

TECHNISCHE UNIVERSITÄT MÜNCHEN

Fachgebiet für Waldinventur und nachhaltige Nutzung

Zur Überlebenswahrscheinlichkeit der Fichte in Mischbeständen:  
Ansätze zur Verbesserung der bioökonomischen Modellierung von Waldbeständen

Verena C. Griess

Vollständiger Abdruck der von der Fakultät Wissenschaftszentrum Weihenstephan für Ernährung, Landnutzung und Umwelt der Technischen Universität München zur Erlangung des akademischen Grades eines  
Doktors der Naturwissenschaften  
genehmigten Dissertation.

Vorsitzender: Univ.-Prof. Dr. R. Schopf  
Prüfer der Dissertation: 1. Univ.-Prof. Dr. Th. F. Knoke  
2. Univ.-Prof. Dr. Dr. h.c. H. Pretzsch  
3. Univ.-Prof. Dr. Chr. Ammer,  
Georg-August-Universität Göttingen  
(nur schriftliche Beurteilung)

Die Dissertation wurde am 29.02.2012 bei der Technischen Universität München eingereicht und durch die Fakultät Wissenschaftszentrum Weihenstephan für Ernährung, Landnutzung und Umwelt am 11.06.2012 angenommen.



Johann Wolfgang von Goethe:

*„Man erblickt nur, was man schon weiß und versteht.“*



# Inhalt

<b>a.</b>	<b>ZUSAMMENFASSUNG.....</b>	<b>1</b>
<b>b.</b>	<b>ABSTRACT .....</b>	<b>5</b>
<b>1</b>	<b>EINLEITUNG.....</b>	<b>9</b>
<b>2</b>	<b>MATERIAL UND METHODEN.....</b>	<b>14</b>
<b>2.1</b>	<b>Identifizierung und Quantifizierung möglicher durch Baumartenmischung entstehender Effekte ..</b>	<b>14</b>
2.1.1	Literaturrecherche .....	15
2.1.2	Metaanalyse.....	16
<b>2.2</b>	<b>Ermittlung der Überlebenszeiten von Fichten in Rein- und Mischbeständen.....</b>	<b>19</b>
2.2.1	Datengrundlage .....	20
2.2.2	Abhängige und unabhängige Variablen .....	22
2.2.3	Ermittlung der Mischungsintensität.....	24
2.2.4	Überlebenszeitanalyse .....	26
2.2.4.1	Kaplan-Meier Überlebenszeitanalyse .....	27
2.2.4.2	Weibull AFT-Modell .....	27
<b>2.3</b>	<b>Verbesserung der bioökonomischen Modellierung.....</b>	<b>29</b>
2.3.1	Änderung der Wuchsleistung .....	29
2.3.2	Änderung der Holzqualität in gemischten Beständen.....	30
2.3.3	Finanzielle Parameter .....	31
2.3.4	Monte-Carlo Simulation zur Integration der Risiken .....	32
<b>3</b>	<b>ERGEBNISSE.....</b>	<b>36</b>
<b>3.1</b>	<b>Metaanalyse zu den Auswirkungen von Mischbeständen .....</b>	<b>36</b>
<b>3.2</b>	<b>Überlebenszeiten von Fichten in Rein- und Mischbeständen .....</b>	<b>39</b>
3.2.1	Kaplan-Meier Analyse .....	39
3.2.2	Modellierung mit Hilfe des Weibull AFT-Modells.....	41
3.2.2.1	Modell A: Darstellung der Mischungsintensität mittels Shannon-Index .....	41
3.2.2.2	Modell B: Darstellung der Mischungsintensität mittels Fichtenanteil .....	47
3.2.3	Berücksichtigung der seit dem letzten Eingriff vergangenen Zeit.....	50
<b>3.3</b>	<b>Ökonomische Modellierung gemischter Bestände .....</b>	<b>53</b>

<b>4</b>	<b>DISKUSSION</b> .....	<b>59</b>
<b>4.1</b>	<b>Ergebnisse der Literaturanalyse</b> .....	<b>59</b>
4.1.1	Wuchsleistung in gemischten Beständen.....	60
4.1.2	Anfälligkeit gegenüber Sturmschäden und Insektenkalamitäten.....	62
<b>4.2</b>	<b>Empirische Überlebenswahrscheinlichkeiten für Fichten in gemischten Beständen</b> .....	<b>64</b>
<b>4.3</b>	<b>Zur Modellwahl für die Überlebenszeitanalyse</b> .....	<b>67</b>
<b>4.4</b>	<b>Ökonomische Relevanz der erhöhten Resistenz von Fichten in Mischbeständen</b> .....	<b>70</b>
<b>5</b>	<b>SCHLUSSFOLGERUNGEN UND AUSBLICK</b> .....	<b>74</b>
<b>6</b>	<b>LITERATUR</b> .....	<b>78</b>
<b>7</b>	<b>ABBILDUNGSVERZEICHNIS</b> .....	<b>92</b>
<b>8</b>	<b>TABELLENVERZEICHNIS</b> .....	<b>94</b>
<b>9</b>	<b>FORMELVERZEICHNIS</b> .....	<b>96</b>
<b>10</b>	<b>ANHANG</b> .....	<b>97</b>
<b>10.1</b>	<b>Veröffentlichung I</b> .....	<b>97</b>
<b>10.2</b>	<b>Veröffentlichung II</b> .....	<b>117</b>
<b>10.3</b>	<b>Veröffentlichung III - Manuskriptversion</b> .....	<b>131</b>
<b>11</b>	<b>LISTE ALLER PUBLIKATIONEN DER AUTORIN</b> .....	<b>155</b>
<b>11.1</b>	<b>Begutachtete Publikationen (<i>peer reviewed</i>)</b> .....	<b>155</b>
<b>11.2</b>	<b>Sonstige Publikationen</b> .....	<b>156</b>
<b>12</b>	<b>DANKSAGUNG</b> .....	<b>157</b>

## a. Zusammenfassung

In der forstwissenschaftlichen Welt – insbesondere der deutschsprachigen – findet der Anbau von Mischbeständen eine breite Zustimmung. Der praktische Waldbau operiert mitunter jedoch weiterhin mit Reinbeständen; dies gilt insbesondere aus einer weltweiten Perspektive. Ein Grund für diese Diskrepanz kann in der bislang immer noch mangelnden ökonomischen Analyse von Mischbeständen gesehen werden, denn die Forschung zu den ökonomischen Konsequenzen aus dem Anbau gemischter Bestände steckt noch in den Kinderschuhen und die Frage, unter welchen Bedingungen ein gemischter Bestand auch ökonomisch vorteilhafter als ein Reinbestand ist, konnte noch nicht abschließend geklärt werden. Dies liegt u.a. auch an der Tatsache, dass Mischbestandeffekte in die bislang verwendeten bioökonomischen Modellansätze nur unzureichend Eingang gefunden haben.

Die vorliegende Studie versucht vor diesem Hintergrund zu einer Verbesserung der bioökonomischen Modellierung gemischter Waldbestände beizutragen. Die Modellverbesserungen sollen u.a. dazu dienen, die folgende grundlegende Hypothese zu testen:

*H<sub>0</sub>: Gemischte Bestände aus Fichte und Buche sind auch unter Berücksichtigung von auf empirischer Basis modellierten Mischbestandseffekten (z.B. einer veränderten Resistenz gegenüber Schadereignissen) aus ökonomischer Sicht weniger vorteilhaft als reine Fichtenbestände.*

Die Arbeit gliedert sich zur Untersuchung dieser Hypothese in drei Hauptabschnitte: A. Eine Literaturanalyse, B. Die Modellierung der Überlebenswahrscheinlichkeit von Fichte in Rein- und Mischbeständen, und, C. Die exemplarische Integration verbesserter Schätzungen der Überlebenswahrscheinlichkeit von Fichte in ein bioökonomisches Modell.

In der Literaturanalyse wurden Misch- und Reinbestände aus Nadel- und Laubhölzern hinsichtlich ökonomisch relevanter ökologischer Eigenschaften untersucht. Mittels einer Metaanalyse zu drei als besonders wichtig bewerteten ökologischen Charakteristika, Wuchsleistung (1), Anfälligkeit hinsichtlich Sturmschäden (2) und Anfälligkeit gegenüber Insektenkalamitäten (3), konnte ein positiver Effekt der Mischung nachgewiesen werden, wobei sich die Mischbestände mit Blick auf die Anfälligkeit hinsichtlich Sturmschäden als besonders vorteilhaft erwiesen. Dieses Ergebnis kann als Stimulus für weitere Studien zur detaillierten Untersuchung ökonomischer Konsequenzen unterschiedlicher

Waldbautechnologien mit dem Ziel einer besseren theoretisch-empirischen Fundierung naturnaher Waldbausysteme gesehen werden. Ziel muss es dabei sein, theoretisch fundierte Managementempfehlungen abzuleiten, durch die ökonomische Konsequenzen etwaiger ökologischer Effekte von Baumartenmischungen nutzbar gemacht, und bewertet werden.

Aufgrund der mittels der Metaanalyse nachgewiesenen besonders großen Vorteile von Mischbeständen im Hinblick auf die Resistenz gegenüber Schadereignissen, wurde in einem zweiten Schritt eine Überlebenszeitanalyse zur Prüfung der Mischungseinflüsse auf die Widerstandsfähigkeit von Fichten (*Picea abies* [L.] Karst.) gegenüber Schadereignissen (insbesondere Windwurf und Insektenkalamitäten) durchgeführt. Hierbei wurde das Überleben von Fichten in Misch- und Reinbeständen auf Basis eines Datensatzes der Rheinland-Pfälzischen Waldzustandserhebung (WZE) analysiert. Der genutzte Datensatz umfasst 9.864 Bäume, von denen 2.866 Fichten im Detail analysiert wurden. Die Daten wurden an 495 Probestellen gewonnen, die seit 1984 regelmäßig inventarisiert wurden. Zur Bewertung der Überlebenswahrscheinlichkeit wurde eine Überlebenszeitanalyse durchgeführt. Ziel war es, die Parameter einer Weibull-Funktion in Abhängigkeit von Standorts-, Bestandes- und Behandlungsvariablen zu schätzen. Die Mischung wurde sowohl über den Shannon-Index, als auch über den Fichtenanteil beschrieben.

Im Einklang mit den Resultaten der Metaanalyse belegen die Ergebnisse einen positiven Effekt der Mischung auf die Überlebenswahrscheinlichkeit der untersuchten Fichten. In Monokulturen durchschnittlicher Wuchskraft, aber auf relativ stabilen Standorten (durchschnittliche Nährstoff- und Wasserversorgung, Böden mittlerer Gründigkeit, einstufiger Bestandesaufbau in hügeligem Gelände) erreichen Fichten das Alter 100 mit einer Wahrscheinlichkeit von 0,80. In Fichtenbeständen mit geringer Beimischung von Laubholz (durchschnittlicher Fichtenanteil 93 %) zeigt sich ein Anstieg der Überlebenswahrscheinlichkeit auf 0,88, während Fichten, die in einem stärker gemischten Bestand mit einem Fichtenanteil von im Mittel 49 % aufwachsen ein Alter von 100 Jahren mit einer Wahrscheinlichkeit von 0,94 erreichen. Eine Beimischung von 51 % führt demnach zu einer Steigerung der Überlebenswahrscheinlichkeit um 14 Prozentpunkte gegenüber Reinbeständen.

Die untersuchten Standortseigenschaften weisen einen noch stärkeren Einfluss auf die Überlebenswahrscheinlichkeit als die Mischung auf. So erreichen Fichten in Reinbeständen auf schlechten Standorten (geringe Nährstoffverfügbarkeit, flachgründige (mäßig) trockene Böden) das Alter 100 mit einer Wahrscheinlichkeit von 0,91. In Beständen mit einem durchschnittlichen Fichtenanteil von 93 % zeigt sich ein Anstieg der Überlebenswahrscheinlichkeit



auf 0,95, während Fichten, die in einem stärker gemischten Bestand mit einem Fichtenanteil von im Mittel 49 % aufwachsen ein Alter von 100 Jahren mit einer Wahrscheinlichkeit von 0,97 erreichen. Eine Beimischung von 51 % führt auf schlechten Standorten demnach zu einer Steigerung der Überlebenswahrscheinlichkeit um 6 Prozentpunkte gegenüber Reinbeständen.

Auf sehr guten Standorten (gute Nährstoffverfügbarkeit, tiefgründige (mäßig) frische bis wechselfeuchte Böden) erweist sich der Effekt der Mischung als am stärksten. Hier erreichen Fichten in Reinbeständen das Alter 100 mit einer Wahrscheinlichkeit von nur 0,15, während eine Beimischung von 7 % Laubholz zu einer Steigerung der Überlebenswahrscheinlichkeit auf 0,34, sowie eine Beimischung von 51 % zu einer Steigerung der Überlebenswahrscheinlichkeit auf 0,60 führt. Im Falle sehr guter Standortseigenschaften führt eine Beimischung von 51 % demnach zu einer Steigerung der Überlebenswahrscheinlichkeit um 45 Prozentpunkte gegenüber Reinbeständen.

Von den untersuchten Standortvariablen zeigte insbesondere eine hohe Wasserverfügbarkeit (feuchter Standort) einen negativen Einfluss auf die Überlebenswahrscheinlichkeit, während geographische Ausprägungen wie Sättel, Täler oder Muldenlagen den stärksten positiven Einfluss aufwiesen. Einen großen Einfluss auf die Überlebenswahrscheinlichkeit hatte auch die seit dem letzten Eingriff vergangene Zeit. Je mehr Zeit nach einem Eingriff verstrichen war, desto weniger anfällig zeigte sich der entsprechende Bestand. In allen Fällen war die Überlebenszeit der Fichten in gemischten Beständen höher als in Reinbeständen.

In einem abschließenden dritten Schritt konnten die zuvor gewonnenen Erkenntnisse zum Überleben von Fichten in Misch- und Reinbeständen zur Verbesserung eines existierenden bioökonomischen Modells von Knoke & Seifert (2008) genutzt werden. Monte-Carlo Simulationen zeigten den höchsten durchschnittlichen Kapitalwert (Summe aller mit 2 % abgezinsten Deckungsbeiträge innerhalb einer Umtriebszeit von 100 Jahren) für Fichtenbestände mit einer geringen Beimischung von 7 % (der Stammzahl) an Buchen. Der Kapitalwert dieses Mischbestandes lag 8 % über dem eines Fichtenreinbestandes, während das Risiko (gemessen anhand der Standardabweichung des Kapitalwertes) um 18 % unter demjenigen des Reinbestandes lag. Ein (Stammzahl-) Anteil der Buche in Höhe von 51 % führte dagegen zu einer Reduktion des durchschnittlichen Kapitalwertes im Vergleich zu einem Fichtenreinbestand um 23 %. Allerdings konnte durch den hohen Buchenanteil und dessen stabilisierende Wirkung auf die Fichten die Standardabweichung des Kapitalwertes, also das Risiko, um 55 % gesenkt werden. Generell konnten durch kleinflächige, gruppenweise Mischung, im Vergleich zu großflä-

chigen Mischungen identischer Mischungsanteile (letztere ohne Baumarteninteraktionen) höhere Kapitalwerte und geringere Risiken erzielt werden.

Somit konnte die Hypothese, Mischbestände seien Reinbeständen aus ökonomischer Sicht unterlegen, widerlegt werden. Ein besonders wichtiger Fingerzeig für die Praxis ist in dem Ergebnis zu sehen, dass schon geringe Beimischungen positive ökonomische Effekte erwarten lassen. Durch überschaubare Anfangsinvestitionen sind damit erhebliche Effizienzgewinne zu erwarten, was die Einbringung zumindest kleiner Mischungsanteile auch für den privatwirtschaftlich ausgerichteten Waldbesitz interessant macht. Die Untersuchungen sind in der Zukunft auch auf andere Baumartenmischungen und auf ungleichaltrige Bestände auszudehnen. Weiterer Anstrengungen bedarf es auch, um eine einleuchtende Begründung für die Stabilisierungseffekte bei nur geringer Beimischung zu finden. Die bisher wissenschaftlich nur wenig untersuchte Theorie, dass durch das unterschiedliche Schwingungsverhalten der Baumarten bei Sturm ein „Aufschaukeln“ der Bestände bis hin zu kritischen Schwingungsamplituden unterbunden wird, erscheint dabei als ein interessanter Ansatz.

**b. Abstract**

In the scientific forestry and forest science community – particularly the German-speaking part of it – establishing mixed species stands is widely endorsed. However, forest managers worldwide still frequently favor mono species stands.

One reason for this is the lack of economic analyses of mixed species stands. Research regarding the consequences of establishing mixed species stands is still in its infancy, thus, under which circumstances a mixed species stand will be more economically advantageous than a mono species stand is not yet fully understood. This is, in part, due to the fact that the effects of mixing species have either not been considered at all within the bioeconomic models used today, or only insufficiently so.

The study at hand therefore is intended to provide an improved bioeconomic model of mixed species stands to, among other aspects, test the following hypothesis:

*H<sub>0</sub>: When modeled on an empirical basis, mixed stands composed of spruce and beech are less favorable than mono species stands from an economic perspective even if other effects of mixing species (such as a change in resistance against hazards) are considered.*

To analyze the above hypothesis, the study is subdivided into three main sections: A. literature review, B. modeling of survival probabilities of spruce (*Picea abies* [L.] Karst.) in mixed- and mono species stands and C. the integration of advanced estimation of survival probability of spruce into a bioeconomic model.

Our review of the literature analyzed economically relevant aspects of the differences in ecological characteristics between mixed- and mono species stands composed of conifers and broad-leafed trees. Through meta-analyses of three ecological characteristics that were considered especially pertinent - (1) growth performance (2), susceptibility towards windthrow (3), and susceptibility towards insect calamities - beneficial effects of mixing tree species were identified. Here, mixtures turned out to be especially advantageous with regard to susceptibility towards windthrow. This result underlines the need for additional, detailed studies of various silvicultural systems in order to develop management prescriptions that maximize these positive effects.

Because of the importance of forest stand resistance against hazards, a second step was to carry out a survival time analysis to estimate the effect of mixing species on the resistance of spruce against hazards, particularly windthrow and insect calamities.

The analysis was carried out using the database of Rhineland-Palatinate's forest damage survey (FDS). The data set comprises 9,864 trees, of which 2,866 spruce trees were analyzed here in detail. The original data was collected on 495 research plots in a series of continuous measurements taken since 1984. To derive an estimation of survival probability, a survival time analysis was used to estimate parameters of a Weibull function, which was dependent on site-, stand- and treatment variables. Species mixture was described using both Shannon index and spruce proportion.

The results obtained indicate positive effects of species mixture on the survival probability of spruce trees: Spruce trees in monocultures on average site conditions (average nutrient and water supply, fairly shallow soil, single level stand structure and a hilly terrain) will reach age 100 with a probability of only 0.80. Even Spruce trees growing in stands with little admixed broadleaves (average spruce proportion of 93 %) show a significant increase in survival probability to 0.88 while spruce trees in more diverse stands with an average spruce proportion of 49 % show a 0.94 probability of reaching age 100. An admixture of 51% beech thus leads to an increase in survival probability of 14 percentage points compared to a pure spruce stand.

The examined site variables show an even stronger influence on survival probability than species mixture. While still present, the effect of mixing tree species is much smaller for spruce trees growing under bad site conditions (low nutrient availability, shallow soils with a dry water supply situation). Spruce trees in monocultures on these sites will reach age 100 with a probability of 0.91. In stands with a spruce proportion of 93 % survival probability increases to 0.95, while spruce trees growing in stands composed of only 49 % spruce reach age 100 with a probability of 0.97. An admixture of 51 % beech thus leads to an increase in survival probability of 6 percentage points on bad sites.

In contrast, the effect of mixing tree species turns out to be most pronounced under very good site conditions (good nutrient availability, deep soils with a mesic moist or periodically wet water supply situation). Here spruce trees in monocultures reach age 100 with a probability of only 0,15 while an admixture of 7 % leads to an increase in survival probability to 0,34, and an admixture of 51 % to an increase to 0,60. On very good site conditions then, an admixture

of 51 % leads to an increase in survival probability of 45 percentage points in comparison to mono species stands.

Of the site variables analyzed, a wet water supply situation showed the strongest negative influence on spruce survival, while terrain such as saddles, anticlines, valleys, trenches or dells showed the strongest positive influence on survival. However, the strongest influence measured was length of time between harvest operations: The more time had passed since the last harvest operation, the less susceptible to damage the stands became. Still, survival probability of spruce was – in all cases – higher in mixed species stands than in monocultures.

In a concluding third step the findings regarding survival probabilities of spruce in mixed- and mono species stands were used to enhance an existing bioeconomic model by Knoke & Seifert (2008). Monte-Carlo simulations showed the highest net present value (sum of all net revenues – discounted with 2 % - during one rotation period) for spruce stands with a small beech admixture of 7 % (of total stems). The net present value of this mixed stand type was 8 % higher than that reached with a spruce monoculture, while risk - measured as standard deviation of net present value - was 18 % lower than that of a single species stand.

An admixture of 51 % beech led to a decrease by 23 % of the average net present value when compared to a spruce monoculture. However, the stabilizing effect of this high proportion of beech trees on spruce reduced the standard deviation of the net present value (ergo the risk) by 55 %. Generally, a more intense species mixture in smaller spatial units (group- or cluster wise mixture) led to higher net present values and lower risks when compared to mixtures of identical proportions in large spatial units (mixture in large blocks without species interactions).

The hypothesis that mixed species stands would economically be inferior to monocultures could therefore be falsified. Of particular relevance to practicing foresters is the result that even mild admixtures will lead to economically positive effects. With relatively small initial investments then, a considerable increase in economic efficiency can be expected. This finding makes the admixture of at least small proportions interesting for the privately owned forest sector as well.

Similar analyses should be carried out for various species mixture proportions and mixtures of other species, as well as uneven aged stands in the future. Furthermore, additional research is necessary in order to provide plausible explanations for stabilization-effects that occur even

when admixtures are kept at a very low level. One theory that merits further inquiry is that the interaction between the varying vibration and pendulum responses of different species to wind can act to prevent a build-up of sway amplitude to a level which results in actual wind damage. This theory has so far only slightly been analyzed and seems to be an interesting approach.

## 1 Einleitung

Seit jeher übt der Mensch Einfluss auf die Struktur der Wälder aus. Insbesondere in dicht besiedelten Regionen wie Mitteleuropa wurde zum einen aus Unkenntnis, zum anderen aufgrund steigenden Holzbedarfs ein enormer Raubbau im Wald verzeichnet, was bis zum Ende des 18. Jahrhunderts zur Zerstörung natürlicher Waldstrukturen und daraus resultierend deutlich bemerkbaren Rohstoffmängeln führte (Hasel & Schwartz 2006).

Obwohl v.a. deutschsprachige Förster und Forstwissenschaftler bereits seit Jahrhunderten darüber diskutieren, ob nicht Mischbestände die bessere Option zur Wiederherstellung der Wälder und Aufrechterhaltung der dauerhaften Versorgung durch die gewünschten Rohstoffe und Dienstleistungen aus dem Wald sein könnten (Hartig 1791; Cotta 1856; Gayer 1886 und andere), wurden zur Befriedigung der Bedürfnisse meist Reinbestände angelegt (Spiecker 2003). Zunächst schienen deren gute Wuchsleistung sowie ihre einfache Bewirtschaftung dies zu rechtfertigen (Puettmann *et al.* 2009). Sowohl die Industrie als auch die Politik unterstützten die Anlage schnellwachsender Reinbestandsplantagen, um den stetig steigenden Bedarf am Rohstoff Holz zu decken (Cossalter & Pye-Smith 2003), eine Praxis die in vielen Ländern auch heute noch gängig ist (Cubbage *et al.* 2007). Die möglichen Vorteile, die Mischbestände aus einer wissenschaftlichen Perspektive bieten, haben die Praxis vielerorts offenbar nicht überzeugt. Doch welche Gründe haben zur fehlenden Überzeugungskraft des Mischbestandskonzeptes geführt?

Die normative Forschung hat in der Forstwissenschaft – insbesondere dem Waldbau (Cotta 1856), aber auch in der Forstökonomie (Endres 1913) – eine langjährige Tradition. Die Besonderheit deterministischer Modelle liegt darin, dass Unsicherheiten der Prognosen nicht quantifiziert werden. Im Gegensatz zu stochastischen Modellen, die es ermöglichen eine gewisse Bandbreite möglicher Werte in einem Modell mit abzubilden, bleiben existierende Risiken, die durch Unsicherheiten hinsichtlich der zukünftigen Entwicklung zahlreicher Parameter gegeben sind in deterministischen Modellen also unberücksichtigt (Palma & Nelson 2010). Wie Armstrong (2007) am Beispiel mariner Ökosysteme belegt, ist die Ableitung von Handlungsempfehlungen in Ökosystemen anhand einfacher deterministischer Modelle unter Ökonomen sehr verbreitet. Den meisten dieser Modelle fehlt es an biologischer Realitätsnähe (Bulte & van Kooten 1999), was im forstwissenschaftlichen Bereich neben ihrer deterministischen Natur auch durch eine Fokussierung auf Reinbestandssituationen bedingt wird (Knoke & Seifert 2008). Es ist also mit den heute existierenden Methoden nur unzureichend möglich,

die ökonomischen Konsequenzen aus dem Anbau gemischter Bestände realitätsnah abzubilden. In der Praxis führen diese Einschränkungen dazu, dass finanzielle Beurteilungen ökonomisch optimierter waldbaulicher Entscheidungen mitunter sehr optimistisch ausfallen (Lucas 1978, Möhring 1986, Knoke *et al.* 2008, Roessiger *et al.* 2011). Möglicherweise eintretende negative Abweichungen vom erwarteten Resultat bleiben unberücksichtigt; eine Einbeziehung des Vorsorgeprinzips ist somit praktisch unmöglich. Allerdings ist Vorsicht eine zentrale Komponente moderner Nachhaltigkeitskonzepte (Hahn & Knoke 2010) und insbesondere für die Berücksichtigung möglicher Zukunftsunsicherheiten essentiell.

Im Rahmen der Modellierung gemischter Bestände wirkt sich der Mangel an biologischer Realitätsnähe besonders negativ aus, da bei der Mischung verschiedener Arten entstehende ökologische Effekte und ihre biophysikalischen Auswirkungen, die eine Kompensation bestehender natürlicher Risiken mit sich bringen können (Pretzsch 2009), unberücksichtigt bleiben. Auch eine durch die Mischung bedingte Verbreiterung des Angebotsspektrums an Produkten aus dem Wald wird vielfach vernachlässigt. Erste Ansätze zur Modellierung einer verbreiterten Angebotspalette wurden zum Beispiel durch Knoke & Wurm (2006), Beinhofer (2010) oder Clasen *et al.* (2011) verfolgt.

In den kommenden Jahrzehnten werden die Anforderungen an ein erfolgreiches forstliches Management stark zunehmen. Der Grund hierfür ist in der zunehmenden Komplexität der zu lösenden Aufgaben zu sehen. Neben der Befriedigung des Bedarfs an Rohstoffen, sowie der Sicherstellung bereits bekannter Dienstleistungen wie Schutz- oder Erholungsleistung, muss das forstliche Management zukünftig auch Reaktionen der Wälder auf ein sich änderndes Klima mit in Betracht ziehen. Hierbei spielt insbesondere die Frage nach Managementalternativen zur Abmilderung bereits heute bemerkbarer Folgen des Klimawandels, wie zunehmende Schäden durch Windwürfe oder Insektenkalamitäten, eine Rolle (Lemprière *et al.* 2008; Williamson *et al.* 2008)

Fragen nach der optimalen Bewirtschaftung eines Bestandes oder auch zur Identifizierung von Managementalternativen, wie einer größeren Naturnähe bei der Bewirtschaftung und ihre ökonomischen Auswirkungen, sind daher heute mehr denn je von entscheidender Bedeutung, doch grundsätzliche Erkenntnisse zu ihrer Beantwortung fehlen oft. Eine intensivere Verschneidung von Waldbau und Forstökonomie (Griess & Knoke 2011) zeigt das große Potential einer umfassenden Betrachtung waldbaulicher Entscheidungsmöglichkeiten. Doch die tatsächliche Einbeziehung von Unsicherheiten in forstökonomische Modelle und damit auch die Beurteilung der Auswirkungen von Unsicherheiten auf waldbauliche Entscheidungen ist noch



immer nicht ausreichend erfolgt. Die vorliegende Untersuchung versucht einen Teil der existierenden Wissenslücken zu ökonomisch relevanten Eigenschaften von Mischbeständen zu füllen. Die detaillierten Ziele und Hypothesen werden im folgenden Abschnitt erläutert.

Das Ziel der vorliegenden Arbeit ist es, zu einer Verbesserung der bioökonomischen Modellierung gemischter Waldbestände beizutragen. Die Modellverbesserungen sollen u.a. dazu dienen, die folgende grundlegende Hypothese zu testen:

*H<sub>0</sub>: Gemischte Bestände aus Fichte und Buche sind auch unter Berücksichtigung von auf empirischer Basis modellierten Mischbestandseffekten (z.B. einer veränderten Resistenz gegenüber Schadereignissen) aus ökonomischer Sicht weniger vorteilhaft als reine Fichtenbestände.*

Die Hypothese lässt sich wie folgt begründen: Insbesondere der Anbau von Fichten (*Picea abies* [L.] Karst.)<sup>1</sup> auf Standorten außerhalb ihres natürlichen Verbreitungsgebietes ist in den letzten Jahren in die Diskussion geraten. Die sonst im Allgemeinen als ökonomisch vorteilhafte, ertragreiche Baumart bekannte Fichte zeigt Schwächen hinsichtlich der Adaptionfähigkeit an sich ändernde Umweltbedingungen. Ihr Anbau ist vielerorts heute mit der Inkaufnahme eines erhöhten Risikos verbunden (z.B. Schütz *et al.* 2006, Valinger & Fridman 2011 oder Albrecht *et al.* 2012). Eine Möglichkeit dieser Problematik entgegenzuwirken ist die Etablierung gemischter Bestände. Mit der vorliegenden Arbeit sollen nun Möglichkeiten aufgezeigt werden, das bestehende Wissen der sonst vielfach unabhängig voneinander agierenden forstlichen Teildisziplinen Forstökonomie und Waldbau hinsichtlich der Konsequenzen aus dem Anbau gemischter Bestände in Mitteleuropa stärker zusammen zu führen.

Die Arbeit gliedert sich dazu in drei Hauptabschnitte: A. Eine systematische Literaturanalyse, B. Die Modellierung der Überlebenswahrscheinlichkeit von Fichte in Rein- und Mischbeständen, und, C. Die exemplarische Integration verbesserter Überlebenswahrscheinlichkeiten in ein bioökonomisches Modell.

Ein erster Schritt zur Erreichung des oben genannten Zieles war es, in der Literatur erwähnte Konsequenzen aus dem Anbau von Rein- und Mischbeständen mit Hilfe eines systematischen Verfahrens zu ermitteln und zu quantifizieren.

---

<sup>1</sup> Sofern die Artbezeichnungen Fichte und Buche im weiteren Text auftauchen sind immer *Picea abies* L. (Fichte) beziehungsweise *Fagus sylvatica* L. (Buche) gemeint.

Zur Strukturierung dieses ersten Schrittes wurden folgende Hypothesen<sup>2</sup> verwendet:

*H<sub>0,1</sub>: Baumarteninteraktionen und Interdependenzen verschiedener Baumarten haben keinen Einfluss auf Wuchsleistung, Anfälligkeit gegenüber Sturmschäden oder Anfälligkeit gegenüber Insektenkalamitäten.*

Und sofern widerlegbar:

*H<sub>0,2</sub>: Baumarteninteraktionen führen zu hauptsächlich negativen Effekten auf Wuchsleistung, sowie Anfälligkeit gegenüber Sturmschäden oder Insektenkalamitäten.*

In einem zweiten Schritt konzentrierte sich die vorliegende Studie auf die Analyse und Modellierung des Überlebens von Fichten in Rein- und Mischbeständen, nachdem sich dieser Aspekt im Rahmen der zuvor durchgeführten Metaanalyse als besonders wichtig erwiesen hatte. Es existieren zwar bereits Informationen zur Überlebenswahrscheinlichkeit verschiedener Baumarten von vorrangigem Anbauinteresse wie Buche und Fichte (siehe Möhring 1986; König 1995; Knoke, Seifert 2008; Beinhofer 2009; Beinhofer 2010; Staupendahl & Zucchini 2011 und andere), diese wurden jedoch ausschließlich für Reinbestände konzipiert. Werden nun Reinbestandsmodelle zur Simulation von Mischbeständen herangezogen, so werden Mischbestände als Summe ihrer Teile behandelt, eine Vorgehensweise die dazu führt, dass die im ersten Schritt der Arbeit nachgewiesenen Interdependenzen ignoriert werden. In der Folge kommt es dann zu der erwähnten geringen biologischen Realitätsnähe der Modellierung.

Um dieser Schwäche der bisherigen bioökonomischen Modellierung zumindest beispielhaft zu begegnen, wurde ein empirischer Datensatz zur Überprüfung der folgenden Hypothese analysiert:

*H<sub>0,3</sub>: Die Überlebenswahrscheinlichkeit von Fichten in Reinbeständen unterscheidet sich nicht von der in gemischten Beständen.*

In einem dritten Schritt wurde ein von Knoke & Seifert (2008) entworfenes bioökonomisches Modell zur Untersuchung von Mischbeständen hinsichtlich der Schätzung der Überlebenswahrscheinlichkeit von Fichten verbessert. Das konzeptionelle bioökonomische Modell, das der Studie zugrunde liegt, wurde von den Autoren mit Hilfe von Literaturangaben konzipiert und konnte ökonomische Vorteile kleinflächiger Mischungen aus Fichte und Buche belegen. Die von Knoke & Seifert (2008) erzielten Resultate sollten nun mit Hilfe der im zweiten

---

<sup>2</sup> Die mit H<sub>0,(i)</sub> bezeichneten Hypothesen sind als Null-Hypothesen gehalten. Ziel war es, diese zu falsifizieren.

Schritt der Arbeit verbesserten Schätzungen der Überlebenswahrscheinlichkeit für Fichte auf ihre Belastbarkeit überprüft werden:

*H<sub>0,4</sub>: Verbesserte Schätzungen der Überlebenswahrscheinlichkeit von Fichten haben keinen Einfluss auf die ökonomische Attraktivität kleinflächig gemischter Bestände.*

Die folgenden Ausführungen stützen sich auf drei im Rahmen dieser Dissertation angefertigte Publikationen, von denen zwei bereits veröffentlicht werden konnten, während eine Studie eingereicht ist (siehe Anhang).

## 2 Material und Methoden

Aktuell gibt es keine allgemeingültige Definition des Begriffes "gemischter Bestand", bzw. "Mischbestand". Johansson (2003) stellte fest, dass allein in Europa zahlreiche verschiedene Definitionen für diese beiden Begriff existieren. In Norwegen und Finnland beispielsweise wird ein Bestand als "Gemischter Bestand" bezeichnet wenn 20 % seiner Fläche durch eine zweite Baumart neben der Hauptbaumart eingenommen werden. In Italien reichen bereits 10 % der Grundfläche, in Schweden müssen es 30 % sein, um einen Mischbestand zu bilden. Umgangssprachlich wird unter einem gemischten Bestand ein Bestand verstanden, der sowohl aus Nadel- als auch aus Laubbäumen besteht. Burkhart *et al.* (1992) stellten folgende Forderung auf: Der Anteil der Art mit der geringsten Häufigkeit soll in einem Mischbestand mindestens 10 % der gesamten Grundfläche ausmachen. Eine vergleichbare Definition verwendete bereits Gayer (1886). Diese fand auch im Rahmen der zweiten Bundeswaldinventur BWI<sup>2</sup> Verwendung (Polley *et al.* 2003).

In der vorliegenden Arbeit wird davon ausgegangen, dass sich ein Mischbestand mehr durch so genannte „Mischbestandseffekte“ auszeichnet, als durch bestimmte Baumartenanteile. Es handelt sich also um einen Mischbestand, wenn sich in einem aus mehreren Baumarten zusammengesetzten Bestand andere ökologische bzw. ökonomische Effekte ergeben, als durch die proportional zum Flächenanteil der beteiligten Baumarten gewichtete Addition der Effekte zweier oder mehrerer Reinbestände zu erwarten wäre. Bei den erwähnten Mischbestandseffekten kann es sich beispielsweise um eine im Mischbestand geänderte Resistenz gegenüber Schadereignissen einer oder mehrerer Baumarten, um eine geänderte Holzqualität, um ein verändertes Wachstum oder um die Kompensation von ökonomischen Risiken handeln.

### 2.1 Identifizierung und Quantifizierung möglicher durch Baumartenmischung entstehender Effekte

Wie oben bereits erwähnt, wurde als erster Schritt zur Erreichung der in Abschnitt 1 genannten Ziele eine systematische Literaturrecherche durchgeführt. Die Ergebnisse und Erkenntnisse dieses ersten Teils der vorliegenden Arbeit wurden in einem englischsprachigen wissenschaftlichen Journal („*Canadian Journal of Forest Research*“) veröffentlicht (Griess & Knoke 2011, Veröffentlichung I im Anhang). Die entsprechenden Passagen lehnen sich im Folgenden an diese Publikation an.

Besonders wichtige Effekte, die möglicherweise einen Einfluss auf finanzielle Risiken und Erträge aufweisen können (Knoke & Seifert 2008), sind die Wuchsleistung eines Bestandes, sowie die Anfälligkeit gegenüber Sturmwürfen oder Insektenkalamitäten. Ein dritter Aspekt von ökonomischer Relevanz, der im Rahmen der Diskussion um Vor- und Nachteile gemischter Bestände häufig zur Sprache kommt, ist ein möglicher Qualitätsverlust des Holzes in den räumlichen Kontaktbereichen, an denen verschiedene Baumarten direkt aufeinander treffen (Röhrig *et al.* 2006). Der Aspekt der Holzqualität wurde jedoch im Rahmen der vorliegenden Untersuchung nicht berücksichtigt.

Um die in der Literatur vorliegenden Informationen zu Wuchsleistung und Anfälligkeit gegenüber Schadereignissen zu quantifizieren, wurden drei Metaanalysen durchgeführt. Eine Metaanalyse ist eine Zusammenfassung von Primäruntersuchungen unter Zuhilfenahme quantitativer, statistischer Mittel (Bortz *et al.* 2009). Sie ermöglicht eine direkte Bewertung der Auswirkung von Baumartenmischungen auf Wuchsleistung bzw. Anfälligkeit gegenüber Schadereignissen.

### 2.1.1 Literaturrecherche

Die zur Durchführung der Analyse für alle drei Faktoren (Wuchsleistung, Anfälligkeit gegenüber Sturmwurf, Anfälligkeit gegenüber Insektenkalamitäten) notwendigen Informationen wurden im Rahmen einer Literaturrecherche zusammengetragen. Hierbei wurden neben der wissenschaftlichen Datenbank „ISI Web of Knowledge“ auch die Suchmaschinen “Google scholar” und “Scirus” genutzt. Gesucht wurde nach verschiedenen Kombinationen englischsprachiger Suchbegriffe, insbesondere: *mixed species, forest, growth, species interactions, windthrow, pests, resistance, temperate, boreal, intercropping* und *hazard*. Unter den gefundenen Studien wurden anschließend nur solche ausgewählt, die Informationen zu Misch- und Reinbeständen enthielten, die auf gleichen Standorten gewonnen wurden. Weiterhin wurden nur solche Studien herangezogen, deren Ergebnisse sich auf Baumarten bezogen, die in borealen Nadelwäldern und den nördlichen gemäßigten Breiten vorkommen. Eine detaillierte Liste aller für die vorliegende Arbeit genutzten Untersuchungen finden sich in Kapitel 10.1, Veröffentlichung I.

### 2.1.2 Metaanalyse

Zur Durchführung der Metaanalyse mussten zunächst die Ergebnisse der im Rahmen der Literaturrecherche gefundenen Studien in Form eines Effektstärkeparameters für das Ergebnis jeder einzelnen Studie zusammengefasst werden (XiangDong *et al.* 2007). In unserem Fall stellt der Effektstärkeparameter die Intensität des Einflusses der Mischung auf die Wachstumsleistung, die Anfälligkeit gegenüber Windwurf sowie die Anfälligkeit gegenüber Insektenkalamitäten dar. Es gibt verschiedene Möglichkeiten die Effektstärke abzubilden. Für die vorliegende Studie wurde der ‘‘Hedges’ d Index’’ (Hedges 1981) genutzt, den man als standardisierte mittlere Differenz der untersuchten Größen bezeichnen kann. Beim Effektstärkeparameter  $d$  handelt es sich um eine dimensionslose Zahl, die nicht von der Maßeinheit der Ursprungsdaten abhängt. Der Effektstärkeparameter wird wie folgt berechnet:

$$d = \left[ \frac{M_E - M_C}{SD} \right] J$$

**Gleichung 1: Effektstärkeparameter**

$M_E$  ist hierbei der Mittelwert der Versuchsgruppe (experimental group, im vorliegenden Fall die Mischbestände),  $M_C$  der Mittelwert der Kontrollgruppe (control group),  $SD$  die zusammengesetzte Standardabweichung (standard deviation, im vorliegenden Fall die Reinbestände) und  $J$  ein Korrekturfaktor (Borenstein *et al.* 2009).  $J$  wird eingesetzt um die Entstehung zu großer Schätzwerte zu verhindern, was insbesondere bei kleinen Stichproben der Fall sein kann (Gurevitch & Hedges 2001).

$J$  wird wie folgt berechnet:

$$J = 1 - \left[ \frac{3}{4(N_E + N_C - 2) - 1} \right]$$

**Gleichung 2: Korrekturfaktor**

Die zusammengesetzte (gewichtete) Standardabweichung  $SD$  wird aus der Standardabweichung der Versuchs- sowie der Standardabweichung der Kontrollgruppe berechnet:

$$SD = \sqrt{\frac{(N_E - 1)(SD_E)^2 + (N_C - 1)(SD_C)^2}{N_E + N_C - 2}}$$

**Gleichung 3: Standardabweichung**

Hierbei ist  $N_E$  die Stichprobengröße der Versuchsgruppe und  $N_C$  die Stichprobengröße der Kontrollgruppe.

Die Effektstärke wird direkt durch  $d$  abgebildet. Unterscheidet sich  $d$  nicht signifikant von Null, wurde kein Effekt nachgewiesen (Cohen 1988). Werte größer Null weisen darauf hin, dass der Versuch einen positiven Einfluss auf die untersuchte Größe hat. Hierbei sind Effektstärkeparameter von rund 0,2 als kleine, von rund 0,5 als mittlere und von rund 0,8 als starke Einflüsse zu verstehen (Cohen 1988). Weiterhin ist zu berücksichtigen, dass in neueren Forschungsfeldern, in denen die Versuchs- und/oder Kontrollgruppen vergleichsweise klein sind, auch die Effektgrößen klein ausfallen (Cohen 1988). Auch wenn das gegebene forstwissenschaftliche Forschungsthema nicht unbedingt neu ist, so ist es doch durch die natürlichen Beschränkungen möglicher Experimente (lange Versuchslaufzeit, heterogene Standorte, Einflüsse der Behandlung, Einflüsse der Herkunft der Baumarten usw.) in der Zahl zu erwartender, tatsächlich vergleichbarer Studien eingengt, die in einem deutlichen Kontrast zu möglichen Versuchsgruppengrößen beispielsweise in der medizinischen Forschung stehen.

Die Varianz von  $d$  wird genutzt um gewichtete durchschnittliche Effekte über alle eingebrachten Studien, sowie die Konfidenzintervalle dieser Effekte abzubilden (Rustad *et al.* 2001). Die Varianz wird mittels einer Standardmethode berechnet:

$$v = \left[ \frac{N_E + N_C}{N_E N_C} \right] + \left[ \frac{d^2}{2(N_E + N_C)} \right]$$

**Gleichung 4: Varianz des Effektstärkeparameters**

Unter Zuhilfenahme der Varianz  $v$  kann ein Gewichtungsfaktor  $w$  errechnet werden. Dieser erlaubt es, die Stichprobengröße der eingebrachten Studien zu berücksichtigen.

$$w = \frac{1}{v}$$

**Gleichung 5: Gewichtungsfaktor**

In einem letzten Schritt werden die Ergebnisse der einzelnen Studien miteinander in Verbindung gebracht. Ziel ist die Berechnung der kumulierten Effektstärke  $d^+$  sowie deren Varianz  $s^2(d^+)$ :

$$d^+ = \frac{\sum wd}{\sum w}$$

**Gleichung 6: Kumulierte Effektstärke**

$$s^2(d^+) = \frac{1}{\sum w}$$

**Gleichung 7: Varianz der kumulierten Effektstärke**

Unter Zuhilfenahme der kumulierten Effektstärke  $d^+$  sowie der entsprechenden Varianz  $s^2(d^+)$  wird geprüft, ob sich die Effektstärke signifikant von Null unterscheidet. Hierzu wird ein 95 % Konfidenzintervall der Effektstärke  $d^+$  kalkuliert. Umfasst der Bereich zwischen oberer und unterer Grenze des Konfidenzintervalls den Wert Null nicht, so ist die Hypothese eines fehlenden Effektes widerlegt.



## 2.2 Ermittlung der Überlebenszeiten von Fichten in Rein- und Mischbeständen<sup>3</sup>

Als zweiter Schritt zur Erreichung der unter Kapitel 1 genannten Ziele wurde anschließend eine Überlebenszeitanalyse auf Basis der im Rahmen einer Langzeitinventur gewonnenen Daten für die Baumart Fichte durchgeführt. Auch die Ergebnisse und Erkenntnisse dieses zweiten Teils der vorliegenden Arbeit wurden entsprechend dem Inhalt des folgenden Kapitels in einem englischsprachigen wissenschaftlichen Magazin („*Forest Ecology and Management*“) veröffentlicht (Griess *et al.* 2012), siehe Veröffentlichung II im Anhang). Die entsprechenden Passagen lehnen sich im Folgenden an diese Veröffentlichung an.

Von entscheidender Bedeutung hinsichtlich der ökonomischen Leistung von Misch- und Reinbeständen ist die Überlebenswahrscheinlichkeit der beteiligten Baumarten. Diese bildet die Wahrscheinlichkeit ab, mit der eine anvisierte Umtriebszeit bzw. ein angestrebtes Bestandesalter erreicht werden kann. Obgleich viele Praktiker schon lange vermuten, dass Mischbestände weniger anfällig gegenüber Windwurf und Insektenkalamitäten sind und entsprechende Nachweise in einer Reihe von Publikationen zu finden sind (siehe auch Kapitel 2.1.1), scheinen Funktionen zur Überlebenswahrscheinlichkeit von Fichte in Rein- und Mischbeständen, die auf Basis von Landesinventuren abgeleitet wurden, nicht zu existieren. Dies bedeutet auch, dass Interdependenzen zwischen verschiedenen Baumarten, die in einem Mischbestand einen positiven Einfluss haben können, in aktuell verwendeten bioökonomischen Modellen, die häufig auf Wachstumsmodellen wie SILVA (Pretzsch & Kahn 1998; Pretzsch *et al.* 2002), TreeGrOSS (Nagel *et al.* 2006) oder BWINPro (Nagel *et al.* 2010) aufsetzen, nicht mit abgebildet werden können.

Um diesem Mangel exemplarisch zu begegnen, wurden die Daten der Waldzustandserhebung, einer langfristig angelegten Inventur, die in allen deutschen Bundesländern sowie in vergleichbarer Weise in europäischen Nachbarländern durchgeführt wird, am Beispiel des Bundeslandes Rheinland-Pfalz ausgewertet.

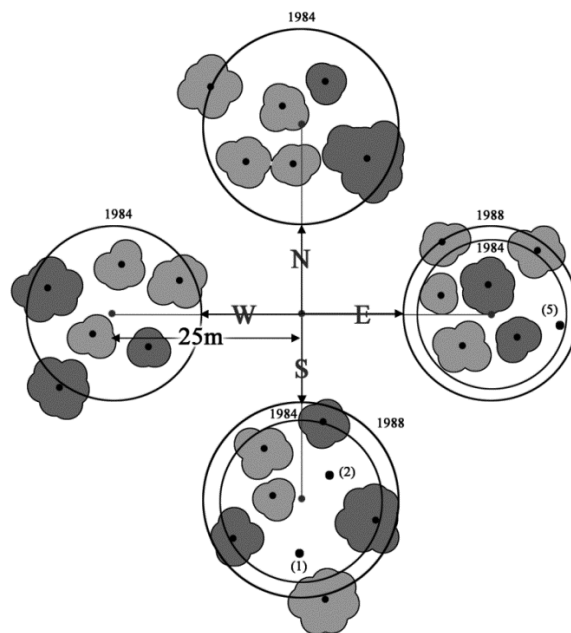
---

<sup>3</sup> Die Durchführung dieses Untersuchungsschrittes wurde durch die freundliche Unterstützung der Forstlichen Versuchsanstalt Rheinland-Pfalz (FVA), insbesondere Herrn F. Engels durch die Überlassung entsprechender Daten, sowie Dr. K. Staupendahl der Fakultät für Forstwissenschaften und Waldökologie, Georg-August-Universität Göttingen durch die Überlassung eines R-Skriptes, das im Rahmen der Arbeit weiterentwickelt wurde, ermöglicht. Ihnen sei an dieser Stelle ein besonderer Dank ausgesprochen.

### 2.2.1 Datengrundlage

Die Beschreibung der Vorgehensweise bei der Waldzustandserhebung (WZE) in Rheinland-Pfalz fasst die für die vorliegende Untersuchung relevanten Aspekte zusammen und ist Engels *et al.* (1999) entnommen. Die Waldzustandserhebung hat das Ziel, Kronenzustände zu erfassen und Daten zur Entwicklung des Waldzustandes zu erheben. Sie wird seit 1984 regelmäßig nach einem standardisierten Verfahren durchgeführt (Kennel & Zwirgmaier 1985). Insgesamt wurden in Rheinland-Pfalz so an 495 Inventurpunkten 9.864 Bäume aufgenommen, davon 2.866 Fichten. Zur Senkung der Kosten wurden Vollaufnahmen ab 1991 nur alle drei bis vier Jahre durchgeführt. In den Jahren dazwischen wurde die Inventur auf einer Unterstichprobe durchgeführt, die sich an einem Gitternetz mit der Seitenlänge 4 km x 12 km orientiert. Hieraus ergeben sich für die Unterstichprobe 162 Inventurpunkte mit einer Gesamtzahl von 3.888 beteiligten Bäumen.

Die Daten für die vorliegende Analyse wurden auf Inventurpunkten gewonnen, die auf den Eckpunkten eines landesweiten Gitternetzes mit einer Seitenlänge von 4 km x 4 km, ausgerichtet am Gauß-Krüger-Koordinatensystem angelegt wurden. Entsprechend können die Daten als repräsentativ für ganz Rheinland-Pfalz erachtet werden. An jedem Gitternetzpunkt, der auf Wald fällt, wurden vier Satellitenstichproben (Probepunkte) angelegt (Abbildung 1).



**Abbildung 1:** Inventurpunkt mit vier 6-Baum-Stichproben. Im dargestellten Fall wurden im Jahr 1988 drei Inventurbäume ersetzt (verändert nach Engels *et al.* 1999).

Die Inventurpunkte werden üblicherweise in Form eines Kreuztrakts, mit einer Armlänge von 25 m angelegt, der an den Haupt-Himmelsrichtungen ausgerichtet wird. Die Enden der Traktarme sind die Mittelpunkte der Probepunkte. An den vier Probepunkten werden jeweils Informationen über die sechs dem Mittelpunkt des Probefläche am nächsten stehenden Bäume gesammelt, insgesamt also Informationen zu 24 Bäumen pro Inventurpunkt. Die Bäume müssen der oberen Kronenschicht, also den Kraftschen Klassen 1-3 angehören (Tabelle 1). Sie werden markiert und nummeriert und sind durch ihre Lage im Gitternetz sowie die Baumnummer eindeutig identifizierbar. Liegen ein oder mehrere Traktarme außerhalb des Waldes, so kann vom Muster abgewichen werden, indem die Arme beispielsweise gekürzt, oder die Mittelpunkte der Probekreise verlegt werden. Die Distanz zwischen dem Mittelpunkt der Probefläche und den Bäumen oder die Fläche des Probekreises werden jedoch nicht mit erfasst.

**Tabelle 1: Kraftsche Klassen (nach Burschel & Huss 2003)**

Gruppen des Klassifikationssystems nach Kraft (1884)		
Klasse	Status	Teil der Inventur
1	Vorherrschende Bäume mit ausnahmslos kräftig entwickelten Kronen.	Ja
2	Herrschende i.d. Regel den Hauptbestand bildende Bäume mit verhältnismäßig gut entwickelten Kronen.	Ja
3	Gering mitherrschende Bäume. Kronen zwar noch ziemlich normal geformt (ähnlich Klasse 2) aber verhältnismäßig schwach und eingengt.	Ja
4	Beherrschte Bäume. Kronen mehr oder weniger verkümmert, entweder von allen Seiten zusammengedrückt oder einseitig fahnenförmig entwickelt. a) im wesentlichen noch schirmfrei b) bereits unterständig	Nein
5	Ganz unterständige Bäume. a) mit lebensfähiger Krone b) mit absterbender oder bereits abgestorbener Krone.	Nein

Waldbestände, in denen Inventurpunkte zu liegen kommen, werden weiterhin regulär genutzt. Sofern Inventurbäume im Rahmen einer Durchforstung entnommen werden oder aufgrund eines Schadens ausfallen, werden sie im Rahmen der Inventur durch den nächsten Baum ersetzt, der in kürzester Distanz zum Mittelpunkt des Probepunktes zu finden ist.

Abgestorbene Bäume verbleiben in der Stichprobe bis die Kronen gänzlich frei von Reisig sind. Alle gewählten Ersatzbäume müssen mindestens mitherrschend sein und bekommen ebenfalls fortlaufende Nummern (beginnend mit 7 für den ersten Ersatzbaum). Sofern ein ganzer Probepunkt ausfällt oder im Rahmen einer Durchforstung entnommen wird, wird er durch einen Punkt in dem ihm nachfolgenden Bestand am gleichen Standort ersetzt, sobald sich dieser gebildet hat. In der Zwischenzeit wird er als ausgefallener Punkt mit in der Stich-

probe weitergeführt. Sofern ein Bestand kahlgeschlagen wird oder in eine andere Bodennutzungsart überführt wird, werden die darin befindlichen Probepunkte aus der Inventur entfernt.

### 2.2.2 Abhängige und unabhängige Variablen

Die Beschreibung der erhobenen Daten wird nach unabhängigen und abhängigen Variablen strukturiert. Unabhängige Variablen (zum Beispiel Bodenqualität oder Nährstoffversorgung) üben einen Einfluss auf die abhängige Variable (zum Beispiel den Zustand eines Baumes) aus. Da die vorliegende Analyse das Überleben von Bäumen untersucht, wird die Variable, die den Zustand eines Baumes umschreibt, genutzt, um unsere abhängige Variable, die Überlebenswahrscheinlichkeit, abzuleiten. Hierbei werden Bäume, die den Status 1, 3 oder 4 (Tabelle 2) aufweisen, als “tot” gewertet. Diese Kategorie umfasst auch solche Bäume, die in einem Ausmaß geschädigt sind, dass sie nicht weiter als produktiver Teil des Bestandes gewertet werden können.

**Tabelle 2: Möglicher Status eines Baumes, der Bestandteil der Inventur ist, sowie Überblick über die Datengrundlage. SD = Standardabweichung**

<b>Fichte, vollständiger Datensatz</b>				
Code	Status	N	Durchschn. Alter [Jahre]	SD
0	vorhanden und lebend	1748	70,2	26,1
1	vorhanden und lebend, aber erheblich beschädigt	39	45,6	24,5
2	vorhanden und lebend, aber umgesetzt in Kraftsche Klasse 4 oder 5	26	48,8	13,7
3	vorhanden, aber abgestorben oder geworfen	88	67,5	21,8
4	nicht mehr vorhanden wg. Kalamitätsnutzung	281	71,6	28,3
5	nicht mehr vorhanden wg. regulärer Nutzung	401	53,7	24,9
6	nicht mehr vorhanden aus unbek. Gründen/nicht mehr auffindbar	283	44,3	30,8
		<i>Total</i>	<i>2,866</i>	

Im Rahmen der WZE wurden Informationen zu zahlreichen weiteren Variablen erfasst. Diese Variablen umfassen hauptsächlich Informationen, die Standortseigenschaften beschreiben, welche gemeinhin als wichtige Faktoren für die Anfälligkeit eines Bestandes hinsichtlich Windwurf oder Insektenkalamitäten gelten. Diese Variablen sind die unabhängigen Variablen der vorliegenden Analyse, da ihre Ausprägungen die abhängige Variable, nämlich die Überlebenswahrscheinlichkeiten der Bäume in der Stichprobe, beeinflussen. Alle berücksichtigten unabhängigen Variablen sind in Tabelle 3 dargestellt. Das Alter – ebenfalls eine unabhängige Variable – wird hier nicht gesondert aufgeführt.

Zur Darstellung des Einflusses der Standortsgüte wurden weiterhin zwei mögliche Standorte definiert (Tabelle 4).

**Tabelle 3: Unabhängige Variablen**

Variable		Ausprägung
X <sub>1</sub>	Wasserverfügbarkeit	1 – (nass-)feucht 2 – (mäßig) frisch 3 – (mäßig) trocken 4 – wechselfeucht
X <sub>2</sub>	Nährstoffversorgung	1 – arm 2 – mittel 3 – reich
X <sub>3</sub>	Geländebedingung	1 – Ebene, Plateau 2 – Rücken, Kuppe, Sattel 4 – Oberhang (3); Hang, Mittelhang (4); Unterhang (5) 6 – Tal, Bachgrund, Mulde, Rinne
X <sub>4</sub>	Gründigkeit	1 – flach 2 – mittel 3 – tief
X <sub>5</sub>	Boden Skelett	1 – steinfrei 2 – steinig 3 – Skelettboden
X <sub>6</sub>	Höhenlage	Mittlere Geländehöhe ü. NN
X <sub>7</sub>	Gradient	Dimensionslose Zahl [1,-1]
X <sub>8</sub>	NS Gradient	Kosinus der Exposition
X <sub>9</sub>	WO Gradient	Sinus der Exposition
X <sub>10</sub>	Mischung (Shannon)	1 – $H' = 0$ 2 – $0 > H' < 1$ 3 – $1 \leq H'$
<i>- X<sub>10</sub> ist vom gewählten Modell abhängig -</i>		
X <sub>10</sub>	Mischung (Fichtenanteil)	1 – Fichtenanteil $\leq 80\%$ 2 – Fichtenanteil $>80\% < 100\%$ 3 – Fichtenanteil 100%
X <sub>11</sub>	Mischungsform	1 – ungemischt 2 – einzeln 3 – truppweise 4 – flächig
X <sub>12</sub>	Bestandesaufbau	einstufig mehrstufig
X <sub>13</sub>	Kronenschluss	1 – dicht 2 – locker 3 – kein Kronenschluss
X <sub>14</sub>	Zeit seit dem letzten Eingriff	1 – $< 3$ Jahre 2 – 3 - 6 Jahre 3 – $> 6$ Jahre

**Tabelle 4: Definition guter und schlechter Standorte**

	Nährstoffverfügbarkeit	Wasserverfügbarkeit	Gründigkeit
Guter Standort	reich	(mäßig) frisch; wechselfeucht	tief
Schlechter Standort	arm	(mäßig) trocken	flach

### 2.2.3 Ermittlung der Mischungsintensität

Ob ein Baum in einem Rein- oder Mischbestand anzutreffen war, konnte unter Zuhilfenahme des aus dem Forsteinrichtungswerk vorliegenden Parameters „Baumartenanteil“ ermittelt werden, der den prozentualen Flächenanteil jeder Baumart am jeweiligen Inventurpunkt angibt. Allerdings gilt diese Information immer für einen ganzen Waldbestand und nicht unbedingt für den einzelnen Inventurpunkt. Neben dieser Angabe aus dem Forsteinrichtungswerk besteht die Möglichkeit, die Artenanteile bzw. die Mischungsintensität mittels eines für jeden Inventurpunkt abgeleiteten Diversitätsindex anzugeben, zum Beispiel dem Shannon-Index.<sup>4</sup>

An jedem der Inventurpunkte wurden 24 Bäume aufgenommen. Unter Zuhilfenahme dieser Information kann der Shannon-Index (Shannon & Weaver 1949) für jeden Inventurpunkt ermittelt werden. Der Shannon-Index  $H'$  wird wie folgt berechnet:

$$H' = - \sum_{i=1}^s p_i * \ln p_i$$

**Gleichung 8: Shannon-Index**

$$p_i = \frac{n_i}{N}$$

**Gleichung 9: Relative Vorkommenshäufigkeit der einzelnen Baumarten**

Hierbei ist  $p_i$  die relative Häufigkeit mit der eine Baumart  $i$  an der Gesamtzahl der Individuen  $N$  beteiligt ist. Typische Shannon-Indizes, die zur beispielhaften Beschreibung möglicher Mischungsintensitäten herangezogen wurden, sind in Tabelle 5 dargestellt. Spezies 2, 3 und 4 können hier sowohl Laub- als auch Nadelhölzer, wie Kiefer oder Lärche sein, die mit Fichte

<sup>4</sup> Die angegebenen Mischungen beziehen sich stets auf Einzelbaumkollektive am Inventurpunkt. Es handelt sich dabei nicht um Flächen-, sondern um Stammzahlanteile. Hierauf wird in der Diskussion genauer eingegangen.

in Mischung stehen, Beimischungen aus Laubholz dominieren jedoch deutlich. Die Anzahl der Gruppen – in unserem Fall drei – sowie das Spektrum an Mischungen, das von den Gruppen jeweils abgedeckt wird, ergaben sich aus den tatsächlichen Häufigkeitsverteilungen der Werte in den untersuchten Inventurdaten.

**Tabelle 5: Überblick über die Shannon-Indizes, die zur Beschreibung verschiedener Bestandestypen herangezogen wurden.**

Bestandestyp	Shannon-Index [ $H'$ ]	Durchschnitt $H'$	Beispielhafter Bestand für $H'$			
			Fichte	Spezies 2	Spezies 3	Spezies 4
Reinbestand	$H' = 0$	0	100%	-	-	-
Gemischter Bestand a	$0 < H' < 1$	0,4	83%	17%	-	-
Gemischter Bestand b	$1 \leq H'$	1,2	50%	25%	17%	8%

Als Reinbestände werden für die weiteren Analysen nur solche Bestände verstanden, die aus einer einzigen Baumart bestehen. Der zweite Bestandestyp „Gemischter Bestand a“ umfasst verschiedene mögliche Mischungen. Der durchschnittliche Shannon-Index von 0,4 beschreibt zum Beispiel einen Fichtenbestand mit einer Mischbaumart, wobei die Fichte 83 % der Bäume und die Mischbaumart 17 % der Bäume ausmacht. Ein Shannon-Index von 1,2 beschreibt hingegen beispielsweise einen Bestand, der aus vier Baumarten zusammengesetzt ist, von denen die Fichte 50 %, die zweite Baumart 25 %, die dritte 17 % und die vierte 8 % der Bäume repräsentiert.

Jeder Shannon-Index kann dabei jedoch auch für andere Mischungsanteile stehen, die zu einem entsprechenden Shannon Wert führen. So kann ein durchschnittlicher Shannon-Index von 0,4 neben Beständen, die aus 83 % Fichte und einem Anteil einer Mischbaumart von 17 % bestehen, auch solche Bestände beschreiben, die aus 88 % Fichte, sowie einem Anteil von 4 % einer ersten Mischbaumart, sowie einem Anteil von rund 8 % einer zweiten Mischbaumart bestehen. Da die Ergebnisse der vorliegenden Analysen aber in Modelle für die praktische Anwendung einfließen sollen, wurde neben der Berechnung des Shannon-Index der Fichtenanteil für jeden Inventurpunkt errechnet und in die Analyse mit einbezogen. Die Einbeziehung der Fichtenanteile als unabhängige Variable soll eine leichtere praktische Handhabung der resultierenden Überlebenswahrscheinlichkeiten ermöglichen.

#### 2.2.4 Überlebenszeitanalyse

Unter Zuhilfenahme der univariaten Kaplan-Meier Analyse wurde zunächst ein Überblick über die Unterschiede in der Überlebenswahrscheinlichkeit von Fichten in Misch- und Reinbeständen gewonnen. Bei der Kaplan-Meier Analyse handelt es sich um ein nichtparametrisches Verfahren zur Schätzung der Überlebensfunktion im Rahmen einer Ereigniszeitanalyse. Die zu Grunde liegenden Daten können für diese Analyse rechtszensiert sein, was bedeutet, dass auch Datensätze, bei denen das untersuchte Ereignis (hier der Ausfall eines Baumes) während des Beobachtungszeitraumes nicht eingetreten ist, in die Analyse mit einbezogen werden können.

Da jedoch insbesondere im Hinblick auf den Einfluss spezifischer Standortparameter auf die Überlebenswahrscheinlichkeit eine Aussage getroffen werden soll, bietet sich die Verwendung statistischer Modelle an, die mit mehr als einer Einfluss nehmenden Variable operieren können, sogenannte multivariate Verfahren. Neben der Verwendung multivariater *proportional hazard* Modelle (PH-Modelle) stehen hier *accelerated failure time* Modelle (AFT-Modelle) zur Verfügung (z.B. Staupendahl & Zucchini 2011). Für AFT-Modelle wird angenommen, dass die erklärenden Variablen die Lebensdauer eines Individuums entweder verkürzen oder verlängern, was zum Namen dieses Modelltyps führte (Bradburn *et al.* 2003a). In vorliegender Arbeit wird ein AFT-Modell angewendet, um die Wirkung der unabhängigen Variablen auf die Parameter Weibull verteilter Daten zur Überlebenswahrscheinlichkeit zu erforschen. Als Hilfsmittel zur Modellierung der Überlebenskurven wird die Weibull-Funktion verwendet.

Bei der Weibull-Funktion (Weibull 1951) handelt es sich um eine flexibles Modell, welches häufig zur Analyse von Überlebenszeiten herangezogen wird (Kouba 2002; Holecý & Hanewinkel 2006; Staupendahl & Zucchini 2011, Griess *et al.* 2012). Die Funktion kann durch nur zwei Parameter beschrieben werden und ist dennoch im Stande, verschiedene Kurvenformen sehr flexibel abzubilden. Analysen, die auf der Weibull-Verteilung basieren, können sowohl als AFT-Modell, als auch als PH-Modell interpretiert werden (Bradburn *et al.* 2003a). Die Weibull-Funktion ist mit beiden Verfahren kompatibel (Kay & Kinnersley 2002; Lambert *et al.* 2004).



### 2.2.4.1 Kaplan-Meier Überlebenszeitanalyse

Die Kaplan-Meier Überlebenszeitanalyse (Kaplan & Meier 1958) ist eine Methode zur Erzeugung grafischer Darstellungen von Überlebenszeit- oder Hazard-Funktionen für Ereigniszeitanalysen. Es handelt sich dabei um eine monoton fallende, rechtsstetige Treppenfunktion, die Sprünge an allen beobachteten Ereigniszeiten aufweist (Plante 2009). Die grundsätzliche Idee ist, dass Zeitintervalle durch Ereignisse definiert werden und nicht vor der Berechnung festgelegt werden (Ziegler *et al.* 2007). Ein neues Zeitintervall wird also durch ein Ereignis – z.B. den Ausfall eines Baumes – definiert.

Der Kaplan-Meier Schätzer ist eine nicht parametrische Maximum-Likelihood-Schätzung der Überlebenszeit  $S(t)$  (Therneau 1999). Er wird wie folgt berechnet:

$$S(t) = \prod_{t_i \leq t} \frac{n_i - d_i}{n_i}$$

**Gleichung 10: Kaplan-Meier Schätzer**

Hierbei ist  $S(t)$  die Überlebenswahrscheinlichkeit für ein Zeitintervall  $t$ ,  $n_i$  ist die Anzahl der untersuchten Objekte zu Beginn des jeweiligen Zeitintervalls  $t_i$ , und  $d_i$  ist die Anzahl der Objekte, die im Verlauf des Zeitintervalls  $t_i$  ausfallen.

Im Rahmen der vorliegenden Untersuchung wurde die Kaplan-Meier Überlebenszeitanalyse genutzt, um einen ersten Überblick über die zu erwartenden Ergebnisse für Fichten in Misch- und Reinbeständen zu erhalten. Stärker ins Detail gehende Analysen sind nach dieser Methode jedoch schwierig, weil nur das Alter als Erklärungsgröße verwendet wird.

### 2.2.4.2 Weibull AFT-Modell

Das multivariate parametrische Weibull-Modell zur Schätzung von Überlebenszeiten (Bradburn *et al.* 2003a, Bradburn *et al.* 2003b, Clark *et al.* 2003) kann als AFT-Modell gehandhabt werden. Hierbei wird der Einfluss der unabhängigen Variablen auf den Lageparameter (scale-Parameter) der Weibull-Funktion getestet. Je größer der Lageparameter ist, desto gestreckter ist die sich ergebende Verteilung der Überlebenszeiten. In der klassischen Betrachtung ergeben sich die Parameter der Weibull-Funktion durch Bestimmung der Ausgleichsgerade im linearisierten Weibull-Wahrscheinlichkeitsdiagramm (Ronniger 2011).

Die auf der Weibull-Funktion basierende Überlebenskurve für  $t > 0$  ist nach Glomb (2007) definiert als:

$$S(t) = \exp\left[-\left(\frac{t}{\beta}\right)^\alpha\right]$$

**Gleichung 11: Auf der Weibull-Funktion basierende Überlebensfunktion nach Glomb (2007)**

Hierin ist  $\beta$  der scale- (Lageparameter) und  $\alpha$  der shape-Parameter (Formparameter). Der Formparameter  $\alpha > 0$  ermöglicht die Identifizierung mit dem Alter steigender ( $\alpha > 1$ ), abfallender ( $\alpha < 1$ ) oder konstanter Risiken ( $\alpha = 1$ ), die dann entsprechend als altersbezogene Risiken interpretiert werden können, wie es für Windwurf oder Schneebruch der Fall ist, beziehungsweise als Risiken, die nicht mit dem Alter korrelieren. Der Formparameter beschreibt also die Art des Risikos auf eine leicht interpretierbare Weise (Staupendahl & Zucchini 2011).

Die verwendeten WZE Daten enthalten nicht für alle Bäume Informationen über ihr Auscheiden. Für die Bäume, die zum Zeitpunkt der letzten Inventur noch nicht tot waren oder ausgefallen sind, ist der in der Zukunft liegende Ausfallzeitpunkt noch unbekannt. Solche Datensätze sind rechtszensiert. Durch die Nutzung eines Modells, welches mit zensierten Daten umgehen kann, wird dies jedoch berücksichtigt (Crawley 2009). Das Weibull-Modell ist im Stande mit zensierten Daten zu operieren.

Das Statistikprogramm „R“ (R Development Core Team 2011) wurde schließlich genutzt, um Überlebenszeitregressionsmodelle mittels der Funktion `survreg` anzupassen<sup>5</sup>. Hierbei handelt es sich um ein Lage-Skalen verteiltes Modell (*location-scale model*) für eine willkürliche Transformation der Zeit-Variable, also um eine Verteilung die mit Hilfe der zwei Parameter *location* und *scale* parametrisiert werden können.

Für die vorliegende Analyse wurde eine log Transformation – also eine Übertragung der Verteilung in das doppelt logarithmische Diagramm (Weibullnetz) – angewendet, was zu einem AFT-Modell führt. Die angenommene Wahrscheinlichkeitsverteilung des Ausfallzeitpunktes (*event age*) wurde anschließend entsprechend einer durch Therneau (2010) vorgeschlagenen Methode parametrisiert:

---

<sup>5</sup> Bei der Anpassung des R-Skriptes sowie der Klärung der statistischen Methodik wurde ich von R. Acevedo, F. Härtl (Fachgebiet für Waldinventur & Nachhaltig Nutzung, TUM) und A. Böck (Lehrstuhl für Mathematische Statistik, TUM) unterstützt. Ihnen sei an dieser Stelle ein besonderer Dank ausgesprochen.

survreg's scale =  $1/(\text{Weibull distribution shape})$

und

survreg's intercept =  $\log(\text{Weibull distribution scale})$ .

Auf diesen Grundlagen aufbauend wurde der Datensatz schrittweise analysiert.

### **2.3 Verbesserung der bioökonomischen Modellierung**

Die finanziellen Konsequenzen aus den im Rahmen der Literaturanalyse dieser Arbeit (Griess & Knoke 2011) ermittelten Effekten von Baumartenmischungen sollten abschließend einer genaueren Analyse unterzogen werden. Hierzu wurde das von Knoke & Seifert (2008) entworfene konzeptionelle bioökonomische Modell mit Hilfe verbesserter Schätzungen von Überlebenswahrscheinlichkeiten (die aus den im Rahmen dieser Studie entwickelten AFT-Modellen entnommen wurden) für Fichte realitätsnäher gestaltet. Auch die Ergebnisse und Erkenntnisse dieses dritten Teils der vorliegenden Arbeit sollen entsprechend dem Inhalt des folgenden Kapitels in einem englischsprachigen wissenschaftlichen Magazin veröffentlicht werden. Die folgenden Passagen lehnen sich daher an das entsprechende Manuskript an (Griess & Knoke, *in Vorbereitung*, siehe Veröffentlichung III - Manuskriptversion im Anhang).

Neben dem Effekt einer gesteigerten Resistenz gegenüber Windwurf und Kalamitäten, dem in Schritt 2 der vorliegenden Arbeit nachgegangen wird (siehe Abschnitt 2.2), berücksichtigt das bioökonomische Modell mögliche in einem Mischbestand entstehende Effekte auf die Wuchsleistung nach Kennel (1965), sowie eine mögliche Änderung in der Holzqualität aufgrund von theoretischen Überlegungen (vgl. Knoke & Seifert 2008). Welche Überlegungen und Daten der Berücksichtigung der beiden letzteren Effekte zugrunde liegen wird im Folgenden erläutert.

#### **2.3.1 Änderung der Wuchsleistung**

Hinsichtlich der Änderung der Wuchsleistung in gemischten Beständen im Vergleich zur Wuchsleistung in Monokulturen gibt es Untersuchungen für eine Vielzahl an Baumarten (Morin *et al.* 2011). Für die von uns untersuchte Baumart Fichte existieren Studien z.B. von Kennel (1965), Pretzsch (2003, 2005), Pretzsch & Schütze (2009) oder Vallet & Pérot (2011).

In dem Artikel von Knoke & Seifert (2008) wurden zunächst die Ergebnisse einer grundlegenden und frühen Arbeit von Kennel (1965) zur Berücksichtigung der Änderung der Wuchs-

leistung in gemischten Beständen herangezogen. Um eine Vergleichbarkeit der Ergebnisse zu gewährleisten, wird diese Vorgehensweise hier unverändert übernommen. Den ökonomischen Konsequenzen der Wuchsleistung in gemischten Beständen muss aber in Zukunft noch eingehender und auf einer verbreiterten ertragskundlichen Grundlage nachgegangen werden. Die für Mischbestände angenommene Wuchsleistung wird also hier entsprechend den Ergebnissen der ursprünglichen Arbeit von Kennel (1965) angepasst. Laut Kennel (1965) ergibt sich in einem gemischten Bestand aus 50 % Fichte und 50 % Buche für Fichten eine Steigerung des Volumenzuwachses um 15 %, während die Wuchsleistung von Buchen um 13 % abnimmt. Neueren Untersuchungen von Pretzsch (2005) sowie Pretzsch & Schütze (2009) konnten die Ergebnisse von Kennel (1965) – zumindest auf bestimmten Standorten, wie solchen, die den bayerischen Voralpen typisch sind, bestätigen

Bei der Interpretation des Einflusses der Baumartenmischung auf die Wuchsleistung ist allerdings zu beachten, dass die Effekte sehr standortsabhängig sind (Pretzsch 2005; Vallet & Pérot 2011). So zeigte z.B. Pretzsch (2005), dass Fichtenbestände auf guten bis sehr guten Standorten bis zum Alter 100 eine Gesamtwuchsleistung zwischen 1.170 und 1.967 m<sup>3</sup>/ha erreichen können, sich also bereits durch spezifische Standorte Unterschiede von fast 800 m<sup>3</sup>/ha ergeben können.

Die Höhe des entstehenden Einflusses der Mischung auf den Volumenzuwachs wurde durch Knoke & Seifert (2008) bestimmt, indem eine 50:50 (%) Mischung zugrunde gelegt wurde und der Effekt linear, analog zu den sich ändernden Baumartenanteilen, angepasst wurde. So konnte ein Anpassungsfaktor für die Korrektur der finanziellen Ergebnisse proportional zur Änderung der Wuchsleistung ermittelt werden (Tabelle 6).

### **2.3.2 Änderung der Holzqualität in gemischten Beständen**

Der Anbau von Bäumen in gemischten Beständen wirkt sich auch auf die Holzqualität aus (Röhrig *et al.* 2006). Insbesondere in kleinflächig gemischten Beständen kann die Holzqualität durch Randeffekte beeinflusst werden, die dort auftreten, wo zwei Baumarten aufeinander treffen (Knoke & Seifert 2008). Längere Kronen bei Fichten, sowie eine Verschiebung des Verhältnisses von Ast- zu Stamm-Biomasse, oder aber auch gekrümmte Stämme können die Folge sein (Seifert 2004). Weiterhin ist in gemischten Beständen mit einer Minderung der Holzqualität der Buche aufgrund von Rissen und Druckholz zu rechnen, welches durch erhöhten Stress vermehrt gebildet wird (Beimgraben 2002; Bleile 2006). Zur Integration einer sinkenden Holzqualität in gemischten Beständen in die Simulation wurde der Anteil der Grenz-

bäume, die in Randzonen wachsen, für jeden Mischungstyp unter Annahme einer gruppenweisen Mischung berechnet und ein entsprechender Anpassungsfaktor zur Korrektur der erwarteten Deckungsbeiträge abgeleitet (Tabelle 6).

**Tabelle 6: Anpassungsfaktoren für den Nettoerlös entsprechend den Änderungen in Wuchsleistung und Holzqualität in einem gemischten Bestand aus Buche und Fichte (aus Knoke & Seifert 2008).**

Anpassungsfaktor für den Nettoerlös	Fichtenanteil (%)											
	0	10	20	30	40	50*	60	70	80	90	100	
<b>Für Änderung der Wuchsleistung</b>												
Buche	1,00	0,97	0,94	0,91	0,89	<b>0,87</b>	0,87	0,87	0,87	0,87	–	
Fichte	–	1,15	1,15	1,15	1,15	<b>1,15</b>	1,12	1,09	1,06	1,03	1,00	
<b>Für Änderung der Holzqualität</b>												
Buche	1,00	0,98	0,96	0,94	0,92	<b>0,90</b>	0,90	0,90	0,90	0,90	–	
Fichte	–	0,95	0,95	0,95	0,95	<b>0,95</b>	0,96	0,97	0,98	0,99	1,00	

\* Werte aus der Literatur (Kennel 1965) oder auf Basis theoretischer Erwägungen im Fall der Holzqualität. Die weiteren Werte sind Interpolationen.

### 2.3.3 Finanzielle Parameter

Zur Beschreibung der ökonomischen Konsequenzen, die aus dem Anbau der verschiedenen Bestandestypen (siehe Abschnitt 2.3.4) entstehen, wurden gängige finanzielle Parameter genutzt.

Zur Quantifizierung der finanziellen Vorteilhaftigkeit jedes Bestandestypes wurde der Kapitalwert – englisch: net present value (NPV) – genutzt. Der Kapitalwert ist eine Kennziffer aus dem Bereich der dynamischen Investitionsrechnung (Thommen & Achleitner 2009). Der Kapitalwert einer Investition ist die Summe aller auf den heutigen Zeitpunkt diskontierten (abgezinsten) Geldflüsse (also der Barwerte) – sowohl Einzahlungen als auch Auszahlungen – die durch ein Investment entstehen. Die Diskontierung erfolgt mittels eines zuvor festzulegenden Zinssatzes, dem Diskontierungsfaktor, der im vorliegenden Fall entsprechend gängiger Raten zur Beurteilung forstlicher Investments in Deutschland auf 2 % festgelegt wurde<sup>6</sup>.

Wenn Investoren zwei oder mehr Anlagen (in unserem Fall Baumarten), die eine voneinander unabhängige Variabilität finanzieller Ergebnisse mit sich bringen, miteinander mischen, dann profitieren sie von Diversifikationseffekten, wie einer möglichen Risikokompensation (Markowitz 1952). Während eine der Anlagen möglicherweise ein unerwartet hohes Ergebnis er-

<sup>6</sup> Benitez *et al.* (2007) haben eine Regressionsgerade zur Ableitung von risikoadjustierten Kalkulationszinssätzen aufgestellt, die den Kalkulationszinssatz in Abhängigkeit vom Länderrisikoindex schätzt. Aus dieser Regressionsgeraden ergibt sich für forstliche Investments in Deutschland ein mittlerer Kalkulationszinssatz in Höhe von 2,1 %.

zielt, kann das der anderen geringer ausfallen und umgekehrt. Die Portfoliotheorie beschreibt und quantifiziert die Möglichkeit, das Risiko, welches mit einem erwarteten Gewinn verbunden ist zu reduzieren, oder bei vordefiniertem Risiko den Ertrag zu steigern, indem die Anteile der einzelnen Anlagen am Gesamtportfolio gezielt ausgewählt werden (Knoke *et al.* 2005). Die Standardabweichung der Erträge (in unserem Falle sind hiermit die Kapitalwerte gemeint) wird üblicherweise dazu genutzt die Volatilität und damit das Risiko eines Investments abzubilden. Bei gleichem Erlös weist eine höhere Standardabweichung somit auf ein höheres Risiko hin. Das Risiko stellt also die Möglichkeit dar, dass das finanzielle Ergebnis – der Kapitalwert - geringer ausfällt als erwartet (Knoke & Wurm 2006). Allerdings gibt es, abgesehen von der Standardabweichung der Erträge, noch eine Vielzahl anderer finanzieller Risikomaße die umfassend von Hildebrandt & Knoke (2011) diskutiert werden. In vorliegender Dissertation wird dennoch lediglich die Standardabweichung als klassisches Risikomaß verwendet, da methodische Aspekte der Risikoquantifizierung aus finanzieller Sicht nicht im Vordergrund der Untersuchung standen.

### **2.3.4 Monte-Carlo Simulation zur Integration der Risiken**

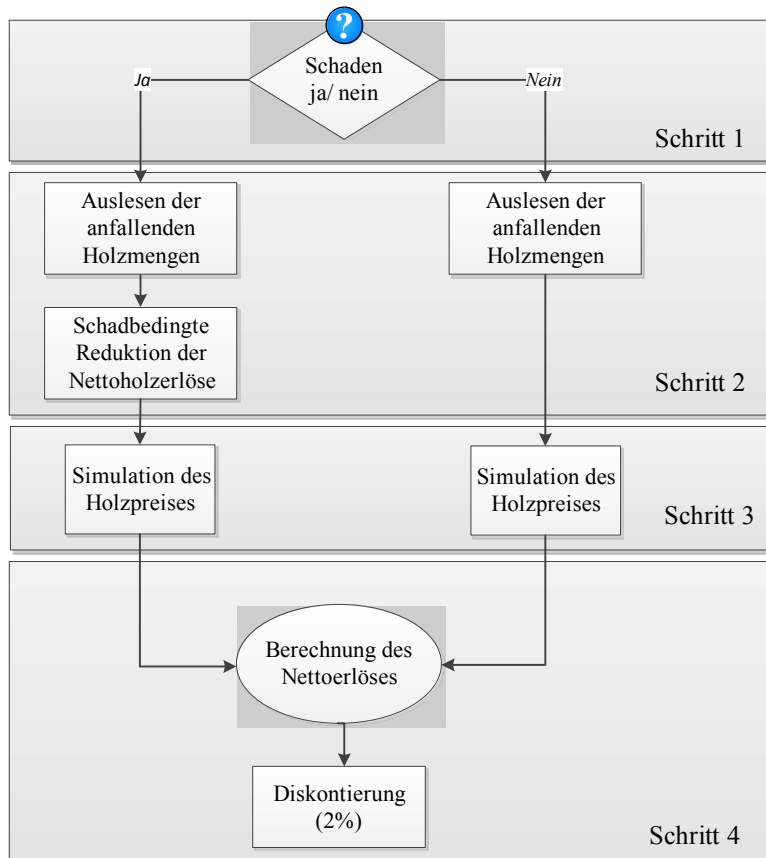
Um die oben beschriebenen Effekte der Baumartenmischung in eine ökonomische Bewertung mit einzubeziehen, wurden für sechs Bestandestypen, basierend auf Modell B der Überlebenszeitanalyse (Abschnitt 3.2.2.2), Monte-Carlo Simulationen (MCS) durchgeführt (siehe auch Knoke 2007a; Knoke 2007b oder Knoke *et al.* 2005). MCS werden üblicherweise genutzt, um stochastische Prozesse zu analysieren, indem die möglichen Ausprägungen verschiedener Werte mit Hilfe von Zufallszahlen simuliert und in ein Modell integriert werden (Vose 2009). Eine Stärke der MCS liegt in der Möglichkeit, verschiedene Quellen von Risiken, die die Verteilung der finanziellen Ergebnisse beeinflussen, gleichzeitig in einem Modellansatz zu berücksichtigen. Entsprechend ist die Methode gut geeignet, um mögliche Handlungsalternativen des forstlichen Managements und ihre Konsequenzen realistisch abzubilden (Knoke & Wurm 2006).

Folgende Bestandestypen wurden getestet, wobei sich die verwendeten Mischungsanteile aus den zuvor durchgeführten statistischen Analysen zur Überlebenswahrscheinlichkeit der Fichte auf Standorten durchschnittlicher Güte ergaben:

1. Buche im Reinbestand,
2. Fichte im Reinbestand,
3. 93 % Fichte und 7 % Buche (kleinflächige, gruppenweise Mischung),
4. 49 % Fichte und 51 % Buche (kleinflächige, gruppenweise Mischung),
5. 93 % Fichte und 7 % Buche (großflächige, blockweise Mischung)
6. 49 % Fichte und 51 % Buche (großflächige, blockweise Mischung).

Das Vorgehen im Rahmen der MCS orientierte sich an einer vorhergegangenen Untersuchung von Knoke & Wurm (2006), welche zur Abbildung der Interaktionen in Mischbeständen mit geänderten Überlebenswahrscheinlichkeiten (Griess *et al.* 2012) bzw. einer modifizierten Wuchsleistung und Holzqualität (Knoke & Seifert 2008) verschnitten wurde.

Für jeden der sechs Bestandestypen wurden 1.000 Szenarien mit für jeden Eingriffszeitpunkt zufällig variierenden Nettoerlösen berechnet. Zu jedem Eingriffszeitpunkt war ein Ausfall der beteiligten Baumart möglich, der mit Hilfe einer Binomialverteilung simuliert wurde. Die Häufigkeit der simulierten Ausfälle wurde dabei durch Ausfallraten gesteuert, die anhand der im zweiten Teil dieser Arbeit geschätzten Überlebenswahrscheinlichkeiten abgeleitet wurden. Jedes der 1.000 Szenarien umfasste 10 Perioden á 10 Jahre, also einen Gesamtproduktionszeitraum von 100 Jahren. Das Vorgehen ist schematisch für einen Simulationslauf für eine bestimmte Periode in Abbildung 2 dargestellt. Eine detailliertere Darstellung findet sich z.B. bei Knoke & Wurm (2006) oder Nürnberger (2011).



**Abbildung 2: Vereinfachtes Ablaufschema der Monte-Carlo Simulation.**

In einem ersten Schritt wurde das Produktionsrisiko nach Griess *et al.* (2012) simuliert. In einem zweiten Schritt wurden die Mengen des zum Verkauf anfallenden Holzes berechnet, die sich aus der Entwicklung der Bestandesdaten abhängig vom Alter zum Erntezeitpunkt bzw. zum Zeitpunkt eines Schadens ergeben. Ist ein Schadereignis simuliert worden, so wurde der Deckungsbeitrag des zum Verkauf anfallenden Holzes um 50 % reduziert (Schritt 2). In beiden Fällen (mit und ohne Schadereignis) wurden bei der Ermittlung der anfallenden Holzmengen auch die zu erwartenden Änderungen der Wuchsleistung und der Holzqualität in gemischten Beständen durch die entsprechenden Anpassungsfaktoren (Tabelle 6) berücksichtigt. In einem dritten Schritt wurde schließlich der zufällige, aber unter Berücksichtigung der Korrelation zwischen Fichte und Buche schwankende, Holzpreis für jede Periode ausgelesen und entsprechend den Änderungen der Holzqualität in gemischten Beständen reduziert (Schritt 3). Der Nettoerlös (Deckungsbeitrag) wurde am Ende mit 2 % diskontiert (Schritt 4). Das beschriebene Vorgehen wurde für jede der 10 Perioden eines Simulationslaufes durchgeführt, wobei insgesamt 1.000 Simulationsläufe (also 10.000 Perioden) berechnet wurden. Die jeweilige Summe der diskontierten Deckungsbeiträge, über die 10 jeweils betrachteten Perioden hinweg, bildet ein Maß für den finanziellen Ertrag, den Kapitalwert.



Die Effekte, die aufgrund der Interaktionen in gemischten Beständen auftreten, sind durch die Intensität der Mischung geprägt (siehe Abschnitt 3.2). Daher wurde neben der Simulation der Streuung der finanziellen Erträge für kleinflächig gemischte Bestände (Bestandestypen 3 und 4 mit gruppenweiser Mischung) eine zweite Simulation durchgeführt, bei der von einer Mischung in großen Blocks ausgegangen wurde (Bestandestypen 5 und 6 ohne Baumarteninteraktionen), was z.B. einem Betrieb, der sowohl aus Fichten- wie auch aus Buchenreinbeständen zusammengesetzt ist, entspricht. Die Ergebnisse beider Simulationen wurden dann miteinander verglichen.

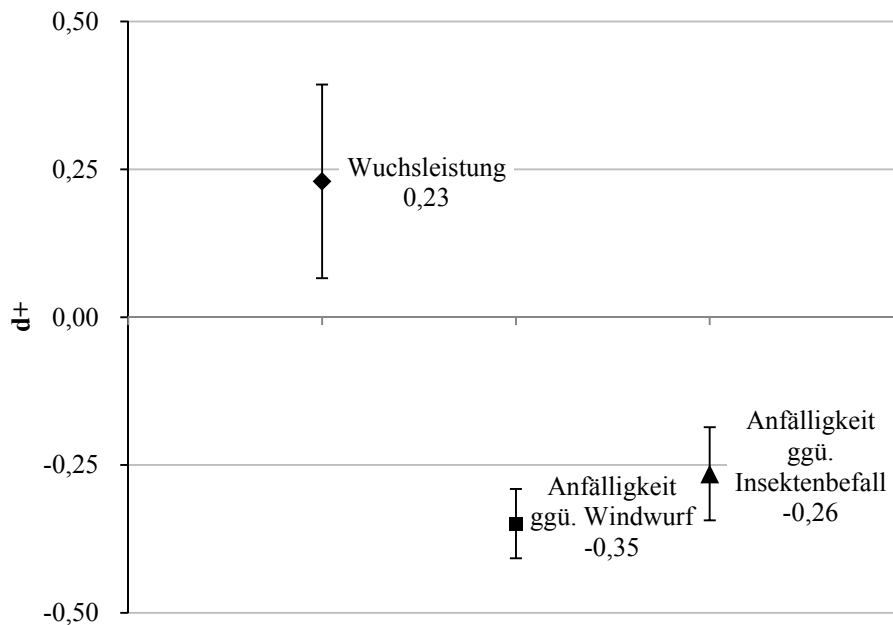
Die 1.000fache Wiederholung der Produktionszyklen im Rahmen der MCS erlaubt es, die Streuung der finanziellen Erträge als Maß für das sich ergebende finanzielle Risiko des jeweiligen Bestandestyps zu interpretieren.

Die zugrunde liegenden Wuchsdaten wurden unter Zuhilfenahme des Waldwachstumssimulators SILVA (Pretzsch & Kahn 1998; Pretzsch *et al.* 2002) basierend auf Standortbedingungen für Süddeutschland (Tertiäres Hügelland) und eines von Knoke (2003) entwickelten Fortschreibungsansatzes für Buche modelliert, wobei eine konservative waldbauliche Behandlungsform angenommen wurde (Niederdurchforstung für Fichte und Zufallsauswahl für Buche, siehe Knoke & Seifert 2008).

### 3 Ergebnisse

#### 3.1 Metaanalyse zu den Auswirkungen von Mischbeständen

Für alle drei analysierten Eigenschaften - Wuchsleistung, Anfälligkeit gegenüber Windwurf und Anfälligkeit gegenüber Insektenbefall - ergab sich ein signifikant positiver Effekt einer Baumartenmischung (Abbildung 3).



**Abbildung 3: Kumulierte Effektgröße  $d^+$  und 95 % Konfidenzintervall für Wuchsleistung, Anfälligkeit gegenüber Windwurf sowie Anfälligkeit gegenüber Insektenkalamitäten in gemischten Beständen im Vergleich zu Reinbeständen (verändert nach Griess & Knoke 2011).**

Die kumulierte Effektgröße für die Analyse von Unterschieden in der Wuchsleistung in gemischten Beständen im Vergleich zu Reinbeständen ist  $d^+=0,23$ . Die Grenzen des Konfidenzintervalls liegen bei 0,07 und 0,39. Der Auswertung nach der Wuchsleistung liegen acht Studien zugrunde, die insgesamt 14 verschiedene Arten umfassen. Von den acht Studien zeigten drei positive Effekte der Mischung auf die Wuchsleistung, fünf wiesen negative Effekte auf, wie in Tabelle 7 dargestellt. Alle acht Studien wurden anschließend zusammengeführt, um die Hypothesen  $H_{0,1}$  und  $H_{0,2}$  („Baumarteninteraktionen und Interdependenzen verschiedener Baumarten haben keinen Einfluss auf Wuchsleistung, Anfälligkeit gegenüber Sturmschäden oder Anfälligkeit gegenüber Insektenkalamitäten“ und sofern widerlegbar „Baumarteninteraktionen führen zu hauptsächlich negativen Effekten auf Wuchsleistung, sowie Anfälligkeit ge-

genüber Sturmschäden oder Insektenkalamitäten“) zu prüfen. Für die Analyse der Wuchsleistung schlägt die sehr umfangreiche Datenbasis der fundierten Analyse nach Pretzsch & Schütze (2009) durch. Blicke diese Studie unberücksichtigt, würde sich hinsichtlich der Wuchsleistung kein signifikanter Unterschied zwischen Misch- und Reinbeständen ergeben.

**Tabelle 7: Effektstärken der Studien zur Wuchsleistung in Rein- und Mischbeständen (verändert nach Griess & Knoke 2011).**

Studie	$\sum w$	$\sum wd$	$d^+$	$s^2(d^+)$
Amoroso & Turnblom (2006)	8,89	-0,99	-0,11	
Brown (1992)	32,9	13,28	0,4	
Chen <i>et al.</i> (2003)	5,4	-1,41	-0,26	
Erickson <i>et al.</i> (2009)	8,12	-4,67	-0,58	
Gobakken & Naasset (2002)	0,95	0,63	0,66	
Johansson (2003)	0,92	-0,75	-0,81	
Kennel (1965)	17,65	-0,57	-0,03	
Pretzsch & Schütze (2009)	74,21	28,72	0,39	
<b>Gesamt</b>	<b>149,04</b>	<b>34,24</b>	<b>0,23</b>	<b>0,0067</b>

Die Studien, die für die Analyse hinsichtlich der Anfälligkeit gegenüber Windwurf zur Verwendung kamen, decken die in Zentraleuropa am häufigsten angebauten Baumarten ab. Alle sieben für eine quantitative Auswertung geeigneten Studien wiesen einen positiven Effekt der Mischung auf die Anfälligkeit gegenüber Sturmschäden auf. Ein negatives Vorzeichen der kumulierten Effektstärke  $d^+$  beschreibt hier eine sinkende Anfälligkeit der untersuchten Bestände gegenüber Sturmschäden (Tabelle 8).

**Tabelle 8: Effektstärken der Studien zur Anfälligkeit gegenüber Sturmschäden in Rein- und Mischbeständen (verändert nach Griess & Knoke 2011).**

Studie	$\sum w$	$\sum wd$	$d^+$	$s^2(d^+)$
Heupel & Block (1991)	282,6	-161,57	-0,57	
König (1995)	49,88	-7,04	-0,14	
Rau (1995)	99,18	-24,54	-0,25	
Schmid-Haas & Bachofen (1991)	141,32	-96,27	-0,68	
Wangler (1974)	495,42	-99,76	-0,2	
Winterhoff (1995)	99,51	-18,55	-0,19	
Zindel (1991)	148,52	-40,07	-0,27	
<b>Gesamt</b>	<b>1167,9</b>	<b>-407,74</b>	<b>-0,35</b>	<b>0,0009</b>

Wie in Abbildung 3 zu sehen, ist ein deutlicher positiver Effekt der Baumartenmischung auf die Resistenz gegenüber Sturmgefahren nachweisbar. Die kumulierte Effektgröße beträgt  $d^+ = -0,35$ , die obere und untere Grenze des Konfidenzintervalls liegt bei -0,29 und -0,40. Die

gegebenen Ähnlichkeiten in den Resultaten der untersuchten Studien spiegeln sich im Konfidenzintervall wider, welches im Vergleich zu den beiden anderen Metaanalysen die geringste Spannweite aufweist. Das Ergebnis zeigt also einen signifikant vorteilhaften Effekt der Mischung auf die Anfälligkeit gegenüber Sturmschäden. Die Null-Hypothesen, dass sich keine oder überwiegend negative Effekte aus Mischungen ergeben, können somit als widerlegt gelten.

Für die Analyse des Mischungseffektes hinsichtlich der Anfälligkeit gegenüber Insektenkalamitäten konnten fünf Studien herangezogen werden, von denen drei vorteilhafte Effekte auf die Anfälligkeit aufzeigten (Tabelle 9). Auch hier beschreibt ein negatives Vorzeichen der kumulierten Effektstärke  $d^+$  eine sinkende Anfälligkeit der untersuchten Bestände.

**Tabelle 9: Effektstärken der Studien zur Anfälligkeit gegenüber Insektenkalamitäten in Rein- und Mischbeständen (verändert nach Griess & Knoke 2011).**

Studie	$\sum w$	$\sum wd$	$d^+$	$s^2(d^+)$
MacLean (1980)	129,29	-67,91	-0,53	
Moore <i>et al.</i> (1991)	149,51	18,07	0,12	
Vehviläinen <i>et al.</i> (2006)	150	-0,61	-0,004	
Bergeron <i>et al.</i> (1995)	147,91	33,67	0,23	
Su <i>et al.</i> (1996)	148,54	-38,98	-0,26	
<b>Gesamt</b>	<b>644,73</b>	<b>-170,75</b>	<b>-0,26</b>	<b>0,0016</b>

Auch hier wurden die fünf Studien zur Prüfung unserer Hypothesen zusammengeführt und die kumulierte Effektstärke wurde ermittelt. Wie in Abbildung 3 zu sehen ist, weist die Mischung auch einen im Durchschnitt vorteilhaften Effekt hinsichtlich der Anfälligkeit gegenüber Insektenkalamitäten auf. Die kumulierte Effektgröße ist  $d^+ = -0,26$  die Grenzen des Konfidenzintervalls liegen bei -0,19 und -0,34. Auch in diesem Fall umfassen die obere und untere Grenze des Konfidenzintervalls den Wert Null nicht. Die Hypothese

*H<sub>0,1</sub>: „Baumarteninteraktionen und Interdependenzen verschiedener Baumarten haben keinen Einfluss auf Wuchsleistung, Anfälligkeit gegenüber Sturmschäden oder Anfälligkeit gegenüber Insektenkalamitäten.“*

kann somit insgesamt als widerlegt gelten.

Die Ergebnisse zeigen signifikant vorteilhafte Effekte der Auswirkung von Baumartenmischungen auf alle drei untersuchten Eigenschaften. Auch die zweite Hypothese

$H_{0,2}$ : „*Baumarteninteraktionen führen zu hauptsächlich negativen Effekten auf Wuchsleistung, sowie Anfälligkeit gegenüber Sturmschäden oder Insektenkalamitäten.*“

kann somit als widerlegt gelten.

## **3.2 Überlebenszeiten von Fichten in Rein- und Mischbeständen**

### **3.2.1 Kaplan-Meier Analyse**

Die Ergebnisse der Kaplan-Meier Analyse zeigen, dass Fichten, die in gemischten Beständen erzogen werden, eine tendenziell höhere Überlebenswahrscheinlichkeit aufweisen als Fichten in Reinbeständen. Für beide geprüften Methoden zur Quantifizierung der Mischung, einmal unter Nutzung des Shannon-Index (Abbildung 4), zum zweiten unter Verwendung des Fichtenanteils (Abbildung 5) als unabhängige Variable zur Bewertung der Mischungsintensität, stimmen die Ergebnisse in der Tendenz überein.

Da im Rahmen dieser einfachen Analyse jedoch eine Reihe von zusätzlichen auf die Überlebenswahrscheinlichkeit wirkenden Variablen den tatsächlichen Effekt der Mischung verwischen könnten, sind weitere Analysen mit Hilfe eines verfeinerten Modellansatzes notwendig. Der Kaplan-Meier Schätzer liefert eine durchschnittliche Überlebenswahrscheinlichkeit für Fichte im Alter 100 von 0,7. Ein Ergebnis, das mit einer Auswertung anderer Daten mit einer anderen Methode durch Möhring (1986) übereinstimmt. Auch mit weiteren Studien zeigen sich Übereinstimmungen (siehe Beinhofer 2009), weshalb die vorliegende Datengrundlage als plausibel erachtet werden kann.

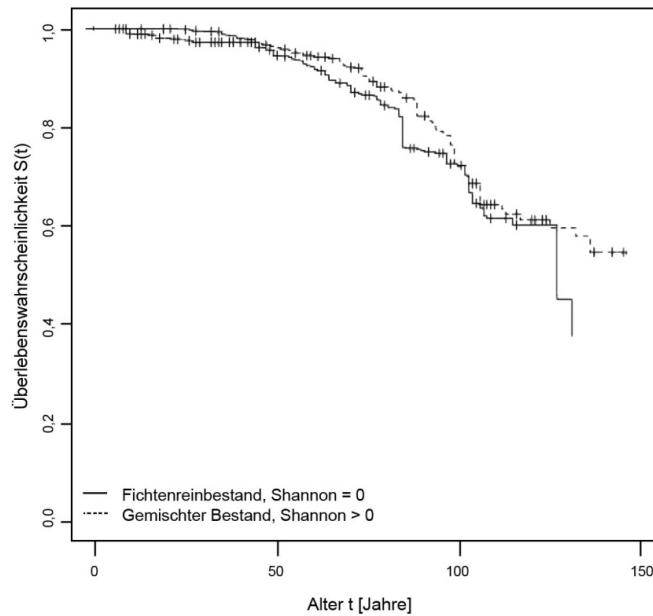


Abbildung 4: Überlebenswahrscheinlichkeit von Fichten in Misch- und Reinbeständen (Kaplan- Meier Analyse). Die Mischungsintensität wurde hier anhand des Shannon-Index ermittelt (verändert nach Griess *et al.* 2012).

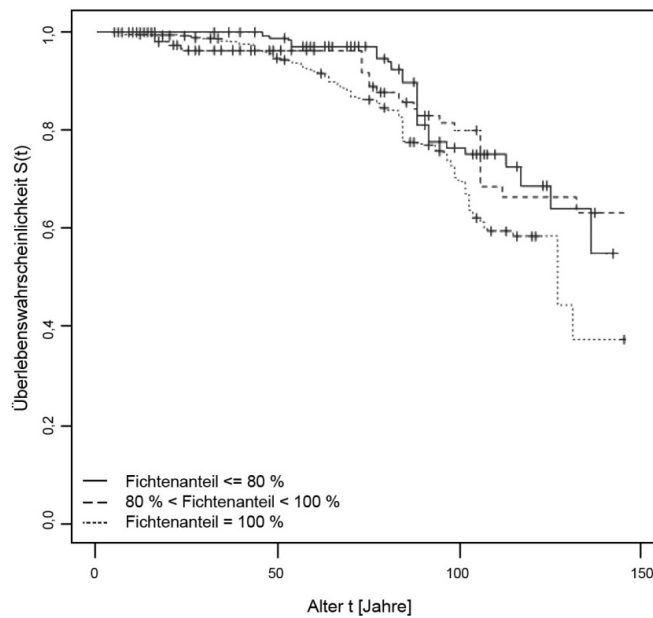


Abbildung 5: Überlebenswahrscheinlichkeit von Fichten in Misch- und Reinbeständen (Kaplan-Meier Analyse). Die Mischungsintensität wird hier anhand des Fichtenanteils ermittelt (verändert nach Griess *et al.* 2012).

### **3.2.2 Modellierung mit Hilfe des Weibull AFT-Modells**

Den Ergebnissen der Kaplan-Meier Analyse entsprechend zeigen auch die Ergebnisse der Analyse mit Hilfe des Weibull AFT-Modells einen positiven Einfluss der Baumartenmischung auf die Überlebenswahrscheinlichkeit. Auch hier wurden die Analysen für beide genutzten Möglichkeiten zur Abbildung der Mischungsintensität, zum einen mittels Shannon-Index (Modell A), zum anderen mittels Fichtenanteil (Modell B), durchgeführt.

Zur abschließenden Beschreibung der Ergebnisse wurde zunächst der Effekt der Baumartenmischung untersucht, in einem zweiten Schritt wurden die Einflüsse durch Standorts- und Behandlungsvariablen beschrieben.

#### **3.2.2.1 Modell A: Darstellung der Mischungsintensität mittels Shannon-Index**

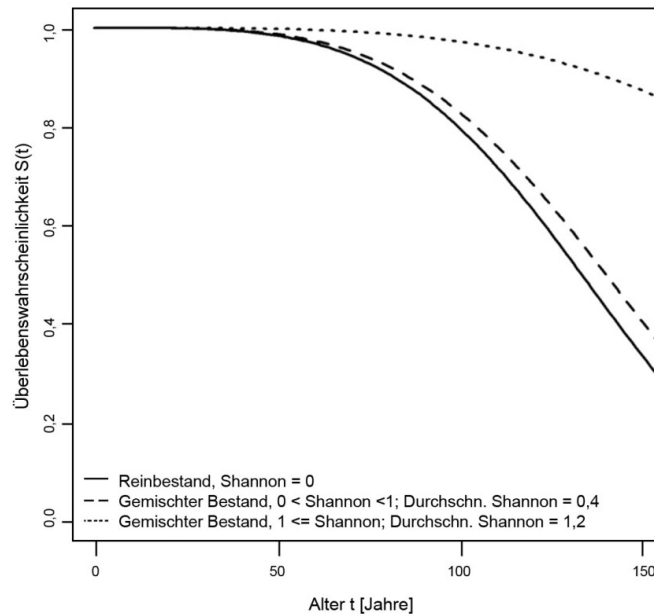
Zur Beschreibung der Ergebnisse von Modell A werden zunächst alle Kovariablen konstant belassen. Die letztlich ins Modell eingehenden Variablen werden mittels des Akaike Informationskriteriums (Akaike 1974) gewählt. Hierbei wird das am wenigsten komplexe Modell definiert, mit welchem es möglich ist, die vorliegenden Daten dennoch gut zu beschreiben. So lässt sich eine Basisfunktion für Modell A ermitteln, die folgende Variablenausprägungen beinhaltet: durchschnittliche Wasser- und Nährstoffversorgung, Ebene oder Plateau, mittlere Bodentiefe und eine einschichtige Bestandesstruktur. Zur Darstellung durchschnittlicher Standortsbedingungen wurde in der folgenden Ergebnisdarstellung zudem Ausprägung 4 der Variable Geländeform in die Berechnung mit einbezogen, so dass sich alle folgenden Darstellungen auf eine hügelige Geländeform beziehen. Die entsprechenden Parameter aller geprüften Variablen sind in Tabelle 10 dargestellt, die Basisfunktion ist in der mit „Intercept“ bezeichneten Zeile dargestellt. Um nun Abweichungen und somit Effekte verschiedener Variablenausprägungen abzubilden, werden die entsprechenden Koeffizienten der gewünschten Variablenausprägung zur Basisfunktion hinzuaddiert. So lassen sich unterschiedliche Kurven für unterschiedliche Mischungsintensitäten abbilden. Weisen die Koeffizienten ein negatives Vorzeichen auf, wirken sich die entsprechenden Variablenausprägungen negativ auf das Überleben aus, sind sie positiv, wirken sie sich auch positiv auf die untersuchte Überlebenswahrscheinlichkeit aus (Crawley 2009).

**Tabelle 10: Regressionskoeffizienten aller Faktoren, die die mittels der Weibull-Funktion ermittelte Überlebenswahrscheinlichkeit beeinflussen. Die Mischung wird in diesem Modell A per Shannon-Index ermittelt. SE = Standardfehler, z = z-score (Standardisierung oder z-Transformation), p = p-Wert (Irrtumswahrscheinlichkeit). Zur Erklärung der Variablen siehe Abschnitt 2.2.2. (verändert nach Griess *et al.* 2012)**

Modell A: Shannon	Koeffizient	SE	z	p
<i>(Intercept)</i>	4,3058	0,0529	81,384	0,0000
Nährstoffversorgung 1	0,1746	0,0576	3,033	2,42E-03
Nährstoffversorgung 3	-0,4462	0,0660	-6,761	1,37E-11
Mischungsform 1	0,1992	0,0674	2,957	3,11E-03
Mischungsform 2	-0,0409	0,0548	-0,747	4,55E-01
Mischungsform 3	-0,0525	0,0472	-1,111	2,66E-01
Wasserverfügbarkeit 1	-0,6229	0,0579	-10,760	5,29E-27
Wasserverfügbarkeit 3	-0,2290	0,0472	-4,851	1,23E-06
Wasserverfügbarkeit 4	-0,0839	0,0903	-0,929	3,53E-01
Geländebedingung 2	0,6133	0,1257	4,880	1,06E-06
Geländebedingung 4	0,3593	0,0413	8,691	3,60E-18
Geländebedingung 6	0,8414	0,1708	4,926	8,41E-07
Gründigkeit 1	0,2548	0,0563	4,523	6,09E-06
Gründigkeit 3	0,0056	0,0516	0,108	9,14E-01
Boden Skelett 1	0,0278	0,0413	0,674	5,00E-01
Boden Skelett 3	0,2785	0,1000	2,786	5,34E-03
Shannon 1	0,0485	0,0406	1,194	2,32E-01
Shannon 2	0,5380	0,1938	2,777	5,49E-03
NS.Expos	-0,3083	0,0274	-11,242	2,52658E-29
OW.Expos	-0,1054	0,0329	-3,208	1,34E-03
Zeit seit dem letzten Eingriff 2	0,3222	0,0438	7,354	1,93E-13
Zeit seit dem letzten Eingriff 3	0,3832	0,0435	8,818	1,16E-18
Bestandesaufbau 1	0,0363	0,0514	0,707	4,80E-01
<i>Log(scale)</i>	-1,3553	0,0456	-29,741	2,27E-194

In Abbildung 6 sind die Überlebenswahrscheinlichkeiten von Fichten in den drei vorher bezeichneten Bestandestypen unterschiedlicher Mischungsintensität nach Shannon-Index dargestellt. Es zeigt sich, dass die Überlebenswahrscheinlichkeit von Fichte mit zunehmender Mischungsintensität ebenfalls steigt.





**Abbildung 6: Überlebenswahrscheinlichkeit von Fichte in Misch- und Reinbeständen. Die Mischungsin-  
tensität wurde hier anhand des Shannon-Index ermittelt (verändert nach Griess *et al.* 2012).**

Detaillierte Ergebnisse sind in Tabelle 11 zu sehen. Das in der Spalte  $u$  dargestellte Ergebnis ist der natürliche Logarithmus des scale Parameters ( $\beta$ ) der Weibull-Verteilung,  $\ln(b)$  ist der Kehrwert des natürlichen Logarithmus des shape Parameters ( $\alpha$ ).  $\ln(b)$  bleibt für alle Analysen, die auf dem gleichen Modell basieren, konstant.

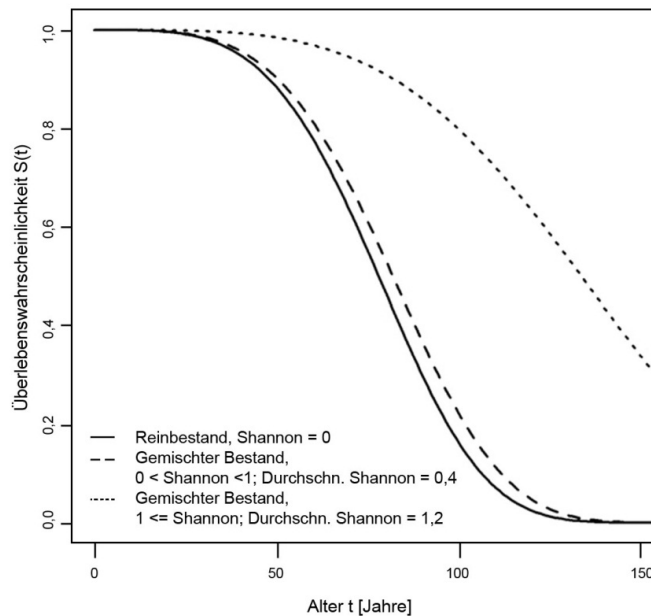
Um eine gute Vergleichbarkeit der verschiedenen Ergebnisse zu gewährleisten, werden die Werte zum Zeitpunkt  $S_{100}$ , also die Überlebenswahrscheinlichkeiten zum Zeitpunkt Alter 100 errechnet und dargestellt (Staupendahl & Zucchini 2011).

In diesem ersten Fall (Modell A) erreichen Fichten in Monokulturen das Alter 100 mit einer Wahrscheinlichkeit von 0,80, während Fichten in einem moderat gemischtem Bestand mit einem durchschnittlichen Shannon-Index von 0,4 das Alter 100 mit einer Wahrscheinlichkeit von 0,83 erreichen. Ist die Mischung noch intensiver (Shannon-Index 1,2), so verbessert sich auch die Überlebenswahrscheinlichkeit erheblich auf eine Wahrscheinlichkeit von 0,97, mit der das Alter 100 erreicht wird.

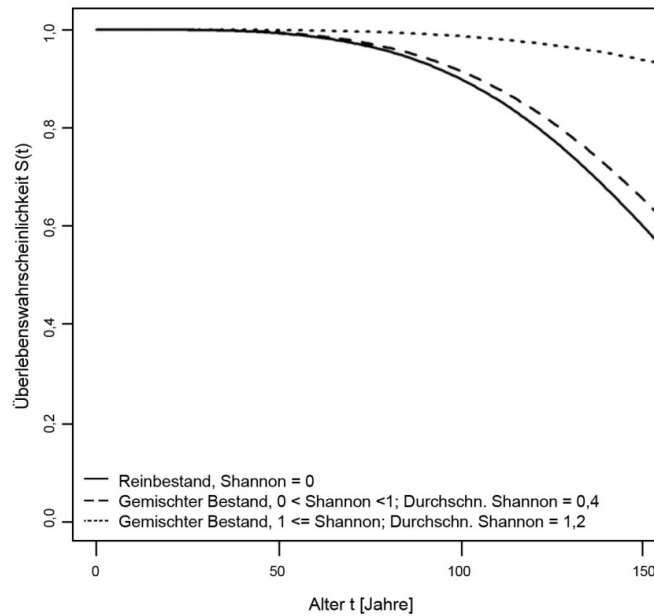
**Tabelle 11: Koeffizienten der Weibull-Funktion für verschiedene Mischungen, definiert mittels Shannon-Index (verändert nach Griess *et al.* 2012).**

	Shannon-Index	$u$	$\beta$	$S_{100}$	$\ln(b)$	$\alpha$
Fichte	0	4,99	146,55	<b>0,80</b>	-1,36	3,88
	0,4	5,04	153,83	<b>0,83</b>	-1,36	3,88
	1,2	5,53	250,98	<b>0,97</b>	-1,36	3,88

Die Analyse der Fichten in Misch- und Reinbeständen auf guten und schlechten Standorten zeigt einen sehr starken Einfluss der durchschnittlichen Standortsbedingungen (Abbildung 7 und Abbildung 8).



**Abbildung 7: Überlebenswahrscheinlichkeiten von Fichten in Misch- und Reinbeständen bei sehr guten Standortsbedingungen. Zur Definition des Standortes siehe Abschnitt 2.2.2. Die Mischungsintensität wurde hier anhand des Shannon-Index ermittelt (verändert nach Griess *et al.* 2012).**



**Abbildung 8: Überlebenswahrscheinlichkeiten von Fichten in Misch- und Reinbeständen auf schlechten Standorten. Zur Definition des Standortes siehe Abschnitt 2.2.2. Die Mischungsintensität wurde hier anhand des Shannon-Index ermittelt (verändert nach Griess *et al.* 2012).**

Die detaillierten Ergebnisse sind in Tabelle 12 und Tabelle 13 dargestellt. Es zeigt sich, dass die Überlebenswahrscheinlichkeit der Fichte mit zunehmender Intensität der Mischung in allen Fällen steigt. Die Unterschiede hinsichtlich der Überlebenswahrscheinlichkeiten sind in Rein- und Mischbeständen sehr ähnlich, unabhängig von der Güte des Standortes. Während eine Erhöhung der Mischungsintensität von Shannon 0 zu Shannon 0,4 sowohl auf guten wie auch auf schlechten Standorten nur zu einer geringen Steigerung der Überlebenswahrscheinlichkeit führt, zeigt sich ein deutlicher Unterschied bei einer Erhöhung der Mischungsintensität von Shannon 0,4 auf Shannon 1,2. Auf guten Standorten nimmt die Überlebenswahrscheinlichkeit um 0,57, auf schlechten um 0,07 zu.

**Tabelle 12: Koeffizienten der Weibull-Überlebensfunktion für verschiedene Mischungen, definiert mittels Shannon-Index auf guten Standorten (verändert nach Griess *et al.* 2012).**

	Shannon-Index	$u$	$\beta$	$S_{100}$	$\ln(b)$	$\alpha$
Fichte	0	4,46	86,26	<b>0,17</b>	-1,36	3,88
	0,4	4,51	90,55	<b>0,23</b>	-1,36	3,88
	1,2	5,00	147,73	<b>0,80</b>	-1,36	3,88

**Tabelle 13: Koeffizienten der Weibull-Überlebensfunktion für verschiedene Mischungen, definiert mittels Shannon-Index auf schlechten Standorten (verändert nach Griess *et al.* 2012).**

	Shannon-Index	$u$	$\beta$	$S_{100}$	$\ln(b)$	$\alpha$
Fichte	0	5,19	179,07	<b>0,90</b>	-1,36	3,88
	0,4	5,24	187,97	<b>0,92</b>	-1,36	3,88
	1,2	5,73	306,68	<b>0,99</b>	-1,36	3,88

Abschließend ist feststellbar, dass die Überlebenswahrscheinlichkeit von Fichten auf schlechten Standorten ( $S_{100}$  von 0,90-0,99) generell wesentlich höher ist als die von Fichten auf sehr guten Standorten ( $S_{100}$  von 0,17-0,80).

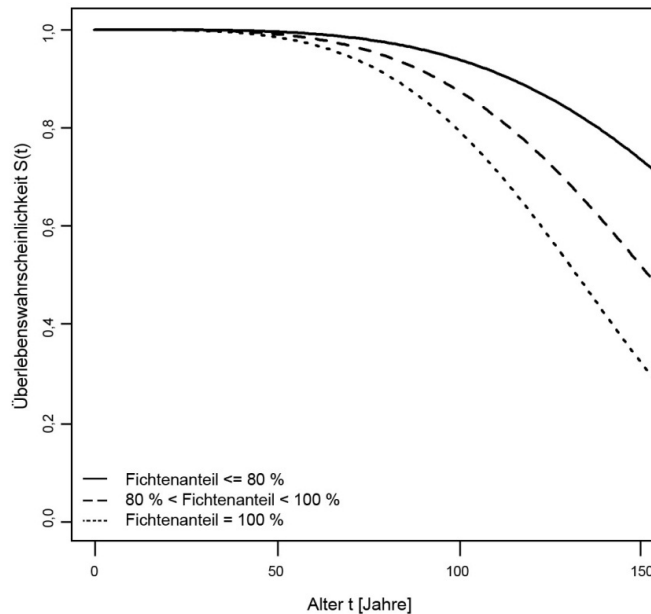
**3.2.2.2 Modell B: Darstellung der Mischungsintensität mittels Fichtenanteil**

Zur Einbindung der Mischungsintensität unter Nutzung des leichter interpretierbaren Fichtenanteils an Stelle des Shannon-Index wird ein zweites Modell (Modell B) angepasst. Die sich ergebenden Parameter sind in Tabelle 14 dargestellt.

**Tabelle 14: Regressionskoeffizienten aller Faktoren, die die mittels der Weibull-Verteilung ermittelte Überlebenswahrscheinlichkeit beeinflussen. Die Mischung wird in diesem Modell B per Fichtenanteil ermittelt. SE = Standardfehler, z = z-score (Standardisierung oder z-Transformation), p = p-Wert (Irrtumswahrscheinlichkeit). Zur Erklärung der Variablen siehe Abschnitt 2.2.2 (verändert nach Griess *et al.* 2012).**

<b>Model B: Fichtenanteil</b>	<b>Koeffizient</b>	<b>SE</b>	<b>z</b>	<b>p</b>
<i>(Intercept)</i>	4,6342	0,1007	46,013	0,0000
Nährstoffversorgung 1	0,2016	0,0530	3,803	1,43E-04
Nährstoffversorgung 3	-0,4320	0,0654	-6,606	3,94E-11
Mischungsform 1	0,1377	0,0667	2,066	3,88E-02
Mischungsform 2	-0,0180	0,0528	-0,341	7,33E-01
Mischungsform 3	-0,0698	0,0461	-1,514	1,30E-01
Wasserverfügbarkeit 1	-0,6468	0,0549	-11,773	5,37E-32
Wasserverfügbarkeit 3	-0,2127	0,0459	-4,637	3,53E-06
Wasserverfügbarkeit 4	-0,1083	0,0889	-1,218	2,23E-01
Geländebedingung 2	0,5210	0,1271	4,101	4,12E-05
Geländebedingung 4	0,3580	0,0400	8,944	3,76E-19
Geländebedingung 6	0,8622	0,1680	5,131	2,88E-07
Gründigkeit 1	0,2279	0,0563	4,046	5,21E-05
Gründigkeit 3	-0,0158	0,0524	-0,302	7,63E-01
Boden Skelett 1	0,0225	0,0424	0,530	5,96E-01
Boden Skelett 3	0,0981	0,1004	0,977	3,29E-01
Fichtenanteil 2	-0,1923	0,1001	-1,921	5,48E-02
Fichtenanteil 3	-0,3309	0,0865	-3,824	1,32E-04
NS.Expos	-0,2958	0,0264	-11,189	4,59939E-29
OW.Expos	-0,1219	0,0329	-3,706	2,10E-04
Zeit seit dem letzten Eingriff 2	0,3234	0,0431	7,500	6,39E-14
Zeit seit dem letzten Eingriff 3	0,3792	0,0427	8,880	6,71E-19
Bestandesaufbau 1	0,0401	0,0522	0,768	4,42E-01
<i>Log(scale)</i>	-1,3695	0,0457	-29,957	3,61E-197

Die resultierenden Überlebenswahrscheinlichkeiten zeigen auch hier einen starken und entsprechend den gewählten Mischungsintensitäten gut gestuften Effekt der Mischung (Abbildung 9).



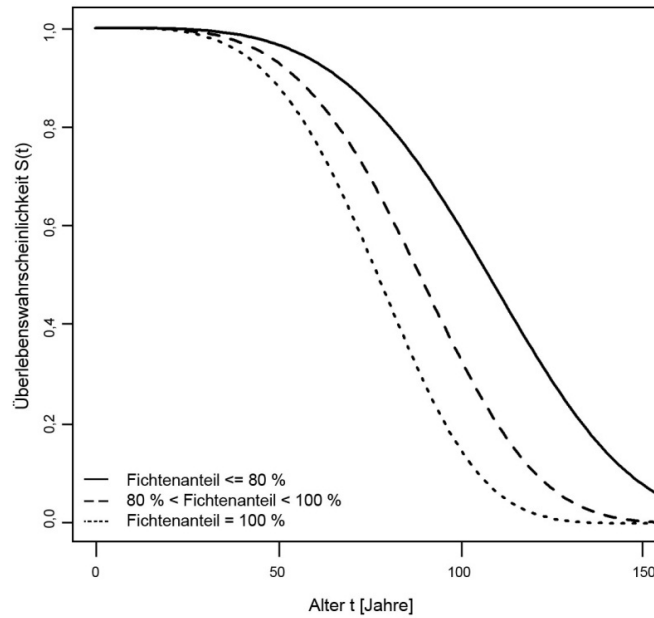
**Abbildung 9: Überlebenswahrscheinlichkeiten von Fichten in Misch- und Reinbeständen. Die Mischungsintensität wurde hier anhand des Fichtenanteils ermittelt (verändert nach Griess *et al.* 2012).**

Die sich ergebenden Werte der Überlebensfunktion zum Zeitpunkt Alter 100 ( $S_{100}$ ) sind in Tabelle 15 dargestellt. Die Überlebenswahrscheinlichkeit von Fichten steigt mit zunehmender Beimischung. Fichten erreichen hiernach in Reinbeständen das Alter 100 mit einer Wahrscheinlichkeit von 0,80, Fichten in Beständen mit nur sehr geringer durchschnittlicher Beimischung von etwa 7 % erreichen Alter 100 bereits mit einer Wahrscheinlichkeit von 0,88 und Fichten, die in Beständen erzogen werden, in denen die Mischung noch intensiver ist (Fichtenanteil im Durchschnitt 49 %) erreichen Alter 100 mit einer Wahrscheinlichkeit von sogar 0,94. Eine durchschnittliche Beimischung von 51 % anderer Baumarten (Laubholz) führt also zu einer Steigerung der Überlebenswahrscheinlichkeit um 0,14.

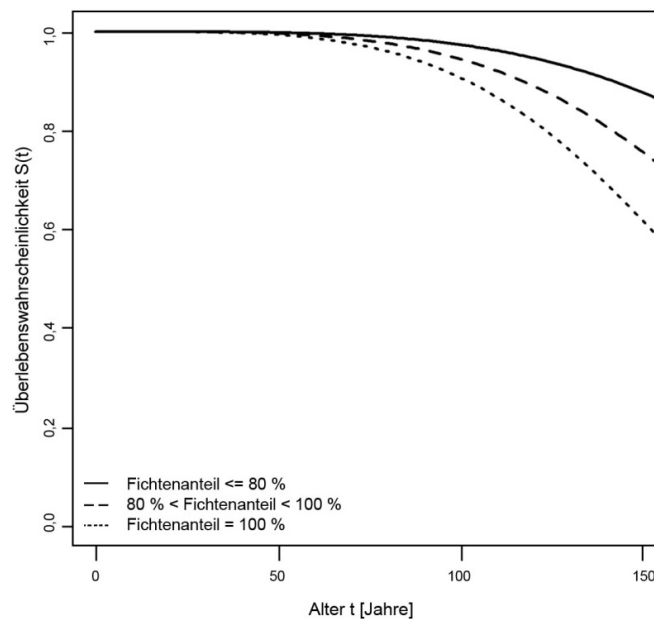
**Tabelle 15: Koeffizienten der Weibull-Funktion für verschiedene Mischungen, definiert mittels Fichtenanteil (verändert nach Griess *et al.* 2012).**

	Fichtenanteil (Mittel) [%]	$u$	$\beta$	$S_{100}$	$\ln(b)$	$\alpha$
Fichte	100	4,98	146,15	<b>0,80</b>	-1,37	3,93
	81 - 99 (Mittelwert 93)	5,12	167,88	<b>0,88</b>	-1,37	3,93
	$\leq 80$ (Mittelwert 49)	5,32	203,48	<b>0,94</b>	-1,37	3,93

Die Überlebenszeitanalyse unter Berücksichtigung der Standortgüte für Modell B zeigte - entsprechend den Ergebnissen unter Zuhilfenahme des Shannon-Index (Modell A) - ebenfalls einen sehr starken Einfluss der durchschnittlichen Standortbedingungen (Abbildung 10 und Abbildung 11).



**Abbildung 10: Überlebenswahrscheinlichkeiten von Fichten in Misch- und Reinbeständen bei sehr guten Standortbedingungen. Die Mischungintensität wurde hier anhand des Fichtenanteils ermittelt (verändert nach Griess *et al.* 2012).**



**Abbildung 11: Überlebenswahrscheinlichkeiten von Fichten in Misch- und Reinbeständen bei schlechten Standortbedingungen. Die Mischungintensität wurde hier anhand des Fichtenanteils ermittelt (verändert nach Griess *et al.* 2012).**

Es zeigt sich, dass auch bei Nutzung des Fichtenanteils zur Ermittlung der Mischungsintensität die Überlebenswahrscheinlichkeit der Fichte mit zunehmender Mischungsintensität in allen Fällen steigt. Während eine Beimischung anderer Arten von 7 % auf guten Standorten zu einer Steigerung der Überlebenswahrscheinlichkeit um 19 Prozentpunkte führt, führt die gleiche Beimischung auf schlechten Standorten nur zu einer Steigerung der Überlebenswahrscheinlichkeit um 4 Prozentpunkte. Bei einer weiteren Steigerung der Beimischung auf 51 % steigt die Überlebenswahrscheinlichkeit auf guten Standorten um weitere 26 Prozentpunkte, auf schlechten Standorten allerdings um nur 2 Prozentpunkte.

Die detaillierten Ergebnisse sind in Tabelle 16 und Tabelle 17 dargestellt.

**Tabelle 16: Koeffizienten der Weibull-Funktion für verschiedene Mischungen, definiert mittels Fichtenanteil auf guten Standorten (verändert nach Griess *et al.* 2012).**

	Fichtenanteil (Mittel) [%]	u	β	S <sub>100</sub>	ln(b)	α
Fichte	100	4,44	85,14	<b>0,15</b>	-1,37	3,93
	81 - 99 (Mittelwert 93)	4,58	97,80	<b>0,34</b>	-1,37	3,93
	≤ 80 (Mittelwert 49)	4,78	118,53	<b>0,60</b>	-1,37	3,93

**Tabelle 17 Koeffizienten der Weibull- Funktion für verschiedene Mischungen, definiert mittels Fichtenanteil auf schlechten Standorten (verändert nach Griess *et al.* 2012).**

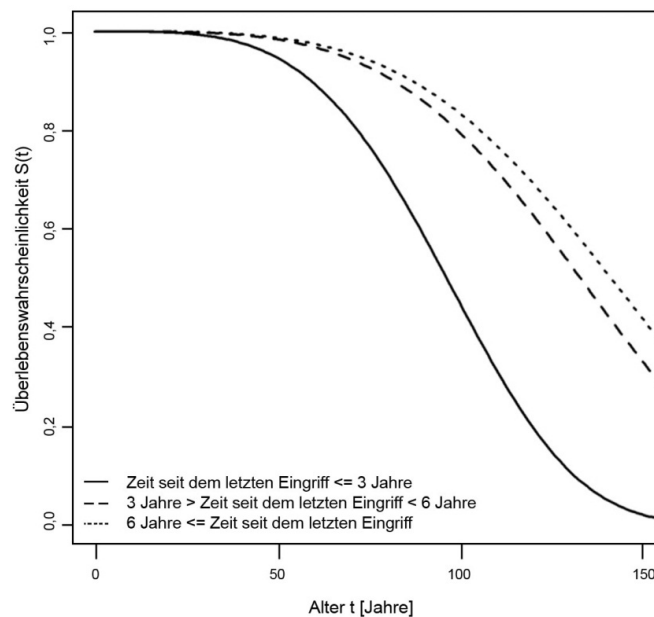
	Fichtenanteil (Mittel) [%]	u	β	S <sub>100</sub>	ln(b)	α
Fichte	100	5,20	181,54	<b>0,91</b>	-1,37	3,93
	81 - 99 (Mittelwert 93)	5,34	208,53	<b>0,95</b>	-1,37	3,93
	≤ 80 (Mittelwert 49)	5,53	252,74	<b>0,97</b>	-1,37	3,93

Insgesamt erweist sich auch bei Anwendung von Modell B die Überlebenswahrscheinlichkeit auf schlechten Standorten als generell deutlich höher (S<sub>100</sub> von 0,91-0,97) als auf sehr guten Standorten (S<sub>100</sub> von 0,15-0,60).

### 3.2.3 Berücksichtigung der seit dem letzten Eingriff vergangenen Zeit

Die Überlebenszeitanalyse unter Berücksichtigung der seit dem letzten Eingriff vergangenen Zeit basiert auf Modell A, in welchem die Mischung mittels Shannon-Index beschrieben wurde. Die Ergebnisse weisen auf einen sehr großen Einfluss der Variable „Zeit seit dem letzten Eingriff“ auf die Überlebenswahrscheinlichkeit der untersuchten Fichten hin. Diese ist in Beständen, in denen der letzte Eingriff lange zurückliegt deutlich höher als in solchen Beständen, in denen die letzten Eingriffe in jüngerer Vergangenheit erfolgten (siehe Abbildung 12).





**Abbildung 12: Überlebenswahrscheinlichkeiten von Fichten in allen Beständen unter Berücksichtigung der Zeit seit dem letzten Eingriff (verändert nach Griess *et al.* 2012).**

Wie in Abbildung 12 zu sehen ist, nimmt die Überlebenswahrscheinlichkeit der Fichten mit zunehmender zeitlicher Distanz zum letzten Eingriff deutlich zu. Unabhängig von den gegebenen Standortbedingungen erreichen bei Berücksichtigung der Zeit seit dem letzten Eingriff Fichten in Reinbeständen Alter 100 stets mit der geringsten Wahrscheinlichkeit, während Fichten in einem intensiv gemischten Bestand (Shannon 1,2, in der Abbildung nicht dargestellt) Alter 100 mit deutlich höherer Wahrscheinlichkeit erreichen (Tabelle 18).

Der Einfluss der seit dem letzten Eingriff vergangenen Zeit auf die Überlebenswahrscheinlichkeit ist sowohl auf guten als auch auf schlechten Standorten größer als der Einfluss der Mischung selbst (Tabelle 18 bis Tabelle 20). Die höchste Überlebenswahrscheinlichkeit wurde für Fichten ermittelt, die in deutlicher gemischten Beständen stehen, in denen der letzte Eingriff mehr als 6 Jahre zurück liegt. Der Zeitpunkt des letzten Eingriffs ist somit in gemischten Beständen weniger relevant als in Reinbeständen.

**Tabelle 18: Koeffizienten der Weibull-Funktion für Fichten auf durchschnittlichen Standorten unter Berücksichtigung der Zeit seit dem letzten Eingriff. Die Mischung ist mittels Shannon-Index ermittelt, die Ergebnisse basieren auf dem dazugehörigen Modell A (verändert nach Griess *et al.* 2012).**

	Zeit seit dem letzten Eingriff	u	$\beta$	$S_{100}$	ln(b)	$\alpha$
Fichte Reinbestände (Shannon 0)	< 3 Jahre	4,67	106,18	<b>0,45</b>	-1,36	3,88
	3 - 6 Jahre	4,99	146,55	<b>0,80</b>	-1,36	3,88
	> 6 Jahre	5,05	155,77	<b>0,84</b>	-1,36	3,88
Fichte Gemischter Bestand a (Shannon 0.4)	< 3 Jahre	4,71	111,46	<b>0,52</b>	-1,36	3,88
	3 - 6 Jahre	5,04	153,83	<b>0,83</b>	-1,36	3,88
	> 6 Jahre	5,10	163,51	<b>0,86</b>	-1,36	3,88
Fichte Gemischter Bestand b (Shannon 1.2)	< 3 Jahre	5,20	181,85	<b>0,91</b>	-1,36	3,88
	3 - 6 Jahre	5,53	250,98	<b>0,97</b>	-1,36	3,88
	> 6 Jahre	5,59	266,77	<b>0,98</b>	-1,36	3,88

**Tabelle 19: Koeffizienten der Weibull- Funktion für Fichten auf guten Standorten unter Berücksichtigung der Zeit seit dem letzten Eingriff. Die Mischung ist mittels Shannon-Index ermittelt, die Ergebnisse basieren auf Modell A (verändert nach Griess *et al.* 2012).**

	Zeit seit dem letzten Eingriff	u	$\beta$	$S_{100}$	ln(b)	$\alpha$
Fichte Reinbestände (Shannon 0)	< 3 Jahre	4,14	62,50	<b>0,00</b>	-1,36	3,88
	3 - 6 Jahre	4,46	86,26	<b>0,17</b>	-1,36	3,88
	> 6 Jahre	4,52	91,68	<b>0,25</b>	-1,36	3,88
Fichte Gemischter Bestand a (Shannon 0.4)	< 3 Jahre	4,18	65,60	<b>0,01</b>	-1,36	3,88
	3 - 6 Jahre	4,51	90,55	<b>0,23</b>	-1,36	3,88
	> 6 Jahre	4,57	96,24	<b>0,31</b>	-1,36	3,88
Fichte Gemischter Bestand b (Shannon 1.2)	< 3 Jahre	4,67	107,03	<b>0,46</b>	-1,36	3,88
	3 - 6 Jahre	5,00	147,73	<b>0,80</b>	-1,36	3,88
	> 6 Jahre	5,06	157,02	<b>0,84</b>	-1,36	3,88

**Tabelle 20: Koeffizienten der Weibull- Funktion für Fichten auf schlechten Standorten unter Berücksichtigung der Zeit seit dem letzten Eingriff. Die Mischung ist mittels Shannon-Index ermittelt, die Ergebnisse basieren auf Modell A (verändert nach Griess *et al.* 2012).**

	Zeit seit dem letzten Eingriff	u	$\beta$	$S_{100}$	ln(b)	$\alpha$
Fichte Reinbestände (Shannon 0)	< 3 Jahre	4,87	129,74	<b>0,69</b>	-1,36	3,88
	3 - 6 Jahre	5,19	179,07	<b>0,90</b>	-1,36	3,88
	> 6 Jahre	5,25	190,33	<b>0,92</b>	-1,36	3,88
Fichte Gemischter Bestand a (Shannon 0.4)	< 3 Jahre	4,91	136,19	<b>0,74</b>	-1,36	3,88
	3 - 6 Jahre	5,24	187,97	<b>0,92</b>	-1,36	3,88
	> 6 Jahre	5,30	199,79	<b>0,93</b>	-1,36	3,88
Fichte Gemischter Bestand b (Shannon 1.2)	< 3 Jahre	5,40	222,20	<b>0,96</b>	-1,36	3,88
	3 - 6 Jahre	5,73	306,68	<b>0,99</b>	-1,36	3,88
	> 6 Jahre	5,79	325,97	<b>0,99</b>	-1,36	3,88

Die Hypothese

*H<sub>0,3</sub>: Die Überlebenswahrscheinlichkeit von Fichten in Reinbeständen unterscheidet sich nicht von der in gemischten Beständen.*

konnte somit widerlegt werden.

### 3.3 Ökonomische Modellierung gemischter Bestände

Für die sechs Bestandestypen (Buche im Reinbestand, Fichte im Reinbestand, 93 % Fichte und 7 % Buche in kleinflächiger Mischung, 49 % Fichte und 51 % Buche in kleinflächiger Mischung, 93 % Fichte und 7 % Buche in großflächiger Mischung sowie 49 % Fichte und 51 % Buche in großflächiger Mischung), basierend auf Modell B der Überlebenszeitanalyse (Abschnitt 3.2.2.2), ergeben sich durch die 1.000fache Wiederholung der Simulation Häufigkeitsverteilungen möglicher Kapitalwerte, die mit dem jeweiligen Bestandestyp erzielt werden können. Die 1.000fache Wiederholung erlaubt es, die Streuung der finanziellen Erträge als Maß für das sich ergebende finanzielle Risiko des jeweiligen Bestandestyps zu interpretieren.

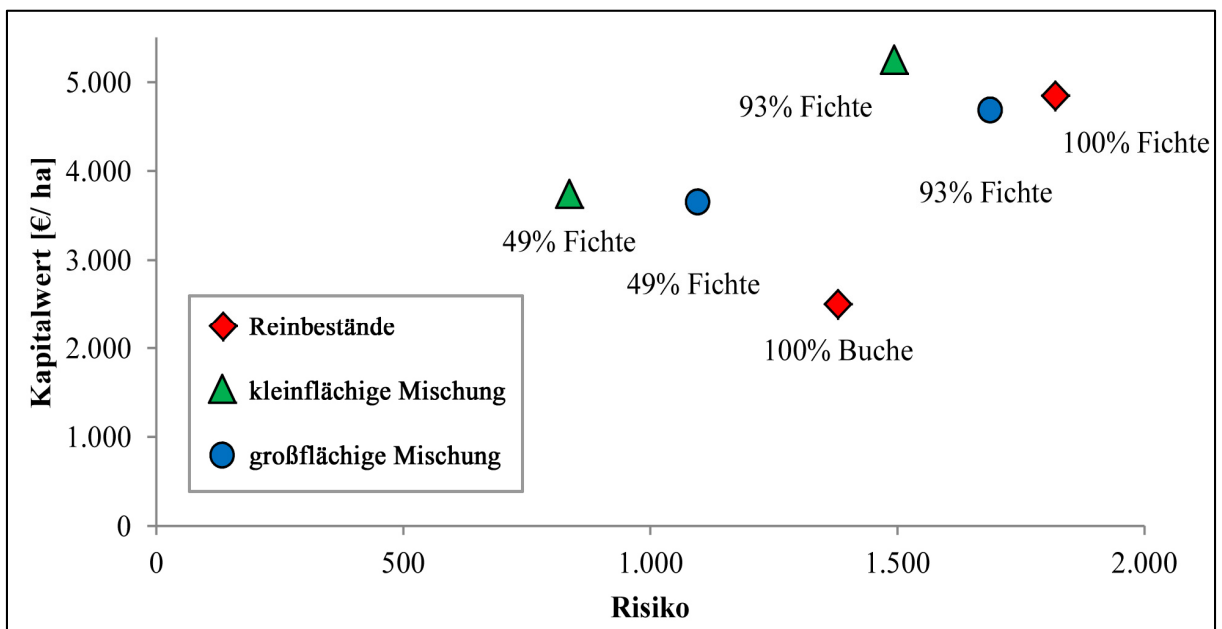


Abbildung 13: Durchschnittlicher Kapitalwert und Risiko der sechs untersuchten Bestandestypen. 1) Buchenreinbestand; 2) Fichtenreinbestand; 3) Fichte 93%, kleinflächige Mischung; 4) Fichte 49%, kleinflächige Mischung; 5) Fichte 93%, großflächige, blockweise Mischung und 6) Fichte 49%, großflächige, blockweise Mischung.

Die Analyse zeigt, dass die höchsten durchschnittlichen Kapitalwerte mit einem Fichten-Buchen-Bestand (Bestandestyp (3)) aus 93 % Fichte und 7 % kleinflächig beigemischter Buche zu erzielen sind (Tabelle 21).

**Tabelle 21: Durchschnittlich erzielbare Kapitalwerte, deren Median sowie Standardabweichungen für Reinbestände aus Fichte und Buche, sowie gemischte Bestände mit einem Fichtenanteil von 93 % bzw. 49 % in kleinflächiger und in großflächiger Mischung.**

	Durchschn. Kapitalwert (€/ha)	Median	Standardabweichung
<i>Reinbestände</i>			
(1) Buche	2.506	2.783	± 1.380
(2) Fichte	4.850	5.454	± 1.820
<i>Kleinflächige Mischungen</i>			
(3) Fichte 93%	5.255	5.648	± 1.494
(4) Fichte 49%	3.743	3.912	± 836
<i>Großflächige, blockweise Mischungen</i>			
(5) Fichte 93%	4.686	5.261	± 1.688
(6) Fichte 49%	3.654	3.968	± 1.096

Der durchschnittliche Kapitalwert fällt für den Mischbestand mit 7 % Buche (3) um 8 % höher aus als für den Fichtenreinbestand (2), und dies bei einer um 18 % verminderten Standardabweichung. Nach diesen Zahlen ist ein Reinbestand aus Fichte finanziell ineffizient, da sich durch eine geringe, kleinflächige Beimischung ein höherer Kapitalwert bei geringerem Risiko erzielen lässt. Wird der Stammzahlanteil der Fichte jedoch bis auf 49 % reduziert (4), vermindert sich auch der durchschnittliche Kapitalwert im Vergleich zum Fichtenreinbestand deutlich um 23 %. Allerdings wird für diesen Bestandestyp (4) ein im Vergleich zum Fichtenreinbestand deutlich (um 55 %) reduziertes Risiko erreicht. Für diesen Fall kann der Verzicht auf einen hohen Kapitalwert als eine Versicherungsprämie aufgefasst werden, die gezahlt werden muss, um das Risiko auf weniger als die Hälfte desjenigen im Fichtenreinbestand zu vermindern.

Werden 7 % Buche in großflächiger, blockweiser Mischung (5) eingebracht, was z.B. einem Betrieb, der sowohl aus Fichten- wie auch aus Buchenreinbeständen zusammengesetzt ist entspricht, so sinkt der durchschnittliche Kapitalwert zwar um 3 %, doch auch die Standardabweichung sinkt um 7 Prozentpunkte im Vergleich zu den Ergebnissen, die mit einem Fichtenreinbestand erzielt werden können. Der neben den Ergebnissen des Buchenreinbestandes (1) geringste Kapitalwert wird erzielt, wenn der Buchenanteil in großflächiger Mischung auf 51 % erhöht wird (6). In diesem Fall vermindert sich der Kapitalwert um 25 % im Ver-

gleich zum Kapitalwert eines Fichtenreinbestandes, die Standardabweichung verringert sich um 40 %.

Bei der grafischen Darstellung der Ergebnisse der 1.000 Wiederholungen der Monte-Carlo Simulationen (MCS) für alle sechs Bestandestypen (Abbildung 14 für kleinflächige Beimischungen und Abbildung 15 für blockweise Beimischungen) zeigen sich die Unterschiede in erzielbaren Kapitalwerten und Risiko auf einen Blick. Die Häufigkeiten (y-Achse) jeder Klasse von Kapitalwerten (x-Achse) ergeben in Summe immer 1.000. Welche Kapitalwerte besonders häufig auftauchen, zeigt die Höhe der Balken an. Die Verteilung der Balken über die Klassen der x-Achse verweist auf das mit dem jeweiligen Bestandestyp verbundene Risiko. Insbesondere die Linksschiefe der Kurve („*left-tail*“) ist von Relevanz, da ein weit nach links reichendes Ende der Häufigkeitsverteilung mit einem hohen Risiko gleichzusetzen ist, während kurze „*left-tails*“ ein geringes ökonomisches Risiko bedeuten.

Für Buchenreinbestände wurden Kapitalwerte zwischen -4.000 €/ha und 5.000 €/ha errechnet. Am häufigsten waren hierbei die Kapitalwerte 2.500 €/ha (19,6 %), 3.000 €/ha (22,5 %) und 3.500 €/ha (16,9%). Der durchschnittlich erzielbare Wert liegt bei 2.506 €/ha. Für Fichtenreinbestände wurden Werte zwischen -500 €/ha und 8.000 €/ha errechnet. Am häufigsten wurden mit einem Fichtenreinbestand die im Vergleich zum Buchenreinbestand deutlich höher liegenden Kapitalwerte 5.500 €/ha (16,5 %), 6.000 €/ha (18,3 %) und 6.500 €/ha (11,5 %) simuliert. Insgesamt liegt der durchschnittlich erzielbare Wert für Fichtenreinbestände mit 4.850 €/ha deutlich über dem durchschnittlich erzielbaren Wert eines Buchenreinbestandes. Im ungünstigsten Fall ist der Kapitalwert eines Fichtenreinbestandes um 3500 €/ha größer als derjenige, der im ungünstigsten Fall mit einem Buchenreinbestand zu erreichen ist (-500 minus -4000 €/ha).

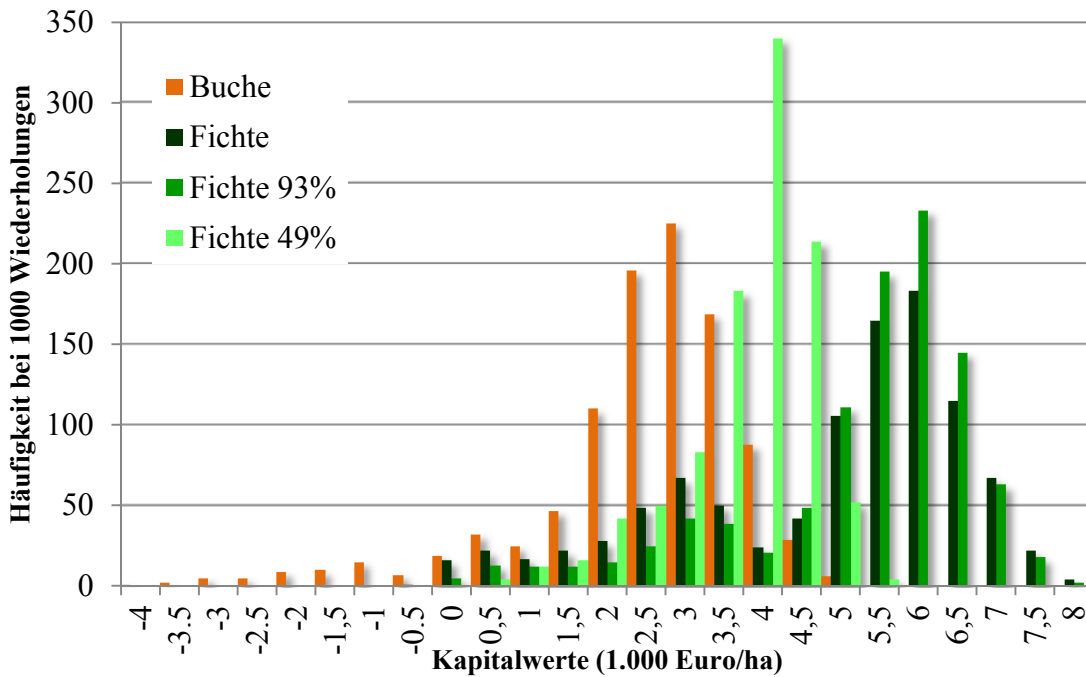


Abbildung 14: Häufigkeiten möglicher Kapitalwerte bei 1.000facher Wiederholung der Simulationen für Buche, Fichte, Fichte 93 % (Beimischung von 7 %) sowie Fichte 49 % (Beimischung 51 %) bei kleinflächiger Mischung (gruppenweise). Die Mischungsintensitäten sind stammzahlbezogen. Bezogen auf die Fläche würde sich eine leichte Erhöhung der Laubholzmischungsanteile ergeben.

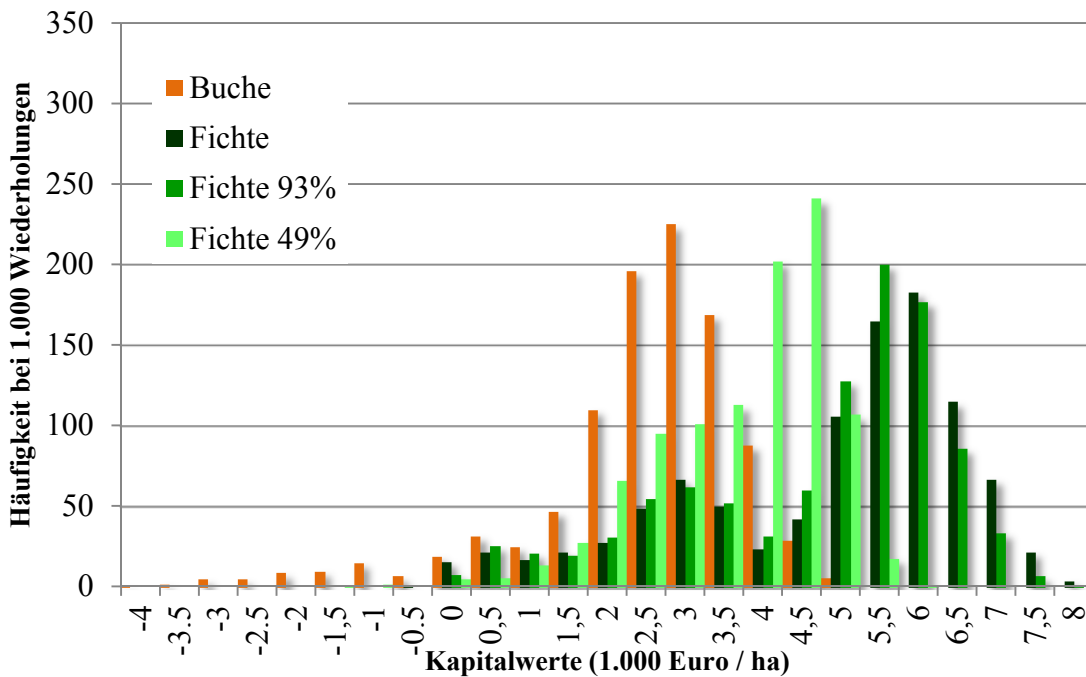


Abbildung 15: Häufigkeiten möglicher Kapitalwerte bei 1.000facher Wiederholung der Simulationen für Buche, Fichte, Fichte 93 % (Beimischung von 7 %) sowie Fichte 49 % (Beimischung 51 %) bei großflächiger (blockweiser) Mischung. Die Mischungsintensitäten sind stammzahlbezogen. Bezogen auf die Fläche würde sich eine leichte Erhöhung der Laubholzmischungsanteile ergeben.

Für Fichte mit einer kleinflächigen Beimischung von 7 % (Abbildung 14) wurden Kapitalwerte zwischen 0 €/ha und 8.000 €/ha errechnet. Am häufigsten waren hierbei entsprechend den Ergebnissen im Fichtenreinbestand die Kapitalwerte 5.500 €/ha (19,5 %), 6.000 €/ha (23,3 %), und 6.500 €/ha (14,5 %). Der durchschnittlich erzielbare Wert liegt bei 5.255 €/ha. Im ungünstigsten Fall wird hier mit einem Kapitalwert von 0 €/ha ein um 500 €/ha besseres Ergebnis erzielt als beim Eintreten des ungünstigsten Falles für einen Fichtenreinbestand.

Bei Erhöhung der kleinflächigen Beimischung auf 51 % sinkt die Streuung der Ergebnisse deutlich (Abbildung 14), was ein wesentlich vermindertes Risiko der Investition bedeutet. Für Fichte mit einer Beimischung von 51 % Buche in kleinflächiger Mischung werden Ergebnisse zwischen 500 €/ha und 5.500 €/ha erreicht. Ein schwach positiver Kapitalwert wäre damit bei diesem Bestandestyp (nahezu) garantiert. Am häufigsten werden die Kapitalwerte 3.500 €/ha (18,3 %), 4.000 €/ha (34,0 %) und 4.500 €/ha (21,4 %) simuliert. Der durchschnittlich erzielbare Kapitalwert sinkt im Vergleich zum Fichtenreinbestand auf 3.743 €/ha.

Vergleicht man die möglichen Kapitalwerte, die mit kleinflächiger Beimischung zu erzielen sind (Abbildung 14) mit denen, die sich aus der Simulation für eine großflächige blockweise Mischung ergeben, in der die auf Baumarteninteraktionen beruhenden Mischbestandseffekte wegfallen (Abbildung 15), so zeigt sich, dass der finanzielle Ertrag bei vergleichbarem Risiko unter demjenigen liegt, der sich mit einer kleinflächigen Mischung erreichen lässt. Die Standardabweichung ist entsprechend den Ergebnissen für kleinflächige Mischungen im Falle einer blockweisen Beimischung von 7 % höher, als diejenige, die die sich bei einer kleinflächigen Beimischung von 51 % ergibt. Interessanter Weise fällt das schlechteste Ergebnis bei kleinflächiger Beimischung von 51 % Buche mit +500 €/ha um 2000 €/ha günstiger aus, als das schlechteste Ergebnis bei großflächiger Beimischung eines identischen Buchenanteils (hier lag das schlechteste Ergebnis bei -1500 €/ha). Die kleinflächige Beimischung bietet damit eine effektivere Absicherung gegenüber schlechten Ergebnissen als die großflächige.

Die Hypothese

*H<sub>0,4</sub>: Verbesserte Schätzungen der Überlebenswahrscheinlichkeit von Fichten haben keinen Einfluss auf die ökonomische Attraktivität kleinflächig gemischter Bestände.*

konnte somit eindeutig widerlegt werden. Fichte mit kleinflächiger Beimischung von nur 7 % Buche erweist sich als der vorteilhafteste Bestandestyp aus ökonomischer Sicht, wenn der Kapitalwert im Vordergrund der Betrachtung steht. Weiterhin zeigten Bestände mit kleinflä-

chigen Beimischungen von 51 % Buche das bei weitem geringste Risiko (hinsichtlich der Standardabweichung) und die Kapitalwerte, die sich im ungünstigsten Fall aus diesem Bestandestyp ergaben, waren positiv und noch deutlich vorteilhafter, als die, die sich im ungünstigsten Fall aus den anderen untersuchten Bestandestypen ergaben. Auch das Verhältnis aus finanziellem Ertrag und in Kauf zu nehmendem Risiko ist für den Mischbestand mit einem in kleinflächiger Form beigemischten Buchenanteil in Höhe von 51 % am günstigsten.



## 4 Diskussion

Der Anbau gemischter Bestände wird als angemessenes Mittel für die Bereitstellung einer Vielzahl an Gütern und Ökosystem-Dienstleistungen, sowie für die Reduktion der Anfälligkeit gegenüber natürlichen Gefahren erachtet. Die vorliegende Arbeit konnte den ökologischen Effekt der Mischung auf die Resistenz der Fichte exemplarisch quantifizieren und mit ökonomischen Konsequenzen verknüpfen. Damit ist es gelungen, einen ersten Schritt hin zu einer höheren Realitätsnähe in bioökonomischen Modellen zu ermöglichen. Die erzielten Einzelergebnisse sollen im Folgenden in den Kontext bereits existierender Forschungsergebnisse gestellt werden. Zudem soll die Diskussion Möglichkeiten für die Erweiterung der hier gewählten Ansätze für die Zukunft aufzeigen.

### 4.1 Ergebnisse der Literaturanalyse

Im Rahmen der vorliegenden Arbeit wurden die zwei häufigsten Schadensursachen in borealen und gemäßigten Zonen für Rein- und Mischbestände analysiert: Windwurf und Insektenschädigungen (Brassel *et al.* 1999, Burschel & Huss 2003, Schelhaas *et al.* 2003, Ministerkonferenz zum Schutz der Wälder in Europa 2007, Albrecht *et al.* 2012).

Chen (2003) und Kelty (1992) lieferten den Hinweis, dass zur Erlangung einer tatsächlichen Vergleichbarkeit nur solche Rein- und Mischbestände herangezogen werden können, die unter gleichen Bedingungen aufgewachsen sind. Aus diesem Grund wurden für die durchgeführten Metaanalysen auch ausschließlich solche Literaturquellen herangezogen, die diese Bedingung erfüllen (z.B. Brown *et al.* 1992; Burkhardt *et al.* 1992; Schläpfer & Schmid 1999; MacPherson *et al.* 2001; Pretzsch & Schütze 2009).

Die Gesamtzahl der unter den gegebenen Bedingungen auffindbaren Studien, die alle notwendigen Informationen für eine entsprechende quantitative Metaanalyse enthielten, war sehr gering (Griess & Knoke 2011). Nur eine kleine Anzahl an Studien führten direkte Vergleiche zwischen Rein- und Mischbeständen durch. Die Anzahl der Studien, die in die Analysen mit einfließen konnten, mag daher auf den ersten Blick als zu gering erscheinen, um zu belastbaren Ergebnissen zu kommen. Allerdings sollte man auch die Anzahl der Beobachtungen innerhalb der Studien beachten. Die erzielten Ergebnisse im Fall der Analyse hinsichtlich der Wuchsleistung basieren demnach auf Beobachtungen, die auf insgesamt 26 Standorten gewonnen wurden. Im Falle der Analyse hinsichtlich der Anfälligkeit gegenüber Windwurf sind

es 27, im Fall der Analyse hinsichtlich der Anfälligkeit gegenüber Insektenkalamitäten handelt es sich um 21 Standorte, was eine relativ gute Datenbasis darstellt.

Die Analyse der Wuchsleistung in Rein- und Mischbeständen zeigte weniger klare Unterschiede, als diejenige der Anfälligkeit gegenüber Sturmschäden oder Insektenkalamitäten. Die Konfidenzgrenzen der kumulierten Effektstärke umfassen im Falle der Wuchsleistung einen weit größeren Bereich und die Ergebnisse müssen mit entsprechender Vorsicht genutzt werden, da hier die Hinzunahme weiterer Studien in der Zukunft einen entsprechend großen Effekt auf das Gesamtergebnis haben könnte. Auf die Wuchsleistung in gemischten Beständen wird in Abschnitt 4.1.1 noch genauer eingegangen.

Die Anfälligkeit eines Bestandes gegenüber Insektenschäden oder Sturmwurf ist von essentieller Bedeutung für seine ökonomische Beurteilung. Wälder sind aufgrund ihrer langen Produktionszeiträume einer Vielzahl an Risiken ausgesetzt. Weiterhin können die Risiken in Beziehung zueinander stehen und sich gegenseitig begünstigen, was sich in der ökologischen Belastbarkeit und Fähigkeit zur Anpassung des Ökosystems Wald widerspiegelt (Puettmann *et al.* 2009).

Das Fehlen einer größeren Zahl geeigneter Studien in der Literatur (Rothe & Binkley 2001) und die sehr hohe Diversität möglicher Einflussgrößen sowie Interaktionen der unterschiedlichen Arten, die in den einzelnen Studien untersucht werden (Légaré *et al.* 2004), weisen auf die Wichtigkeit weiterer Untersuchungen in diesem Forschungsgebiet hin. Weiterhin werden die Anwendung und der praktische Gebrauch der erzielten Ergebnisse durch die Nutzung einer entsprechenden Vielfalt an Studien und somit Standorten mit zahlreichen unterschiedlichen Ausprägungen der für den Bestand relevanten Parameter erschwert. Im Folgenden sollen die in der Literatur angetroffenen Befunde im Einzelnen diskutiert werden.

### **4.1.1 Wuchsleistung in gemischten Beständen**

Eine Steigerung der Wuchsleistung ist das Attribut, welches von Laien wie Experten gleichermaßen als direkte Möglichkeit zur Verbesserung der ökonomischen Leistung eines Waldbestandes verstanden wird. Entsprechend ist die Beurteilung der Wuchsleistung in gemischten Beständen zu einem Forschungsgebiet von großem Interesse erwachsen. Die Vermutung, gewisse Arten könnten in gemischten Beständen einen höheren Zuwachs aufweisen als in Reinkultur, führte zu einer intensiven Suche nach dem dazugehörigen Effekt, der die Beziehungen verschiedener Arten und ihre Auswirkungen widerspiegeln soll (Jonsson 1962). Bauhus *et al.*

(2004) zeigten auf, wie sich ein solcher Effekt darstellen könnte. Gemischte Bestände sind ihm zufolge zum Beispiel im Stande einen höheren Nutzen aus gegebener Sonneneinstrahlung zu ziehen, da die Arten jeweils unterschiedliche Bedürfnisse hinsichtlich des Lichtbedarfs aufweisen. Unterschiedliche Arten sind weiterhin im Stande auch unterschiedliche Bodenhorizonte zu erschließen, was zu einer intensiveren Nutzung der vorhandenen Nährstoffe führt (Richards *et al.* 2010). Auch direkte Nachbarschaftseffekte haben einen positiven Effekt, denkt man zum Beispiel an Stickstoff fixierende Bäume. Erskine *et al.* (2006) und Piotta (2008) unterstützen diese Idee und weisen signifikante Produktionssteigerungen in gemischten Plantagenbeständen nach. Artenreiche Bestände sind auf der einen Seite also prinzipiell fähig, vorhandene Ressourcen effizienter zu erschließen und zu nutzen als Monokulturen, sofern sie aus Arten zusammengesetzt sind, die ein gewisses Spektrum an ökologischen Attributen anbieten (Kelty *et al.* 1992). Auf der anderen Seite darf die Tatsache nicht außer Acht gelassen werden, dass Arten die ähnliche oder gar die gleichen ökologischen Nischen nutzen in Konkurrenz zueinander treten, was dazu führt, dass Mischungen in solchen Fällen keine erhöhten Wuchsleistungen erbringen können, sondern sogar ein Rückgang der Wuchsleistung zu erwarten ist (Chen *et al.* 2003).

Larson (1992) beschrieb die Wuchsleistung eines Bestandes als Resultat seiner genetischen Variabilität. Eine hohe genetische Variabilität, wie sie in gemischten Beständen naturgemäß zu finden ist, müsste dieser These entsprechend auch eine größere Variation der Wuchsleistung der einzelnen Individuen innerhalb eines Bestandes zur Folge haben. Die genetische Diversität eines Bestandes ist eine wesentliche Komponente der Biodiversität (Müller-Starck & Stimm 2007), die einen direkten Einfluss auf die langfristige Stabilität und Produktivität von Wäldern hat. Eine hohe genetische Variabilität kann dazu führen, dass Nischen, die in Reinbeständen unbesetzt bleiben, in gemischten Beständen besetzt werden können. Vorher ungenutzte Ressourcen wie Wuchsraum oder Bodenhorizonte können somit ebenfalls zur Erhöhung der Gesamtproduktivität beitragen.

Den genannten Beobachtungen entsprechend wurde angenommen, dass gemischte Bestände aus Arten mit unterschiedlichen ökologischen Nischen über eine höhere Wuchsleistung verfügen als Reinbestände, was zu einer Erhöhung der zu erntenden Holzmenge führt (Brown *et al.* 1992, Binkley *et al.* 2003, Forrester *et al.* 2006). Doch zur abschließenden Beantwortung dieser Frage muss die tatsächliche Wuchsleistung in gemischten Beständen und Reinbeständen noch besser quantifiziert werden, und die Produktionsleistung miteinander verglichen werden (Pretzsch 2005). Ein Vorhaben, welches es erfordert, beide Bestandestypen auf ver-

gleichbaren Standorten über längere Zeiträume zu untersuchen. Entsprechend rar sind passende Untersuchungen und werden es in naher Zukunft auch bleiben. Eine Lösung könnte zunächst in der Nutzung der bundesweit im Rahmen verschiedener Inventuren - wie der Bundeswaldinventur oder der Waldzustands- bzw. Kronenzustandserhebungen der Länder - gewonnenen Daten liegen, deren Ergebnisse dank einer einheitlichen Vorgehensweise sogar mit den Ergebnissen anderer europäischer Länder vergleichbar sind. Im Weiteren wäre es sinnvoll und empfehlenswert eine weltweite Datenbasis zu schaffen, die vergleichbare Daten liefert.

Die durchgeführte Metaanalyse zur Wuchsleistung wies zwar einen positiven Effekt auf, allerdings nur dann, wenn die umfangreiche Studie von Pretzsch & Schütze (2009) mit einbezogen wurde. Auch wenn diese Studie aus der Analyse herausgenommen wurde, zeigte sich ein positiver Trend, die Konfidenzgrenzen umfassen dann allerdings den Wert Null, was eine fehlende Signifikanz des Effektes anzeigt. Dieses Ergebnis erzeugt den Eindruck, dass die Datenbasis eventuell noch zu gering ist, um eine verlässliche Aussage treffen zu können. Die Methode erlaubt es uns jedoch, die verwendeten Studien hinsichtlich der Anzahl der untersuchten Versuchsflächen zu gewichten. Die ausschlaggebende Studie von Pretzsch & Schütze (2009) umfasst den bei weitem größten Datensatz im Vergleich zu den übrigen Studien und hat einen entsprechend großen Einfluss auf das Ergebnis. Alles in allem lässt sich schließen, dass die Konsequenzen aus dem Anbau gemischter Bestände auch für die Wuchsleistung zumindest eine positive Tendenz aufweisen.

Weiterhin muss bedacht werden, dass die eventuell erzielten Vorteile durch eine gesteigerte Wuchsleistung in Bezug zu möglicherweise steigenden Kosten für die Bestandesbegründung oder den Umbau eines bestehenden Reinbestandes gebracht werden müssen. Die notwendige Steigerung der Erntemengen zur Deckung der zusätzlichen Kosten wurde von Nichols *et al.* (2006) auf überschaubare 0,2 % bis nennenswerte 11 % geschätzt.

### **4.1.2 Anfälligkeit gegenüber Sturmschäden und Insektenkalamitäten**

Windwurf und Sturmschäden sind seit jeher ein wichtiger Risikofaktor für das forstliche Management, insbesondere in den borealen und temperierten Klimaten. Die große Relevanz von Schäden durch Windwurf wird – zumindest für Mitteleuropa – durch eine Reihe schwerer Sturmereignisse in den letzten Jahrzehnten unterstrichen (Schelhaas *et al.* 2003). Bereits 1886 stellte Karl Gayer (Gayer 1886) fest, dass Windwürfe in direkten Zusammenhang mit der Verbreitung von Reinbeständen zu bringen sind. Bosshard (1967), der Sturmschäden in der

Schweiz bewertete, bestätigte dies. Er konnte zeigen, dass kein anderer Parameter einen größeren Einfluss auf die Anfälligkeit eines Bestandes gegenüber Sturmschäden hat als die Höhe des Fichtenanteils. Auch in der für die vorliegende Arbeit herangezogenen Literatur zeigte sich ein weiteres Mal, dass ein entscheidender Faktor für die Stabilität eines Bestandes die Mischung ist. Die Beimischung eines Laubholzanteils oder weniger anfälliger Nadelholzarten wie Douglasie von nur 10 % kann die Anfälligkeit der Fichten im Vergleich zum Reinbestand auf 1/3 reduzieren (Schütz *et al.* 2006).

Unabhängig von der Bestandesstruktur lässt sich feststellen, dass die Anfälligkeit gegenüber Sturmschäden mit zunehmender Bestandesoberhöhe generell steigt, also auch indirekt mit Zunahme des Bestandesalters (Watt 1992). Bei Überschreiten einer Baumhöhe von 29 m steigt die Wahrscheinlichkeit für Sturmschäden um über 50 % (Lüpke & Spellmann 1997), was auch die Tatsache erklärt, dass die Anfälligkeit von Nadelbäumen schon in relativ jungen Beständen stark ansteigt, während Laubbäume bis ins hohe Alter verhältnismäßig stabil bleiben (Quine & Miller 1991), da Nadelbäume ein stärkeres Höhenwachstum aufweisen.

Auch Schmid-Haas & Bachofen (1991) verglichen Windwurfereignisse in verschiedenen Bestandestypen miteinander. Sie stellten eine Verdopplung der Resistenz gemischter Bestände mit 10-50 % Laubholzanteil im Vergleich zu Reinbeständen aus Nadelhölzern fest. Schütz *et al.* (2006) bewerteten die Art und Größe von Schäden in Fichten- und Buchenbeständen nach einem schweren Sturmereignis 1999 (Sturm „Lothar“) und identifizierten erneut die Mischung als einen der wichtigsten Faktoren für das Schadausmaß. Aber auch die Baumarten selber spielen eine wichtige Rolle für das entstehende Schadausmaß bei einem Sturmereignis (Albrecht *et al.* 2012), so dass eine Verringerung der Schäden auch darauf zurückzuführen sein könnte, dass gemischte Bestände zumindest teilweise aus weniger Sturmwurf anfälligen Arten zusammengesetzt sind (Olsthoorn *et al.* 1999). Diese Tatsache spielt für viele der Studien eine Rolle, die Fichtenreinbestände, welche eine ausgesprochen hohe Schadanfälligkeit aufweisen, mit Mischbeständen aus Fichte und Laubbaumarten wie Buchen vergleichen.

Dass gemischte Bestände eine höhere Resistenz gegenüber Windwurf als Reinbestände aufweisen, liegt offenbar auf der Hand. Dennoch muss die vorhandene Information zu einer möglicherweise gesteigerten Resistenz der Fichte in eine Form gebracht werden, die eine direkte Vergleichbarkeit ermöglicht, wie es mittels einer Metaanalyse unter Zuhilfenahme verfügbarer Studien machbar war. Das Ergebnis der Metaanalyse zeigte einen insgesamt positiven Effekt der Mischung auf die Anfälligkeit gegenüber Windwurf.

Wird sich die prognostizierte Entwicklung des mitteleuropäischen Klimas bewahrheiten, so ist zu erwarten, dass die Verluste durch Borkenkäfer um über 200 % steigen werden (Seidl *et al.* 2008). Diese Zukunftsperspektive weist auf die hohe Relevanz hin, die die Resistenz gegenüber Schadinsekten für die Zukunft haben könnte. Jactel *et al.* (2005) konnten ebenfalls in einer Metaanalyse nachweisen, dass gemischte Bestände weniger Schäden durch Insektenkalamitäten erfahren oder nur geringere Populationen an Schadinsekten beheimaten. Sie nutzten in ihrem Ansatz nur fünf Studien, ausschließlich aus borealen Regionen, was durch Koricheva *et al.* (2006) kritisiert wurde. Um weitere Informationen über die Anfälligkeit gemischter Bestände hinsichtlich Insektenkalamitäten im Vergleich zu Reinbeständen zu erlangen, führten Jactel & Brockerhoff (2007) eine neuerliche Metaanalyse durch. Diese neue Analyse basierte auf über 100 Studien weltweit, die Blattfraß durch pflanzenfressende Insekten in Misch- und Reinbeständen untersuchten. Eine signifikante Reduktion der Insektenfraß bedingten Schäden in Mischbeständen konnte auch hier nachgewiesen werden. Dies stützt das Ergebnis der eigenen Metaanalyse und lässt auf eine tatsächliche Reduktion der Schadanfälligkeit durch Insekten schließen.

### **4.2 Empirische Überlebenswahrscheinlichkeiten für Fichten in gemischten Beständen**

Die Untersuchung der Daten der Waldzustandserhebung aus Rheinland-Pfalz mittels einer Überlebenszeitanalyse lieferte plausible Ergebnisse hinsichtlich der Frage nach den Unterschieden in der natürlichen Überlebenszeit von Fichten in Misch- und Reinbeständen und bestätigt die im ersten Schritt aus anderen Studien gewonnene Erkenntnis der Vorteilhaftigkeit des Anbaus gemischter Bestände zur Senkung von Risiken. Die Tatsache, dass die neu gewonnenen Überlebenskurven auf Realdaten basieren, die die gesamte Standortvielfalt des Bundeslandes Rheinland-Pfalz repräsentieren, macht diese neuen Überlebenskurven zu einem wichtigen Werkzeug zur Verbesserung der Situation hinsichtlich des bestehenden Mangels an biologischer Realitätsnähe (Bulte & van Kooten 1999) bei der Modellierung gemischter Bestände.

Die Ergebnisse belegen, dass mögliche Vorteile eines Anbaus von Fichten in Reinbeständen, durch Inkaufnahme eines Verlustes an Diversität und den hiermit verbundenen negativen Folgen in Form einer Destabilisierung überlagert werden können. Die Bestände verlieren ihre Fähigkeit Naturgefahren zu widerstehen, sie werden anfälliger, was den Aussagen und Erkenntnissen von Kennel (1965), König (1995), Rau (1995), Winterhoff *et al.* (1995), Pretzsch

& Schütze (2009), Griess & Knoke (2011), Valinger & Fridman (2011) und zahlreicher anderer Autoren entspricht.

Worin liegen jedoch die Gründe für die stabilisierende Wirkung der Mischung?

Fichten, die in Mischbeständen mit Laubbäumen aufwachsen, können zum einen breitere Kronen ausbilden, da sie während des Winterhalbjahres durch die Vegetationsruhe der benachbarten Laubbäume mehr Biomasse akkumulieren, sowie ein größeres Wurzelsystem aufbauen können (Schütz *et al.* 2006). Zum anderen können Buchen und andere Laubbäume durch ihr andersartiges Schwingungsverhalten den durch Windeinwirkung in Fichtenbeständen entstehenden Effekt des Aufschaukelns eventuell deutlich dämpfen, und so verhindern, dass eine kritische Amplitude erreicht wird (Kölling, mündl. Mitteilung). Bedauernswerter Weise ist dieser Effekt noch weitgehend unerforscht, wobei es intensive Bestrebungen gibt, spezifische Windeffekte innerhalb echter Bestände (also nicht nur in Windkanälen) genauer zu untersuchen (Hale *et al.* 2012; Queck *et al.* 2012). Hierbei geht man beispielsweise in ersten Studien zur Erforschung des kollektiven Schwingungsverhaltens der Bäume unter Wind einfluss davon aus, dass Schäden durch Wind in gleichaltrigen Beständen zumindest teilweise mit der Schwingungsdynamik ganzer Baumgruppen verbunden sind (Schindler *et al.* 2012).

Ein weiterer wichtiger Einflussfaktor auf die Mortalität von Bäumen, der direkt anthropogen bedingt ist, ist die erhöhte Anfälligkeit gegenüber Schäden – insbesondere Windwurf – nach einem Eingriff (z.B. Albrecht *et al.* 2012). Die vorliegenden Ergebnisse zeigen die hohe Relevanz der seit dem letzten Eingriff vergangenen Zeit auf die Mortalität auf, wobei der Effekt in Mischbeständen weit geringer ausfällt als in Reinbeständen. Andere Studien, die sich mit dem Einfluss von Eingriffen auf die Mortalität beschäftigt haben, weisen darauf hin, dass die Eingriffsintensität (Albrecht 2009) sowie die Distanz zu Rückegassen oder einem Bestandesrand (Thorpe *et al.* 2008) ebenfalls wichtige Einflussfaktoren für Windwurf sowie das Absterben von Bäumen darstellen. Mit den in der vorliegenden Arbeit genutzten Daten war es nicht möglich, die Aussagen dieser Studien zu prüfen, da keine Informationen hinsichtlich der Eingriffsintensitäten, den Pflanzabständen oder der Grundfläche verfügbar waren. Um die Gründe für eine nach Eingriffen erhöhte Mortalität genauer zu untersuchen, sollte eine Erhebung entsprechender Messdaten während zukünftiger Inventurvorhaben in Erwägung gezogen werden.

Wird die Standortgüte in die Bewertung mit einbezogen, so mag es zunächst überraschen, dass eine höhere Nährstoffverfügbarkeit und bessere Wasserversorgung zu einer niedrigeren

Überlebenswahrscheinlichkeit der Fichten führt. Der Befund ist jedoch plausibel, denn Bäume, die auf sehr guten Standorten wachsen, sind in einem gegebenen Alter durch die besseren Wuchsbedingungen deutlich höher als Bäume auf anderen, schlechteren Standorten, was dazu führt, dass der entstehende Hebel für Sturm und Wind sich vergrößert. Weiterhin besteht für Bäume auf sehr guten Standorten keine Notwendigkeit ein solch ausgeprägtes Wurzelsystem zu entwickeln wie für Bäume auf schlechten Standorten (Löhmus *et al.* 1989), was ebenfalls zu einer höheren Anfälligkeit gegenüber Windwurf führt.

Zu ähnlichen Ergebnissen kamen bereits Schelhass *et al.* (2003), die ein höheres Risiko auf tiefgründigen Böden mit guter Nährstoffverfügbarkeit nachweisen konnten. König (1995) fand vergleichbare Resultate auf vernässten Standorten. Tiefgründige Böden weisen häufig charakteristische Auswaschungen auf, die zu einer Verhärtung des Unterbodens führen, was wiederum zur Senkung der Durchlässigkeit und in Fällen heftiger Niederschläge somit schnell zu einer vollständigen Wassersättigung führt. Die Anfälligkeit gegenüber Windwurf wird dadurch deutlich erhöht, wie auch Schmidt *et al.* (2010) bestätigten.

In der vorliegenden Untersuchung finden jedoch nicht nur Ausfälle, die durch Windwurf verursacht wurden, sondern auch solche, die durch andere Kalamitäten hervorgerufen wurden Berücksichtigung. Dabei ist davon auszugehen, dass Schäden in den meisten Fällen zunächst durch Windwürfe entstehen, denen Insektenkalamitäten - insbesondere Borkenkäferkalamitäten - folgen, was zu einer Steigerung des Gesamtrisikos führt (Hanewinkel *et al.* 2008).

Was Insektenkalamitäten angeht, so erscheint es logisch, dass Antagonisten von Schadarten in gemischten Beständen mit größerer Wahrscheinlichkeit ein passendes Habitat finden können, als in Reinbeständen (Jactel & Brockerhoff 2007). Massenvermehrungen von Insekten finden aufgrund der geringeren Vorkommenshäufigkeit von Nahrungsquellen seltener statt (Jactel *et al.* 2005). Dennoch bedarf es genauerer Untersuchungen der zugrunde liegenden biologischen Prozesse. Die Überlebenszeitanalyse beschränkt sich auf die Untersuchung kalamitätsbedingter Ausfälle. In der Realität existieren allerdings auch Abhängigkeiten zwischen der Anfälligkeit eines Baumes für biotische wie abiotischer Risiken und konkurrenzbedingtem Stress (Albrecht 2009). Da im Rahmen der Inventur des Kronenzustandes jedoch nur solche Bäume aufgenommen wurden, die Bestandteil der herrschenden Baumschicht waren, ist davon auszugehen, dass die erfassten Bäume weniger stark unter Konkurrenz zu leiden haben als die nicht erfassten, unterständigen Bäume. Die Ergebnisse spiegeln damit konkurrenzbedingte Mortalität in einem vermutlich vernachlässigbaren Rahmen.



Hinsichtlich der Durchführung entsprechender Analysen für weitere Baumarten neben der Fichte sei darauf hingewiesen, dass die bisher verfügbare Datengrundlage in den meisten Fällen hier nicht ausreicht, um belastbare Ergebnisse erzielen zu können. Dieses Problem könnte durch die Hinzunahme entsprechender Inventurdaten anderer Bundesländer oder aus dem Ausland gelöst werden. Ein solches Vorgehen würde es nicht nur ermöglichen, relevante Informationen für andere Baumarten wie Buche, Douglasie, Kiefer oder Tanne oder für weitere Standorte zu gewinnen, sondern auch die Belastbarkeit der vorliegenden Ergebnisse weiter zu erhöhen.

Durch die einzelbaumweise Analyse der Überlebenszeiten wird der in der Realität für eine Erhöhung der Überlebenszeit notwendige Anteil an beigemischtem Laubholz etwas unterschätzt. Dies liegt in der Tatsache begründet, dass ein Laubbaum in der Regel mehr Standraumbedarf hat als ein Nadelbaum. Da für die vorliegenden Daten jedoch weder die Distanzen zwischen Mittelpunkt der Probekreise zu den Probebäumen, noch die Flächengröße der Probekreise aufgenommen wurden, war es nicht möglich flächenbezogene Rückschlüsse zu tätigen. Auch für Baumhöhen, Durchmesser oder Bonitäten existieren keine Informationen. Für folgende Inventuren wäre es von Vorteil, eine entsprechende Information am Standort mit aufzunehmen.

### **4.3 Zur Modellwahl für die Überlebenszeitanalyse**

Die Cox-Regression (Cox 1972) ist ein geläufiges Modell zur Untersuchung von Überlebenswahrscheinlichkeiten und ihre Verwendung wird – nicht zuletzt aufgrund ihres Bekanntheitsgrades – häufig gefordert (Carroll 2003). Dennoch wurde dieses Verfahren für die vorliegende Analyse nicht verwendet. Im Folgenden sollen die Gründe hierfür dargestellt werden:

Bei der Anwendung von Überlebenszeitanalysen wird grundsätzlich zwischen univariaten Verfahren – wie der Kaplan-Meier Analyse - und multivariaten Verfahren unterschieden. Während erstere in der Lage sind, den Einfluss nur einer Variablen auf die Überlebenszeit zu berücksichtigen, ist es mit multivariaten Modellen möglich den simultanen Einfluss mehrerer Variablen auf die Überlebenszeit gleichzeitig zu berücksichtigen. Weiterhin ist es mit multivariaten Verfahren möglich, die Intensität des Einflusses verschiedener Variablen abzubilden (Bradburn *et al.* 2003a). Prinzipiell eignen sich multivariate Verfahren also für die Analyse forstlicher Inventurdaten im Hinblick auf die Überlebenswahrscheinlichkeit, sofern auch Informationen über den Einfluss verschiedener Variablen, wie den Standortseigenschaften, gewonnen werden sollen. Die multivariaten Verfahren zur Überlebenszeitanalyse lassen sich

weiter grob in zwei Gruppen unterteilen: Zum einen sogenannte „*proportional hazard*“ Modelle (PH-Modelle) sowie zum anderen „*accelerated failure time*“ Modelle (AFT-Modelle). Bei PH-Modelle unterscheidet man schließlich weiter zwischen nicht parametrischen, semiparametrischen und voll parametrischen Modellen, wobei bei voll parametrischen Modellen eine bestimmte Annahme über die Verteilung der zugrunde liegenden Daten erfolgt.

Das Cox Modell ist ein semi-parametrisches PH-Modell. Es ist das am häufigsten genutzte multivariate Analyseverfahren für Überlebenszeitdaten (Carroll 2003). Es handelt sich dabei um ein Regressionsmodell, welches die Relation zwischen dem Auftreten eines Ereignisses, sowie den Einfluss nehmenden Variablen darstellt (Clark *et al.* 2003), also die Wahrscheinlichkeit für das Eintreten eines Ereignisses zu einem bestimmten Zeitpunkt. Mathematisch ist das Cox PH-Modell eine multiple lineare Regression des Logarithmus des Risikos (*hazard*) auf die Einfluss nehmenden Variablen. Diese verhalten sich multiplikativ und stellen so das jeweilige Risiko zu einem gegebenen Zeitpunkt dar. Dieses Verhalten beschreibt auch die grundsätzliche Annahme aller PH-Modelle: Das Risiko in einer Gruppe ist hier ein Vielfaches des Risikos in einer anderen Gruppe, die Risiken verhalten sich proportional, zwei Kurven des gleichen Modells können sich nicht überschneiden.

Parametrische PH-Modelle unterstellen eine bestimmte Verteilung der zugrunde liegenden Daten, eine Annahme, die das Cox PH-Modell nicht benötigt (Metsaranta *et al.* 2011). Geläufige parametrische Modelle sind häufig nach den zugrunde liegenden Verteilungen benannt, zum Beispiel das Exponential-Modell, Weibull PH oder auch Gompertz PH (Bradburn *et al.* 2003a). Obwohl die Wahl einer zugrunde liegenden Verteilung problematisch sein kann, führt die Anwendung eines parametrischen PH-Modells, sofern zu den Daten passend, zu einem höheren Informationsgehalt (z.B. durch niedrigere Fehler) der Ergebnisse als das Cox Modell. Weiterhin sind Informationen wie Überlebenswahrscheinlichkeit, Risiko des Überlebens, mittlere Überlebenszeiten etc. direkt ableitbar.

Die adäquate Wahl der zugrunde liegenden Verteilung kann schließlich auf einfache Weise geprüft werden, indem die Überlebenswahrscheinlichkeit, die sich aus einem gewählten multivariaten parametrischen Modell ergibt, mit der verglichen wird, die sich bei Anwendung eines univariaten Modells, wie der Kaplan-Meier Analyse, ergibt. Die Ergebnisse beider Verfahren sollten hierbei dicht beieinander liegen, wenn nicht übereinstimmen (Bradburn *et al.* 2003b), was in der vorliegenden Arbeit der Fall war.

Bei einem AFT-Modell handelt es sich um ein weiteres Verfahren zur Analyse von Überlebenszeiten. Hier wird die sich aus der Funktion ergebende Überlebenszeitkurve durch einen bestimmten Faktor, der sich aus den Einfluss nehmenden Variablen ergibt, entlang der Zeitachse gestreckt oder gestaucht. Entsprechend können die Überlebenszeiten bei Anwendung von AFT-Modellen mit einem konstanten Faktor multipliziert werden. Dieser Faktor ist der Exponent der Einfluss nehmenden Koeffizienten (Gewichte der Variablen) die die Zeit bis zum Eintreten eines Ereignisses beeinflussen. Ist dieser Faktor positiv, so verlängert er die Zeit bis zum Eintreten eines Ereignisses, ist er negativ so verkürzt er die Zeit bis zum Eintreten eines Ereignisses. So lässt sich aus den Koeffizienten direkt ableiten, welche Variablenausprägungen einen negativen und welche einen positiven Einfluss auf eine untersuchte Überlebenszeit haben.

Folgen die Überlebenszeiten einer Weibull-Verteilung, so kann weiterhin gezeigt werden, dass PH-Modelle und AFT-Modelle identisch sind (Bradburn *et al.* 2003). Dennoch unterscheiden sich die beiden Modelle hinsichtlich der Interpretierbarkeit der mit ihnen gewonnenen Ergebnisse. Die mit PH-Modellen errechnete Effektgröße ist ein „*hazard ratio*“, während es sich bei der mit AFT-Modellen errechneten Effektgröße um „*time ratios*“ handelt, die leichter interpretierbar sind (Bradburn *et al.* 2003a).

Das von mir gewählte Vorgehen bringt demnach einige Vorteile mit sich, die insbesondere hinsichtlich der Verwendung der Ergebnisse für ökonomische Modelle oder für die Ableitung von Empfehlungen bezüglich waldbaulicher Vorgehensweisen eine Rolle spielen, da durch Anwendung eines AFT-Modells der Einfluss verschiedener Variablenausprägungen auf die Überlebensfunktion direkt abgebildet werden kann. Die Ergebnisse sind so leicht miteinander vergleichbar zu machen (Carroll 2003) und durch Praktiker leicht nachzuvollziehen.

Weiterhin ermöglicht die Anwendung des AFT-Modells, wichtige Informationen wie shape- und scale-Parameter sowie das Überleben zu einem gewünschten Zeitpunkt (z.B.  $S_{100}$ ) einfach auszulesen und somit eine Nutzbarmachung für ökonomische Modelle zu gewährleisten. Da die Methode bereits bei anderen Analysen auf Basis des gleichen Datensatzes Anwendung gefunden hat (siehe Staupendahl & Möhring 2011; Staupendahl & Zucchini 2011), ist eine gute Vergleichbarkeit der Ergebnisse gewährleistet.

Während es komplizierter erscheinen mag, den Shannon-Index anstelle des Baumartenanteils zu nutzen um Mischungsintensitäten abzubilden, erweisen sich dennoch beide Ansätze zur Quantifizierung der Mischungsintensität als sinnvoll. Der Shannon-Index ist das geläufigste

Entropiemaß der Naturwissenschaften. Dies allein ist Grund genug, den Shannon-Index zur Beschreibung der Diversität heranzuziehen (Jost 2006). Auf der anderen Seite ermöglicht die Nutzung eines Baumartenanteils zur Beschreibung der Mischung eine direkte Vergleichbarkeit mit in der Praxis gängigen Mischungen, sowie eine direkte Nutzung der Ergebnisse durch Praktiker, nicht zuletzt aufgrund der leichteren Interpretierbarkeit. Die in den Ergebnissen auftauchenden geringen Unterschiede, die bei der Nutzung der zwei Methoden entstehen, sind nur auf die Variation in den gewählten Kategorien, die auf Basis der zur Verfügung stehenden Datenmengen gewählt wurden, zurückzuführen. Nichts desto trotz liegen die Ergebnisse beider Ansätze dicht beieinander.

#### **4.4 Ökonomische Relevanz der erhöhten Resistenz von Fichten in Mischbeständen**

Durch die im dritten Teil der Arbeit erzielten Ergebnisse konnte die hohe Relevanz der Berücksichtigung existierender Mischbestandseffekte in ökonomische Bewertungen unter Beweis gestellt werden. Gerade für gemischte Bestände lässt sich durch die Berücksichtigung möglicher Risiken neben der ökologischen Vorteilhaftigkeit auch die ökonomische Überlegenheit gegenüber Reinbeständen auf eine für Praktiker nachvollziehbare Weise abbilden.

Nicht nur die Kapitalwerte, die sich mit dem Anbau reiner Fichtenbestände erzielen lassen, können durch den Anbau gemischter Bestände (93 % Fichte, kleinflächige Beimischung von 7 % Buche) übertroffen werden. Auch die mit dem entsprechenden Bestandestyp verbundenen Risiken erweisen sich als geringer als solche, die mit dem Anbau von Fichtenreinbeständen zu erwarten sind. Dies ist generell für die untersuchten Bestandestypen der Fall, bei denen eine Baumartenmischung analysiert wurde. Angesichts der zunehmenden Häufigkeit von Schadereignissen erscheint die Etablierung von Reinbeständen auch aus ökonomischer Sicht dementsprechend als nicht mehr empfehlenswert. Generell ist jedoch die Tatsache zu berücksichtigen, dass die der ökonomischen Bewertung zugrunde liegenden Überlebenswahrscheinlichkeiten in Beständen von spezifischen Eigenschaften gewonnen wurden. Da die Überlebenswahrscheinlichkeit von Fichten stark vom Standort beeinflusst ist (Pretzsch 2005), lassen sich die Ergebnisse daher nur bedingt auf andere als die analysierten Standorte übertragen. Obgleich damit zu rechnen ist, dass sich der Anbau gemischter Bestände auf abweichenden Standorten ebenfalls als vorteilhaft erweisen wird, ist der entsprechende Nachweis noch zu bringen. Hierzu bedarf es der Untersuchung entsprechender Überlebenswahrscheinlichkeiten für weitere als die der vorliegenden Untersuchung zugrunde liegende Standorte.

Insbesondere im internationalen Vergleich sind Reinbestände dabei nicht pauschal als ineffizient zu betrachten (z.B. Cubbage *et al.* 2007). Gerade wenn es um Risiken geht, die mit steigendem Alter zunehmen (wie es typischerweise bei Schäden durch Windwurf der Fall ist), lässt sich die Wirtschaftlichkeit oft auch durch eine Verkürzung der Umtriebszeit erreichen. Die Resistenz erhöhende Mischbestandseffekte sind dann eventuell nicht mehr gleichermaßen bedeutsam. Das mittlerweile insbesondere durch den größeren privaten Waldbesitz in Deutschland schon beinahe als Allheilmittel vertretene Rezept einer verkürzten Umtriebszeit kann aber gerade unter mitteleuropäischen Verhältnissen schnell an die Grenzen seiner ökonomischen Vorteilhaftigkeit stoßen. So verliert der Waldbesitzer beispielsweise bei zu stark verkürzter Umtriebszeit den Vorteil der Naturverjüngung, die enorme Kosten sparen kann (z.B. Knoke 2011). Zudem bieten die mit sehr kurzer Umtriebszeit einher gehenden geringen Vorräte nur wenig Spielraum für einen am Holzmarkt ausgerichteten, flexiblen Holzeinschlag (vgl. hierzu Knoke & Wurm 2006). Daher ist anzunehmen, dass für mitteleuropäische Verhältnisse ein Modell der naturnahen Waldwirtschaft mit gemischten Beständen und moderaten Umtriebszeiten (80 bis 100 Jahre) den Kurzumtriebsmodellen (Umtriebszeiten von 40 bis 60 Jahren) aus ökonomischer Sicht mindestens ebenbürtig sein dürfte.

Generell ist bei der Wahl des vorteilhaftesten Bestandestyps stets auch das gesetzte Ziel des Entscheidungsträgers zu berücksichtigen. Obgleich ein Fichtenbestand mit kleinflächiger Beimischung von 7 % Buche zu den höchsten Kapitalwerten führt, kann auch der Bestandestyp mit einem 51 %igen Buchenanteil in kleinflächiger Mischung der vorteilhafteste Bestand sein, strebt man beispielsweise nach einer Minimierung des Betriebsrisikos. Ein solcher Bestandestyp erweist sich sogar als der vorteilhafteste, wenn man den pro Einheit in Kauf zu nehmenden Risikos erzielbaren Kapitalwert maximieren möchte. Dieses Verhältnis fällt für den Bestandestyp mit einem 51 %igen Buchenanteil in kleinflächiger Mischung mit Abstand am größten aus.

Laut Brandl (1991) können Modellanalysen prinzipiell höchstens einen schwachen Entscheidungs-Hinweis für waldbauliche Handlungsweisen – insbesondere die Frage nach der Baumartenwahl liefern. Grund hierfür liegt laut Brandl (1991) darin, dass die Berücksichtigung multifunktionaler Zielsetzungen in ökonomischen Modelluntersuchungen lange Zeit nicht möglich war. Das Einkommen der öffentlichen und privaten Forstbetriebe entsteht allerdings weitgehend aus dem Holzverkauf, daher spielen ertragswirtschaftliche Überlegungen hier sicherlich eine herausragende Rolle (Kohnle & Teuffel 2004). Die Nutzung der Monte-Carlo Simulation zur Beurteilung der finanziellen Ergebnisse aus dem Anbau verschiedener Bestan-

destypen erlaubt es uns dabei, zahlreiche Risikoquellen zu berücksichtigen. Mit einer verlässlichen ökonomischen Bewertung von Mischbeständen, die im Stande sind die Anforderungen multifunktionaler Zielsetzungen zu erfüllen, ist ein erster Schritt getan, die von Brandl (1991) genannte Einschränkung aufzuheben.

Die Sorge, durch eine überzogene Laubwaldvermehrung an den Bedürfnissen des Holzmarktes vorbei zu produzieren und durch entsprechenden Waldumbau die Einkommensgrundlage forstwirtschaftlicher Betriebe zu gefährden (Spellmann 2005) kann dem in diese Richtung argumentierenden Praktiker genommen werden. Es zeigte sich, dass bereits ein sehr geringer Laubholzanteil von circa 10 Prozent ausreichend ist, die ökologischen Vorteile der Mischung zu nutzen und zeitgleich höhere finanzielle Ergebnisse zu erzielen als durch einen Fichtenreinbestand. Fichtenholz machte in den Jahren 2009 und 2010 rund 56 % des in Deutschland eingeschlagenen Holzes aus, während Buchenholz nur einen Anteil von rund 19 % des Gesamteinschlags ausmachte (BMELV 2011). Obwohl ein höheres Angebot an Buchenholz auf dem Markt früher oder später auch zu einer entsprechenden Nachfrage führen wird (Say 1836) ergeben sich aktuelle Präferenzen weniger aus dem Angebot, als aus den Holzeigenschaften der Baumarten (Spellmann 2005). Doch mit steigenden Energiepreisen ist durchaus damit zu rechnen, dass auch andere Holzarten und Sortimente als die momentan marktdominierenden eine steigende lokale Nachfrage erleben, insbesondere im Hinblick auf eine thermische oder energetische Verwertung. Während so die heute bereits bestehende Nachfrage durch Fichtenbestände mit geringen Beimischungen laufend gedeckt werden kann, ist ein gemischter Bestand im Rahmen der natürlichen Verjüngung an eine eventuelle Marktveränderung ohne große Kosten anpassbar. Die Möglichkeit der Naturverjüngung bietet erhebliche ökonomische und ökologische Vorteile (Spellmann 2005), nicht nur gegenüber Pflanzung und Saat sondern auch hinsichtlich der Flexibilität seitens des Managements (vgl. auch die weiter oben geführte Diskussion zum Kurzumtrieb).

In der vorliegenden Bewertung wurde die steigende Flexibilität, die durch den Anbau gemischter Bestände entsteht, unberücksichtigt gelassen. So könnte beispielsweise die Ernte einer Baumart intensiviert werden, sofern der Holzpreis für die andere gerade niedrig ist und umgekehrt (Beinhofer 2007). Dies kann im Rahmen einer Portfolio-theoretischen Betrachtung erfolgen, setzt allerdings für belastbare Ergebnisse Kenntnisse über das Überleben von Fichten in weiteren Mischungstypen voraus. Weiterhin ist es denkbar, durch Nutzung der in geringer Beimischung in einen Fichtenbestand eingebrachten Buchen einen späteren Umbau in einen Bestand mit einem größeren oder sogar dominierenden Buchenanteil zu ermöglichen.

Dies erfordert einen geschickten Waldbau genauso wie Bestandes-Optionen, die eine hohe Flexibilität bei geringen Kosten ermöglichen.

Da diese weiteren Optionen, die durch den Anbau gemischter Bestände entstehen, im Rahmen der vorliegenden Studie nicht berücksichtigt wurden, ist davon auszugehen, dass Vorteile der Mischbestände im Rahmen der vorliegenden Dissertation insgesamt eher unterbewertet wurden.

## 5 Schlussfolgerungen und Ausblick

Die nachhaltige Forstwirtschaft erlebt mit dem Klimawandel ein Zeitalter zunehmender Risiken und damit verbundener Unsicherheiten. Der Beobachtung von Anpassungsreaktionen des Ökosystems Wald an eine sich ändernde Umwelt muss - angesichts des akuten Handlungsbedarfes seitens des forstlichen Managements, der sich aus eben diesen Änderungen ergibt - eine erhöhte Priorität zugestanden werden. Neben den zu erwartenden Veränderungen der bestehenden Situation ist damit zu rechnen, dass Strategien zur Erhöhung potenzieller Kohlenstoffsenken in Zukunft eine zunehmende Rolle spielen werden (Diaci *et al.* 2011, Metsaranta *et al.* 2011). Umso erstaunlicher, dass der Erlangung der entsprechenden Erkenntnisse, die zur Meisterung dieser Herausforderungen notwendig sind, keine erhöhte Priorität zugestanden wurde, obwohl geeignete Lösungen schon seit über 200 Jahren diskutiert werden (Hartig 1791; Cotta 1856; Gayer 1886 und andere).

Der Anbau gemischter Bestände stellt hierzu eine sinnvolle Maßnahme dar. Gerade die gesteigerten Resistenzen gegenüber Schadereignissen spielen in diesem Zusammenhang eine herausragende Rolle. Sie werden seit langem vermutet und zunehmend wissenschaftlich nachgewiesen (Griess & Knoke 2011). Dennoch ist die vorliegende Arbeit die bislang einzige Studie, die positive Effekte von Baumartenmischungen auf Basis empirischer Daten auch ökonomisch bewertet und damit den Einbau von Mischbestandseffekten in entsprechende bioökonomische Modelle ermöglicht.

Die durchgeführte Überlebenszeitanalyse lieferte plausible Ergebnisse hinsichtlich der Frage nach den Unterschieden in der Lebensdauer von Fichten in Misch- und Reinbeständen. Sie bestätigte damit den durch Möhring *et al.* (2011) erbrachten Nachweis dafür, dass die Nutzung realer Daten für ökonomische Modelle zur Beurteilung von Ökosystemen Vorteile aufzeigen kann, die bis jetzt in der Form unberücksichtigt geblieben sind. Es zeigt sich, dass die geforderte Erhöhung der Realitäts- und Naturnähe bioökonomischer Modelle von großer Relevanz ist und nicht vernachlässigt werden sollte.

Entsprechend weisen die Ergebnisse auch auf den großen Bedarf an fortlaufenden, großangelegten Waldinventuren hin, wie sie in Europa mit dem vereinheitlichten System an Waldzustandserhebungen zum Beispiel bereits durchgeführt werden. Der steigende Bedarf an Informationen zum Verhalten von Mischbeständen im direkten Vergleich zu Reinbeständen wurde wie die Frage der Konsequenzen aus dem Anbau gemischter Bestände bereits vor einiger Zeit



von Kelty *et al.* (1992) ausführlich beschrieben. Insbesondere die Notwendigkeit der Anlage entsprechender Versuche wurde hierbei hervorgehoben. Leider konnte auch dieser Bedarf nach wie vor nicht in ausreichendem Maße befriedigt werden, wengleich durch eine Vereinheitlichung der Inventurmethode eine Verschneidung größerer Datenmengen möglich geworden ist. Die Nutzung entsprechender Daten würde für die Zukunft zum einen eine Ableitung von Überlebenswahrscheinlichkeiten für weitere Standorte sowie Baumarten ermöglichen, weiterhin könnten durch die Vergrößerung eines allgemeinen Datensatzes Informationen zu weiteren Mischungstypen gewonnen werden, die es ermöglichen würden, belastbare Portfolio-Analysen basierend auf empirischen Überlebenswahrscheinlichkeiten für gemischte Bestände durchzuführen. Darüber hinaus wäre es durch die Ermittlung von Überlebenswahrscheinlichkeiten auf zahlreichen Standorten möglich, zukünftige Anbaurisiken unter wechselnden Klimaszenarien zu modellieren - wie es beispielsweise von Yousefpour *et al.* (2012) gefordert wird. Hierzu könnten Überlebenswahrscheinlichkeiten von Standorten, auf denen die klimatischen Bedingungen bereits heute denen entsprechen, die für andere Standorte in der Zukunft zu erwarten sind herangezogen werden, beispielsweise unter Nutzung von Klima-Risikokarten (Kölling *et al.* 2009).

Eine engere Vernetzung von Wissenschaftlern und Daten sowie eine stärkere Zusammenarbeit wäre folglich ein erster sinnvoller und kostengünstiger Schritt zur Verbesserung der Situation geringer Datenverfügbarkeit.

Doch nicht nur eine Hinzunahme bereits existierender Daten ist für eine Erweiterung der allgemeinen Erkenntnisse zu den Konsequenzen aus dem Anbau gemischter Bestände relevant. Auch eine Ausweitung der Aufnahmeparameter wäre für zahlreiche Analysen sinnvoll. Um beispielsweise die Gründe für die gesteigerte Mortalität nach Eingriffen genauer zu untersuchen, sollte die Integration entsprechender Variablen in zukünftige Inventuren in Erwägung gezogen werden. Mit Rücksicht auf Entscheidungsmodelle müsste zudem noch exakter zwischen den Gründen für Ausfälle differenziert werden. Welche Ausfälle beispielsweise durch Kalamitäten entstehen und welche konkurrenzbedingt sind, müsste demnächst eindeutiger nachverfolgt werden. Da die konkurrenzbedingte Mortalität von Schattentoleranz und Bestandesdichte abhängig ist, wäre eine einfache Lösung hier die Erfassung der Flächengrößen von Probekreisen bzw. die Messung der Abstände zwischen Probekreiszentrum und aufgenommenen Individuen im Zuge der Erhebung des Waldzustandes.

Ein weiterer Nachteil der Vorgehensweise zur Datengewinnung bei den Waldzustandserhebungen der Länder, ist die Tatsache, dass keine Baumhöhen oder Durchmesser aufgenommen

wurden. Dies war ursprünglich auch nicht notwendig, da die Inventur zunächst ausschließlich für die Beurteilung von Schäden an den Kronen der Bäume ausgelegt war. Heute zeigt sich jedoch, dass eine umfangreichere Datensammlung durchaus Vorteile mit sich bringt. So könnten neben den auf einzelstammweisen Analysen basierenden Überlebenskurven, die zu einer Unterschätzung der beigemischten Laubholzmengen führt, auch Überlebenskurven auf Basis von Flächengrößen abgeleitet werden. Zumindest die Messung von Baumdurchmessern sollte demnach als Standard in allen Inventuren erfolgen.

Durch den Einbau der neuen Informationen zur Überlebenswahrscheinlichkeit von Fichte in ein Modell, das sich bereits einer gewissen Akzeptanz erfreut und im Stande ist plausible Erkenntnisse hinsichtlich der Konsequenzen aus gemischten Beständen zu liefern (Knoke & Seifert 2008) konnten die finanziellen Vorteile, die durch Mischungen entstehen können und bereits von Gayer (1886) benannt worden sind, nachgewiesen werden. Die viel diskutierten ökologischen Argumente für den Anbau gemischter Wälder konnten somit durch finanzielle Argumente ergänzt werden. Auch der prinzipiellen Forderung nach dem Einbau des Vorsichtsprinzips, das es erlaubt entsprechende Risiken in bioökonomischen Modellen zu berücksichtigen, kann so Rechnung getragen werden (Hildebrandt & Knoke, 2011).

Gestützt durch die Ergebnisse der Teilabschnitte der vorliegenden Arbeit konnte die zu Beginn formulierte Hypothese

*H<sub>0</sub>: Gemischte Bestände aus Fichte und Buche sind auch unter Berücksichtigung von auf empirischer Basis modellierten Mischbestandseffekten (z.B. einer veränderten Resistenz gegenüber Schadereignissen) aus ökonomischer Sicht weniger vorteilhaft als reine Fichtenbestände.*

widerlegt werden. Die Ergebnisse belegen die finanziellen Vorteile des ursprünglich rein ökologisch motivierten Konzeptes des Anbaus gemischter Wälder (Rothe & Binkley 2001; Knoke *et al.* 2005). Entsprechend sollte der Anbau gemischter Wälder zur generellen Strategie des forstlichen Managements werden und die Integration von Mischbestandseffekten in bioökonomische Modelle forciert werden. Eine Modellierung von Mischbeständen als Summe ihrer Teile kann nach den Erkenntnissen der vorliegenden Arbeit nicht mehr als ausreichend für die Abbildung der erzielbaren Ergebnisse aus dem Anbau gemischter Bestände erachtet werden.

Die gängige Definition des gemischten Bestandes an sich, der eine Beimischung von mindestens 10 % einer weiteren Baumart beinhalten muss, sollte angesichts der vorliegenden Ergebnisse ebenfalls überdacht werden. Eine Möglichkeit wäre es, gemischte Bestände dann als solche zu bezeichnen, sobald sich Effekte der Baumartenmischung zeigen. So könnten Mischbestände mit Beimischungen <10 %, in denen entsprechende Effekte nachgewiesen wurden, ebenfalls offiziell als solche geführt werden.

Die im Rahmen der vorliegenden Arbeit erzielten neuen Erkenntnisse stellen einen Schritt zur Meisterung der zukünftigen Herausforderungen an das forstliche Management dar. Die aufgezeigten Möglichkeiten einer höheren Flexibilität seitens des Managements in Kombination mit Risikovermeidung können als Mittel genutzt werden, um zu einer generationsübergreifenden Nachhaltigkeit zu gelangen (Hahn & Knoke 2010). Dennoch bedarf es zur erfolgreichen Bewirtschaftung solch komplexer Ökosysteme wie dem Wald nicht nur weiterer Forschung, sondern eines generellen Umdenkens in philosophischen wie wissenschaftlichen Herangehensweisen (Puettmann *et al.* 2009). Denn entgegen weit verbreiteter Annahmen, Ökologie und Ökonomie wären nur schwer vereinbar, ist es für das forstliche Management vielmehr sogar möglich, durch entsprechende Konsequenzen in seinen waldbaulichen Handlungen eine Vorreiterrolle einzunehmen. Stehen doch auch zahlreiche andere Wirtschaftszweige vor der entscheidenden Herausforderung, zu einer nachhaltigen, ökologisch tragfähigen und sozial gerechten Wirtschaftsweise zu finden.

## 6 Literatur

- Akaike, H. (1974): A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control* 19 (6): 716–723.
- Albrecht, A. (2009): Sturmschadensanalysen langfristiger Waldwachstumskundlicher Versuchsflächendaten in Baden-Württemberg. Freiburg (Breisgau). Schriftenreihe Freiburger Forstliche Forschung, 42.
- Albrecht, A.; Hanewinkel, M.; Bauhus, J.; Kohnle, U. (2012): How does silviculture affect storm damage in forests of south-western Germany? Results from empirical modeling based on long-term observations. *European Journal of Forest Research* 131: 229-249.
- Amoroso, M.M.; Turnblom, E.C. (2006): Comparing productivity of pure and mixed Douglas – fir and western hemlock plantations in the Pacific Northwest. *Canadian Journal of Forest Research* 36: 1484-1496.
- Armstrong, C.W. (2007): A note on the ecological-economic modelling of marine reserves in fisheries. *Ecological Economics* 62, pp. 242–250.
- Bauhus, J.; van Winden, A.P.; Nicotra, A.B. (2004): Aboveground interactions and productivity in mixed-species plantations of *Acacia mearnsii* and *Eucalyptus globulus*. *Canadian Journal of Forest Research* 34:686–694.
- Beimgraben, T. (2002): Auftreten von Wachstumsspannungen im Stammholz der Buche (*Fagus sylvatica* L.) und Möglichkeiten zu deren Verminderung. Albert-Ludwigs-Universität, Freiburg (Breisgau). Fakultät für Forst- und Umweltwissenschaften, Institut für Forstbenutzung und Forstliche Arbeitswissenschaften. [http://www.freidok.uni-freiburg.de/volltexte/475/pdf/1\\_Diss.pdf](http://www.freidok.uni-freiburg.de/volltexte/475/pdf/1_Diss.pdf)
- Beinhofer, B. (2007): Zum Einfluss von Risiko auf den optimalen Zieldurchmesser der Fichte. *Forstarchiv* 78: 117–124.
- Beinhofer, B. (2009): Zur Anwendung der Portfoliotheorie in der Forstwissenschaft - Finanzielle Optimierungsansätze zur Bewertung von Diversifikationseffekten. Dissertation. Technische Universität München, Freising. Fachgebiet für Waldinventur und nachhaltige Nutzung.
- Beinhofer, B. (2010): Producing softwood of different quality: does this provide risk compensation? *European Journal of Forest Research* 129 (5): 921–934.

- Benítez, P.C.; McCallum, I.; Obersteiner, M.; Yamagata, Y. (2007): Global potential for carbon sequestration: Geographical distribution, country risk and policy implications. *Ecological Economics* 60: 572 – 583.
- Bergeron, Y.; Leduc, A.; Morin, H.; Joyal, C., (1995): Balsam fir mortality following the last spruce budworm outbreak in northwestern Quebec. *Canadian Journal of Forest Research* 25: 1375-1384.
- Binkley, D.; Senock, R.; Bird, S.; Cole, T.G. (2003): Twenty years of stand development in pure and mixed stands of *Eucalyptus saligna* and nitrogen-fixing *Facaltaria moluccana*. *Forest Ecology and Management* 182 (1-3): 93–102.
- Bleile, K. (2006): Vorkommen und Analyse von Zugholz bei Buche (*Fagus sylvatica L.*) als Ursache von Spannungen im Rundholz und Verwerfungen des Schnittholzes. Dissertation. Albert-Ludwigs-Universität, Freiburg (Breisgau). Fakultät für Forst- und Umweltwissenschaften, Institut für Forstbenutzung und Forstliche Arbeitswissenschaften. [http://www.freidok.uni-freiburg.de/volltexte/2563/pdf/Diss\\_Bleile.pdf](http://www.freidok.uni-freiburg.de/volltexte/2563/pdf/Diss_Bleile.pdf)
- BMELV, Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz (2011): Holzmarktbericht 2010. Abschlussergebnisse für die Forst- und Holzwirtschaft des Wirtschaftsjahres 2010. BMELV, Bonn. <http://www.bmelv-statistik.de/de/fachstatistiken/forst-und-holzwirtschaft>
- Borenstein, M.; Hedges, L.V; Higgins, J.P.T; Rothstein, H.R (2009): Introduction to Meta-Analysis. Chichester: Wiley.
- Bortz, J.; Döring, N.; Bortz-Döring (2009): Forschungsmethoden und Evaluation. Für Human- und Sozialwissenschaftler. Heidelberg: Springer (4. Auflage).
- Bosshard, W. (1967): Erhebungen über die Schäden der Winterstürme 1967. *Schweizerische Zeitschrift für Forstwesen* 188: 806–820.
- Bradburn, M.J.; Clark, T.G.; Love, S.B.; Altman, D.G. (2003a): Survival Analysis Part II: Multivariate data analysis – an introduction to concepts and methods. *British Journal of Cancer* 89: 432-436.
- Bradburn, M.J.; Clark, T.G.; Love, S.B.; Altman, D.G. (2003b): Survival Analysis Part III: Multivariate data analysis – Choosing a model and assessing its adequacy and fit. *British Journal of Cancer* 89: 605-611.

- Brandl, H. (1991): Modellkalkulation als Grundlage geringerer oder höherer Wirtschaftsintensitäten? *Forst und Holz* 19: 522-526.
- Brassel, P.; Brändli, U.-B. (1999): Schweizerisches Landesforstinventar. Ergebnisse der Zweitaufnahme 1993-1995. Eidgenössische Forschungsanstalt für Wald, Schnee und Landschaft; Schweiz. Bundesanstalt für Umwelt, Wald und Landschaft. Bern: Haupt.
- Brown, A.H.F.; Cannell, M.G.R.; Malcolm, D.C.; Robertson, P.A. (1992): Functioning of mixed-species stands at Gisburn, N.W. England. In: *The Ecology of Mixed-Species Stands of Trees*. Oxford; Boston: Blackwell Scientific S. 125–150.
- Bulte, E.H.; van Kooten, G.C. (1999): Metapopulation dynamics and stochastic bioeconomic modeling. *Ecological Economics* 30: 293–299.
- Burkhart, H.E.; Tham, A.; Cannell, M.G.R.; Malcolm, D.C.; Robertson, P.A. (1992): Predictions from growth and yield models of the performance of mixed-species stands. In: *The Ecology of Mixed-Species Stands of Trees*. Oxford; Boston: Blackwell Scientific. S. 21–34.
- Burschel, P.; Huss, J. (2003): *Grundriss des Waldbaues*. Stuttgart (Hohenheim): Ulmer (3. Auflage).
- Carroll, K.J. (2003): On the use and utility of the Weibull model in the analysis of survival data. *Controlled Clinical Trials* 24 (6): 682–701.
- Chen, H.Y.H.; Klinka, K.; Mathey, A.-H; Wang, X.; Varga, P.; Chourmouzis, C. (2003): Are mixed-species stands more productive than single-species stands: an empirical test of three forest types in British Columbia and Alberta. *Canadian Journal of Forest Research* 33: 1227–1237.
- Clark, T.G.; Bradburn, M.J.; Love, S.B.; Altman, D.G. (2003): Survival Analysis Part I. Basic concepts and first analysis. *British Journal of Cancer* 89: 232-238.
- Clasen, C.; Griess, V.C.; Knoke, T. (2011): Financial consequences of losing admixed tree species: A new approach to value increased financial risks by ungulate browsing. *Forest Policy and Economics* 13 (6): 503–511.
- Cohen, J. (1988): *Statistical Power Analyses for the Behavioral Sciences*. Hillsdale, N.J.: Erlbaum.
- Cossalter, C.; Pye-Smith, C. (2003): *Fast-wood forestry: myths and realities*. CIFOR Bogor Barat: Centre for International Forestry Research.

- Cotta, H. (1856): Anweisung zum Waldbau. Leipzig: Arnold. 8. verbesserte und vermehrte Auflage. Hrsg.: von Edmund; von Berg.
- Cox, D. (1972): Regression models and life tables. *Journal of the Royal Statistical Society B*, 34: 187 - 220.
- Crawley, M.J. (2009): *The R Book*. Chichester: Wiley.
- Cubbage, F.; Mac Donagh, P.; Sawinski J., José; Rubilar, R.; Donoso, P.; Ferreira, A.; Hoefflich, V.; Morales Olmos, V.; Ferreira, G.; Balmelli, G.; Siry, J.; Báez, M.N.; Alvarez, J. (2007): Timber investment returns for selected plantations and native forests in South America and the Southern United States. *New Forests* 33: 237–255.
- Diaci, J.; Kerr, G.; O'Hara, K. (2011): Twenty-first century forestry: integrating ecologically based, uneven-aged silviculture with increased demands on forests. *Forestry* 84 (5): 463-465.
- Endres, M. (1913): Großflächenwirtschaft und Kleinflächenwirtschaft. *Forstwissenschaftliches Centralblatt*.
- Engels, F.; Block, J.; Wunn, U. (1999): Methodenbeschreibung - Terrestrische Waldschadenserhebung (TWE) in Rheinland-Pfalz. <http://www.wald-rlp.de/fileadmin/website/fawfseiten/fawf/FUM/umweltmonitoring/methoden.pdf>
- Erickson, H.E.; Harrington, C.A.; Marshall, D.D. (2009): Tree growth at stand and individual scales in two dual-species mixture experiments in southern Washington State, USA. *Canadian Journal of Forest Research* 39: 1119-1132.
- Erskine, P.D.; Lamb, D.; Bristow, M. (2006): Tree species diversity and ecosystem function: Can tropical multi-species plantations generate greater productivity? *Forest Ecology and Management* 233 (2-3): 205–210.
- Forrester, D.I.; Bauhus, J.; Cowie, A.L.; Vanclay, J.K. (2006): Mixed-species plantations of Eucalyptus with nitrogen-fixing trees: A review. *Forest Ecology and Management* 233 (2-3): 211–230.
- Gayer, K. (1886): *Der gemischte Wald: seine Begründung und Pflege, insbesondere durch Horst- und Gruppenwirtschaft*. Berlin: Paul Parey.
- Glomb, P. (2007): *Statistische Modelle und Methoden in der Analyse von Lebenszeitdaten*. Diplomarbeit. Carl von Ossietzky Universität, Oldenburg. Institut für Mathematik.

- Gobakken, T.; Naeset, E. (2002): Spruce diameter growth in young mixed stands of Norway spruce (*Picea abies* (L.) Karst.) and birch (*Betula pendula* Roth *B. pubescens* Ehrh.). *Forest Ecology and Management* 171: 297-308.
- Griess, V.C; Knoke, T. (2011): Growth performance, windthrow, and insects: meta-analyses of parameters influencing performance of mixed-species stands in boreal and northern temperate biomes. *Canadian Journal of Forest Research* 41 (6): 1141–1158.
- Griess, V.C; Acevedo, R.; Härtl, F.; Staupendahl, K.; Knoke, T. (2012): Does mixing tree species enhance stand resistance against natural hazards? A case study for spruce. *Forest Ecology and Management* 267: 284–296.
- Gurevitch, J.; Hedges, L.V. (2001): Meta-analyses: combining the results of independent experiments. In: *Analysis of ecological experiments*: Oxford University Press. S. 347–370.
- Hahn, A; Knoke, T. (2010): Sustainable development and sustainable forestry: analogies, differences, and the role of flexibility. *European Journal of Forest Research* 129 (5): 787–801.
- Hale, S.E.; Gardiner, B.A.; Wellpott, A.; Nicoll, B.C.; Achim, A. (2012): Wind loading of trees: influence of tree size and competition. *European Journal of Forest Research* 131 (1): 203–217.
- Hanewinkel, M.; Breidenbach, J.; Neff, T.; Kublin, E. (2008): Seventy-seven years of natural disturbances in a mountain forest area - the influence of storm, snow, and insect damage analysed with a long-term time series. *Canadian Journal of Forest Research* 38: 2249–2261.
- Hartig, G.L. (1791): *Anweisung zur Holzzucht für Förster*. Marburg: Neue akademische Buchhandlung.
- Hasel, K.; Schwartz, E. (2006): *Forstgeschichte. Ein Grundriss für Studium und Praxis*. Remagen: Kessel.
- Hedges, L.V. (1981): Distribution Theory for Glass's Estimator of Effect Size and Related Estimators. *Journal of Educational Statistics* 6 (2): 107–128.
- Heupel, G.M.; Block, J., (1991): Untersuchungen zum Einfluss des Standortes und der Bestandesstruktur auf das Ausmaß von Sturmschäden im Vorderen Hunsrück. *Mitteilungen aus der Forstlichen Versuchsanstalt Rheinland Pfalz* 19.



- Hildebrandt, P.; Knoke, T. (2011): Investment decisions under uncertainty - A methodological review on forest science studies. *Forest Policy and Economics* 13 (1), 1-15.
- Holec, J., Hanewinkel, M. (2006): A forest management risk insurance model and its application to coniferous stands in southwest Germany. *Forest Policy and Economics* 8 (2): 161–174.
- Jactel, H.; Brockerhoff, E.; Duelli, P. (2005): A test of the biodiversity-stability theory: meta-analysis of tree species diversity effects on insect pest infestations, and reexamination of responsible factors. In: *Forest diversity and function*. Berlin: Springer (Ecological Studies), S. 235–262.
- Jactel, H.; Brockerhoff, E.G. (2007): Tree diversity reduces herbivory by forest insect. *Ecology Letters* 10: 835–848.
- Johansson, T. (2003): Mixed stands in Nordic countries - a challenge for the future. *Biomass and Bioenergy* 24 (4-5): 365–372.
- Jonsson, B. (1962): Yield of mixed coniferous species. *Medd. Statens Skogsforskningsinst* 50 (8): 1–143.
- Jost, L. (2006): Entropy and diversity. *Oikos* 113 (2): 363-375.
- Kaplan, E.L.; Meier, P. (1958): Nonparametric Estimation from Incomplete Observations. *Journal of the American Statistical Association* 53: 457–481.
- Kay, R.; Kinnersley, N. (2002): On the use of the accelerated failure time model as an alternative to the proportional hazards model in the treatment of time to event data: A case study in influenza. *Drug Information Journal* 36 (3): 571–579.
- Kelty, M.J.; Larson, B.C.; Oliver, C.D. (1992): *The Ecology and Silviculture of Mixed-species Forests*. Springer.
- Kennel, E. (1985): Waldschadensinventur Bayern 1984. *Forstliche Forschungsberichte München* 64: 182.
- Kennel, R. (1965): Untersuchungen über die Leistung von Fichte und Buch im Rein- und Mischbestand. Teil I. *Allgemeine Forst- und Jagdzeitung* 136 (7): 149–161.
- Knoke, T. (2007a): Finanzielle Risiken von Rein- und Mischbeständen. *LWF Wissen* 58: 34-37. <http://mediatum2.ub.tum.de/doc/652577/document.pdf>.

- Knoke, T. (2007b): Mischwald als Element einer nachhaltigen Waldwirtschaft. *Allgemeine Forst Zeitschrift für Waldwirtschaft und Umweltvorsorge* 62: 119–121. <http://mediatum2.ub.tum.de/doc/625796/document.pdf>.
- Knoke, T. (2011): Kurzumtrieb zur Verbesserung der Wirtschaftlichkeit? *Allgemeine Forst Zeitschrift für Waldwirtschaft und Umweltvorsorge* 66 (19): 4-5.
- Knoke, T.; Wurm, J. (2006): Mixed forests and a flexible harvest policy: a problem for conventional risk analysis? *European Journal of Forest Research* 125 (3): 303–315.
- Knoke, T.; Seifert, T. (2008): Integrating selected ecological effects of mixed European beech - Norway spruce stands in bioeconomic modelling. *Ecological Modelling* 210 (4): 487-498.
- Knoke, T.; Stimm, B.; Ammer, C.; Moog, M. (2005): Mixed forests reconsidered: A forest economics contribution on an ecological concept. *Forest Ecology and Management* 213 (1-3): 102–116.
- Knoke, T.; Ammer, C.; Stimm, B.; Mosandl, R. (2008): Admixing broadleaved to coniferous tree species: a review on yield, ecological stability and economics. *European Journal of Forest Research* 127 (2): 89–101.
- Kohnle, U.; Teuffel, K.v. (2004): Ist die Produktion von Fichten-Starkholz noch zeitgemäß in Baden-Württemberg? Ertragsvergleich von vier Modellen zur Produktion von starkem und mittelstarkem Holz. *Allgemeine Forst- und Jagdzeitung* 175 (9): 171-182
- Kouba, J. (2002): Das Leben des Waldes und seine Lebensunsicherheit. *Forstwissenschaftliches Centralblatt* 121 (4): 211–228.
- König, A. (1995): Sturmgefährdung von Beständen im Altersklassenwald - Ein Erklärungs- und Prognosemodell. Frankfurt am Main: Sauerländer.
- Kölling, C.; Bachmann, M.; Falk, W.; Grunert, S.; Schaller, R.; Tretter, S.; Wilhelm, G. (2009): Klima-Risikokarten für heute und morgen. Der klimagerechte Waldumbau bekommt vorläufige Planungsunterlagen. *AFZ-Der Wald* 64: 806–810
- Koricheva, J.; Vehviläinen, H.; Riihirmäki, J.; Ruohomäki, K.; Kaitaniemi, P.; Ranta, H. (2006): Diversification of tree stands as a means to manage pests and diseases in boreal forests: myth or reality? *Canadian Journal of Forest Research* 36 (2): 324–336.
- Kraft, G. (1884): Beiträge zur Lehre von den Durchforstungen, Schlagstellungen und Lichtungshieben. Hannover: Klindworth.

- Lambert, P.; Collett, D.; Kimber, A.; Johnson, R. (2004): Parametric accelerated failure time models with random effects and an application to kidney transplant survival. *Statistics in Medicine* 23 (20): 3177–3192.
- Larson, B.C. (1992): Pathways of development in mixed-species stands. In: *The Ecology and Silviculture of Mixed-species Forests*. Springer, S. 3–10.
- Légaré, S.; Paré, D.; Bergeron, Y. (2004): The responses of black spruce growth to an increased proportion of aspen in mixed stands. *Canadian Journal of Forest Research* 34: 405–416.
- Lemprière, T.C.; Bernier, P.Y.; Carroll, A.L.; Flannigan, M.D.; Gilson, R.P.; McKenney, D.W. (2008): The importance of forest sector adaptation to climate change. Rep. NOR-X-416.: Edmonton, AB. Canada.
- Löhmus, K.; Oja, T.; Lasn, R. (1989): Specific root area: A soil characteristic. *Plant and Soil*. 119 (2): 245-249
- Lucas, G.; Anders B. (1978): *Mathematische Grundlagen zur Anwendung von Übergangswahrscheinlichkeiten bei der Strukturregelung im Walde*. Technische Universität Dresden, Tharandt.
- Lüpke, B.; v. Spellmann, H. (1997): Aspekte der Stabilität und des Wachstums von Mischbeständen aus Fichte und Buche als Grundlage für waldbauliche Entscheidungen. *Forstarchiv* 68 (5): 167–179.
- Mac Lean, D.A. (1980): Vulnerability of Fir-Spruce Stands During Uncontrolled Spruce Budworm Outbreaks: A Review and Discussion. *The Forestry Chronicle* 56: 213-221.
- Markowitz, H. (1952): Portfolio selection. *Journal of Finance*, 7: 77–91.
- Metsaranta, J.M.; Dymond, C.C.; Kurz, W.A.; Spittlehouse, D.L. (2011): Uncertainty of 21st century growing stocks and GHG balance of forests in British Columbia, Canada resulting from potential climate change impacts on ecosystem processes. *Forest Ecology and Management* 262 (5): 827–837.
- Ministerkonferenz zum Schutz der Wälder in Europa (2007): *State of Europe's Forests*. The MCPFE Report on Sustainable Forest Management in Europe. Warschau. <http://www.foresteurope.org/?module=Files;action=File.getFile;ID=485>
- Moore, R.; Warrington, S.; Whittaker, J.B. (1991): Herbivory by insects on oak trees in pure stands compared with paired mixtures. *The Journal of Applied Ecology* 28: 290-304.

- Morin, X.; Fahse, L.; Scherer-Lorenzen, M.; Bugmann, H. (2011): Tree species richness promotes productivity in temperate forests through strong complementarity between species. *Ecology Letters* 14: 1211–1219.
- Möhring, B. (1986): Dynamische Betriebsklassensimulation - Ein Hilfsmittel für die Waldschadensbewertung und Entscheidungsfindung im Forstbetrieb. Göttingen: Selbstverlag (Ber. Forschungsztr. Waldökosys., 20).
- Möhring, B., Burkhardt, T., Gutsche, C., Gerst, J. (2011): Berücksichtigung von Überlebensrisiken in den Modellen der Waldbewertung und der forstlichen Entscheidungsfindung. *Allgemeine Forst und Jagdzeitung* 182 (7-8), 160-171.
- Müller-Starck, G.; Stimm, B. (2007): Karl Gayers Mischwald aus genetischer Sicht. *LWF Wissen* 58: 24-29.
- Nagel, J.; Albert, M.; Schmidt, M. (2010): BWIN Pro. ForestSimulator. Version 7.5: Nordwestdeutsche Forstliche Versuchsanstalt. <http://www.nw-fva.de>.
- Nagel, J.; Hansen, J.; Hentschel, S.; Schmidt, M.; Albert, M. (2006): TreeGrOSS. Tree Growth Open Source Software. Version 7.5: Nordwestdeutsche Forstliche Versuchsanstalt. <http://www.nw-fva.de>.
- Nichols, J. D.; Bristow, M.; Vanclay, J. K. (2006): Mixed-species plantations: Prospects and challenges. *Forest Ecology and Management* 233 (2-3):383–390.
- Nürnberger, K. (2011): Zur Wirkung von Einkommensteuer auf die Wahl waldbaulicher Alternativen: Eine Simulationsstudie aus der Sicht eines risikomeidenden Entscheiders. Masterarbeit. Technische Universität München, Fachgebiet für Waldinventur und nachhaltige Nutzung.
- Olsthoorn, A.F.M; Bartelink, H.H.; Gardiner, J.J.; Pretzsch, H.; Hekhuis, H.J.; Franc, A. (1999): Aspects of stability, growth and natural regeneration in mixed Norway spruce – beech stands as a basis of silvicultural decisions. Institute for Forestry and Nature Research. Wageningen (Management of mixed-species forest: silviculture and economics).
- Palma, C.D.; Nelson, J.D. (2010): Bi-objective multi-period planning with uncertain weights: a robust optimization approach. *European Journal of Forest Research* 129 (6): 1081-1091.

- Piotto, D. (2008): A meta-analysis comparing tree growth in monocultures and mixed plantations. *Forest Ecology and Management* 255 (3-4): 781–786.
- Plante, J.-F. (2009): About an adaptively weighted Kaplan-Meier estimate. *Lifetime Data Analysis* 15: 295–315.
- Polley, H.; Hennig, P. Schwitzgebel F.; Kriebitzsch, W.-U. (2003): Bundeswaldinventur II, Internetseite. Edited by von Thünen Institut für Bundesministerium für Ernährung Landwirtschaft und Verbraucherschutz. <http://www.bundeswaldinventur.de>.
- Pretzsch, H. (2003): Diversität und Produktivität von Wäldern. *Allgemeine Forst- und Jagdzeitung* 147 (5/6): 88–98.
- Pretzsch, H. (2005): Stand density and growth of Norway spruce (*Picea abies* (L.) Karst.) and European beech (*Fagus sylvatica* L.): evidence from long-term experimental plots. *European Journal of Forest Research* 124 (3): 193–205.
- Pretzsch, H. (2009): *Forest Dynamics, Growth and Yield. A Review, Analysis of the Present State, and Perspective*. Berlin, Heidelberg: Springer.
- Pretzsch, H.; Kahn, M. (1998): Konzeption und Konstruktion des Wachstumsmodells SILVA 2.2. Abschlußbericht zum Projekt W 28, Teil 2 (Methodische Grundlagen). *unveröffentlicht*.
- Pretzsch, H.; Schütze, G. (2009): Transgressive overyielding in mixed compared with pure stands of Norway spruce and European beech in Central Europe: Evidence on stand level and explanation on individual tree level. *European Journal of Forest Research* 128 (2): 183–204.
- Pretzsch, H.; Biber, P.; Dursky, J. (2002): The single tree-based stand simulator SILVA: construction, application and evaluation. *Forest Ecology and Management* 162 (1): 3-21.
- Puettmann, Klaus J.; Coates, K.D; Messier, C. (2009): *A critique of silviculture - managing for complexity*. Washington: Island Press.
- Queck, R.; Bienert, A.; Maas, H.-G.; Harmansa, S.; Goldberg, V.; Bernhofer, C. (2012): Wind fields in heterogeneous conifer canopies: parameterisation of momentum absorption using high-resolution 3D vegetation scans. *European Journal of Forest Research* 131 (1): 165–176.

- Quine, C.P.; Miller, K.F. (1991): Windthrow - A factor influencing the choice of silvicultural systems. With assistance of P. Gordon. In: *Silvicultural Systems*. University of York: Institute of Chartered Foresters, GB.
- Rau, H. (1995): Die Sturmschäden im Virngrund (Nordostwürttemberg) von 1870 bis 1990 - eine waldbaugeschichtliche und standortkundliche Untersuchung. *Mitteilungen der Forstlichen Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg* 188.
- R Development Core Team (2011): *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. R Foundation for Statistical Computing, Wien. <http://www.R-project.org>
- Richards, A.E.; Forrester, D.I., Bausch, J.; Scherer-Lorenzen, M. (2010): The influence of mixed tree plantations on the nutrition of individual species: a review. *Tree Physiology* 30: 1192-1208.
- Roessiger, J.; Griess, V.C; Knoke, T. (2011): May risk aversion lead to near-natural forestry? A simulation study. *Forestry* 84 (5): 527–537.
- Röhrig, E.; Bartsch, N.; Lüpke, B. v. (2006): *Waldbau auf ökologischer Grundlage*. Stuttgart: Ulmer (7. Auflage).
- Ronniger, C.U (2011): *CGRAPH Methoden: Weibull-Analysen*. Edited by C.U Ronniger. München. Available online at <http://www.weibull.de>.
- Rothe, A.; Binkley, D. (2001): Nutritional interactions in mixed species forests: a synthesis. *Canadian Journal of Forest Research* 31: 1855–1870.
- Rustad, L.; Campbell, J.; Marion, G.; Norby, R.; Mitchell, M.; Hartley, A. *et al.* (2001): A meta-analysis of the response of soil respiration, net nitrogen mineralization, and aboveground plant growth to experimental ecosystem warming. *Oecologia* 126 (4): 543–562.
- Say, J.B. (1836): *A treatise on political economy: Or, the production, distribution, and consumption of wealth*. New American ed. containing a translation of the introduction, and additional notes, by C.C. Biddle. Philadelphia, The Making Of The Modern World.
- Schelhaas, M.-J.; Nabuurs, G.-J.; Schuck, A. (2003): Natural disturbances in the European forests in the 19th and 20th centuries. *Global Change Biology* 9 (11): 1620–1633.

- Schindler, D.; Fugmann, H.; Schönborn, J.; Mayer, H. (2012): Coherent response of a group of plantation-grown Scots pine trees to wind loading. *European journal of Forest Research* 131 (1): 191-202.
- Schläpfer, F.; Schmid, B. (1999): Ecosystem Effects of Biodiversity: A Classification of Hypotheses and Exploration of Empirical Results. *Ecological Applications*. *Ecological Applications* 9 (3): 893–912.
- Schmid-Haas, P.; Bachofen, H. (1991): Die Sturmgefährdung von Einzelbäumen und Beständen. *Schweizerische Zeitschrift für Forstwesen* 142 (6): 477–504.
- Schmidt, M.; Hanewinkel, M.; Kaendler, G.; Kublin, E.; Kohnle, U. (2010): An inventory-based approach for modeling single-tree storm damage - experiences with the winter storm of 1999 in southwestern Germany. *Canadian Journal of Forest Research* 40 (8): 1636–1652.
- Schütz, J.-P.; Götz, M.; Schmid, W.; Mandallaz, D. (2006): Vulnerability of spruce (*Picea abies*) and beech (*Fagus sylvatica* L.) forest stands to storms and consequences for silviculture. *European Journal of Forest Research* 125 (3): 261–302.
- Seidl, R.; Rammer, W.; Jäger, D.; Lexer, M.J. (2008): Impact of bark beetle (*Ips typographus* L.) disturbance on timber production and carbon sequestration in different management strategies under climate change. *Forest Ecology and Management* 256 (3): 209–220.
- Seifert, T. (2004): Einfluss der waldbaulichen Behandlung auf die Holzqualität von Fichte und Buche in Rein- und Mischbeständen. Abschlußbericht des Projekte X33 - Teil II Bayerische Landesanstalt für Wald- & Forstwirtschaft. Freising.
- Shannon, C.E; Weaver, W. (1949): The mathematical theory of communication. The University of Illinois Press, Urbana.
- Spellmann, H. (2005): Produziert der Waldbau am Markt vorbei? *AFZ – Der Wald*, 60 (9): 454–459.
- Spiecker, H. (2003): Silvicultural management in maintaining biodiversity and resistance of forests in Europe - temperate zone. *Journal of Environmental Management* 67 (1): 55–65.
- Staupendahl, K.; Möhring, B. (2011): Integrating natural risks into silvicultural decision models: A survival function approach *Forest Policy and Economics*. 13, 496–502.

- Staupendahl, K.; Zucchini, W. (2011): Schätzung von Überlebensfunktionen der Hauptbaumarten auf der Basis von Zeitreihendaten der Rheinland-Pfälzischen Waldzustandserhebung. *Allgemeine Forst- und Jagdzeitung* (182): 129–145.
- Su, Q.; Needham, T.D.; MacLean, D.A. 1996. The influence of hardwood content on balsam fir defoliation by spruce budworm. *Canadian Journal of Forest Research* 26(9): 1620–1628.
- Therneau, T.M. (1999): A Package for Survival Analysis in S. Technical Report #53. Mayo Clinic Foundation. Division of Biomedical Statistics and Informatics.
- Therneau, T.M. (2010): Survival analysis, including penalised likelihood. R package 'survival'. <http://cran.r-project.org/web/packages/survival/survival.pdf>
- Thommen, J.-P., Achleitner, A.-K. (2009): *Allgemeine Betriebswirtschaftslehre – Umfassende Einführung aus managementorientierter Sicht*. 6th edn. Gabler, Wiesbaden.
- Thorpe, H.C.; Thomas, S.C.; Caspersen, J.P. (2008): Tree mortality following partial harvests is determined by skidding proximity. *Ecological Applications* 18 (7): 1652–1663.
- UNECE, I.C.P. Forests (2006): *Manual on methods and criteria for harmonised sampling, assessment, monitoring and analysis of the effects of air pollution on forests*. Hamburg: Coordinating Centre, Federal Research Centre for Forestry.
- Valinger, E.; Fridman, J. (2011): Factors affecting the probability of windthrow at stand level as a result of Gudrun winter storm in southern Sweden. *Forest Ecology and Management* 262 (3): 398–403.
- Vallet, P.; Pérot, T. (2011): Silver fir stand productivity is enhanced when mixed with Norway spruce: evidence based on large-scale inventory data and a generic modelling approach. *Journal of Vegetation Science* 22 (5): 932–942.
- Vehvilainen, H.; Koricheva, J.; Ruohomäki, K.; Johansson, T.; Valkonen, S. (2006): Effects of tree stand species composition on insect herbivory of silver birch in boreal forests. *Basic and Applied Ecology* 7: 1-11.
- Vose, D. (2009): *Risk Analysis, A Quantitative Guide* (3.ed.). Wiley, Chichester.
- Wangler, F., (1974): *Die Sturmgefährdung der Wälder in Südwestdeutschland: Eine waldbauliche Auswertung der Sturmkatastrophe 1967*. Freiburg (Breisgau). Forstliche Fakultät der Universität Freiburg.



- Watt, A.D. (1992): Insect pest population dynamics: effects of tree species diversity. In: *The Ecology of Mixed-Species Stands of Trees*. Oxford. Blackwell Scientific. S. 267–275.
- Weibull, W. (1951): A Statistical Distribution Function of Wide Applicability. *Journal of Applied Mechanics* (18): 293–297.
- Williamson, T.B; Price, D.T; Beverly, J.L; Bothwell, P.M; Frenkel, B.; Park, J.; Patriquin (2008): Assessing potential biophysical and socioeconomic impacts of climate change on forest-based communities: a methodological case study. Rep. NOR-X-415E. Edmonton, AB. Canada.
- Winterhoff, B.; Schönfelder, E.; Heiligmann-Brauer, G. (1995): Sturmschäden des Frühjahrs 1990 in Hessen. Hessische Landesanstalt für Forsteinrichtung, Waldforschung und Waldökologie Forschungsberichte (20).
- XiangDong, L.; ChangHui, P.; DaLun, T.; JianFeng, S. (2007): Meta-analysis and its application in global change research. *Chinese Science Bulletin* 52 (3): 289–302.
- Yousefpour, R.; Bredahl Jacobsen, J.; Jellesmark Thorsen, B.; Meilby, H.; Hanewinkel, M.; Oehler, K. (2012): A review of decision-making approaches to handle uncertainty and risk in adaptive forest management under climate change. *Annals of Forest Science*. 69: 1-15.
- Ziegler, A.; Lange, S.; Bender, R. (2007): Survival analysis: Properties and Kaplan-Meier method. *Deutsche Medizinische Wochenschrift* 132: e36-e38.
- Zindel, U. (1991): Die Sturmschäden in den hessischen Forstämtern Frankenberg, Langen und Schlüchtern nach den Stürmen vom Februar 1990 - Ergebnisse einer Luftbildauswertung. *Forschungsberichte der Hessischen Forstlichen Versuchsanstalt* 12: 41-90.

## 7 Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1: Inventurpunkt mit vier 6-Baum-Stichproben. Im dargestellten Fall wurden im Jahr 1988 drei Inventurbäume ersetzt (verändert nach Engels <i>et al.</i> 1999).....	20
Abbildung 2: Vereinfachtes Ablaufschema der Monte-Carlo Simulation.....	34
Abbildung 3: Kumulierte Effektgröße $d^+$ und 95 % Konfidenzintervall für Wuchsleistung, Anfälligkeit gegenüber Windwurf sowie Anfälligkeit gegenüber Insektenkalamitäten in gemischten Beständen im Vergleich zu Reinbeständen (verändert nach Griess & Knoke 2011).....	36
Abbildung 4: Überlebenswahrscheinlichkeit von Fichten in Misch- und Reinbeständen (Kaplan- Meier Analyse). Die Mischungsintensität wurde hier anhand des Shannon-Index ermittelt (verändert nach Griess <i>et al.</i> 2012).....	40
Abbildung 5: Überlebenswahrscheinlichkeit von Fichten in Misch- und Reinbeständen (Kaplan-Meier Analyse). Die Mischungsintensität wird hier anhand des Fichtenanteils ermittelt (verändert nach Griess <i>et al.</i> 2012).....	40
Abbildung 6: Überlebenswahrscheinlichkeit von Fichte in Misch- und Reinbeständen. Die Mischungsintensität wurde hier anhand des Shannon-Index ermittelt (verändert nach Griess <i>et al.</i> 2012). .....	43
Abbildung 7: Überlebenswahrscheinlichkeiten von Fichten in Misch- und Reinbeständen bei sehr guten Standortsbedingungen. Zur Definition des Standortes siehe Abschnitt 2.2.2. Die Mischungsintensität wurde hier anhand des Shannon-Index ermittelt (verändert nach Griess <i>et al.</i> 2012).....	44
Abbildung 8: Überlebenswahrscheinlichkeiten von Fichten in Misch- und Reinbeständen auf schlechten Standorten. Zur Definition des Standortes siehe Abschnitt 2.2.2. Die Mischungsintensität wurde hier anhand des Shannon-Index ermittelt (verändert nach Griess <i>et al.</i> 2012). .....	45
Abbildung 9: Überlebenswahrscheinlichkeiten von Fichten in Misch- und Reinbeständen. Die Mischungsintensität wurde hier anhand des Fichtenanteils ermittelt (verändert nach Griess <i>et al.</i> 2012). .....	48
Abbildung 10: Überlebenswahrscheinlichkeiten von Fichten in Misch- und Reinbeständen bei sehr guten Standortsbedingungen. Die Mischungsintensität wurde hier anhand des Fichtenanteils ermittelt (verändert nach Griess <i>et al.</i> 2012). .....	49
Abbildung 11: Überlebenswahrscheinlichkeiten von Fichten in Misch- und Reinbeständen bei schlechten Standortsbedingungen. Die Mischungsintensität wurde hier anhand des Fichtenanteils ermittelt (verändert nach Griess <i>et al.</i> 2012). .....	49

Abbildung 12: Überlebenswahrscheinlichkeiten von Fichten in allen Beständen unter Berücksichtigung der Zeit seit dem letzten Eingriff (verändert nach Griess *et al.* 2012).  
..... 51

Abbildung 13: Durchschnittlicher Kapitalwert und Risiko der sechs untersuchten Bestandestypen. 1) Buchenreinbestand; 2) Fichtenreinbestand; 3) Fichte 93%, kleinflächige Mischung; 4) Fichte 49%, kleinflächige Mischung; 5) Fichte 93%, großflächige, blockweise Mischung und 6) Fichte 49%, großflächige, blockweise Mischung. .... 53

Abbildung 14: Häufigkeiten möglicher Kapitalwerte bei 1.000facher Wiederholung der Simulationen für Buche, Fichte, Fichte 93 % (Beimischung von 7 %) sowie Fichte 49 % (Beimischung 51 %) bei kleinflächiger Mischung (gruppenweise). Die Mischungsintensitäten sind stammzahlbezogen. Bezogen auf die Fläche würde sich eine leichte Erhöhung der Laubholzmischungsanteile ergeben..... 56

Abbildung 15: Häufigkeiten möglicher Kapitalwerte bei 1.000facher Wiederholung der Simulationen für Buche, Fichte, Fichte 93 % (Beimischung von 7 %) sowie Fichte 49 % (Beimischung 51 %) bei großflächiger (blockweiser) Mischung. Die Mischungsintensitäten sind stammzahlbezogen. Bezogen auf die Fläche würde sich eine leichte Erhöhung der Laubholzmischungsanteile ergeben..... 56

## 8 Tabellenverzeichnis

Tabelle 1:Kraftsche Klassen (nach Burschel & Huss 2003).....	21
Tabelle 2: Möglicher Status eines Baumes, der Bestandteil der Inventur ist, sowie Überblick über die Datengrundlage. SD = Standardabweichung .....	22
Tabelle 3: Unabhängige Variablen .....	23
Tabelle 4: Definition guter und schlechter Standorte .....	24
Tabelle 5: Überblick über die Shannon-Indizes, die zur Beschreibung verschiedener Bestandestypen herangezogen wurden. ....	25
Tabelle 6: Anpassungsfaktoren für den Nettoerlös entsprechend den Änderungen in Wuchsleistung und Holzqualität in einem gemischten Bestand aus Buche und Fichte (aus Knoke & Seifert 2008). ....	31
Tabelle 7: Effektstärken der Studien zur Wuchsleistung in Rein- und Mischbeständen (verändert nach Griess & Knoke 2011). ....	37
Tabelle 8: Effektstärken der Studien zur Anfälligkeit gegenüber Sturmschäden in Rein- und Mischbeständen (verändert nach Griess & Knoke 2011).....	37
Tabelle 9: Effektstärken der Studien zur Anfälligkeit gegenüber Insektenkalamitäten in Rein- und Mischbeständen (verändert nach Griess & Knoke 2011). ....	38
Tabelle 10: Regressionskoeffizienten aller Faktoren, die die mittels der Weibull-Funktion ermittelte Überlebenswahrscheinlichkeit beeinflussen. Die Mischung wird in diesem Modell A per Shannon-Index ermittelt. SE = Standardfehler, $z$ = z-score (Standardisierung oder z-Transformation), $p$ = p-Wert (Irrtumswahrscheinlichkeit). Zur Erklärung der Variablen siehe Abschnitt 2.2.2. (verändert nach Griess <i>et al.</i> 2012) .....	42
Tabelle 11: Koeffizienten der Weibull-Funktion für verschiedene Mischungen, definiert mittels Shannon-Index (verändert nach Griess <i>et al.</i> 2012).....	44
Tabelle 12: Koeffizienten der Weibull-Überlebensfunktion für verschiedene Mischungen, definiert mittels Shannon-Index auf guten Standorten (verändert nach Griess <i>et al.</i> 2012). ....	45
Tabelle 13: Koeffizienten der Weibull-Überlebensfunktion für verschiedene Mischungen, definiert mittels Shannon-Index auf schlechten Standorten (verändert nach Griess <i>et al.</i> 2012). ....	46
Tabelle 14: Regressionskoeffizienten aller Faktoren, die die mittels der Weibull-Verteilung ermittelte Überlebenswahrscheinlichkeit beeinflussen. Die Mischung wird in diesem Modell B per Fichtenanteil ermittelt. SE = Standardfehler, $z$ = z-score	

(Standardisierung oder z-Transformation), $p = p$ -Wert (Irrtumswahrscheinlichkeit). Zur Erklärung der Variablen siehe Abschnitt 2.2.2 (verändert nach Griess <i>et al.</i> 2012). .....	47
Tabelle 15: Koeffizienten der Weibull-Funktion für verschiedene Mischungen, definiert mittels Fichtenanteil (verändert nach Griess <i>et al.</i> 2012).....	48
Tabelle 16: Koeffizienten der Weibull-Funktion für verschiedene Mischungen, definiert mittels Fichtenanteil auf guten Standorten (verändert nach Griess <i>et al.</i> 2012).....	50
Tabelle 17 Koeffizienten der Weibull- Funktion für verschiedene Mischungen, definiert mittels Fichtenanteil auf schlechten Standorten (verändert nach Griess <i>et al.</i> 2012)...	50
Tabelle 18: Koeffizienten der Weibull-Funktion für Fichten auf durchschnittlichen Standorten unter Berücksichtigung der Zeit seit dem letzten Eingriff. Die Mischung ist mittels Shannon-Index ermittelt, die Ergebnisse basieren auf dem dazugehörigen Modell A (verändert nach Griess <i>et al.</i> 2012).....	52
Tabelle 19: Koeffizienten der Weibull- Funktion für Fichten auf guten Standorten unter Berücksichtigung der Zeit seit dem letzten Eingriff. Die Mischung ist mittels Shannon- Index ermittelt, die Ergebnisse basieren auf Modell A (verändert nach Griess <i>et al.</i> 2012).....	52
Tabelle 20: Koeffizienten der Weibull- Funktion für Fichten auf schlechten Standorten unter Berücksichtigung der Zeit seit dem letzten Eingriff. Die Mischung ist mittels Shannon- Index ermittelt, die Ergebnisse basieren auf Modell A (verändert nach Griess <i>et al.</i> 2012).....	52
Tabelle 21: Durchschnittlich erzielbare Kapitalwerte, deren Median sowie Standardabweichungen für Reinbestände aus Fichte und Buche, sowie gemischte Bestände mit einem Fichtenanteil von 93 % bzw. 49 % in kleinflächiger und in großflächiger Mischung.....	54

## 9 Formelverzeichnis

Gleichung 1: Effektstärkeparameter .....	16
Gleichung 2: Korrekturfaktor.....	16
Gleichung 3: Standardabweichung .....	17
Gleichung 4: Varianz des Effektstärkeparameters.....	17
Gleichung 5: Gewichtungsfaktor .....	18
Gleichung 6: Kumulierte Effektstärke .....	18
Gleichung 7: Varianz der kumulierten Effektstärke .....	18
Gleichung 8: Shannon-Index .....	24
Gleichung 9: Relative Vorkommenshäufigkeit der einzelnen Baumarten.....	24
Gleichung 10: Kaplan-Meier Schätzer.....	27
Gleichung 11: Auf der Weibull-Funktion basierende Überlebensfunktion nach Glomb (2007) .....	28

## **10 Anhang**

### **10.1 Veröffentlichung I**

Griess V.C., Knoke T. (2011): Growth performance, wind-throw, and insects: meta-analyses of parameters influencing performance of mixed-species stands in boreal and northern temperate biomes. *Can. J. For. Res.* 41: 1141–1158.<sup>7</sup>

---

<sup>7</sup> Verena C. Griess war verantwortlich für die Analyse der Daten, die Zusammenstellung der Resultate, sowie das Verfassen des Artikels. Thomas Knoke betreute den Schreibprozess sowie die Datenanalyse.

## REVIEW / SYNTHÈSE

## Growth performance, windthrow, and insects: meta-analyses of parameters influencing performance of mixed-species stands in boreal and northern temperate biomes

Verena C. Griess and Thomas Knoke

**Abstract:** Stand structure is a key attribute of forest ecosystems. Mixed-tree plantations are widely felt to be the appropriate option for providing a broad range of goods and environmental services and to reduce susceptibility to natural hazards. However, the debate continues whether mixed plantations can achieve greater financial return than monocultures can. In this study, mixed-species stands of conifers and hardwood species were analyzed in consideration of economically relevant factors. Growth performance and resistance to hazards and pests are widely noted in the literature and are of general economic interest. Thus meta-analyses of relevant studies were conducted to test the following hypotheses: (1) mixing tree species has no significant influence on growth performance or resistance against hazards and pests and, if refuted, (2) mixing tree species causes mainly negative effects on growth performance and resistance against hazards and pests. However, a positive impact of mixing tree species was proven for resistance against windthrow and pests. The meta-analysis on growth performance just as well indicates a positive effect of mixing tree species. Overall, these positive results underscore the need for a large number of additional studies to examine different silvicultural systems to develop optimal management prescriptions to benefit from positive interactions.

**Résumé :** La structure du peuplement est un attribut clé des écosystèmes forestiers. Les plantations mixtes sont largement considérées comme une option appropriée pour fournir une large gamme de produits et de services environnementaux ainsi que pour réduire la prédisposition aux catastrophes naturelles. Cependant, le débat persiste à savoir si les plantations mixtes peuvent procurer un meilleur rendement financier que les monocultures. Dans cette étude, des peuplements mixtes composés d'espèces feuillues et résineuses ont été analysés en tenant compte de facteurs pertinents du point de vue économique. La croissance et la résistance aux catastrophes et aux ravageurs sont couramment mentionnées dans la littérature et présentent un intérêt économique général. Des méta-analyses des études pertinentes ont par conséquent été réalisées pour tester les hypothèses suivantes : (1) le fait de mélanger les espèces d'arbre n'a aucun effet significatif sur la croissance ou la résistance aux catastrophes et aux ravageurs et si cette hypothèse est réfutée, (2) le fait de mélanger les espèces d'arbre a surtout des effets négatifs sur la croissance et la résistance aux catastrophes et aux ravageurs. Toutefois, un effet positif du mélange des espèces a été démontré dans le cas de la résistance au chablis et aux ravageurs. La méta-analyse indique également que le mélange des essences a un effet positif sur la croissance. Dans l'ensemble, ces résultats positifs soulignent la nécessité d'effectuer un grand nombre d'études additionnelles pour examiner différents systèmes sylvicoles dans le but d'élaborer des prescriptions d'aménagement optimales pour bénéficier des interactions positives.

[Traduit par la Rédaction]

### Introduction

Until the end of the 18th century, central European deciduous forests were degraded. Although foresters as well as scientists have been discussing whether or not pure or mixed-species stands would be the most advantageous planting scheme (Hartig 1791; Cotta 1828; Gayer 1886), the rehabili-

tation of such forests led to monocultures in many cases. First, excellent growth performance allowed single-species stands to appear to be advantageous for all intents and purposes. Also, the lack of success of mixed-species management, which was often self-inflicted by silviculturists, was used as justification for the preference for single-species stands (Puettmann et al. 2009). Industry and government pro-

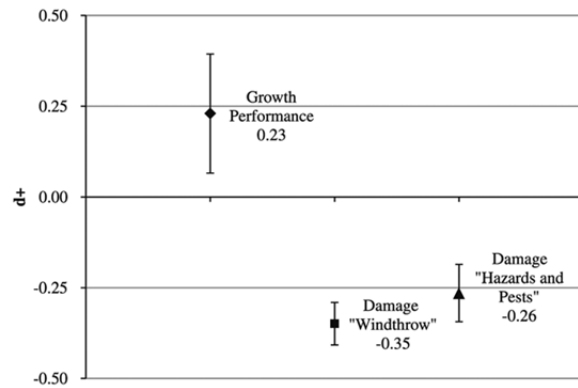
Received 23 November 2010. Accepted 26 February 2011. Published at [www.nrcresearchpress.com/cjfr](http://www.nrcresearchpress.com/cjfr) on xx May 2011.

V.C. Griess and T. Knoke. Institute of Forest Management, Center of Life and Food Sciences Weihenstephan, Technische Universität München. Hans-Carl-von-Carlowitz-Platz 2, 85354 Freising, Germany.

**Corresponding author:** V.C. Griess (e-mail: [verena.griess@forst.wzw.tum.de](mailto:verena.griess@forst.wzw.tum.de)).



**Fig. 1.** Cumulated effect size  $d^+$  and 95% confidence intervals for mixed-species stands in comparison with monospecies stands referring to growth performance, resistance against windthrow, and resistance against hazards and pests. A negative  $d^+$  means lesser damage in mixed-species stands.



moted fast-growing monoculture plantations to satisfy a growing demand for industrial wood products (Cossalter and Pye-Smith 2003). In many countries, this is still the case.

Monospecies stands require special care and management, however, especially in terms of density control to keep individual tree vigor high (Kelty 2006). Otherwise, monospecies stands appear to be more susceptible to natural hazards. Frequent windfalls and the European bark beetle outbreak that has persisted now for over a decade underline this susceptibility. These problems become more and more evident as climate conditions change. In the 20th century, the average temperature in central Europe increased by almost 1 Celsius degree (Badeck et al. 2004). The years 1995–2006 were the warmest since temperature recording began, with the vegetation period increasing by 11 days (Walther et al. 2002; Biermayer 2008). Summer precipitation has declined, while increasing over the winter months. All of these factors favor extreme weather incidents as well as insect calamities and other natural hazards (Bässler et al. 2010).

Foresters and governments have reacted to this situation, as evidenced by increasing calls for growing mixed-species stands. Still, only a weak understanding of the complex structure and dynamics of these mixed forests exists. The question whether or not multispecies forests can cope with the upcoming challenges gains importance (Puettmann et al. 2009). Intuitively, we would expect these mixtures to have advantages from the perspective of nonmarket values (recreation, biodiversity, etc.). But we can also find advantages that lead to financial consequences (e.g., effects of mixing on yield; Knoke et al. 2008). Possible ecological interrelation of species is particularly important when natural assets are estimated. Assuming that species in a mixed stand are independent, only the combined risk is not proportional to changes in fractions of species. Yet the average economic performance changes proportionally. In this case, diversification has analogies to that of financial assets (Koellner and Schmitz 2006). But if species interact because of ecological interdependence, the direct analogy to financial assets dissolves. Mixed-species stands thus cannot be treated as a summation of the corre-

sponding monocultures, a fact that makes them highly interesting as objects for financial analysis.

Given the above, the following research question arises: in what ways will a stand be affected by species interaction and how are they economically relevant? To ascertain this, we will have to take a closer look at the effects that have recently shown an impact on financial risk and return (Knoke and Seifert 2008): (i) growth performance measured as MAI in volume over the entire measurement period and (ii) stand resistance to hazards and pests (possibly increased due to higher single-tree stability and reduced susceptibility to pests). Quantifying these effects also allows for a ranking of the financial importance of different ecological information. This would link ecological and economic research to prioritize ecological investigations from a management perspective.

Another aspect that is often named when discussing species mixtures is a potential decline in timber quality in the border zones where species directly interact (Röhrig et al. 2006). These effects that would certainly influence economics significantly are, however, strongly determined by the specific type of mixture (Knoke and Seifert 2008). As the aggregation of tree species in mixed stands seems more important for the impact of mixture than mixture itself, the aspect of changes in timber quality was not estimated within this study.

However, studies that quantify potential impacts are hard to find. Furthermore, most known studies relate to growth performance and disregard the fact that mixture can lead to higher stability and risk apportionment (Pretzsch and Schütze 2009). Hence, it is still an open question whether or not integrating the ecological reality in models of mixed forests would change the results substantially. A first attempt to estimate the consequences of interdependent tree species, mixed at the stand level, was undertaken by Knoke and Seifert (2008). This paper emphasized the importance of stand resistance and timber quality in mixed stands according to financial parameters. A narrative review on the effects of admixing broadleaves to coniferous forests in terms of yield, ecological stability, and economics also made obvious the necessity of improved bioeconomic modeling (Knoke et al. 2008) considering the importance of species interaction (Knoke and Seifert 2008). With improved bioeconomic modeling in forest science, the field of "silvicultural economics" (Knoke 2010) may now emerge.

## Materials and methods

Currently, there is still no universally accepted definition of "mixed forest". Johansson (2003) found that in Europe, several different definitions of mixed-species stands exist. In Norway and Finland, for example, a stand is called mixed forest if 20% of its basal area is made up of another species, mostly broadleaves. The proportions vary in other countries. In Sweden, it is 30%, in Italy only 10%, and so on. Colloquially, a mixed-species stand is understood as a mixed stand of conifers and broadleaved species. For the purpose of this paper, a mixed stand is defined as a stand of trees with two or more species comprising the usable volume following a definition by Burkhart and Tham (1992). The share of the least abundant species must cover at least 10% of the total basal area. A comparable definition was first proclaimed by

**Table 1.** Studies and species used for the meta-analysis on growth performance.

Source	Species	Age (years)	Location	Experimental design	Intensity of mixture (basal area in %)*	Effect
Amoroso and Turnblom 2006	Douglas-fir ( <i>Pseudotsuga menziesii</i> (Mirb.) Franco), western hemlock ( <i>Tsuga heterophylla</i> (Raf.) Sarg.)	12	Olympic Peninsula, Washington State, USA	Two-species mixture	50/50	-
Brown 1992	Norway spruce ( <i>Picea abies</i> (L.) Karst.), sessile oak ( <i>Quercus petraea</i> (Mat-tuschka) Liebl.), Common alder ( <i>Alnus glutinosa</i> (L.) Gaertn.), Scots pine ( <i>Pinus sylvestris</i> L.)	4–26	Northwest, Great Britain	Six two-species mixtures	50/50	+
Chen et al. 2003	Western redcedar ( <i>Thuja plicata</i> Donn ex D. Don), western hemlock ( <i>Tsuga heterophylla</i> (Raf.) Sarg.), lodgepole pine ( <i>Pinus contorta</i> Dougl. ex Loud.), western larch ( <i>Larix occidentalis</i> Nutt.), black spruce ( <i>Picea mariana</i> (Mill.) BSP)	55, 55–62, 69–83, 68–80, 87	British Columbia and Alberta, Canada	Three two-species mixtures: (a) hemlock – red cedar, (b) pine–larch, (c) pine–spruce	a + b: stands with >20 difference in basal area between species considered mixed, c: stands with 15–40 spruce considered mixed	-
Erickson et al. 2009	Douglas-fir ( <i>Pseudotsuga menziesii</i> (Mirb.) Franco), western white pine ( <i>Pinus monticola</i> Dougl. ex D. Don)	10–20, 10–20	Southern Washington State, USA	Two-species mixture	50/50	-
Gobakken and Naesset 2002	Norway spruce ( <i>Picea abies</i> (L.) Karst.), birch ( <i>Betula pendula</i> Roth and <i>Betula pubescens</i> Ehrh.)	7–23	Eastern and southern counties, Norway	Two-species mixture	Number of trees: ≥80 species 1, ≥10 species 2	+
Johansson 2003	Norway spruce ( <i>Picea abies</i> (L.) Karst.), birch ( <i>Betula pendula</i> Roth and <i>Betula pubescens</i> Ehrh.)	35–37	Sweden	Two-species mixture	70/30	-
Kennel 1965	Norway spruce ( <i>Picea abies</i> (L.) Karst.), European beech ( <i>Fagus sylvatica</i> L.)	76–83	Südharz and Bayerischer Wald, Germany	Two-species mixture	32–50/50–68	-
Légaré et al. 2004	Black spruce ( <i>Picea mariana</i> (Mill.) BSP), trembling aspen ( <i>Populus tremuloides</i> Michx.)	23–75	Abitibi–Témiscamingue, northwestern Quebec, Canada	Two-species mixture	74/26	-
Pretzsch and Schütze 2009	Norway spruce ( <i>Picea abies</i> (L.) Karst.), European beech ( <i>Fagus sylvatica</i> L.)	37–155	South Bavaria, Germany	Two-species mixture	15–89/16–36	+

\*The first number represents the proportion of the first species for each study. In most cases, studies contain analyses of several stands with varying species proportions.

**Table 2.** Results of the single analysis on growth performance.

Growth performance	$\sum w$	$\sum wd$	$d^+$	$s^2(d^+)$
Amoroso and Turnblom 2006	8.89	-0.99	-0.11	
Brown 1992	32.90	13.28	0.40	
Chen et al. 2003	5.40	-1.41	-0.26	
Erickson et al. 2009	8.12	-4.67	-0.58	
Gobakken and Naeset 2002	0.95	0.63	0.66	
Johansson 2003	0.92	-0.75	-0.81	
Kennel 1965	17.65	-0.57	-0.03	
Pretzsch and Schütze 2009	74.21	28.72	0.39	
Total	149.04	34.24	0.23	0.0067

Gayer (1886) and was also applied for the BWI<sup>2</sup>, Germany's second Federal Forest Inventory carried out in 2002. Burschel and Huss (2003) described several types of planting patterns for mixed-species stands that have been used most frequently in Europe. This classification of the spatial composition also plays an important role, as the intensity of the mixture is affected by the structure of a stand. A mixture of different species in large blocks, for instance, shows more or less the ecological characteristics of a pure stand. Ecological interdependence in such a mixture only occurs within the contact zones of the different species. This study focuses on more intimate mixtures such as groups or rows as is common in international plantation forestry (Nichols et al. 2006).

To quantify growth performance and resistance of mixed-species stands, three meta-analyses were performed following a comparable approach on tropical plantations by Piotto (2008). This approach allows a straightforward analysis of species composition and growth respective to relative total yields. Furthermore, analyzing resistance of mixed stands against hazards and pests implies an enlargement of Piotto's (2008) appraisal, which was limited to tree growth.

In contrast with Piotto (2008), who focused on tropical and temperate ecosystems, the review at hand places emphasis on commercial species of the boreal and temperate biomes. Not only do boreal and temperate forests of Europe and North America cover the largest area compared with other forest types worldwide (Bailey 2009), but also, growing mixed forests in the boreal and temperate zone will become increasingly viable under changing climate conditions (Garcia-Gonzalo et al. 2007; Eggers et al. 2008). The following hypotheses are to be tested: (1) interdependence of tree species has no significant influence on growth performance or resistance against hazards and pests and, if refuted, (2) interdependence of tree species causes mainly negative effects on growth performance and resistance against hazards and pests.

#### Meta-analysis

For each meta-analysis, an extensive literature search through the database ISI Web of Knowledge and the scientific search engines Google scholar and Scirus was conducted using various combinations of specific sets of keywords for each factor, mainly mixed, species, forest, growth, species interactions, windthrow, pests, resistance, temperate, boreal, intercropping, and hazard as well as combinations of the above. Literature providing information on both mixed- and mono-species stands conjointly delivered the basis for each meta-analysis. To perform the analysis for each of the factors (growth performance and resistance against hazards and

pests), the results of each experiment, respectively, had to be distilled in the form of a measure of the magnitude for the effect in that experiment. This magnitude is called the "effect size" and has to be distilled out of the results of each experiment in the form of a measure of the magnitude of the effect in each specific experiment (Lei et al. 2007). In the present study, the effect size summarizes the magnitude of the response of growth performance to species interaction for the first analysis and the magnitude of the response of resistance against hazards and pests due to species interaction for the second analysis. There are various indices to display the effect size. For the study at hand, Hedges'  $d$  index, or standardized mean difference, is used. It is calculated as

$$d = \left[ \frac{M_E - M_C}{SD} \right] J$$

where  $M_E$  is the mean of the experimental group,  $M_C$  is the mean of the control group,  $SD$  is the pooled standard deviation, and  $J$  is a correction factor (Borenstein et al. 2009). Correction factor  $J$  is needed to avert the production of too-large estimates that occur especially with small samples. It is adapted from Gurevitch and Hedges (2001) and calculated as

$$J = 1 - \left[ \frac{3}{4(N_E + N_C - 2) - 1} \right]$$

The pooled standard deviation  $SD$  can be calculated from the standard deviations of the two groups "experimental group" and "control group". It is just as well adapted from Gurevitch and Hedges (2001) and calculated as

$$SD = \sqrt{\frac{(N_E - 1)(SD_E)^2 + (N_C - 1)(SD_C)^2}{N_E + N_C - 2}}$$

where  $N_E$  is the sample size of the treatment and  $N_C$  is the sample size of the control.

The experimental effect is indicated by the effect size  $d$ . If  $d$  is not significantly different from zero, no experimental effect is indicated (Cohen 1988). Values above zero indicate that the experiment had a positive effect on the variable; values below zero indicate a negative effect. According to Cohen (1988), effect sizes of 0.2, 0.5, and 0.8 indicate small, medium, and large effect sizes, respectively. However, it has to be mentioned that in new areas of research inquiry, effect sizes are likely to be small. This is because the phenomena under study are typically not under good experimental or measurement control or both (Cohen 1988).

Table 3. Studies and species used for the meta-analysis on resistance against windthrow (according to Lüpke and Spellmann 1997).

Source	Species	Age (years)	Location	Aspects of the appraisal	Intensity of mixture (basal area in %)*	Effect
Heupel and Block 1991	Norway spruce ( <i>Picea abies</i> (L.) Karst.), European beech ( <i>Fagus sylvatica</i> L.)	>60	Hunsrück, Rhineland-Palatinate, Germany	Damaged area in % of the total area	$\leq 85/\geq 15$	+
König 1996; König et al. 1996	Norway spruce ( <i>Picea abies</i> (L.) Karst.), European beech ( <i>Fagus sylvatica</i> L.)	74, 145	Eichstätt, Bavaria, Germany	Damaged area in % of the total area	na (at least 10% beech)	+
Rau 1995	Norway spruce ( <i>Picea abies</i> (L.) Karst.), European beech ( <i>Fagus sylvatica</i> L.)	106–149	Virngrund, Baden-Württemberg, Germany	Damaged area in % of the total area	50–90/10–50	+
Schmid-Haas and Bachofen 1991	Norway spruce ( <i>Picea abies</i> (L.) Karst.), Silver fir ( <i>Abies alba</i> Miller), European beech ( <i>Fagus sylvatica</i> L.)		Switzerland	Damaged area in % of the total area	Three groups with a proportion of coniferous species of 0–10, 11–50, and 51–90	+
Wangler 1974	Norway spruce ( <i>Picea abies</i> (L.) Karst.), European beech ( <i>Fagus sylvatica</i> L.), Silver fir ( <i>Abies alba</i> Miller), Scots pine ( <i>Pinus sylvestris</i> L.)	>60	Baden-Württemberg, Germany	Damaged area in % of the total area	na (at least 10% beech)	+
Winterhoff et al. 1995	Norway spruce ( <i>Picea abies</i> (L.) Karst.), European beech ( <i>Fagus sylvatica</i> L.)	na	Hesse, Germany	Damaged volume in % of the total volume	$\leq 90/\geq 10$	+
Zindel 1991	Norway spruce ( <i>Picea abies</i> (L.) Karst.), European beech ( <i>Fagus sylvatica</i> L.)	80–109	Hesse, Germany	Damaged area in % of the total area	10–90/10–90	+

\*The first number represents the proportion of the first species for each study. In most cases, studies contain analyses of several stands with varying species proportions.

**Table 4.** Results of the single analysis on resistance against windthrow.

Resistance against windthrow	$\sum w$	$\sum wd$	$d^+$	$s^2(d^+)$
Heupel and Block 1991	282.60	-161.57	-0.57	
König 1996; König et al. 1996	49.88	-7.04	-0.14	
Rau 1995	99.18	-24.54	-0.25	
Schmid-Haas and Bachofen 1991	141.32	-96.27	-0.68	
Wangler 1974	495.42	-99.76	-0.20	
Winterhoff et al. 1995	99.51	-18.55	-0.19	
Zindel 1991	148.52	-40.07	-0.27	
Total	1167.90	-407.74	-0.35	0.0009

The variance  $v$  around  $d$  is calculated with standard methods and used to determine weighted average effects across studies and the confidence intervals around those effects (Rustad et al. 2001). Following the calculation of  $d$ , the variance in the effect  $v$  has to be estimated. It is a measure for the dispersion of the indicator  $d$  for each study and is calculated using the equation

$$v = \left[ \frac{N_E + N_C}{N_E N_C} \right] + \left[ \frac{d^2}{2(N_E + N_C)} \right]$$

Using the variance  $v$ , the weighting factor  $w$  can be calculated. It allows for provision of the sample size of each study:

$$w = \frac{1}{v}$$

In a last step, the studies were combined to obtain the cumulated effect size  $d^+$  and its variance:

$$d^+ = \frac{\sum wd}{\sum w} \text{ and } s^2(d^+) = \frac{1}{\sum w}$$

Using the calculations of the cumulated effect size  $d^+$  and its variance  $s^2(d^+)$ , it is tested whether the estimated effect size is significantly different from zero using a confidence interval of 95%. If the region between the upper and lower bounds does not include zero, the null hypothesis of no effect is rejected.

## Results

The results obtained by carrying out meta-analysis on growth performance, resistance against windthrow, and resistance against pests in mixed-species stands are displayed in Fig. 1 in the form of a box-whisker plot. The cumulated effect size for the analysis of growth performance in mixed stands compared with pure stands is  $d^+ = 0.23$ . Confidence limits are 0.07 and 0.39. Studies used in the analysis on growth performance in mixed stands cover a wide diversity of species with a total of 12 tree species (Table 1). Of the seven studies included in the analysis, three showed positive effects and four showed negative effects of mixing tree species on growth performance ( $d^+$  in Table 2).

All studies were analyzed together to test hypotheses 1 and 2. As displayed in Fig. 1, interdependence in mixed-species stands did show a positive effect on growth performance in comparison to single-species stands.

Studies used for the analysis on windthrow in mixed stands cover the principal tree species planted in central Europe (Ta-

ble 3). All studies were analyzed together to test hypotheses 1 and 2. The results obtained from analyzing the single studies are displayed in Table 4.

As displayed in Fig. 1, an effect on resistance of mixed-species stands against windthrow in comparison with single-species stands does exist. The cumulated effect size is  $d^+ = -0.35$  with confidence limits of  $-0.29$  and  $-0.40$ . The given analogies in the studies used are mirrored in the confidence limits that have been computed. The confidence interval for resistance against windthrow shows the smallest dissemination of the three analyses carried out. Confidence limits do not include zero; therefore, for windthrow, the zero hypothesis of no effect can be refuted. As single-species stands were used as the control and mixed stands as the experimental group within the analysis of windthrow, results below zero indicate lesser damage. The shown effect clearly indicates a positive effect of mixing tree species on resistance against windthrow. The zero hypothesis of mainly negative effects of mixing tree species on resistance against windthrow can therefore be refuted.

Regarding the effects of mixing tree species on resistance against pests, of the five studies included in the analysis, three showed negative effects on resistance, as indicated in Table 5. The detailed results obtained by analyzing all single studies are displayed in Table 6.

The five studies were analyzed together to test hypotheses 1 and 2. As displayed in Fig. 1, an effect on resistance of mixed-species stands against pests in comparison with single-species stands does exist. The cumulated effect size is  $d^+ = -0.26$  with confidence limits of  $-0.19$  and  $-0.34$  (Fig. 1). Confidence limits do not include zero; therefore, the zero hypothesis of no effect can be refuted. The shown results also clearly indicate a positive effect of mixing tree species on resistance against pests. The zero hypothesis of mainly negative effects can therefore also be refuted.

## Discussion

“Certain tree species will have higher yield if grown in mixed stands rather than pure stands!” This promising assumption led to an extensive search for the “mixed-species effect”, which can be defined as the effect of interrelations between tree species in a stand (Jonsson 1962).

Bachmann (2005) outlined how growth of a mixed-species stand could outperform the growth of a single-species stand. Mixed-species stands can fully utilize radiation caused by varying need of light. By accessing different rooting depths and horizons, available nutrients can be fully used. In addition, different species neighbors, for example N-fixing trees,

**Table 5.** Studies and species used for the meta-analysis on resistance against pests.

Source	Species	Type of pest	Location	Aspects of the appraisal	Intensity of mixture (number of trees in %)*	Effect
Bergeron et al. 1995	Balsam fir ( <i>Abies balsamea</i> (L.) Mill.)	Spruce budworm ( <i>Choristoneura fumiferana</i> )	Northwestern Quebec, Canada	Stem mortality in %	Mixed deciduous: 51-75 hardwoods and mixed coniferous with 51-75 conifers	+
MacLean 1980	Red spruce ( <i>Picea rubens</i> Sarg.), White spruce ( <i>Picea glauca</i> (Moench) Voss), Black spruce ( <i>Picea mariana</i> (Mill.) BSP), Balsam fir ( <i>Abies balsamea</i> (L.) Mill.)	Spruce budworm ( <i>Choristoneura fumiferana</i> )	Quebec and New Brunswick, Canada	Stem mortality in %	Mixed stand with $\geq 20$ hardwood	-
Moore et al. 1991	Sessile oak ( <i>Quercus petraea</i> (Matuschka) Liebl.), Common alder ( <i>Alnus glutinosa</i> (L.) Gaertn.), Norway spruce ( <i>Picea abies</i> (L.) Karst.), Scots pine ( <i>Pinus sylvestris</i> L.)	<i>Phyllobius argentatus</i> , <i>Tubercoloides neglectus</i> , <i>Eurhadina pulchella</i> , <i>Eurhadina concinna</i> , <i>Phyllonorycter</i> spp.	Gisburn Forest, Lancashire, Great Britain	Leaf area damaged in % of total leaf area	50/50	+
Su et al. 1996	Balsam fir ( <i>Abies balsamea</i> (L.) Mill.), various hardwood species	Spruce budworm ( <i>Choristoneura fumiferana</i> )	New Brunswick, Canada	Relationship between balsam fir defoliation and hardwood content (%)	Hardwood proportion 25, 50, and 75	-
Vehviläinen et al. 2006	Norway spruce ( <i>Picea abies</i> (L.) Karst.), Scots pine ( <i>Pinus sylvestris</i> L.), European white birch ( <i>Betula pendula</i> Roth)	Insect defoliators, leaf rollers, gall mites, aphids	Ähtäri and Jokioinen, Finland; Östad, Sweden	% of leaves with defoliators present	50/50 and 25/75	-

\*The first number represents the proportion of the first species for each study. In most cases, studies contain analyses of several stands with varying species proportions.

**Table 6.** Results of the single analysis on resistance against pests.

Resistance against pests	$\sum w$	$\sum wd$	$d^+$	$s^2(d^+)$
MacLean 1980	129.29	-67.91	-0.53	
Moore et al. 1991	149.51	18.07	0.12	
Vehviläinen et al. 2006	150	-0.61	-0.004	
Bergeron et al. 1995	147.91	33.67	0.23	
Su et al. 1996	148.54	-38.98	-0.26	
Total	644.73	-170.75	-0.26	0.0016

can have positive effects on neighboring trees. Erskine et al. (2006) as well as Piotta (2008) supported these ideas and verified that significant productivity gains could be made if multispecies plantations were more broadly pursued. Species-rich plantations are able to more efficiently access and utilize limiting resources if they contain species with a diverse array of ecological attributes (Kelty 1992). In reverse, it must be stated that using species with similar ecological niches in the mixture will not produce a greater yield (Chen et al. 2003). In such a case, even a declining yield can occur because of antagonistic effects.

Keeping in mind that improved growth performance is economically desirable, the evaluation of growth performance in mixed-species stands has become a research field of great importance. Larson (1992) described tree growth as gene-environmental interactions. The large genetic variability of mixed-species stands therefore must result in greater variation in growth rates among individual trees in a stand. In addition, because the "environment" of each tree is greatly modified by the neighboring individuals, there is greater environmental variation within mixed-species stands. Compared with monospecies stands, in mixed-species stands, the possibilities for divergence from general growth development are very wide.

Summarizing the above conclusions, we expected mixed-species stands composed of species with different ecological niches to have a higher net primary production, translating into larger relative wood yields (Brown 1992) compared with monospecies stands (Binkley et al. 2003; Forrester et al. 2006). But to definitely answer the question whether or not mixing tree species will lead to higher yields, we had to quantify growth performance in both mixed- and single-species stands and compare productivity (Pretzsch 2005). Information on comparative yields of pure stands and mixed-species stands was needed. Chen et al. (2003) stated that ideally, studies on the productivity of mixed-species stands have to be conducted by growing even-aged single- and mixed-species stands under equal conditions. Therefore, to gain the desired information, the results of research that has been carried out on existing stands with corresponding qualities were taken into account within this study (e.g., Brown 1992; Burkhart and Tham 1992; Schläpfer and Schmid 1999; MacPherson et al. 2001; Pretzsch and Schütze 2009).

The total number of studies providing all information necessary is very small. Only a few studies were accomplished aiming at a direct comparison of mixed- and monospecies stands. Hence, it has to be pointed out that the used method is based on observations within studies rather than on the studies themselves. Therefore, the results gained are based on data taken on 26 sites in the case of growth performance, 27 sites in the case of wind throw, and 21 sites regarding re-

sistance against pests, which is a good database. All details are provided in Appendix A.

The results on growth performance are less clear than the results on resistance. The confidence limits of the standardized difference comprise a large range compared with those in the cases of resistance. Therefore, growth performance has to be integrated into bioeconomic models with great care.

For the analysis on resistance against hazards and pests, research is likewise scarce. These two factors are crucial for economic evaluation of a forest stand, as forest stands are exposed to numerous risks during their long lifetime. Risks are either abiotic, meaning physical hazards like storms, fire, snow break, mechanical damage, acidification of the soil, etc., or biotic, meaning damage caused by herbivores, fungal pathogens, or others. These hazards can even be related to each other in some way, as the ecological resilience of the ecosystem forest that is highly compatible with complexity science shows (Puettmann et al. 2009). Every single risk that a stand is exposed to influences economic outcomes.

The paper at hand focused on the two most important disturbances for forests in the boreal and temperate zones: windthrow and pest damage (Brassel and Brändli 1999; Burschel and Huss 2003; Schelhaas et al. 2003; Ministerkonferenz Schutz Wälder Europa 2007; Albrecht et al. 2010).

Windthrow has always been an important risk factor in forest management, especially in the temperate and boreal zones. No later than in 1886 did Karl Gayer point out that the occurrence of windthrow is directly related to the prolongation of monospecies stands (Gayer 1886). Bosshard (1967), who evaluated storm damage in Switzerland, confirmed Gayer's (1886) statement by proving that no other attributes have higher influence on susceptibility to storm damage than the proportion of spruce in a stand. The importance of windthrow, at least in central Europe, is affirmed by a series of severe storm events during the last decades interspersed with numerous smaller events (Schelhaas et al. 2003). Within the literature found, one of the most significant predisposing factors was, again, the mixture. An admixture of 10% or more broadleaved tree species or wind-firm conifers, such as Douglas-fir (*Pseudotsuga menziesii* (Mirb.) Franco), significantly reduced the vulnerability of spruce stands by a factor of more than 3 (Schütz et al. 2006). Generally and regardless of the structure of the stand, the vulnerability to wind damage increases with tree height (indirectly with the age of a stand) (Watt 1992). For tree heights of over 29 m, the probability of storm damage increases by more than 50% (Lüpke and Spellmann 1997). Therefore, the vulnerability of conifers to wind damage increases more rapidly than that of broadleaves (Quine and Miller 1991), as coniferous trees gain height more rapidly. Schmid-Haas and Bachofen (1991) compared windthrow occurrences over several stand types. They

found a twice greater resistance of mixed stands (10%–50% broadleaved) versus pure stands (100% conifers). Schütz et al. (2006) assessed the form and magnitude of storm damage and stand disclosure patterns in pure stands of Norway spruce (*Picea abies* (L.) Karst.) and European beech (*Fagus sylvatica* L.) after a major storm in 1999. One of the most significant predisposing factors was, once again, the mixture.

Furthermore, species themselves are a major predictor in many empirical storm damage studies (Albrecht et al. 2010). This means that a decrease in the amount of damage that is reported in all studies in mixed stands might occur because the stands are at least partly composed of more stable tree species than the pure stands (Lüpke and Spellmann 1999). This is certainly the case for many studies comparing highly risk-prone pure stands of Norway spruce with mixed stands including spruce and deciduous trees such as beech, but only König et al. (1996) were able to isolate influencing parameters other than mixture.

That mixed-species stands show a higher resistance against windthrow is clear. Yet, all information on resistance against windthrow had to be transformed into a mode of direct comparability, possible by performing a meta-analysis on according studies, where the number of available studies delivering the needed data once again turned out to be the limiting factor. However, confidence limits comprise the smallest range in the case of resistance against windthrow.

Regarding pest damage under climate change scenarios, bark beetle damage is predicted to increase up to more than 200% in terms of timber volume losses (Seidl et al. 2008) in central Europe. This prediction underlines the importance of resistance against pests. Jactel et al. (2005) quantitatively confirmed in a meta-analysis that mixed stands suffer less pest damage or have smaller pest populations than single-species stands. In their approach, only five studies from boreal forests were used and none of these studies were experimental, which was criticized by Koricheva et al. (2006). The paper at hand therefore expanded the approach by Jactel et al. (2005). Another meta-analysis was carried out by Jactel and Brockerhoff (2007) to gain information on the resistance of mixed-species stands against insects. This analysis was based on a variety of over 100 studies worldwide that compared herbivory by defoliators and other insects in single-species and mixed forests. A significant reduction in herbivory was proven for oligophagous insects such as bark beetles in diverse forests.

In accomplishing the meta-analysis, an overall positive impact of mixing tree species was proven for resistance against windthrow and pests. The conducted meta-analysis on growth performance did indicate a clear positive effect only if the latest study (Pretzsch and Schütze 2009) was included. The result of the meta-analysis on growth performance indeed shows a positive trend leaving out the study by Pretzsch and Schütze (2009), but confidence limits then include zero. This result may lead to the impression that the data basis in general is too weak to provide sound information. But the method allows us to include studies weighted regarding the number of stands or area compared within them. The study in question by Pretzsch and Schütze (2009) delivers by far the largest dataset of all studies found (see detailed data used for the meta-analysis on growth performance in Appendix A).

Still, the positive effect on growth performance by mixing tree species has to be interpreted quite carefully.

Furthermore, it has to be kept in mind that benefits obtained by an increase in growth performance have to be put into perspective by a possible increase in costs for stand establishment or the conversion of an existing stand. At least in Germany, increased costs for establishment of mixed-species stands are buffered by governmental grants for corresponding silvicultural practices. The yield increase necessary to offset additional costs associated with mixed-species plantings was estimated by Nichols et al. (2006) to range between 0.2% and 11% necessary for various silvicultural systems employing mixed-species stands.

The absence of a larger number of adequate studies in the literature (Rothe and Binkley 2001) as well as the extreme diversity of possible influences and interactions of the various species used in each mixture (Légaré et al. 2004) demonstrate the importance of further research to be carried out. Furthermore, the inclusion of such a wide variety of individual studies based on forest stands growing under very specific terms and conditions limits the potential application of the delivered results. Still, the study at hand aims at prompting a further study in the field now opened up for additional research, especially as close-to-nature forestry is becoming a topic of major concern and so are mixed-species stands.

#### Meta-analysis: useful method or shenanigan?

Meta-analysis as a method itself has been criticized. Critics may argue that narrative reviews provide better solutions (Borenstein et al. 2009). Bailar (1995) gave a general conspectus of numerous critiques. First, results of meta-analysis are said to be of little validity, as all studies found, irrespective of their methodological quality, can be used (Liberati 1995). To avoid an impairment of the meta-analysis for the paper at hand, only studies of authoritative results were used. Reliability and appropriateness are warranted by choosing only studies that were published in reviewed journals or magazines and excluding grey literature. Furthermore, meta-analysis is criticized because of a possible appearance of a study bias (Spector and Thompson 1991). This occurs quite often if only studies that support a desired or supposed hypothesis or studies offering significant results are taken into account, which leads to a bias of the result of the meta-analysis itself (Egger and Smith 1998). Possible publication biases are in fact a problem for meta-analysis. However, the idea that equivalent problems do not occur in narrative reviews is wrong (Borenstein et al. 2009). In the study at hand, it is unlikely that this bias was present. If all studies would have favored mixed-species stands, we could expect a clear advantage in all three tested characteristics for mixed-species stands. However, for the growth performance, as explained above, we could only find a relatively uncertain effect, although this aspect was investigated extensively. Given this fact, we may conclude that the clear advantages found for the resistance of mixed-species stands are actually present and substantial.

A third point of critique is the commonly used expression of comparing apples and oranges with regard to the combination of different kinds of studies in meta-analysis. It has to be remembered that the meta-analysis carried out addresses a broader question than any of the individual studies used in



the analysis. Therefore, the meta-analysis may be thought of as asking a question about fruit for which both apples and oranges contribute valuable information (Borenstein et al. 2009).

Bearing in mind all the above points, we conclude that meta-analysis is generally not to be understood as an exact statistical science but rather as a valuable and objective descriptive technique that furnishes a clear qualitative conclusion on the objective of this paper (Thompson and Pocock 1991). As a matter of course, one number cannot summarize the whole research field of economically relevant effects from forest stand level mixtures, especially because heterogeneity plays an important role regarding mixed-species stands. Direct observation of species mixtures and the occurring interdependences and concurrently gaining information on behavior of the involved species in single-species stands that are comparable in consideration of environmental variables is a task that was rarely successful. There are very few studies dealing with both mixed- and single-species stands on a comparable site, especially for regions outside the tropics. Data usually come from studies that were not established specifically to address the relevant issues. Also, differences in the detailed composition of mixtures, site conditions, and silvicultural treatments leave open many questions (Pretzsch 2005). Nevertheless, the results of the present study indicate that interspecific effects do exist. These effects have to be taken into account when it comes to evaluating economic results of growing mixed-species stands.

### Conclusions

The paper at hand addresses research questions on mixed forests that are largely neglected as a consequence of a severe lack of appropriate data. All three meta-analyses are confined to deliver a first overview and existing tendencies in the literature. With more information on mixed-species compared with monospecies stands, the basic meta-analysis can be extended into meta-regressions that furthermore reveal relationships between one or more covariates and a dependent variable (Borenstein et al. 2009) such as the influence of age, structure, or others.

As the intensive literature research carried out for the study at hand has shown, many detailed publications have not been translated into widely known languages such as English. To extend the given database, not only for this study but also for many other fields of interest, researchers should contribute to the available literature by translating and officially publishing such existing information.

The prominent effects of resistance of mixed-species stands in comparison with weak effects in growth performance point to the necessity of a suitable modeling approach. Modeling growth and yield for mixed-species stands as a first step is essential for evaluating biological potential as well as for the making of sound management decisions (Burkhart and Tham 1992). Forest modeling has been focused more on monospecies stands (Porté and Bartelink 2002). Notwithstanding the need for modeling mixed-species stands, only a small number of potentially suitable models have been developed. A first approach was made by Turnbull (1964) followed by the development of "gap models" to specifically simulate mixed forest growth by Hahn and Leary (1979) and numerous others through the years, as depicted in an exten-

sive survey by Vanclay and Skovsgaard (1997). All model approaches had one thing in common: they do not consider interdependences. But as this paper shows, interdependences do exist and have to be taken into account. Linking information on productivity with other variables is indispensable. Pretzsch et al. (2008) considered solutions for prospective model research. Inter alia, they suggested combining empirical and mechanistic model approaches with management risks by means of sudden events such as storm or insect attacks. The paper at hand underlines this requirement. However, it clarifies a pronounced priority. First and foremost, the resistance of mixed stands has to be incorporated in economically oriented modeling. This conclusion is well in line with the results of Knoke and Seifert (2008), who found the resistance of mixed forest stands to be of outstanding economical importance, while volume growth showed only minor effects on economical indicators. An improved bioeconomic modeling, combined with economic optimization under uncertainty (especially concentrating on risk avoidance), will be the next step towards proper financial analysis in forestry focusing on mixed-species stands, which serve economical and ecological objectives.

### Acknowledgements

This study is part of the project "Bioeconomic modelling and optimization of forest stands: towards silvicultural economics" (KN 586/ 7-1) funded by the German Research Foundation (DFG). The authors wish to thank Prof. T. Hothorn of Ludwig-Maximilians-Universität München and Dr. H. Petermaier of Technische Universität München for their advice on statistical methods, Mrs. Kristin Dzurella for the language editing of the manuscript, and two anonymous reviewers for valuable suggestions.

### References

- Albrecht, A., Hanewinkel, M., Bauhus, J., and Kohnle, U. 2010. How does silviculture affect storm damage in forest of south-western Germany? Results from empirical modeling based in long-term observations. *Eur. J. For. Res.* Available from <http://dx.doi.org/10.1007/s10342-010-0432-x>. doi:10.1007/s10342-010-0432-x.
- Amoroso, M.M., and Turnblom, E.C. 2006. Comparing productivity of pure and mixed Douglas-fir and western hemlock plantations in the Pacific Northwest. *Can. J. For. Res.* **36**(6): 1484–1496. doi:10.1139/X06-042.
- Bachmann, R.P. 2005. Forstliche Planung ETH, Eidgenössische Technische Hochschule Zürich, Professur Forsteinrichtung und Waldwachstum. Available from <http://e-collection.ethbib.ethz.ch/>.
- Badeck, F.-W., Bondeau, A., Böttcher, K., Doktor, D., Lucht, W., Schaber, J., and Sitch, S. 2004. Responses of spring phenology to climate change. *New Phytol.* **162**(2): 295–309. doi:10.1111/j.1469-8137.2004.01059.x.
- Bailar, J.C., III. 1995. The practice of meta-analysis. *J. Clin. Epidemiol.* **48**(1): 149–157. doi:10.1016/0895-4356(94)00149-K. PMID:7853040.
- Bailey, R.G. 2009. *Ecosystem geography: from ecoregions to sites*. Springer, Berlin.
- Bässler, C., Müller, J., Hothorn, T., Kneib, T., Badeck, F., and Dziock, F. 2010. Estimation of the extinction risk for high-montane species as a consequence of global warming and assessment of their suitability as cross-taxon indicators. *Ecol. Indic.* **10**(2): 341–352. doi:10.1016/j.ecolind.2009.06.014.
- Bergeron, Y., Leduc, A., Joyal, C., and Morin, H. 1995. *Balsam fir*

- mortality following the last spruce budworm outbreak in north-western Quebec. *Can. J. For. Res.* **25**(8): 1375–1384. doi:10.1139/x95-150.
- Biermayer, G., 2008. Quo vadis-Forstwirtschaft im Zeichen des Klimawandels. *AFZ-Allgemeine Forst Zeitschrift für Waldwirtschaft und Umweltvorsorge* 15. pp. 808–810.
- Binkley, D., Senock, R., Bird, S., and Cole, T.G. 2003. Twenty years of stand development in pure and mixed stands of *Eucalyptus saligna* and nitrogen-fixing *Facaltaria moluccana*. *For. Ecol. Manag.* **182**(1–3): 93–102. doi:10.1016/S0378-1127(03)00028-8.
- Borenstein, M., Hedges, L.V., Higgins, J.P.T., and Rothstein, H.R. 2009. *Introduction to meta-analysis*. John Wiley & Sons Ltd., London, U.K.
- Bosshard, W. 1967. Erhebungen über die Schäden der Winterstürme 1967. *Schweiz. Z. Forstwes.* **188**: 806–820.
- Brassel, P., and Brändli, U.-B. 1999. Schweizerisches Landesforstinventar: Ergebnisse der Zweitaufnahme 1993–1995. Eidgenössische Forschungsanstalt für Wald, Schnee und Landschaft, Switzerland.
- Brown, A.H.F. 1992. Functioning of mixed-species stands at Gisburn, N.W. England. *In The ecology of mixed-species stands of trees. Edited by M.G.R. Cannell, D.C. Malcolm, and P.A. Robertson. Special Publications Series of the British Ecological Society 11. British Ecological Society, Oxford, U.K.* pp. 125–150.
- Burkhardt, H.E., and Tham, A. 1992. Predictions from growth and yield models of the performance of mixed-species stands. *In The ecology of mixed-species stands of trees. Edited by M.G.R. Cannell, D.C. Malcolm, and P.A. Robertson. Special Publications Series of the British Ecological Society 11. British Ecological Society, Oxford, U.K.* pp. 21–34.
- Burschel, P., and Huss, J. 2003. *Grundriss des Waldbaus*. Ulmer, Stuttgart (Hohenheim).
- Chen, H.Y.H., Klinka, K., Mathey, A.-H., Wang, X., Varga, P., and Chourmouzis, C. 2003. Are mixed-species stands more productive than single-species stands: an empirical test of three forest types in British Columbia and Alberta. *Can. J. For. Res.* **33**(7): 1227–1237. doi:10.1139/x03-048.
- Cohen, J. 1988. *Statistical power analyses for the behavioral sciences*. Lawrence Erlbaum Associates, Inc., Mahwah, N.J.
- Cossalter, C., and Pye-Smith, C. 2003. *Fast-wood forestry: myths and realities. Forest perspectives*. Center for International Forestry Research Publication, Bogor, Indonesia.
- Cotta, H. 1828. *Anweisung zum Waldbau*. Carl Heinrich Edmund von Berg, Dresden und Leipzig.
- Egger, M., and Smith, G. 1998. Bias in location and selection of studies. *Br. Med. J.* **316**(7124): 61–66. PMID:9451274.
- Eggers, J., Lindner, M., Zudin, S., Zaehle, S., and Liski, J. 2008. Impact of changing wood demand, climate and land use on European forest resources and carbon stocks during the 21st century. *Glob. Change Biol.* **14**(10): 2288–2303. doi:10.1111/j.1365-2486.2008.01653.x.
- Erickson, H.E., Harrington, C.A., and Marshall, D.D. 2009. Tree growth at stand and individual scales in two dual-species mixture experiments in southern Washington State, USA. *Can. J. For. Res.* **39**(6): 1119–1132. doi:10.1139/X09-040.
- Erskine, P.D., Lamb, D., and Bristow, M. 2006. Tree species diversity and ecosystem function: can tropical multi-species plantations generate greater productivity? *For. Ecol. Manag.* **233**(2–3): 205–210. doi:10.1016/j.foreco.2006.05.013.
- Forrester, D.I., Bauhus, J., Cowie, A.L., and Vanclay, J.K. 2006. Mixed-species plantations of *Eucalyptus* with nitrogen-fixing trees: a review. *For. Ecol. Manag.* **233**(2–3): 211–230. doi:10.1016/j.foreco.2006.05.012.
- Garcia-Gonzalo, J., Peltola, H., Briceño-Elizondo, E., and Kellomäki, S. 2007. Effects of climate change and management on timber yield in boreal forests, with economic implications: a case study. *Ecol. Model.* **209**(2–4): 220–234. doi:10.1016/j.ecolmodel.2007.06.021.
- Gayer, K. 1886. *Der gemischte Wald: seine Begründung und Pflege, insbesondere durch Horst- und Gruppenwirtschaft*. Paul Parey, Berlin.
- Gobakken, T., and Naeset, E. 2002. Spruce diameter growth in young mixed stands of Norway spruce (*Picea abies* (L.) Karst.) and birch (*Betula pendula* Roth B. *pubescens* Ehrh.). *For. Ecol. Manag.* **171**(3): 297–308. doi:10.1016/S0378-1127(01)00790-3.
- Gurevitch, J., and Hedges, L.V. 2001. Meta-analyses: combining the results of independent experiments. *In Analysis of ecological experiments. Edited by S.M. Scheiner and J. Gurevitch. Oxford University Press, Oxford, U.K.* pp. 347–370.
- Hahn, J.T., and Leary, R.A. 1979. Potential diameter growth function. *In A generalized forest growth projection system applied to the Lake State region. U.S. For. Serv. Gen. Tech. Rep. NC-49.* pp. 22–26.
- Hartig, G.L. 1791. *Anweisung zur Holzzucht für Förster*. Neue Akademische Buchhandlung, Marburg.
- Heupel, G.M., and Block, J. 1991. Untersuchungen zum Einfluss des Standortortes und der Bestandesstruktur auf das Ausmaß von Sturmschäden im Vorderen Hunsrück. *Mitteilungen aus der Forstlichen Versuchsanstalt Rheinland Pfalz* 19.
- Jactel, H., and Brockerhoff, E. 2007. Tree diversity reduces herbivory by forest insect. *Ecol. Lett.* **10**(9): 835–848. doi:10.1111/j.1461-0248.2007.01073.x. PMID:17663717.
- Jactel, H., Brockerhoff, E., and Duelli, P. 2005. A test of the biodiversity–stability theory: meta-analysis of tree species diversity effects on insect pest infestations, and reexamination of responsible factors. *In Forest diversity and function. Edited by M. Scherer-Lorenzen, C. Körner, and E.-D. Schulze. Springer, Berlin.* pp. 235–262.
- Johansson, T. 2003. Mixed stands in Nordic countries — a challenge for the future. *Biomass Bioenergy*, **24**(4–5): 365–372. doi:10.1016/S0961-9534(02)00165-4.
- Jonsson, B. 1962. Yield of mixed coniferous species. *Medd. Statens Skogsforsk.* **50**: 1–143.
- Kelty, M.J. 1992. Comparative productivity of monocultures and mixed species stands. *In The ecology and silviculture of mixed-species forests. Edited by M.J. Kelty, B.C. Larson, and C.D. Oliver. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, The Netherlands.* pp. 125–141.
- Kelty, M.J. 2006. The role of species mixtures in plantation forestry. *For. Ecol. Manag.* **233**(2–3): 195–204. doi:10.1016/j.foreco.2006.05.011.
- Kennel, R. 1965. *Untersuchungen über die Leistung von Fichte und Buche im Rein- und Mischbestand Teil I. Allg. Forst. Jagdztg.* **136**: 149–161.
- Knoke, T. 2010. A scientific perspective for silviculture. *In Sustainable forest management in a changing world: a European perspective. Edited by P. Spathelf. Springer Series: Managing Forest Ecosystems 19. Springer, New York.* pp. 141–154.
- Knoke, T., and Seifert, T. 2008. Integrating selected ecological effects of mixed European beech – Norway spruce stands in bioeconomic modelling. *Ecol. Model.* **210**(4): 487–498. doi:10.1016/j.ecolmodel.2007.08.011.
- Knoke, T., Ammer, C., Stimm, B., and Mosandl, R. 2008. Admixing broadleaved to coniferous tree species: a review on yield, ecological stability and economics. *Eur. J. For. Res.* **127**: 89–101.
- Koellner, T., and Schmitz, O.J. 2006. Biodiversity, ecosystem function, and investment risk. *Bioscience*, **56**(12): 977–985. doi:10.1641/0006-3568(2006)56[977:BEFAIR]2.0.CO;2.
- König, A. 1996. *Sturmgefährdung von Beständen im Altersklassen-*

- wald-Ein Erklärungs- und Prognosemodell. J.D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt am Main.
- König, A., Moog, M., and Kennel, E. 1996. Abgrenzung von Sturmschadensrisikoklassen und Entwicklung von risikoorientierten Endnutzungsstrategien für den bayerischen Staatswald. Abschlussbericht. Projekt H8, Kuratorium der Bayerischen Landesanstalt für Wald und Forstwirtschaft.
- Koricheva, J., Vehviläinen, H., Riihimäki, J., Ruohomäki, K., Kaitaniemi, P., and Ranta, H. 2006. Diversification of tree stands as a means to manage pests and diseases in boreal forests: myth or reality? *Can. J. For. Res.* **36**(2): 324–336. doi:10.1139/x05-172.
- Larson, B.C. 1992. Pathways of development in mixed-species stands. *In* The ecology and silviculture of mixed-species forests. Edited by M.J. Kelty, B.C. Larson, and C.D. Oliver. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, The Netherlands. pp. 3–10.
- Légaré, S., Paré, D., and Bergeron, Y. 2004. The responses of black spruce growth to an increased proportion of aspen in mixed stands. *Can. J. For. Res.* **34**(2): 405–416. doi:10.1139/x03-251.
- Lei, X.D., Peng, C.H., Tian, D.L., and Sun, J.F. 2007. Meta-analysis and its application in global change research. *Chin. Sci. Bull.* **52** (3): 289–302. doi:10.1007/s11434-007-0046-y.
- Liberati, A. 1995. Meta-analysis: statistical alchemy for the 21st century: discussion. A plea for a more balanced view of meta-analysis and systematic overviews of the effect of health care interventions. *J. Clin. Epidemiol.* **48**(1): 81–86. doi:10.1016/0895-4356(94)00115-7. PMID:7853051.
- Lüpke, B.v., and Spellmann, H. 1997. Aspekte der Stabilität und des Wachstums von Mischbeständen aus Fichte und Buche als Grundlage für waldbauliche Entscheidungen. *Forstarchiv*, **68**: 167–179.
- Lüpke, B.v., and Spellmann, H. 1999. Aspects of stability, growth and natural regeneration in mixed Norway spruce – beech stands as a basis of silvicultural decisions. *In* Management of mixed-species forest: silviculture and economics. Edited by A.F.M. Olsthoor, H. H. Bartelink, J.J. Gardiner, H. Pretzsch, H.J. Hekhuis, and S. Wall. IBN Scientific Contributions 15. pp. 245–267.
- MacLean, D.A. 1980. Vulnerability of fir–spruce stands during uncontrolled spruce budworm outbreaks: a review and discussion. *For. Chron.* **56**: 213–221.
- MacPherson, D.M., Liefers, V.J., and Blenis, P.V. 2001. Productivity of aspen stands with and without a spruce understory in Alberta's boreal mixedwood forests. *For. Chron.* **77**: 351–356.
- Ministerkonferenz Schutz Wälder Europa. 2007. State of Europe's forests. The MCPFE Report on Sustainable Forest Management in Europe. MCPFE Liaison Unit, Warsaw, Poland.
- Moore, R., Warrington, S., and Whittaker, J.B. 1991. Herbivory by insects on oak trees in pure stands compared with paired mixtures. *J. Appl. Ecol.* **28**(1): 290–304. doi:10.2307/2404130.
- Nichols, J.D., Bristow, M., and Vanclay, J.K. 2006. Mixed-species plantations: prospects and challenges. *For. Ecol. Manag.* **233**(2–3): 383–390. doi:10.1016/j.foreco.2006.07.018.
- Piotto, D. 2008. A meta-analysis comparing tree growth in monocultures and mixed plantations. *For. Ecol. Manag.* **255**(3–4): 781–786. doi:10.1016/j.foreco.2007.09.065.
- Porté, A., and Bartelink, H.H. 2002. Modelling mixed forest growth: a review of models for forest management. *Ecol. Model.* **150**(1–2): 141–188. doi:10.1016/S0304-3800(01)00476-8.
- Pretzsch, H. 2005. Diversity and productivity in forests: evidence from long-term Experimental plots. *In* Forest diversity and function. Edited by M. Scherer-Lorenzen, C. Körner, and E.-D. Schulze. Springer, Berlin. pp. 41–64.
- Pretzsch, H., and Schütze, G. 2009. Transgressive overyielding in mixed compared with pure stands of Norway spruce and European beech in Central Europe: evidence on stand level and explanation on individual tree level. *Eur. J. For. Res.* **128**: 183–204.
- Pretzsch, H., Grote, R., Reineking, B., Rötzer, T., and Seifert, T. 2008. Models for forest ecosystem management: a European perspective. *Ann. Bot.* **101**(8): 1065–1087. doi:10.1093/aob/mcm246. PMID:17954471.
- Puettmann, K.J., Coates, K.D., and Messier, C. 2009. A critique of silviculture — managing for complexity. Island Press, Washington, D.C.
- Quine, C.P., and Miller, K.F. 1991. Windthrow — a factor influencing the choice of silvicultural systems. *In* Silvicultural systems. Institute of Chartered Foresters, University of York, York, U.K.
- Rau, H. 1995. Die Sturmschäden im Virngrund (Nordostwürttemberg) von 1870 bis 1990 — eine waldbaugeschichtliche und standortkundliche Untersuchung. Mitteilungen der Forstlichen Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, 188.
- Röhrig, E., Bartsch, N., and von Lüpke, B. 2006. Waldbau auf ökologischer Grundlage. 7th ed. Ulmer, Stuttgart.
- Rothe, A., and Binkley, D. 2001. Nutritional interactions in mixed species forests: a synthesis. *Can. J. For. Res.* **31**(11): 1855–1870. doi:10.1139/cjfr-31-11-1855.
- Rustad, L., Campbell, J., Marion, G., Norby, R., Mitchell, M., Hartley, A., Cornelissen, J., and Gurevitch, J. 2001. A meta-analysis of the response of soil respiration, net nitrogen mineralization, and aboveground plant growth to experimental ecosystem warming. *Oecologia (Berl.)*, **126**(4): 543–562. doi:10.1007/s004420000544.
- Schelhaas, M.-J., Nabuurs, G.-J., and Schuck, A. 2003. Natural disturbances in the European forests in the 19th and 20th centuries. *Glob. Change Biol.* **9**(11): 1620–1633. doi:10.1046/j.1365-2486.2003.00684.x.
- Schläpfer, F., and Schmid, B. 1999. Ecosystem effects of biodiversity: a classification of hypotheses and exploration of empirical results. *Ecol. Appl.* **9**(3): 893–912. doi:10.1890/1051-0761(1999)009[0893:EEOBAC]2.0.CO;2.
- Schmid-Haas, P., and Bachofen, H. 1991. Die Sturmgefährdung von Einzelbäumen und Beständen. *Schweiz. Z. Forstwes.* **142**: 477–504.
- Schütz, J.-P., Götz, M., Schmid, W., and Mandallaz, D. 2006. Vulnerability of spruce (*Picea abies*) and beech (*Fagus sylvatica*) forest stands to storms and consequences for silviculture. *Eur. J. For. Res.* **125**: 261–302. doi:10.1007/s10342-006-0111-0.
- Seidl, R., Rammer, W., Jäger, D., and Lexer, M.J. 2008. Impact of bark beetle (*Ips typographus* L.) disturbance on timber production and carbon sequestration in different management strategies under climate change. *For. Ecol. Manag.* **256**(3): 209–220. doi:10.1016/j.foreco.2008.04.002.
- Spector, T.D., and Thompson, S.G. 1991. The potential and limitations of meta-analysis. *J. Epidemiol. Community Health*, **45**(2): 89–92. doi:10.1136/jech.45.2.89. PMID:2072080.
- Su, Q., Needham, T.D., and MacLean, D.A. 1996. The influence of hardwood content on balsam fir defoliation by spruce budworm. *Can. J. For. Res.* **26**(9): 1620–1628. doi:10.1139/x26-182.
- Thompson, S.G., and Pocock, S.J. 1991. Can meta-analysis be trusted? *Lancet*, **338**(8775): 1127–1130. doi:10.1016/0140-6736(91)91975-Z.
- Turnbull, K.J. 1964. Population dynamics in mixed forest stands. A system of mathematical models of mixed stand growth and structure. Ph.D. thesis, University of Washington, Seattle, Wash.
- Vanclay, J.K., and Skovsgaard, J.P. 1997. Evaluating forest growth models. *Ecol. Model.* **98**(1): 1–12. doi:10.1016/S0304-3800(96)01932-1.
- Vehviläinen, H., Koricheva, J., Ruohomäki, K., Johansson, T., and Valkonen, S. 2006. Effects of tree stand species composition on insect herbivory of silver birch in boreal forests. *Basic Appl. Ecol.* **7**(1): 1–11. doi:10.1016/j.baec.2005.05.003.

- Walther, G.R., Post, E., Convey, P., Menzel, A., Parmesan, C., Beebee, T.J.C., Fromentin, J.M., Hoegh-Guldberg, O., and Bairlein, F. 2002. Ecological responses to recent climate change. *Nature*, **416**(6879): 389–395. doi:10.1038/416389a. PMID: 11919621.
- Wangler, F. 1974. Die Sturmgefährdung der Wälder in Südwestdeutschland: Eine waldbauliche Auswertung der Sturmkatastrophe 1967. Freiburg im Breisgau/Germany, Forstliche Fakultät der Universität Freiburg.
- Watt, A.D. 1992. Insect pest population dynamics: effects of tree species diversity. *In* The ecology of mixed-species stands of trees. Edited by M.G.R. Cannell, D.C. Malcolm, and P.A. Robertson. Special Publications Series of the British Ecological Society 11. British Ecological Society, Oxford, U.K.
- Winterhoff, B., Schönfelder, E., Heiligmann-Brauer, G., 1995. Sturmschäden des Frühjahrs 1990 in Hessen. Hessische Landesanstalt für Forsteinrichtung, Waldforschung und Waldökologie Forschungsberichte, 20.
- Zindel, U. 1991. Die Sturmschäden in den hessischen Forstämtern Frankenberg, Langen und Schlüchtern nach den Stürmen vom Februar 1990 — Ergebnisse einer Luftbildauswertung. *Forschber. Hessisch. Forstlich. Versuchsanstalt*, **12**: 41–90.

**Appendix A**

Detailed data used for the meta-analysis on growth performance (Tables A1–A8), resistance against windthrow (Tables A9–A15), and resistance against pests (Tables A16–A20).

**Table A1.** Detailed data used for the meta-analysis on growth performance, derived from Amoroso and Turnblom (2006).

	Volume (m <sup>3</sup> /ha)	SD	<i>J</i>	<i>d</i>	<i>v</i>	<i>w</i>	<i>wd</i>
Douglas-fir	39	36.53	0.80	-0.26	0.67	1.49	-0.39
Western hemlock	26	36.53	0.80	0.02	0.67	1.50	0.03
Mixture	27						
Douglas-fir	78	36.53	0.80	-0.39	0.68	1.47	-0.58
Western hemlock	82	36.53	0.80	-0.48	0.69	1.46	-0.70
Mixture	60						
Douglas-fir	104	36.53	0.80	0.11	0.67	1.50	0.16
Western hemlock	94	36.53	0.80	0.33	0.68	1.48	0.49
Mixture	109						

**Table A2.** Detailed data used for the meta-analysis on growth performance derived from Brown (1992).

	Volume (m <sup>3</sup> /ha)	SD	<i>J</i>	<i>d</i>	<i>v</i>	<i>w</i>	<i>wd</i>
Scots pine	158	57.41	0.92	0.47	0.34	2.92	1.36
Norway spruce	98	57.41	0.92	1.43	0.42	2.39	3.42
Mixture	187						
Scots pine	58	57.41	0.92	-0.50	0.34	2.91	-1.45
Common alder	24	57.41	0.92	1.66	0.45	2.23	3.70
Mixture	127						
Scots pine	158	57.41	0.92	-0.29	0.34	2.97	-0.86
Sessile oak	26	57.41	0.92	1.83	0.47	2.11	3.87
Mixture	140						
Common alder	24	58.18	0.92	1.08	0.38	2.62	2.83
Norway spruce	98	57.41	0.92	-0.10	0.33	3.00	-0.29
Mixture	92						
Common alder	24	57.41	0.92	0.05	0.33	3.00	0.14
Sessile oak	26	57.41	0.92	0.02	0.33	3.00	0.05
Mixture	27						
Norway spruce	98	57.41	0.92	-0.48	0.34	2.92	-1.41
Sessile oak	26	57.41	0.92	0.68	0.35	2.84	1.92
Mixture	68						

**Table A3.** Detailed data used for the meta-analysis on growth performance, derived from Chen et al. (2003).

	Volume (m <sup>3</sup> /ha)	SD	<i>J</i>	<i>d</i>	<i>v</i>	<i>w</i>	<i>wd</i>
Western hemlock	1036	5.65	0.80	-34.96	102.52	0.01	-0.34
Western redcedar	758	4.72	0.80	5.26	2.97	0.34	1.77
Mixture	789						
Lodgepole pine	328	10.25	0.80	-3.51	1.70	0.59	-2.07
Western larch	348	117.10	0.80	-0.44	0.68	1.46	-0.65
Mixture	283						
Lodgepole pine	298	156.53	0.80	-0.08	0.67	1.50	-0.11
Black spruce	na						
Mixture	283	156.53	0.00	0.00	0.67	1.50	0.00

**Table A4.** Detailed data used for the meta-analysis on growth performance, derived from Erickson et al. (2009).

	Volume (m <sup>3</sup> /ha)	SD	<i>J</i>	<i>d</i>	<i>v</i>	<i>w</i>	<i>wd</i>
Douglas-fir	10	3.34	0.80	0.32	0.68	1.48	0.48
Western white pine	16	3.34	0.80	-1.20	0.79	1.27	-1.52
Mixture	11						
Douglas-fir	40	1.83	0.80	-1.55	0.87	1.15	-1.79
Western white pine	37	1.83	0.80	-0.44	0.68	1.46	-0.65
Mixture	36						
Douglas-fir	84	8.48	0.80	-1.24	0.80	1.26	-1.56
Western white pine	68	8.48	0.80	0.25	0.67	1.49	0.37
Mixture	71						

**Table A5.** Detailed data used for the meta-analysis on growth performance, derived from Gobakken and Naesset (2002).

	Volume (m <sup>3</sup> /ha)	SD	<i>J</i>	<i>d</i>	<i>v</i>	<i>w</i>	<i>wd</i>
Norway spruce	31	1.73	0.57	0.66	1.05	0.95	0.63
Birch	na						
Mixture	33						

**Table A6.** Detailed data used for the meta-analysis on growth performance, derived from Johansson (2003).

	MAI (m <sup>3</sup> /ha per year)	SD	<i>J</i>	<i>d</i>	<i>v</i>	<i>w</i>	<i>wd</i>
Norway spruce	7.9	0.49	0.57	-0.81	1.08	0.92	-0.75
Birch	na						
Mixture	7.2						

**Table A7.** Detailed data used for the meta-analysis on growth performance, derived from Kennel (1965).

	Volume (m <sup>3</sup> /ha)	SD	<i>J</i>	<i>d</i>	<i>v</i>	<i>w</i>	<i>wd</i>
Norway spruce	899	422.85	0.92	-0.58	0.35	2.88	-1.67
Beech	509	422.85	0.92	0.27	0.34	2.97	0.81
Mixture	634						
Norway spruce	436	422.85	0.92	-0.12	0.33	2.99	-0.35
Beech	311	422.85	0.92	0.15	0.33	2.99	0.46
Mixture	382						
Norway spruce	553	422.85	0.92	-0.23	0.34	2.98	-0.70
Beech	347	422.85	0.92	0.22	0.34	2.98	0.64
Mixture	446						

**Table A8.** Detailed data used for the meta-analysis on growth performance, derived from Pretzsch and Schütze (2009).

	Volume (m <sup>3</sup> /ha)	SD	<i>J</i>	<i>d</i>	<i>v</i>	<i>w</i>	<i>wd</i>
Beech	137	160.15	0.95	0.24	0.22	4.47	1.06
Norway spruce	73	132.11	0.95	0.75	0.24	4.20	3.15
Mixture	177						
Beech	255	160.15	0.95	0.90	0.24	4.09	3.67
Norway spruce	424	132.11	0.95	-0.13	0.22	4.49	-0.58
Mixture	406						
Beech	209	160.15	0.95	1.41	0.28	3.60	5.08
Norway spruce	409	132.11	0.95	0.27	0.22	4.46	1.19
Mixture	446						
Beech	337	153.51	0.95	0.99	0.25	4.01	3.96
Norway spruce	358	132.11	0.95	0.99	0.25	4.00	3.98
Mixture	496						
Beech	517	160.15	0.95	-1.11	0.26	3.90	-4.33
Norway spruce	330	132.11	0.95	0.00	0.22	4.50	0.00
Mixture	330						
Beech	321	160.15	0.95	0.20	0.22	4.48	0.91
Norway spruce	253	132.11	0.95	0.74	0.24	4.22	3.10
Mixture	355						
Beech	363	160.15	0.95	1.30	0.27	3.71	4.84
Norway spruce	422	132.11	0.95	1.15	0.26	3.86	4.45
Mixture	582						
Beech	683	160.15	0.95	-1.63	0.30	3.38	-5.51
Norway spruce	392	132.11	0.95	0.12	0.22	4.49	0.55
Mixture	409						
Beech	693	160.15	0.95	-0.26	0.22	4.46	-1.17
Norway spruce	493	132.11	0.95	1.12	0.26	3.89	4.37
Mixture	649						

**Table A9.** Detailed data used for the meta-analysis on resistance against windthrow, derived from Heupel and Block (1991).

	Damage (%)	SD	<i>J</i>	<i>d</i>	<i>v</i>	<i>w</i>	<i>wd</i>
Beech with spruce	4	37.63	1.00	-0.40	0.02	49.03	-19.47
Pure spruce	19						
Beech with spruce	1	37.63	1.00	-0.29	0.02	49.48	-14.41
Pure spruce	12						
Beech with spruce	2	37.63	1.00	-0.45	0.02	48.77	-21.95
Pure spruce	19						
Beech with spruce	3	37.63	1.00	-1.03	0.02	44.12	-45.55
Pure spruce	42						
Beech with spruce	10	37.63	1.00	-0.13	0.02	49.89	-6.60
Pure spruce	15						
Beech with spruce	8	37.63	1.00	-1.30	0.02	41.31	-53.59
Pure spruce	57						

**Table A10.** Detailed data used for the meta-analysis on resistance against windthrow, derived from König et al. (1996).

	Damage (%)	SD	<i>J</i>	<i>d</i>	<i>v</i>	<i>w</i>	<i>wd</i>
Beech with spruce	1.6	11.29	1.00	-0.14	0.02	49.88	-7.04
Pure spruce	3.2						

**Table A11.** Detailed data used for the meta-analysis on resistance against windthrow, derived from Rau (1995).

	Damage (%)	SD	<i>J</i>	<i>d</i>	<i>v</i>	<i>w</i>	<i>wd</i>
Beech with spruce	11	28.14	1.00	-0.18	0.02	49.80	-8.82
Pure spruce	16						
Beech with spruce	7	28.15	1.00	-0.32	0.02	49.37	-15.73
Pure spruce	16						

**Table A12.** Detailed data used for the meta-analysis on resistance against windthrow, derived from Schmid-Haas and Bachofen (1991).

	Damage (%)	SD	<i>J</i>	<i>d</i>	<i>v</i>	<i>w</i>	<i>wd</i>
Admixture of 10%–49% conifers	15	60.79	1.00	-0.92	0.02	45.24	-41.51
Pure spruce	71						
Admixture of 50%–89% conifers	11	111.83	1.00	-0.61	0.02	47.81	-28.96
Pure spruce	71						
Admixture of 90%–100% conifers	3	111.83	1.00	-0.53	0.02	48.28	-25.80
Pure spruce	71						

**Table A13.** Detailed data used for the meta-analysis on resistance against windthrow, derived from Wangler (1974).

	Damage (%)	SD	<i>J</i>	<i>d</i>	<i>v</i>	<i>w</i>	<i>wd</i>
Beech–spruce–fir	14	45.47	1.00	-0.33	0.02	49.33	-16.21
Pure spruce	29						
Beech with spruce	3	45.47	1.00	-0.26	0.02	49.57	-13.03
Pure spruce	15						
Spruce with pine	0	45.47	1.00	-0.64	0.02	47.60	-30.24
Pure spruce	29						
Spruce with pine	1	45.47	1.00	-0.31	0.02	49.42	-15.16
Pure spruce	15						
Beech–spruce–fir	7	45.47	1.00	-0.07	0.02	49.97	-3.28
Pure spruce	10						
Beech–spruce–fir	4	45.47	1.00	-0.11	0.02	49.93	-5.47
Pure spruce	9						
Beech–spruce–fir	7	45.47	1.00	-0.02	0.02	50.00	-1.10
Pure spruce	8						
Spruce with pine	2	45.47	1.00	-0.18	0.02	49.81	-8.73
Pure spruce	10						
Spruce with pine	1	45.47	1.00	-0.18	0.02	49.81	-8.73
Pure spruce	9						
Spruce with pine	10	45.47	1.00	0.04	0.02	49.99	2.19
Pure spruce	8						

**Table A14.** Detailed data used for the meta-analysis on resistance against windthrow, derived from Winterhoff et al. (1995).

	Damage (%)	SD	<i>J</i>	<i>d</i>	<i>v</i>	<i>w</i>	<i>wd</i>
Beech with spruce	9.5	38.70	1.00	-0.12	0.02	49.92	-5.78
Pure spruce	14						
Beech with spruce	4	38.70	1.00	-0.26	0.02	49.59	-12.77
Pure spruce	14						

**Table A15.** Detailed data used for the meta-analysis on resistance against windthrow, derived from Zindel (1991).

	Damage (%)	SD	<i>J</i>	<i>d</i>	<i>v</i>	<i>w</i>	<i>wd</i>
Beech with spruce	36	111.83	1.00	-0.16	0.02	49.84	-7.99
Pure spruce	54						
Beech with spruce	21	111.83	1.00	-0.29	0.02	49.47	-14.54
Pure spruce	54						
Beech with spruce	14	111.83	1.00	-0.36	0.02	49.22	-17.54
Pure spruce	54						

**Table A16.** Detailed data used for the meta-analysis on resistance against pests, derived from Bergeron et al. (1995).

	Damage (%)	SD	<i>J</i>	<i>d</i>	<i>v</i>	<i>w</i>	<i>wd</i>
Mixed deciduous	45.3	1.00	1.00	30.16	2.29	0.44	13.15
Deciduous	15.1						
Mixed coniferous	51	1.00	1.00	-12.68	0.42	2.37	-30.04
Coniferous	63.7						
Mixed deciduous	58	1.00	1.00	25.17	1.60	0.62	15.70
Deciduous	32.8						
Mixed coniferous	66.5	1.00	1.00	-9.29	0.24	4.24	-39.41
Coniferous	75.8						
Mixed deciduous	48.6	1.00	1.00	-20.77	1.10	0.91	-18.91
Deciduous	69.4						
Mixed coniferous	72.1	1.00	1.00	-10.39	0.29	3.45	-35.85
Coniferous	82.5						

**Table A17.** Detailed data used for the meta-analysis on resistance against pests, derived from MacLean (1980).

	Damage (%)	SD	<i>J</i>	<i>d</i>	<i>v</i>	<i>w</i>	<i>wd</i>
Mixed stand	25.5	1.00	1.00	-33.71	2.86	0.35	-11.78
Pure stand	59.25						
Mixed stand	47.5	1.00	1.00	-11.73	0.36	2.75	-32.22
Pure stand	59.25						
Mixed stand	61.25	1.00	1.00	17.48	0.78	1.28	22.30
Pure stand	43.75						
Mixed stand	61.25	1.00	1.00	23.22	1.37	0.73	16.97
Pure stand	38						



**Table A18.** Detailed data used for the meta-analysis on resistance against pests, derived from Moore et al. (1991).

	Damage (%)	SD	<i>J</i>	<i>d</i>	<i>v</i>	<i>w</i>	<i>wd</i>
Oak–alder	22.33	1.00	1.00	5.22	0.09	11.34	59.22
Pure oak	17.1						
Oak–alder	22.33	1.00	1.00	0.08	0.02	49.96	3.99
Pure oak	22.25						
Oak–alder	30.77	1.00	1.00	13.65	0.49	2.06	28.09
Pure oak	17.1						
Oak–alder	30.77	1.00	1.00	8.51	0.20	4.97	42.33
Pure oak	22.25						

**Table A19.** Detailed data used for the meta-analysis on resistance against pests, derived from Su et al. (1996).

	Damage (%)	SD	<i>J</i>	<i>d</i>	<i>v</i>	<i>w</i>	<i>wd</i>
Balsam fir + 25% hardwood	63	280.75	1.00	-0.08	0.02	49.96	-3.90
Balsam fir	85						
Balsam fir + 50% hardwood	41	280.75	1.00	-0.16	0.02	49.85	-7.78
Balsam fir	85						
Balsam fir + 75% hardwood	18	280.75	1.00	-0.24	0.02	49.65	-11.80
Balsam fir	85						

**Table A20.** Detailed data used for the meta-analysis on resistance against pests, derived from Vehviläinen et al. (2006).

	Damage (%)	SD	<i>J</i>	<i>d</i>	<i>v</i>	<i>w</i>	<i>wd</i>
50–50 birch–pine	0.85	1.00	1.00	-0.15	0.02	49.86	-7.47
Pure birch	1						
25–75 birch–pine	0.67	1.00	1.00	-0.33	0.02	49.33	-16.26
Pure birch	1						
50–50 birch–pine	11.2	1.00	1.00	-0.20	0.02	49.75	-9.94
Pure birch	11.4						
25–75 birch–pine	7	1.00	1.00	-4.39	0.07	14.65	-64.36
Pure birch	11.4						



## 10.2 Veröffentlichung II

Griess V.C., Acevedo R., Härtl F., Staupendahl K., Knoke T. (2012): Does mixing tree species enhance stand resistance against natural hazards? A case study for spruce. *Forest Ecology and Management* 267: 284-296.<sup>8,9</sup>

<sup>8</sup> Verena C. Griess war verantwortlich für die Analyse der Daten, die Zusammenstellung der Resultate, sowie das Verfassen des Artikels. Thomas Knoke betreute den Schreibprozess sowie die Datenanalyse. Ricardo Acevedo und Fabian Härtl halfen bei den statistischen Auswertungen, Kai Staupendahl stellte das zugrunde liegende Datenmaterial in aufbereiteter Form sowie die Ausgangsversion des zugrunde liegenden R-Skriptes zur Verfügung. Alle Co-Autoren haben weiterführende Kommentare zu den Manuskriptversionen abgegeben.

<sup>9</sup> Zur oben genannten Publikation wurde ein Erratum veröffentlicht: *Erratum to [Does mixing tree species enhance stand resistance against natural hazards? A case study for spruce]*. DOI: 10.1016/j.foreco.2012.02.008. Dieses beinhaltet die unten dargestellte korrigierte Ergebnistabelle (Tabelle 12 der Publikation).

**Table 12: Estimates for the coefficients of the Weibull survival function, defined by spruce ratio.**

	Spruce proportion (AM) [%]	u	$\beta$	S <sub>100</sub>	ln(b)	$\alpha$
Spruce	100	4.98	146.15	<b>0.80</b>	-1.37	3.93
	81 - 99 (average 93)	5.12	167.88	<b>0.88</b>	-1.37	3.93
	≤ 80 (average 49)	5.32	203.48	<b>0.94</b>	-1.37	3.93



Contents lists available at SciVerse ScienceDirect

## Forest Ecology and Management

journal homepage: [www.elsevier.com/locate/foreco](http://www.elsevier.com/locate/foreco)

## Does mixing tree species enhance stand resistance against natural hazards? A case study for spruce

Verena C. Griess<sup>a,\*</sup>, Ricardo Acevedo<sup>a</sup>, Fabian Härtl<sup>a</sup>, Kai Staupendahl<sup>b,1</sup>, Thomas Knoke<sup>a</sup>

<sup>a</sup> Institute of Forest Management, Center of Life and Food Sciences Weihenstephan, Technische Universität München, Hans-Carl-von-Carlowitz-Platz 2, 85354 Freising, Germany

<sup>b</sup> Department of Forest Economics and Forest Management, Georg-August-University Göttingen, Büsingenweg 3, 37077 Göttingen, Germany

## ARTICLE INFO

## Article history:

Received 21 April 2011

Received in revised form 16 November 2011

Accepted 17 November 2011

## Keywords:

Mixed species stand

Survival analysis

Risk

Forest management

Forest damage survey

Weibull

## ABSTRACT

In this study, survival of spruce (*Picea abies* [L.] Karst.) trees in mixed- and mono-species stands was analyzed using the database of Rhineland-Palatinate's forest damage survey (FDS). The influence of species mixture on tree survival probability was analyzed using data from 9864 trees, of which 2866 spruce trees have been analysed in detail. Data was collected on 495 research plots in a series of continuous measurements taken since 1984.

For estimating survival probability, the Kaplan–Meier method was applied to achieve a first overview about possible effects. The analysis was then extended using Accelerated Failure Time (AFT) models to estimate the parameters of a Weibull function, used to describe survival times. The resulting models were used to simultaneously analyze the effects of intensity of mixture (represented by Shannon–Weaver-Index and, alternatively, by species proportion), time since harvest and site characteristics.

Results obtained indicate positive effects of species mixture on resistance of spruce trees: survival probabilities increase with increasing intensity of mixture, regardless whether mixture is characterised by Shannon–Weaver-Index or species proportion.

Spruce trees in monocultures on average site conditions will reach age 100 with a probability of 80%. Spruce trees growing in a moderately mixed stand (average Shannon–Weaver-Index 0.4) show a slight increase in survival probability to a 83% probability of reaching age 100 whilst spruce trees in a more diverse stand (average Shannon–Weaver-Index 1.2) have a 97% probability of reaching age 100. An admixture of 50% thus leads to an increase in survival probability of 17 percentage points. Site variables even show a stronger impact on survival than tree species mixture. From these variables wet soils had the strongest negative influence on spruce survival, while orographic conditions of saddles, anticlines, valleys, trenches or dells showed the strongest positive influence on survival. However, the strongest influence on spruce survival was recent harvest activity. The more time had passed since the harvest operation, the less likely residual trees were to succumb to stresses.

© 2011 Elsevier B.V. All rights reserved.

### 1. Introduction

The use of simple models for the evaluation of management options in ecosystem management is very common amongst economists (Armstrong, 2007). However, many of the models used suffer from a lack of biological accuracy (Bulte and van Kooten, 1999), which originates from their deterministic nature, as well as from their focus on single-species situations (Knoke and Seifert, 2008). Modelling deterministically means to implicitly provide the existence of genuine information about the future and ignore the numerous uncertainties in forest management (Palma and Nelson, 2010).

This practice may lead to very optimistic financial assessments of economically-optimised silvicultural decisions (Lucas and Andres, 1978; Möhring, 1986; Knoke et al., 2008), which in turn precludes the possibility of integration of the precautionary approach into economic modelling (Figge and Hahn, 2004; Knoke and Mosandl, 2004; Knoke and Moog, 2005; Weber-Blaschke et al., 2005 or Krysiak, 2006). However, precaution is a central component of modern sustainability concepts (Hahn and Knoke, 2010), and becomes particularly important if climate change scenarios are to be considered.

This lack of biological accuracy as described is particularly true for the modelling of mixed-species stands. Here, models often not only ignore relevant factors like a possible compensation of financial risks between tree species (Clasen et al., 2011; Knoke and Wurm, 2006), they also regularly exclude the ecological effects of mixing tree species and the resulting biophysical consequences (Knoke et al., 2008; Pretzsch, 2009).

\* Corresponding author. Tel.: +49 8161 71 4699; fax: +49 8161 71 4545.

E-mail addresses: [verena.griess@forst.wzw.tum.de](mailto:verena.griess@forst.wzw.tum.de) (V.C. Griess), [acevedo@forst.wzw.tum.de](mailto:acevedo@forst.wzw.tum.de) (R. Acevedo), [haertl@forst.wzw.tum.de](mailto:haertl@forst.wzw.tum.de) (F. Härtl), [kstaue@gwdg.de](mailto:kstaue@gwdg.de) (K. Staupendahl), [knoke@forst.wzw.tum.de](mailto:knoke@forst.wzw.tum.de) (T. Knoke).

<sup>1</sup> Current address: ARGUS Forstplanung, Büsingenweg 5, 37077 Göttingen, Germany.

One of the key factors influencing forest dynamics is tree mortality. Survival research thus aims at understanding how and why tree mortality occurs (Sims et al., 2009). Highly reliable estimates of tree survival are an essential basis for management decisions in forestry, such as choice of tree species or optimum timing of harvest operations. Various mechanisms for considering survival rates to inform forest management schedules and forest development scenarios do exist, but most of them are, once again, limited to the use in mono-species stands (Gadow, 2000).

Within the scope of the on-going discussion regarding the consequences of climate change for forests and forestry, the call for mixed-species stands is getting louder. However, since Gayer (1886) expressed support for the establishment of mixed-species stands, not much has changed, at least in Germany (Beinhofer, 2009), except in stands younger than 20 years (Knoke et al., 2008). This is surprising, since ample evidence exists to show that mixed-species stands are highly resistant to biotic and abiotic hazards (Griess and Knoke, 2011). This evidence is not new. As early as 1828, Cotta highlighted the fact that in mixed-species stands neither insects nor storm can lead to such considerable damages as those that occur in mono-species stands. However, adequate curves to model survival of tree species in mixed stands on a quantitative basis are still lacking. Even though valuable research regarding the influence of mixture on resistance has been carried out in the past, the results obtained cannot be implemented into economic modelling directly. This is true either because survival curves are missing from these results – as in the studies by Schmid-Haas and Bachofen (1991), Mayer et al. (2005) or Schütz et al. (2006), or due to the fact that the effect of mixture cannot be supported with statistical evidence. König (1995), for example, delivered survival curves that are based on data considering only areas of 0.49 hectares or larger, which leads to extremely optimistic results.

This situation explains the necessity to carry out additional single-tree-based analysis of mixture effects that deliver quantitative results, such as the work reported here.

Large uncertainties exist about the nature and extent of advancing climate change. Information about survival probabilities in mono- and mixed-species stands can improve the possibility that future climate developments can be mitigated to ensure forest management objectives can still be met (Gadow, 2000). Though it is difficult to reliably estimate the frequency and intensity of extreme weather events and insect calamities, it is likely that forest disturbances will occur more often than in the past (Kölling et al., 2010). Under these changing conditions, it seems prudent to enhance the adaptive ability of forests by encouraging a mixture of tree species (v. Lüpke, 2009). Therefore differences in survival probabilities in mono-species and mixed-species stands need to be taken into account.

Given the above, the following research question will be addressed here:

*Are survival probabilities in mixed-species stands different from those in mono-species stands?*

According to the approach by Staupendahl and Zucchini (2011), who presented a method to derive survival functions from damage survey data by means of survival analysis, our first step in answering this question is an analysis of the long term data available from the Rhineland-Palatinate forest damage survey.

## 2. Material and methods

Risk has been defined as the expected loss due to a particular hazard for a given area and reference period (United Nations Department of Humanitarian Affairs, 1992). The long-term data available from the Rhineland-Palatinate forest damage survey forms the basis for the following analysis of how particular hazards

affect survival rates in mixed- and mono-species stands. All analyses were carried out using the statistical computing software "R" (R Development Core Team, 2011).

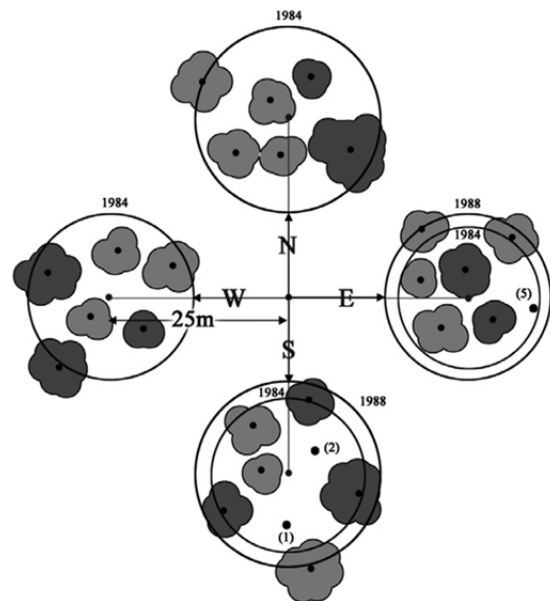
### 2.1. Data employed: forest damage survey in Rhineland-Palatinate

The following description of the forest damage survey (FDS) in Rhineland-Palatinate summarizes the aspects relevant for the study at hand and is derived mainly from the method description by Engels et al. (1999).

The forest damage survey aims at identification of crown conditions as well as acquisition of data on development of the forest situation and is carried out following a standardized method since 1984.

The data used in our analysis is collected on inventory points that are set up at a Gauss-Krüger oriented state-wide grid (4 km × 4 km) and can therefore be considered representative for the whole state of Rhineland-Palatinate. At every grid point where forest is found, four satellite sample plots (see Fig. 1) are set up, each of which provides information on the six nearest trees. The distance between sample plot centre and trees, or tree to tree distance is not measured. The sum of all these inventory plots is the total sample, which consists of 495 inventory plots with a total of 9864 trees, of which 2866 are spruce. To reduce costs, a complete sampling has been done only every third or fourth year since 1991. In the intervening years, data was collected for a subsample of inventory points chosen using a grid of 4 km × 12 km, forming a total of 162 inventory points containing 3888 trees.

As described above, at each grid point, 24 sample trees are chosen. Location of satellite sample plots is usually done using a cross shaped tract with 25 m arm length, that is oriented towards the main cardinal directions – N, S, E, W. The end of each arm is used as the midpoint from which the 6 nearest trees are chosen, numbered from 1 to 6, and permanently marked as inventory trees



**Fig. 1.** Inventory plot as cross shaped tract with four 6-tree satellite sample plots. In the displayed case, in 1988, three inventory trees were replaced and the numbers of the trees that are no longer present are displayed in their former locations (according to UNECE, 2006). Distance between sample plot centre and trees, or area of sample plot is not recorded. Only trees that are part of the upper canopy level (social position classes 1–3, according to Kraft, 1884) are chosen.

(Fig. 1). If one or more of the four ends of each arm are located outside a forest stand, the described distributional pattern may be changed, e.g. by shortening arm lengths or by displacing the midpoints.

If no adequate distribution of the satellite points within the forest stand is possible using the above method, or if crown assessment is impeded due to extremely dense stands, six trees with well visible crowns are chosen at each of four points within a 100 m square plot.

For both inventory methods, only trees that are part of the upper canopy level (social position classes 1–3 according to Kraft (1884)) are chosen. The groups of the tree classification system according to Kraft (1884) are explained in Table 1.

Each tree is explicitly identifiable by grid point and tree number and is retained as long as possible within future samples. However, the forest stands holding inventory points are still under regular use. If sample trees are thinned or fail due to damage by wind throw or snow break between sampling periods, they are replaced in the inventory at the next sampling date with the next nearest tree to the midpoint.

Dead trees that are still standing remain in the sample until the crown loses all brushwood. All newly selected trees must be at least co-dominant, and are numbered 7, 8, 9, etc. To ensure a consistent traceability of tree replacements, the original tree number assigned in 1984 is kept in the data set and updated with the date and reason for its replacement. If a complete inventory plot is thinned, or fails due to large-scale wind throw, etc., it is kept as a fail patch. As soon as a new stand is formed at this location, the plot is reintegrated into the inventory. If the forest is cleared or transformed into a different type of land use, the inventory plots are permanently removed from the sample.

2.2. Data on forest damage

The FDS database was used to obtain data regarding tree damage or failure times in order to derive survival probabilities for spruce in mixed and mono-species stands. Beginning in 1994, the development of all inventory trees was observed and the status of each tree was documented at each sampling date. As the cause of tree failure was documented only for years 1994 and later, earlier years could not be considered in our analysis. Therefore it is, for example, not possible to gain information about the impact of the storms Vivian and Wiebke, which occurred in 1990.

2.3. Dependent and independent variables

The terms independent and dependent variable are used to differentiate between two types of variables being considered, separating them into those present at the start of a process and

those being induced by it, where the latter are dependent on the former.

Our study focuses on the survival of trees; therefore the categorical status variable describing whether a tree is still alive and more or less undamaged is used in combination with the tree's age to derive our dependent variable – the survival probability of a tree. Trees which have a status code of 1, 3 or 4 (see Table 2), each of which describe death or heavy damage due to calamity or wind throw, are considered damaged to the extent that they are no longer part of the productive stand, and are therefore treated as dead.

Within the framework of the FDS, data on several other variables have also been collected. These variables consist mainly of information defining site characteristics that are widely considered to be important determining factors in a particular stand's susceptibility to wind throw or insect damage. They can be considered independent variables, as they influence our dependent variable – the survival times of the trees in our sample. All analyzed independent variables are displayed in Table 3.

2.4. Water supply

The FDS data on water supply was recorded as seven levels ranging from “wet” to “dry”. For the purposes of our analysis, these seven levels were reduced to four – combining some of the initially possible states to create larger groups with the following values: moist, mesic moist, dry or periodically wet.

2.5. Nutrient supply

Information on nutrient supply was obtained from the forest management plan and is represented by the values poor, good and rich.

2.6. Orographic conditions

The orographic conditions describe the slope at every site. The six possible values are: plain or plateau, anticline or saddle, top hillside, mean hillside, lower hillside, and valley, trench or dell.

2.7. Soil depth and structure

The FDS database contains a rough description of the soils for every forest stand, which was obtained from the forest management plan. The data on soil used in our analysis is taken directly from this information.

2.8. Gradient, aspect (NS/EW), altitude

In the basic FDS data, the eight cardinal points (N, NE, E, etc.) were transformed into the metric variables NS and EW. By calculating the

Table 1 Social tree position classes of the inventoried trees according to Kraft (1884).

Code	Status	Inventoried
<i>Groups for the tree classification system according to Kraft (1884)</i>		
1	Predominant trees, invariably having a strong well-developed crown	Yes
2	Dominant trees, forming the main crop with relatively well-developed crowns	Yes
3	Co-dominant trees. Crowns still normally developed (according to class 2) but relatively small and confined	Yes
4	Suppressed trees. Crowns more or less rudimentary either suppressed from all sides or developed on only one side (a) more or less without cover (b) already fully covered	No
5	Completely overtopped trees (a) viable crown (b) crown dying or already dead	No

Table 2 Possible states of the inventory trees within our sample and overview over data. SD, standard deviation of age.

Code	Status	N	Mean age [years]	SD
<i>Spruce complete data set</i>				
0	Existing	1748	70.2	26.1
1	Existing, but substantially damaged	39	45.6	24.5
2	Existing, but changed to kraft classes 4 or 5	26	48.8	13.7
3	Existing, but died off or thrown	88	67.5	21.8
4	Nonexistent due to calamity	281	71.6	28.3
5	Nonexistent due to planned thinning or harvest	401	53.7	24.9
6	Nonexistent due to unknown reasons	283	44.3	30.8
Total		2866		

**Table 3**  
Independent variables.

Variable	Specification
X <sub>1</sub> Water supply	1 – moist 2 – mesic moist 3 – mesic dry 4 – periodically wet
X <sub>2</sub> Nutrient supply	1 – poor 2 – medium 3 – rich
X <sub>3</sub> Orographic conditions	1 – plain, plateau 2 – anticline, saddle 4 – hillsides, combining top hillside (3), mean hillside (4) and lower hillside (5) 6 – valley, trench, dell
X <sub>4</sub> Soil depth	1 – shallow 2 – fairly shallow 3 – deep
X <sub>5</sub> Soil structure	1 – free of stones 2 – rocky 3 – sk (>75% parts > 2 mm)
X <sub>6</sub> Altitude	Average height above sea level
X <sub>7</sub> Gradient	Non dimensional number [1, –1]
X <sub>8</sub> NS-aspect	Cosine of the aspect (NS gradient)
X <sub>9</sub> EW-aspect	Sine of the aspect (EW gradient)
X <sub>10</sub> Mixture (Shannon)	1 – $H' = 0$ 2 – $0 > H' < 1$ 3 – $1 \leq H'$
– X <sub>10</sub> depending on the chosen model –	
X <sub>10</sub> Mixture (spruce ratio)	1 – Spruce ratio $\leq 80\%$ 2 – Spruce ratio $>80\% <100\%$ 3 – Spruce ratio 100%
X <sub>11</sub> Type of mixture	0 – unmixed 1 – single tree 2 – in troops 3 – area wise
X <sub>12</sub> Stand structure	0 – single level 1 – multi level
X <sub>13</sub> Canopy closure	1 – tight 2 – loose 3 – no canopy closure
X <sub>14</sub> Time since harvest	1 – <3 years 2 – 3 – 6 years 3 – >6 years

cosine of the exposition possible values are a range that can be used to display a gradient regarding the hazard from north to south, whilst EW (calculated as sine of the exposition) displays an east west gradient. The altitude defines the height above sea level of a stand.

### 2.9. Mixture

Information regarding whether or not each inventory point was located in a mixed forest stand was available from the forest management plan for that site. The types of mixture are non-mixed, single-tree mixture, in troops and large blocks. As these plans may not describe the situation for every tree adequately, we calculated the numerical Shannon Index for each tree to label the mixture (see Section 2.14).

### 2.10. Stand structure

Stand structure describes the distribution of trees by species and size within a stand. Possible parameter values are single- or multi-level stand structure.

### 2.11. Canopy closure

Information regarding the crown density was collected by visually assessing the canopy closure.

### 2.12. Time since harvest

The variable “time since harvest” was derived from the information available for each of the inventory points regarding the last year a thinning or harvest was carried out.

### 2.13. Vertical structure

Within the FDS, a description of the vertical structure for every forest stand was carried out. The according data is taken directly from this information.

Due to the large number of variables available (Table 3), the variables to be considered in our analysis had to be determined based on their relative importance in influencing the dependent variable. This was done following a method by Glomb (2007) (see Section 3.2).

### 2.14. Quantification of mixture

To determine whether or not a certain tree is situated in a mixed- or mono-species situation, several options are available. First, the information delivered within the forest management plan can be used. Second, mixture or abundance can be calculated using various calculative models or diversity indices.

One very prominent and well-known Entropy Index to measure diversity is the Shannon Index. As previously described, at each inventory point, 24 trees were recorded. Using this information a Shannon Index (Shannon and Weaver, 1949) can be assigned for every tree in every plot. This Index is based on the entropy concept defined as follows:

The Shannon Index  $H'$  of a population consisting of  $N$  individuals from  $S$  different species, of which  $n_i$  belong to a species.

$$H' = - \sum_{i=1}^S p_i * \ln p_i \quad (1)$$

$$p_i = \frac{n_i}{N}$$

where  $p_i$  is the frequency proportion each species  $i$  holds of the total  $N$ .

The Shannon Index was chosen over the information given in the management plan, because the specific mixture at each individual inventory plot may differ from the situation described for the complete stand in the management plan documentation. Furthermore, the calculated Shannon Index value can also be used as a measure of the intensity of the mixture which can be useful later in describing the relative effect of mixture on survival probability.

The Shannon Index values used to define the intensity of mixture are displayed in Table 4. The number of classes and the range of index values included in each class were determined by the actual frequency distribution of index values in the sample.

For a stand belonging to our first type of stands – “Mono species stands” – only stands made up of one single tree species were included. The second stand type “Mixed stand a” includes several possible species mixtures. The average Shannon Index of 0.4 chosen for mixed stands, for example, describes a stand made up of two species, of which species one is represented by 83% of the trees, and a second species by 17%. A Shannon Index value of 1.2 describes a stand that is, for example, made up of four species, of which the first represents 50%, the second 25%, the third 17% and the fourth 8% of the total trees.

Each average Shannon Index value thus represents a variety of possible species mixtures in a forest stand. Because the results of our study are intended for practical integration into future models, in addition to determining mixture by calculating the Shannon In-

**Table 4**  
Overview of classes of Shannon Index values used to describe mixtures, and the stands they represent.

Stand type	Shannon Index [ $H'$ ]	Average $H'$	Exemplary stand represented by $H'$			
			Spruce	Species 2	Species 3	Species 4
Mono-species stand	$H' = 0$	0	100%	–	–	–
Mixed-stand a	$0 < H' < 1$	0.4	83%	17%	–	–
Mixed-stand b	$1 \leq H'$	1.2	50%	25%	17%	8%

dex, the proportion of spruce at each inventory plot was also calculated and evaluated (see below). These proportions are thought to be more easily interpreted than Shannon Index values by practitioners in the field.

2.15. Kaplan–Meier survival analysis

Key aspect for each survival analysis is the distribution of the nonnegative variable  $T$  that describes the distribution of points in time when an incidence occurs. In our case  $T$  describes the age of a tree at the time of its death or failure, while  $t$  describes a certain realization of  $T$  (Staupendahl and Zucchini, 2011). The distribution of  $T$  can be described with the density function  $f(t)$ , the distribution function  $F(t)$ , the hazard function  $h(t)$  or the Survival function  $S(t)$ .

To get an overview of possible effects of tree species mixture on stand resistance, first a survival analysis was performed using the well-known Kaplan–Meier method (Kaplan and Meier, 1958) for spruce trees in both mixed- and mono-species stands. Here all trees with a Shannon Index of  $H > 0$  (mixed stand a + mixed stand b) are considered to be growing in a mixed stand.

Kaplan–Meier survival analysis, also known as Kaplan–Meier estimator, is a method of generating plots of survival or hazard functions for event-history data. It is a monotone, decreasing, right-continuous step function with jumps at each observed event time (Plante, 2009). The main idea of this method is that time intervals are defined by events and not set prior to the calculation (Ziegler et al., 2007). A new time interval will be defined by an event – in our case, the failure or death of a tree.

The Kaplan–Meier estimator is the nonparametric maximum likelihood estimate of  $S(t)$  (Therneau, 1999). It is a product of the form:

$$S(t) = \prod_{t_i \leq t} \frac{n_i - d_i}{n_i}, \tag{2}$$

where  $S(t)$  is the estimated survival probability for any particular one of the  $t$  time periods,  $n_i$  is the number of subjects at risk at the beginning of time period  $t_i$ , and  $d_i$  represents the number of subjects who die during time period  $t_i$ .

By taking trees that experienced no event from the study, we would be losing all information regarding how long they actually survived before the event occurred. Kaplan and Meier (1958) realized that any attempt to save this information would involve a certain amount of bias, because subjects who become unavailable during a given time period are counted among those who survive through the end of that period, but then deleted from the number who are at risk for the next time period. Therefore they stated that:

“These conventions may be paraphrased by saying that deaths recorded as of an age  $t$  are treated as if they occurred slightly before  $t$ , and losses recorded as of an age  $t$  are treated as occurring slightly after  $t$ . In this way the fudging is kept conceptual, systematic, and automatic”. (Kaplan and Meier 1958, pp. 461.)

For our purposes, Kaplan–Meier analysis is applied to deliver a first overview of the survival probabilities of spruce trees in mixed and mono species stands.

2.16. Weibull distribution

Using the Kaplan–Meier survival function, the survival probability was interpreted subject to time (age). To evaluate the survival probability depending on other parameters as well, Accelerated Failure Time (AFT) models are one possible solution.

The Weibull distribution (Weibull, 1951) is a flexible model for the analysis of survival data that is often used to form parametric models (see Kouba, 2002; Holec and Hanewinkel, 2006; Staupendahl and Zucchini, 2011), as it is described by only two parameters but can still display various distributions very flexibly. Analysis based on Weibull distribution may represent both Accelerated Failure Time (AFT) and Proportional Hazards (PH) models. The Weibull distribution is the only family of distributions with this property (Lambert et al., 2004). The results of fitting a Weibull model can therefore be interpreted in either framework (Kay and Kinnersley, 2002). For use in an AFT model, a distribution must have a parameterization that includes a scale parameter. The logarithm of the scale parameter is then modelled as a linear function of the covariates. As the name suggests, Accelerated Failure Time (AFT) models assume that the explanatory variable decelerates or accelerates the lifetime of an individual. The explanatory variable therefore changes the time scale compared to the situation in which all covariates are 0.

The survival function for  $t > 0$  following Glomb (2007) is

$$S(t) = \exp \left[ - \left( \frac{t}{\beta} \right)^\alpha \right], \tag{3}$$

where  $\beta$  is the scale- and  $\alpha$  the shape-parameter. The shape parameter  $\alpha > 0$  allows the display of increasing ( $\alpha > 1$ ), decreasing ( $\alpha < 1$ ) or constant ( $\alpha = 1$ ) hazard rates, which can thus be interpreted as either age-related risks, such as wind throw or snow break, or as risks that are not related to age. The shape parameter therefore describes the kind of risk and can be easily interpreted (Staupendahl and Zucchini, 2011).

As previously stated, the FDS database contains information on the date of failure (death) for only some of the trees. For all others we know only that they were alive when last seen, which means that the age at death is still unknown. This constraint can be overcome by the use of censoring models (see Crawley, 2009). Censoring without constant hazard can be modelled with parametric models (e.g. Weibull) or non-parametric techniques (e.g. Cox Proportional hazard). In R parametric survival regression models are fitted using the ‘survreg’ function (Crawley, 2009), which is a location-scale model for an arbitrary transformation of the time variable. In our case a *log* transformation was employed, leading to an Accelerated Failure Time model.

The assumed probability distribution governing the ‘event age’ variable then was Weibull, parameterized in a general location-scale family following Therneau (2010), with

survreg’s scale =  $1/(\text{Weibull distribution shape})$   
and  
survreg’s intercept =  $\log(\text{Weibull distribution scale})$ .



**Table 5**  
Definition of good and bad site conditions for further analysis.

	Nutrient supply	Water supply	Soil depth
Good site condition	Rich	Mesic moist; periodically wet	Deep
Bad site condition	Poor	Mesic dry	Shallow

Now our data set was analyzed in stepwise fashion – the first step being a consideration of the effect of intensity of mixture on survival probability. In a second step the resulting model was then analyzed regarding the effect of site conditions and in the final step time since harvest was considered.

To illustrate the results of the analysis of influencing site variables two possible sites were defined, as displayed in Table 5.

2.17. Determination of influencing variables aside from mixture

The possibility that variables other than mixture significantly influence the results of the survival analysis had to be considered. Therefore, a set of potentially influencing variables had to be determined. As the complete data set comprises a total of 14 covariates, and the Kaplan–Meier method is limited to one covariate (in our case, the mixture), an extension of the analysis is an essential step in eliminating any possibility of reasons other than mixture for the results obtained by the Kaplan–Meier survival estimate.

If the total amount of potentially relevant covariates is not too large, all possible combinations can be analysed and, for simple hypotheses, a suitable model can be chosen using the likelihood-ratio test (LRT). In this case, however, as the total amount of covariates is 14 and therefore, even without interactions,  $2^{14} = 16,384$  combinations are possible, a different method is needed.

To determine a suitable model, a stepwise method following Collet (2003) was applied using the statistical computing software R with a code supplied by Glomb (2007).

In a first step, all covariates that significantly influence survival time are identified. Variables that do not show significant influence are taken from the model. As an example, let us assume we are dealing with 10 variables.

The model

$$\lambda(t | X_i) = \lambda_0(t) \exp(\beta_i X_i), \quad t \geq 0, \quad i = i, \dots, 10,$$

is compared to the null model. If the hypothesis for the LRT

$$H_0: \beta_i = 0 \quad \text{vs.} \quad H_1: \beta_i \neq 0,$$

is rejected (for  $p < 0.01$ ) it can be assumed that  $X_i$  has influence on the survival probability. The variables that do not show a significant effect are taken from the model.

In a second step it is determined whether the variables identified as significant in step one are still significant in combination with the other remaining variables. We assume here that only the variables  $X_1, X_2$  and  $X_3$  would remain after step one.

The model to be used is

$$\lambda(t | X_1, X_2, X_3) = \lambda_0(t) \exp(\beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3), \quad t \geq 0,$$

and the following hypotheses have to be tested

$$H_0: \beta = (\beta_1, \beta_2, 0),$$

$$H_0: \beta = (\beta_1, 0, \beta_3),$$

$$H_0: \beta = (0, \beta_2, \beta_3).$$

Only variables  $X_i$  for which  $\beta_i = 0$  could be rejected remain in the model. We assume in our schematic example that these are only variables  $X_1$  and  $X_2$ .

In a third, final step it is tested whether or not the variables eliminated in step one ( $X_4$  through  $X_{10}$ ) show significant influence

on survival in combination with the variables remaining after step two.

For  $t \geq 0$  for the model

$$\lambda(t | X_1, X_2, X_i) = \lambda_0(t) \exp(\beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_i X_i), \quad i = 4, \dots, 10.$$

The following hypotheses have to be tested

$$(\beta_1, \beta_2, \beta_i) = (\beta_1, \beta_2, 0), \quad i = 4, \dots, 10.$$

The variables found to significantly influence survival using the above method were assumed to be stable during the complete period under observation.

3. Results

3.1. Kaplan–Meier analysis

Kaplan–Meier analysis shows that spruce in mixed stands achieve greater survival probabilities than those in mono-species stands. The results for using the Shannon–Weaver-Index (Fig. 2) and the proportion of spruce (Fig. 3) as the independent variables are consistent with one another. Noticeable is also the occurrence of increasing steps with increasing age in all curves. The progressive decrease in survival probability shows that older stands are more susceptible than younger stands.

The Kaplan–Meier analysis led to a survival curve for spruce in monoculture that showed a probability of survival of around 0.7 at an age of 100. This is a result also obtained by Möhring (1986) using different data and methodology and for another period, but only when extremely severe damages were excluded. The result obtained for spruce with Kaplan–Meier analysis seems thus reliable, also in comparison with other studies (see Beinhofer, 2009). In contrast to the situation in a monoculture, spruce on average shows higher survival rates in mixed stands (Fig. 2). For an age of 120 we find, for example, a survival probability for spruce of less than 0.6 in pure, versus more than 0.7 in mixed stands. However, due to less data from spruce in mixed stands its curve shows more pronounced steps for the mixed stand situation, which make comparisons more difficult.

We thus continue with the determination of all influencing variables.

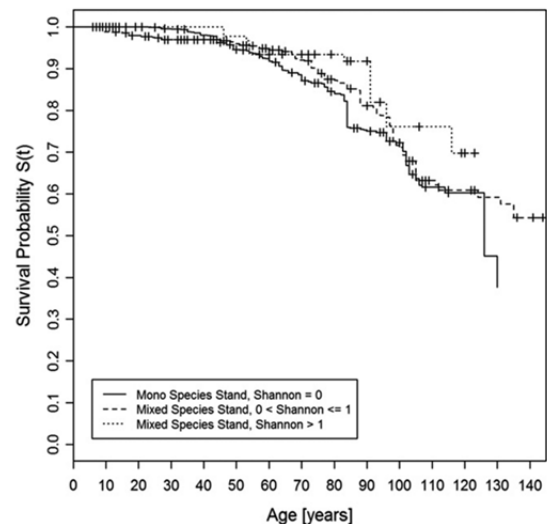


Fig. 2. Survival probability of spruce trees in mixed- and mono-species stands defined by Shannon Index.

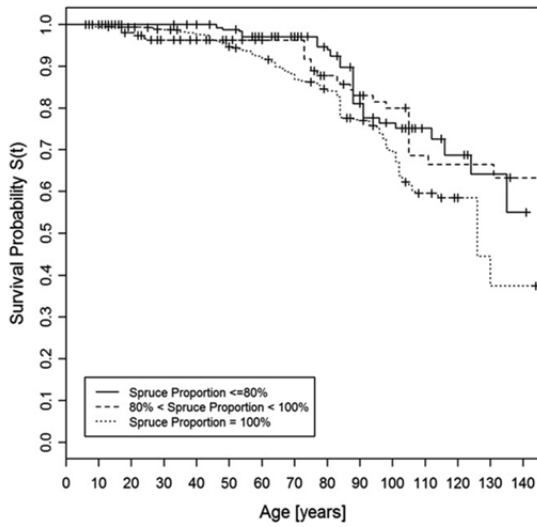


Fig. 3. Survival probability of spruce trees in mixed- and mono-species stands defined by spruce ratio.

3.2. Determination of influencing variables

After gaining an overview of possible effects of tree species mixture on stand resistance, by a first survival analysis using the Kaplan–Meier method (Kaplan and Meier, 1958), we applied the multi-step analysis following Glomb (2007) described above to identify the other variables that might possibly influence our model. Results are displayed in Table 6.

The intensity or meaning of the influence of these variables was not assessed in this step, but will later be evaluated in detail using the Weibull distribution (see ‘coefficients’ in Table 7, section ‘Analysis based on Weibull distribution’). However this step allows us to eliminate certain, less influential variables from the model.

To insure reliable results, those sets of data for which one or more of the variables contained no significant information ( $p$ -value > 0.05) or only very few observations were excluded from the analysis. Examples are the variables “Altitude”, “Gradient” or “Canopy closure”.

3.3. Analysis based on Weibull distribution

3.3.1. Mixture determined by Shannon Index

Concordant to the Kaplan–Meier-analysis, the Weibull based analysis of survival time of spruce trees showed a significant positive influence of mixture on the survival probabilities of spruce. Fig. 4 shows the survival functions for the three classes of the

Table 6  
Variables influencing the survival model.

Variable
X <sub>1</sub> Water supply
X <sub>2</sub> Nutrient supply
X <sub>3</sub> Orographic conditions
X <sub>4</sub> Soil depth
X <sub>5</sub> Soil structure
X <sub>8</sub> NS-aspect
X <sub>9</sub> EW-aspect
X <sub>10</sub> Mixture (Shannon or spruce ratio)
X <sub>11</sub> Type of mixture
X <sub>12</sub> Stand structure
X <sub>14</sub> Time since harvest

Table 7  
Regression coefficients of factors influencing the survival analysis with Weibull distribution, for a mixture defined by Shannon (Model A). SE, standard error;  $p$ , error probability.

Model A: Shannon	Coefficient	SE	z	p
(Intercept)	4.3058	0.0529	81.384	0.0000
Nutrient supply 1	0.1746	0.0576	3033	2.42E-03
Nutrient supply 3	-0.4462	0.0660	-6761	1.37E-11
Type of mixture 1	0.1992	0.0674	2957	3.11E-03
Type of mixture 2	-0.0409	0.0548	-0747	4.55E-01
Type of mixture 3	-0.0525	0.0472	-1111	2.66E-01
Water supply 1	-0.6229	0.0579	-10.760	5.29E-27
Water supply 3	-0.2290	0.0472	-4851	1.23E-06
Water supply 4	-0.0839	0.0903	-0929	3.53E-01
Orographic conditions 2	0.6133	0.1257	4880	1.06E-06
Orographic conditions 4	0.3593	0.0413	8691	3.60E-18
Orographic conditions 6	0.8414	0.1708	4926	8.41E-07
Soil depths 1	0.2548	0.0563	4523	6.09E-06
Soil depths 3	0.0056	0.0516	0108	9.14E-01
Soil structure 1	0.0278	0.0413	0674	5.00E-01
Soil structure 3	0.2785	0.1000	2786	5.34E-03
Shannon 1	0.0485	0.0406	1194	2.32E-01
Shannon 2	0.5380	0.1938	2777	5.49E-03
NS. Expos	-0.3083	0.0274	-11.242	2.52658E-29
EW. Expos	-0.1054	0.0329	-3208	1.34E-03
Time_Since_Harvest 2	0.3222	0.0438	7354	1.93E-13
Time_Since_Harvest 3	0.3832	0.0435	8818	1.16E-18
Stand structure 1	0.0363	0.0514	0707	4.80E-01
Log(scale)	-1.3553	0.0456	-29.741	2.27E-194

Shannon–Weaver-Index according to Table 4, with constant values for all other covariables, which are the reference values represented by the overall intercept for this particular case (Model A: average nutrient and water supply, fairly shallow soil, a plain orographic condition and single level stand structure). To represent average site conditions, the parameter value of orographic condition 4 (hillsides) was added for all following graphs. To represent the influence of all times since harvest, all three parameter values were included for all graphs accordingly. In model A the intensity of mixture was defined by means of the Shannon–Weaver-Index according to Table 4. As seen in Fig. 4, the survival probabilities of spruce increase with increasing intensity of mixture. Detailed results are displayed in Table 8. In this case, spruce trees in

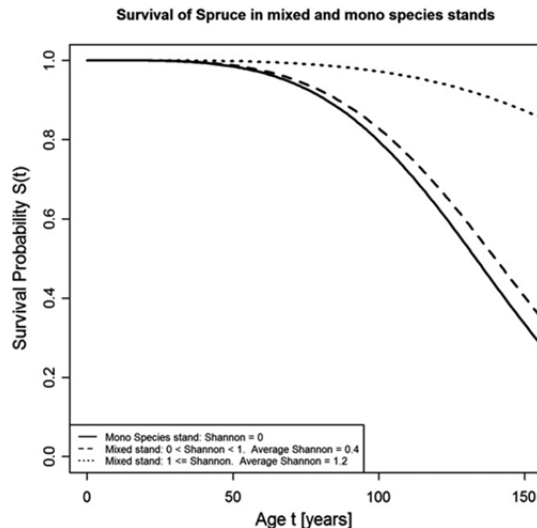


Fig. 4. Survival of spruce trees in mixed and mono species stands, defined by Shannon Index.

**Table 8**  
Estimates for the coefficients of the Weibull survival function for various mixtures defined by Shannon.

Average Shannon	$u$	$\beta$	$S_{100}$	$\ln(b)$	$\alpha$
<i>Spruce</i>					
0	4.99	146.55	0.80	-1.36	3.88
0.4	5.04	153.83	0.83	-1.36	3.88
1.2	5.53	250.98	0.97	-1.36	3.88

monocultures will reach age 100 with a probability of 80%, while spruce trees growing in a moderately mixed stand with an average Shannon–Weaver-Index of 0.4 have a slightly higher probability to reach age 100 of 83%. If the mixture is more intense (Shannon–Weaver-Index 1.2), the survival probability changes significantly, in our case to a 97% probability to reach age 100.

The respective parameters of all tested variables delivered by applying our method are displayed in Table 7. To understand Table 7 one has to keep in mind the “treatment of contrast” that R developers agreed upon. This method produces an overall mean, presented in the row and column labelled *Intercept* and *Coefficient*, respectively. To compute it, for all categorical variables included in the experiment the mean of the factor level that comes first in the alphabet is promoted to the pole position, the other levels are shown as differences or contrasts between the overall mean and the other factor levels value (Crawley, 2009).

Whether or not one variable influences the survival probability positively or negatively can be explained by the coefficients value in the first column as well. A positive value results in increased survival probabilities, a negative value means that the variable leads to a decrease in survival probability. The second column (SE) shows the standard error of the mean. Here the first row represents the overall mean while the following rows represent the standard error of the difference between two means (Crawley, 2009).

To easily compare the different survival probabilities, the values of the survival functions at age 100 ( $S_{100}$ ) are used (Table 8).

The displayed result  $u$  (Table 8) is the natural logarithm of the scale parameter ( $\beta$ ) of the Weibull distribution and  $\ln(b)$  is the inverse natural logarithm of the shape parameter ( $\alpha$ ) of the Weibull distribution.  $\ln(b)$  remains constant for all variables that are based on the same model. In our case 2 different models were fitted, one using the Shannon Index to describe intensity of mixture, the second using spruce ratios to describe mixture.

The analysis of spruce in mixed-, and mono-species stands on good and bad sites showed a strong influence of the average site characteristics (Figs. 5 and 6).

The resulting data is displayed in Table 9 and Table 10. We can see that survival probability of spruce trees increases with increasing intensity of mixture in all cases. While a change in Shannon from 0 to 0.4 leads to only a slight change in of survival probability on both good sites and bad sites, further intensification of mixture from Shannon 0.4 to Shannon 1.2 leads to a clear increase in survival probability – 57 percentage points on good, and 7 percentage points on bad sites.

However, the overall survival probability of spruce trees turns out to be much higher on bad sites ( $S_{100}$  between 90% and 99%) than that of spruce trees on good sites ( $S_{100}$  between 17% and 80%). Possible reasons for this finding will be discussed later.

3.4. Mixture determined by spruce ratio

If the mixture is defined by spruce ratio, rather than by Shannon Index, and an according new model (Model B) is fitted, the resulting survival probabilities show an even stronger effect of mixture as displayed in Fig. 7. The respective parameters of Model B are displayed in Table 11.

Survival of Spruce in mixed and mono species stands on good site condition:

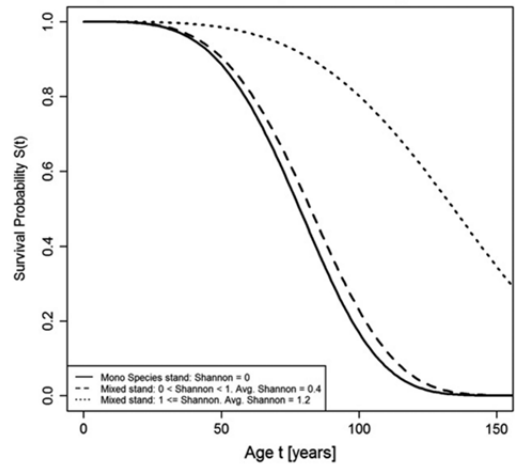


Fig. 5. Survival of spruce in mixed-, and mono-species stands on good sites for a mixture defined by Shannon.

Survival of Spruce in mixed and mono species stands on bad site conditions:

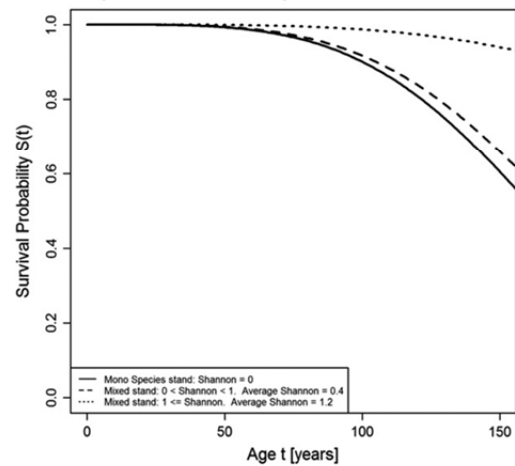


Fig. 6. Survival of spruce in mixed-, and mono-species stands on bad sites for a mixture defined by Shannon.

**Table 9**  
Estimates for the coefficients of the Weibull survival function on good sites, for various mixtures defined by Shannon.

Average Shannon	$u$	$\beta$	$S_{100}$	$\ln(b)$	$\alpha$
<i>Spruce</i>					
0	4.46	86.26	0.17	-1.36	3.88
0.4	4.51	90.55	0.23	-1.36	3.88
1.2	5.00	147.73	0.80	-1.36	3.88

**Table 10**  
Estimates for the coefficients of the Weibull survival function on bad sites, for various mixtures defined by Shannon.

Average Shannon	$u$	$\beta$	$S_{100}$	$\ln(b)$	$\alpha$
<i>Spruce</i>					
0	5.19	179.07	0.90	-1.36	3.88
0.4	5.24	187.97	0.92	-1.36	3.88
1.2	5.73	306.68	0.99	-1.36	3.88

The three categories of spruce ratio to be analysed were chosen based on the actual frequency distribution of spruce trees in mixed stands. The actual distribution for the two mixed categories is displayed in Figs. 8 and 9.

The values of the survival functions at age 100 ( $S_{100}$ ) are displayed in Table 12. Combined with the shape parameter  $\alpha$ , that allows the display of increasing ( $\alpha > 1$ ), decreasing ( $\alpha < 1$ ) or constant ( $\alpha = 1$ ) hazard rates,  $S_{100}$  allows an easy interpretation of the survival function.

As displayed in Table 12, the survival probabilities of spruce increase with increasing proportion of admixed tree species. Under similar site conditions given for the results displayed in Fig. 4, spruce trees growing in monocultures will reach age 100 with a probability of 80%, whilst spruce trees growing in almost pure stands (average admixture 7%) experience an increase of 8%. If the mixture is, however, more intense, the survival probability increases further, in our case to a 94% probability of reaching age 100. An admixture of around 50% thus leads to an increase in survival probability of 5 percentage points.

The analysis of mixture based on spruce proportions on good and bad sites showed a strong influence of the average site characteristics (Tables 13 and 14) as was the case in the analysis determining mixture using the Shannon Index.

The overall survival probability of spruce trees turned out to be much higher on bad sites ( $S_{100}$  between 91% and 97%) than that of spruce trees on good sites ( $S_{100}$  between only 15% and 60%) using model B as well.

3.5. Analysis in consideration of elapsed time since last harvest

The analysis regarding time since harvest was based on Model A. It showed a strong influence on spruce survival. Survival probability was drastically higher in stands in which harvest operations were carried out in the distant past than on those stands where harvest operations were carried out just recently (see Fig. 10).

To find out whether or not harvest operations had an even stronger influence on survival than site quality and/or mixture, analyses using a combination of all variables were carried out (see Tables 15–17).

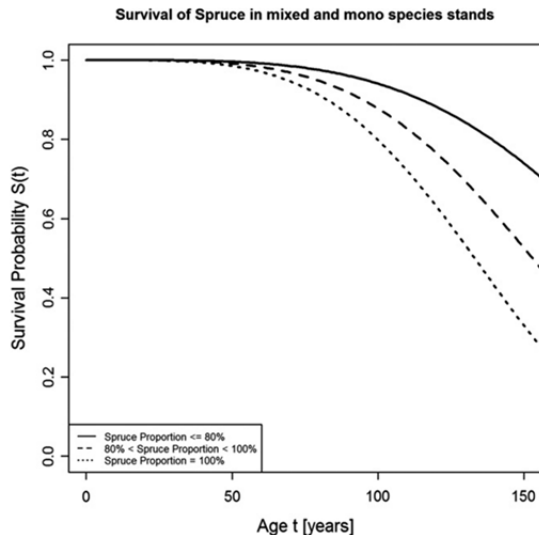


Fig. 7. Survival of spruce trees in mixed and mono species stands, defined by spruce ratio.

Table 11

Regression coefficients of factors influencing the survival analysis with Weibull distribution, for a mixture defined by Spruce ratio (Model B). SE, standard error,  $p$ , error probability.

Model B: Spruce ratio	Coefficient	SE	z	p
(Intercept)	4.6342	0.1007	46.013	0.0000
Nutrient supply 1	0.2016	0.0530	3803	1.43E-04
Nutrient supply 3	-0.4320	0.0654	-6606	3.94E-11
Type of mixture 1	0.1377	0.0667	2066	3.88E-02
Type of mixture 2	-0.0180	0.0528	-0341	7.33E-01
Type of mixture 3	-0.0698	0.0461	-1514	1.30E-01
Water supply 1	-0.6468	0.0549	-11.773	5.37E-32
Water supply 3	-0.2127	0.0459	-4637	3.53E-06
Water supply 4	-0.1083	0.0889	-1218	2.23E-01
Orographic conditions 2	0.5210	0.1271	4101	4.12E-05
Orographic conditions 4	0.3580	0.0400	8944	3.76E-19
Orographic conditions 6	0.8622	0.1680	5131	2.88E-07
Soil depths 1	0.2279	0.0563	4046	5.21E-05
Soil depths 3	-0.0158	0.0524	-0302	7.63E-01
Soil structure 1	0.0225	0.0424	0530	5.96E-01
Soil structure 3	0.0981	0.1004	0977	3.29E-01
Spruce ratio 2	-0.1923	0.1001	-1921	5.48E-02
Spruce ratio 3	-0.3309	0.0865	-3824	1.32E-04
NS. Expos	-0.2958	0.0264	-11.189	4.59939E-29
EW. Expos	-0.1219	0.0329	-3706	2.10E-04
Time_Since_Harvest 2	0.3234	0.0431	7500	6.39E-14
Time_Since_Harvest 3	0.3792	0.0427	8880	6.71E-19
Stand structure 1	0.0401	0.0522	0768	4.42E-01
Log(scale)	-1.3695	0.0457	-29.957	3.61E-197

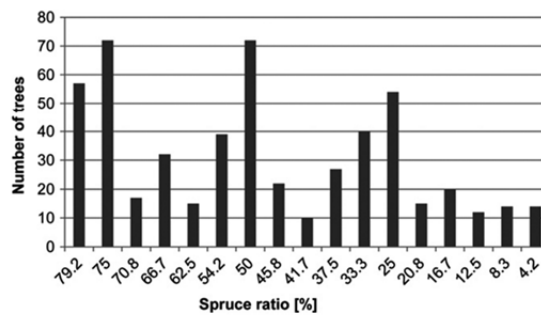


Fig. 8. Frequency distribution of spruce trees in the group >0 <80% spruce proportion.

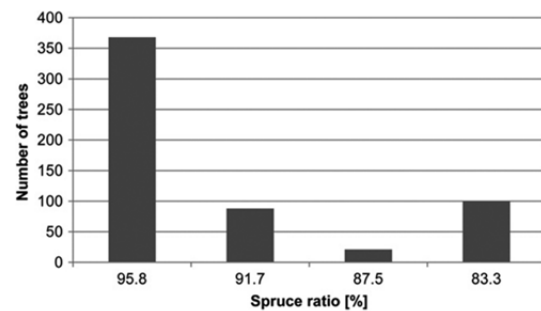


Fig. 9. Frequency distribution of spruce trees in the group 81–99% spruce proportion.

As displayed in Fig. 10 the survival probability of spruce increases with increasing distance in time to the last harvest operation. Spruce trees growing in monocultures will reach age 100 with the smallest probability, irrespective of site conditions, while

**Table 12**  
Estimates for the coefficients of the Weibull survival function, defined by spruce ratio.

Spruce proportion [%]	$u$	$\beta$	$S_{100}$	$\ln(b)$	$\alpha$
Spruce					
100	5.20	181.54	0.91	-1.37	3.93
81–99 (average 93)	5.34	208.53	0.95	-1.37	3.93
≤80 (average 49)	5.53	252.74	0.97	-1.37	3.93

**Table 13**  
Estimates for the coefficients of the Weibull survival function on good sites, for a mixture defined by spruce ratio.

Spruce proportion [%]	$u$	$\beta$	$S_{100}$	$\ln(b)$	$\alpha$
Spruce					
100	4.44	85.14	0.15	-1.37	3.93
81–99 (average 93)	4.58	97.80	0.34	-1.37	3.93
≤80 (average 49)	4.78	118.53	0.60	-1.37	3.93

**Table 14**  
Estimates for the coefficients of the Weibull survival function on bad sites, for a mixture defined by spruce ratio.

Spruce proportion [%]	$u$	$\beta$	$S_{100}$	$\ln(b)$	$\alpha$
Spruce					
100	5.20	181.54	0.91	-1.37	3.93
81–99 (average 93)	5.34	208.53	0.95	-1.37	3.93
≤80 (average 49)	5.53	252.74	0.97	-1.37	3.93

spruce trees growing in a more diverse stand (Shannon 1.2) have the highest survival probabilities. Influence of time since harvest on survival is stronger on good sites than influence of mixture itself. The same is true for bad site conditions.

The highest survival probabilities were reached in diverse stands where the last harvest operation was carried out 6 or more years in the past.

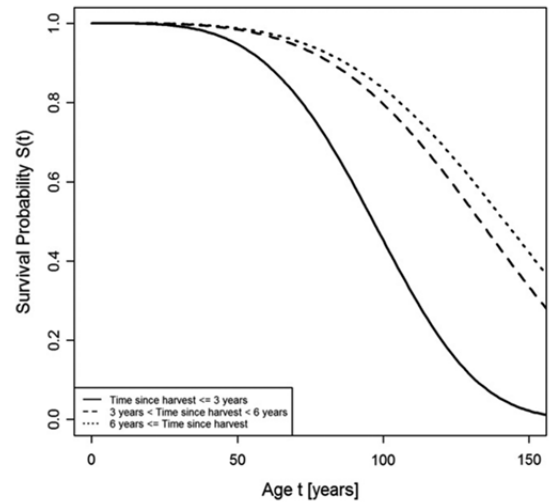
**4. Discussion and conclusions**

Analysis of the data of the Rhineland Palatinate FDS with methods of survival time analysis provided plausible results with regard to the primary research question addressed here – whether survival probabilities in mixed-species stands differ from those in mono-species stands. These results improve our knowledge of mixed- and mono-species forest stand dynamics.

Basing our analysis on actual data collected in the field rather than using modelled data allows us to start balancing the traditional lack of biological accuracy (Bulte and van Kooten, 1999) in the modelling of mixed-species stands, and to take a first step toward closing the existing information gap. The results can be used to enhance forest simulations and related studies with a reliable, calamity induced tree mortality component. The development of

**Table 15**  
Estimates for the Weibull coefficients for spruce trees on average sites with respect to time since harvest. Mixture is described by Shannon-Index; results are based on the according model.

	Time since harvest	$u$	$\beta$	$S_{100}$	$\ln(b)$	$\alpha$
Spruce	<3 years	4.67	106.18	0.45	-1.36	3.88
Mono species stand (Shannon 0)	3–6 years	4.99	146.55	0.80	-1.36	3.88
	>6 years	5.05	155.77	0.84	-1.36	3.88
Spruce	<3 years	4.71	111.46	0.52	-1.36	3.88
Mono species stand (Shannon 0.4)	3–6 years	5.04	153.83	0.83	-1.36	3.88
	>6 years	5.10	163.51	0.86	-1.36	3.88
Spruce	<3 years	5.20	181.85	0.91	-1.36	3.88
Mixed species stand (Shannon 1.2)	3–6 years	5.53	250.98	0.97	-1.36	3.88
	>6 years	5.59	266.77	0.98	-1.36	3.88



**Fig. 10.** Survival of spruce trees in all stands, according to time since harvest. Site conditions comply with those given for the results displayed in Fig. 4.

simulations applicable for mixed-species stands will significantly improve decision making in practical forest management. The information obtained furthermore allows us to include the precautionary approach into deterministic modelling and to adapt our models to include consideration of climate change scenarios or other possible changes.

The model chosen shows many advantages. By applying the method for identification of influencing variables (Glomb, 2007), the large amount of influencing parameters can be downsized based on statistical reasons rather than knowledge-based decision, thus creating a dataset which is easier to handle. Estimation of effects in terms of both rate and time is a key strength of Weibull analyses (Carrol, 2003). By applying the implementable Weibull function, various distribution patterns can be displayed, and the calculations are easier to comprehend.

The survivor function can be estimated, which, when plotted, more accurately reflects the estimated effect of variables examined. Furthermore, the Weibull function makes it easy to derive significant information – such as the shape and scale parameters – needed for future inclusion of the results in (economic) models. Using methods analogue to the methods used in prior analysis carried out with the same set of data (see Staupendahl and Zucchini, 2011) furthermore leads to a high comparability between the results delivered.

By focusing on a reduction of complexity, also Bayesian inference approaches should be considered for future research and the further enhancement of our knowledge of tree survival within mixed-species stands.

**Table 16**

Estimates for the Weibull coefficients for spruce trees on good site conditions with respect to time since harvest. Mixture is described by Shannon Index; results are based on the according model.

	Time since harvest	$u$	$\beta$	$S_{100}$	$\ln(b)$	$\alpha$
Spruce	<3 years	4.14	62.50	0.00	-1.36	3.88
Mono species stand (Shannon 0)	3–6 years	4.46	86.26	0.17	-1.36	3.88
	>6 years	4.52	91.68	0.25	-1.36	3.88
Spruce	<3 years	4.18	65.60	0.01	-1.36	3.88
Mono species stand (Shannon 0.4)	3–6 years	4.51	90.55	0.23	-1.36	3.88
	>6 years	4.57	96.24	0.31	-1.36	3.88
Spruce	<3 years	4.67	107.03	0.46	-1.36	3.88
Mixed species stand (Shannon 1.2)	3–6 years	5.00	147.73	0.80	-1.36	3.88
	>6 years	5.06	157.02	0.84	-1.36	3.88

**Table 17**

Estimates for the Weibull coefficients for spruce trees on bad site conditions with respect to time since harvest. Mixture is described by Shannon Index, results are based on the according model.

	Time since harvest	$u$	$\beta$	$S_{100}$	$\ln(b)$	$\alpha$
Spruce	<3 years	4.87	129.74	0.69	-1.36	3.88
Mono species stand (Shannon 0)	3–6 years	5.19	179.07	0.90	-1.36	3.88
	>6 years	5.25	190.33	0.92	-1.36	3.88
Spruce	<3 years	4.91	136.19	0.74	-1.36	3.88
Mono species stand (Shannon 0.4)	3–6 years	5.24	187.97	0.92	-1.36	3.88
	>6 years	5.30	199.79	0.93	-1.36	3.88
Spruce	<3 years	5.40	222.20	0.96	-1.36	3.88
Mixed species stand (Shannon 1.2)	3–6 years	5.73	306.68	0.99	-1.36	3.88
	>6 years	5.79	325.97	0.99	-1.36	3.88

While the use of the Shannon Index may be a more complicated way to define the intensity of mixture than the spruce proportion, both approaches are reasonable. The Shannon Index is the most universal measure of entropy in most natural sciences. This alone is reason enough to select the Shannon Index to describe diversity measures (Jost, 2006). On the other hand, using a ratio or proportion of a certain species to describe mixture allows a direct comparison with other common mixtures as well as direct use of the results by a practitioner, who will most likely find the ratios easier to interpret. The differences in the results obtained using the two methods is likely a result of the variation in the categories which were formed due to the amount of data available. For the future it will be important to find the tipping point in the sense of a minimum required admixture in spruce stands in order to achieve improved survival rates.

The decrease of survival probabilities in steps is, in part, due to the fact that calamities that happened in the far past can only be identified as such by the inventory personnel if they occurred area-wise. Single damaged trees that have been removed as part of a harvest of healthy trees that led to a continuous decrease of survival probability are hard to identify as such without additional information. Besides a resulting systematic overestimation of the survival probability, this enlarges the discrete spaces of the Kaplan–Meier function and complicates the adaption of a parametric model (Staupendahl and Zucchini, 2011).

The results obtained in this paper however show an enhanced resistance against natural hazards for spruce trees in mixed stands, and therefore lend support the theory that short-term benefits achieved by the homogenization of ecosystems and the according loss of biodiversity are overshadowed by the consequent reduction in the ability of forest stands to cope with natural risks. This result is consistent with findings by Griess and Knoke (2011), Pretzsch (2009), König (1995), Rau (1995), Winterhoff et al. (1995), Kennel (1965) and many others. Spruce trees can develop broader crowns when growing in mixture with deciduous trees, as they are able to continue to accumulate needle biomass, while broadleaves are los-

ing their leaves (Schütz et al., 2006). Furthermore and possibly of greater importance, is the experience of practitioners that shows that beech trees or other broadleaves may be able to temper the pendulum effects of wind during a storm, preventing the stand from reaching critical amplitude. However, the latter effect remains largely uninvestigated. Regarding insect calamities it is obvious that in a mixed species stands antagonists of common pests will be more likely to find suitable habitat than in monocultures. Furthermore mass reproduction of insect pests in single species stands is more likely to occur due to the clustering of food sources.

Still, the biological processes behind these results require further discussion and research.

The potential for elevated mortality of trees following harvest operations is a critical concern for forest managers. Our study demonstrates the strong importance of time elapsed since harvest operations on tree mortality, while also showing that these influences are far smaller in mixed species stands than in monocultures. However, the results need to be interpreted carefully, since the underlying recordings regarding the last harvest operation carried out are partially uncertain. Other studies dealing with the subject of post-harvest tree failure have shown that intensity of thinning (Albrecht, 2009) or proximity to skid trails or to the edge of a stand are important predictors both of wind throw and standing death (see Thorpe et al., 2008). The data used here was not sufficient to investigate these assumptions, as no information regarding intensity of thinning, tree-to-tree distance, or change in basal area within a certain neighbourhood was available. To more fully investigate the reasons for an increase in post-harvest mortality, collection of appropriate data should be considered for further inventories.

If site quality is taken into account, it might come as a surprise that higher nutrient availability leads to lower survival probabilities. But, under very good site conditions, trees will be taller than those of similar age on poorer sites, making the lever for storm and wind larger (Staupendahl and Zucchini, 2011). Furthermore the soils on good sites may not necessitate such a strong formation and anchoring of

roots as required on poorer sites, leading to a higher susceptibility towards wind throw (Griess and Knoke, 2011).

Similar results have been published by Schelhaas et al. (2003), who were able to prove a high risk on deep soils with a good availability of nutrients. König (1995) pointed out similar results for waterlogged sites as well. Deep soils are often characterized by a wash-out that again leads to a hardening of the subsoil. This aggregation lowers the water permeability, and in case of strong precipitation, complete saturation is quickly reached. The susceptibility towards wind throw is then drastically increased, which has been affirmed by (Schmidt et al., 2010).

However, as not only wind throw, but other calamities are being considered within our study, results are only applicable under the assumption that, in large part, damage is caused by wind throw, and that these damages are usually followed by bark beetle calamities, thus leading to an increase in total risk (Hanewinkel et al., 2008). Our survival analysis concentrates only on calamity-induced mortality, although in reality interactions between tree resistance against biotic or abiotic stress factors and competition must also be assumed. Within our analysis only trees that are participating in the upper canopy level – and are therefore less likely to suffer from competition – are taken into account. Background mortality due to self-thinning therefore has no direct influence on the results. With respect to decision models a further distinction is required between mortality caused by calamities and that caused by competition, whereas the latter depends on shade tolerance and density of tree species.

Regarding possible analysis of other tree species, it has to be pointed out that in most cases the data set available was too small to get reliable results. This drawback could easily be solved by adding data from other according inventories, especially as the two approaches for the determination of mixture described here, as well as the method itself, are easily expandable with FDS data from other German states or even survival data from other countries. This would not only allow us to gain comparable information for other relevant species – such as beech – or other site conditions in the future, but would also strengthen the reliability of the results we present here. A disadvantage in the otherwise very applicable FDS data is that within the annual inventories which were carried out, no diameters were taken. This makes it hard to analyse survival in mixed stands with respect to species area rather than number of stems and leads to an underestimation of the amount of deciduous trees necessary for a positive influence on survival. For future inventories the measurement of diameters should therefore be added as a standard.

Furthermore, the sampling method applied in the FDS inventory – even though widely used in forest inventory systems all over Europe – causes some major drawbacks. Within the framework of *n*-tree sampling following Prodan (1965) a constant number of inventory trees is measured at each inventory spot, for example the six trees closest to the centre of the inventory spot. The area referred to therefore varies among the inventory points and is subject to the distance between the trees furthest away from each inventory point centre. A high variance between the sampled data of the inventory points is caused by the relatively small number of inventory trees. Furthermore, concerns regarding the existence of an unbiased estimator for stem number within this particular plot design do exist (Kleinn and vilčko, 2006). Still, *n*-tree sampling is widely used as it is currently the only method allowing collection of large-scale information on the vitality of forests at the national level at reasonable costs (ICP Forests, 2009). In our case some of these problems are irrelevant, as no area reference is necessary for the applied analysis. Still it has to be kept in mind that a bias may occur due to under- or overestimation of certain species or age classes caused by a possibly lumped distribution of trees within our sample.

In terms of increasing the reliability and significance of the results obtained, the FDS data of other German states and equivalent data from other countries should be analyzed with respect to mixture as well. Besides delivering the according survival functions, this would also enable an economic inclusion of production risks into models and prognosis.

This could for example be done by enhancing approaches like the ones by Rößiger et al. (2011) or Clasen et al. (2011) by improved empirical survival probabilities.

#### Acknowledgements

The authors thank the Forest Research Institute Rheinland-Pfalz (FVA) for their exceptional cooperativeness, particularly Mr. Friedrich Engels for his support. The authors also wish to thank Mrs. Laura Carlson for the language editing of the manuscript, Mr. Dipl. Stat. Andreas Böck (TUM Stat) for help regarding the analysis and two anonymous reviewers for valuable suggestions. Furthermore, the author gratefully acknowledges the support of TUM Graduate Schools Thematic Graduate Center at the Technische Universität München.

The presented study is part of the project "Bioeconomic modeling and optimization of forest stands: towards silvicultural economics" KN 586/7-1 funded by the German Research Foundation.

#### References

- Albrecht, A., 2009. Sturmschadensanalysen langfristiger Waldwachstumskundlicher Versuchsflächendaten in Baden-Württemberg. Freiburg (Breisgau) (Schriftenreihe Freiburger Forstliche Forschung, 42).
- Armstrong, C.W., 2007. A note on the ecological-economic modelling of marine reserves in fisheries. *Ecological Economics* 62, 242–250.
- Beinhofer, B., 2009. Zur Anwendung der Portfoliotheorie in der Forstwissenschaft – Finanzielle Optimierungsansätze zur Bewertung von Diversifikationseffekten, Thesis, Technische Universität München.
- Bulte, E.H., van Kooten, G.C., 1999. Metapopulation dynamics and stochastic bioeconomic modeling. *Ecological Economics* 30, 293–299.
- Carroll, K.J., 2003. On the use and utility of the Weibull model in the analysis of survival data. *Controlled Clinical Trials* 24 (6) (Suppl.), 682–701.
- Clasen, C., Griess, V.C., Knoke, T., 2011. Financial consequences of losing admixed tree species: a new approach to value increased financial risks by ungulate browsing. *Forest Policy and Economics* 13, 503–511.
- Collet, D., 2003. Modelling Survival Data in Medical Research, second ed. Chapman & Hall, Boca Raton, FL.
- Cotta, H., 1828. Anweisung zum Waldbau, Carl Heinrich Edmund von Berg.
- Crawley, M., 2009. The R Book. Ed. John Wiley & Sons Ltd.
- Engels, F., Block, J., Wunn, U., 1999. Methodenbeschreibung – Terrestrische Waldschadenserhebung (TWE) in Rheinland-Pfalz.
- Figge, F., Hahn, T., 2004. Sustainable value added-measuring corporate contributions to sustainability beyond eco-efficiency. *Ecological Economics* 48 (2), 173–187.
- Gadow, K.v., 2000. Evaluating risk in forest planning models. *Silva Fennica* 34 (2), 181–191.
- Gayer, K., 1886. Der gemischte Wald: seine Begründung und Pflege, insbesondere durch Horst- und Gruppenwirtschaft. Paul Parey, Berlin.
- Glomb, P., 2007. Statistische Modelle und Methoden in der Analyse von Lebenszeitdaten, Diploma Thesis. Carl von Ossietzky Universität, Oldenburg, Institut für Mathematik.
- Griess, V.C., Knoke, T., 2011. Growth performance, wind-throw, and insects: meta-analyses of parameters influencing performance of mixed-species stands in boreal and northern temperate biomes. *Can. J. For. Res.* 41, 1141–1159.
- Hahn, A., Knoke, T., 2010. Sustainable development and sustainable forestry: analogies, differences, and the role of flexibility. *Eur. J. For. Res.* 129, 787–801.
- Hanewinkel, M., Breidenbach, J., Neeff, T., Kublin, E., 2008. Seventy-seven years of natural disturbances in a mountain forest area – the influence of storm, snow, and insect damage analysed with a long-term time series. *Canadian Journal of Forest Research* 38, 2249–2261.
- Holec, J., Hanewinkel, M., 2006. A forest management risk insurance model and its application to coniferous stands in southwest Germany. *Forest Policy and Economics* 8 (2), 161–174.
- International Co-operative Programme on Assessment and Monitoring of Air Pollution Effects on Forests operating under the UNECE Convention on Long-range Transboundary Air Pollution, 2009. Results of the Forest Condition Survey: National Report Germany. ICP (Results of the Forest Condition Survey). Available from: <<http://www.icp-forests.org/pdf/NatRepGermany2009.pdf>>.
- Jost, L., 2006. Entropy and diversity. *OIKOS* 113, 2.
- Kaplan, E.L., Meier, P., 1958. Nonparametric estimation from incomplete observations. *Journal of the American Statistical Association* 53 (282), 457–481.

- Kay, R., Kinnersley, N., 2002. On the use of the accelerated failure time model as an alternative to the proportional hazards model in the treatment of time to event data: a case study in influenza. *Drug Information Journal* 3, 571–579.
- Kennel, R., 1965. Untersuchungen über die Leistung von Fichte und Buche im Rein- und Mischbestand, Teil I. *Allgemeine Forst- und Jagdzeitung* 136, 149–161.
- Kleinn, C., Vilčko, F., 2006. A new empirical approach for estimation in k-tree sampling. *Forest Ecology and Management* 237 (1–3) (Suppl.), 522–533.
- Knoke, T., Mosandl, R., 2004. Integration ökonomischer, ökologischer und sozialer Ansprüche: Zur Sicherung einer umfassenden Nachhaltigkeit im Zuge der Forstbetriebsplanung. *Forst und Holz* 59 (11), 535–539.
- Knoke, T., Moog, M., 2005. Timber harvesting versus forest reserves-producer prices for open-use areas in German beech forests (*Fagus sylvatica* L.). *Ecological Economics* 52 (1), 97–110.
- Knoke, T., Wurm, J., 2006. Mixed forests and a flexible harvest policy: a problem for conventional risk analysis? *European Journal of Forest Research* 125 (3), 303–315.
- Knoke, T., Seifert, T., 2008. Integrating selected ecological effects of mixed European beech – Norway spruce stands in bioeconomic modelling. *Ecological Modelling* 210 (4), 487–498.
- Knoke, T., Ammer, C., Stimm, B., Mosandl, R., 2008. Admixing broadleaved to coniferous tree species: a review on yield, ecological stability and economics. *European Journal of Forest Research* 127 (2), 89–101.
- Kölling, C., Beinhofer, B., Hahn, A., Knoke, T., 2010. Wie soll die Forstwirtschaft auf neue Risiken im Klimawandel reagieren? *Allg. Forst Z. Waldwirtsch. Umweltvorsorge* 65, 18–22.
- König, A., 1995. Sturmgefährdung von Beständen im Altersklassenwald – Ein Erklärungs- und Prognosemodell. Frankfurt am Main, J.D. Sauerländer's Verlag.
- Kouba, J., 2002. Das Leben des Waldes und seine Lebensunsicherheit. *Forstwissenschaftliches Centralblatt* 121 (4), 211–228.
- Kraft, G., 1884. Beiträge zur Lehre von den Durchforstungen, Schlagstellungen und Lichtungshieben. Klindworths, Hannover.
- Krysiak, F.C., 2006. Entropy, limits to growth, and the prospects for weak sustainability. *Ecological Economics* 58 (1), 182–191.
- Lambert, P., Collett, D., Kimber, A., Johnson, R., 2004. Parametric accelerated failure time models with random effects and an application to kidney transplant survival. *Statistics in Medicine* 23 (20), 3177–3192.
- Lucas, G., Andres, B., 1978. Mathematische Grundlagen zur Anwendung von Übergangswahrscheinlichkeiten bei der Strukturregelung im Walde. *Techn. Univ. Dresden, Tharandt*.
- Lüpke, B.v., 2009. Überlegungen zu Baumartenwahl und Verjüngungsverfahren bei fortschreitender Klimaänderung in Deutschland. *Forstarchiv* 80 (3), 67–75.
- Mayer, P., Brang, P., Dobertin, M., Hallenbarter, D., Renaud, J.P., Zimmermann, L.W.S., 2005. Forest storm damage is more frequent on acidic soils. *Annals of Forest Science* (62) (Suppl.), 303–311.
- Möhring, B., 1986. Dynamische Betriebsklassensimulation – Ein Hilfsmittel für die Waldschadensbewertung und Entscheidungsfindung im Forstbetrieb. Selbstverlag (Ber. Forschungszt. Waldökosys., 20), Göttingen.
- Palma, C.D., Nelson, J.D., 2010. Bi-objective multi-period planning with uncertain weights: a robust optimization approach. *European Journal of Forest Research* 129 (6), 1081–1091.
- Plante, J.F., 2009. About an adaptively weighted Kaplan–Meier estimate. *Lifetime Data Analysis* 15, 295–315.
- Pretzsch, H., 2009. *Forest Dynamics Growth and Yield. A Review Analysis of the Present State and Perspective*. Springer, Berlin, Heidelberg.
- Prodan, M., 1965. *Holzmesslehre*. Frankfurt am Main: Sauerländer. 644 p. Available from: <<http://www.portal.hebis.de/jsp/customers/hebis/trefferlisten/document/head.jsp?database=ROOT:Verbuende@BVBS2&position=0&timeout=10&tab=katalog>>.
- Rau, H., 1995. Die Sturmschäden im Virngrund (Nordostwürttemberg) von 1870 bis 1990 – eine waldbaugeschichtliche und standortskundliche Untersuchung. *Mitteilungen der Forstlichen Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg*, 188.
- Roßiger, J., Griess, V.C., Knoke, T., 2011. May risk aversion lead to near-natural forestry? A simulation study. *Forestry*.
- Schelhaas, M.J., Nabuurs, G.J., Schuck, A., 2003. Natural disturbances in the European forests in the 19th and 20th centuries. *Global Change Biology* 9 (11), 1620–1633.
- Schmid-Haas, P., Bachofen, H., 1991. Die Sturmgefährdung von Einzelbäumen und Beständen. *Schweizerische Zeitschrift für Forstwesen* 142 (6), 477–504.
- Schmidt, M., Hanewinkel, M., Kaendler, G., Kublin, E., Kohnle, U., 2010. An inventory-based approach for modeling single-tree storm damage – experiences with the winter storm of 1999 in southwestern Germany. *Canadian Journal of Forest Research* 40 (8), 1636–1652.
- Schütz, J.-P., Götz, M., Schmid, W., Mandallaz, D., 2006. Vulnerability of spruce (*Picea abies*) and beech (*Fagus sylvatica*) forest stands to storms and consequences for silviculture. *European Journal of Forest Research* 125 (3), 261–302.
- Shannon, C.E., Weaver, W., 1949. *The Mathematical Theory of Communication*. The University of Illinois Press, Urbana, 117pp.
- Sims, A., Kiviste, A., Hordo, M., Laarman, D., Gadov, K.v., 2009. Estimating tree survival: a study based on the Estonian Forest Research Plots Network. *Annales Botanici Fennici* 46 (4), 336–352.
- Staupendahl, K., Zucchini, W., 2011. Schätzung von Überlebensfunktionen der Hauptbaumarten auf der Basis von Zeitreihendaten der Rheinland-Pfälzischen Waldzustandserhebung. *Allg. Forst- u. Jagdztg* 182, 129–145.
- Therneau, T.M., 1999. *A Package for Survival Analysis in R*. Mayo Clinic Foundation.
- Therneau, T.M., 2010. *Survival analysis, including penalised likelihood*. R package 'survival'. Available from: <<http://cran.r-project.org/web/packages/survival/survival.pdf>>.
- Thorpe, H.C., Thomas, S.C., Caspersen, J.P., 2008. Tree mortality following partial harvests is determined by skidding proximity. *Ecological Applications* 18 (7) (Suppl.), 1652–1663.
- UNECE, I.C.P. Forests, 2006. *Manual on methods and criteria for harmonised sampling, assessment, monitoring and analysis of the effects of air pollution on forests*. Coordinating Centre, Federal Research Centre for Forestry, Hamburg.
- United Nations Department of Humanitarian Affairs, 1992. *Internationally agreed glossary of basic terms related to disaster management*, Geneva.
- Weber-Blaschke, G., Mosandl, R., Faulstich, M., 2005. History and mandate of sustainability: from local forestry to global policy. In: Wilderer, P.A. et al. (Eds.) (Hg.), *Global Sustainability*, Bd., Wiley.
- Weibull, W., 1951. A statistical distribution function of wide. *Journal of Applied Mechanics* 18, 293–297.
- Winterhoff, B., Schönfelder, E., Heiligmann-Brauer, G., 1995. Sturmschäden des Frühjahrs 1990 in Hessen. *Hessische Landesanstalt für Forsteinrichtung, Waldforschung und Waldökologie Forschungsberichte*, 20.
- Ziegler, A., Lange, S., Bender, R., 2007. Survival analysis: properties and Kaplan–Meier method. *Deutsche Medizinische Wochenschrift* 132, 36–38.



### **10.3 Veröffentlichung III - Manuskriptversion**

Griess, V.C., Knoke, T. (*in Vorbereitung*): Bioeconomic modelling of mixed Norway spruce - European beech stands Economic consequences from improved stand resistance.<sup>10</sup>

---

<sup>10</sup> Verena C. Griess war verantwortlich für die Zusammenstellung der Ergebnisse, sowie das Verfassen des Artikels. Thomas Knoke betreute den Schreibprozess und unterstützte die Datenanalyse.

**Bioeconomic modelling of mixed Norway spruce - European beech stands**  
**Economic consequences from improved stand resistance**

Authors: Verena C. Griess<sup>a\*</sup> (*verena.griess@forst.wzw.tum.de*)  
Thomas Knoke<sup>a</sup> (*knoke@forst.wzw.tum.de*)

\*Corresponding author. Tel.: +49 8161 71 4699; Fax: +49 8161 71 4545

<sup>a</sup>Institute of Forest Management, Department of Ecology and Ecosystem Management,  
Center of Life and Food Sciences, Weihenstephan, Technische Universität München,  
Hans-Carl-von-Carlowitz-Platz 2, 85354 Freising, Germany

## **Abstract**

The study provides an improved bioeconomic model of mixed-species stands in order to test the economic consequences of tree species mixtures composed of spruce (*Picea abies* [L.] Karst.) and beech (*Fagus sylvatica* L.), when the impact of mixing tree species on stand resistance against hazards is considered.

We used survival probabilities of spruce in mixed- and mono-species stands derived by Griess *et al.* (2012) to enhance an existing bioeconomic model by Knoke and Seifert (2008). Monte-Carlo simulations showed the highest average net present value (sum of all net revenues during one rotation period discounted by 2 %) for spruce stands with a small beech admixture of 7 % of total stems. The net present value of this mixed stand type was 8 % higher than that reached with a spruce monoculture, while risk - measured as standard deviation of net present value - was 18 % lower than that of a pure spruce stand.

A mixed stand with 51 % beech led to a decrease of 23 % of the average net present value when compared to a spruce monoculture. However, the stabilizing effect of this high proportion of beech trees on spruce together with general economic diversification effects (as a result from low correlation of hazard and market risks of both tree species) reduced the standard deviation of the net present value by 55 %. Generally, an intensive species mixture in groups, with interactions between species throughout the stand led to higher net present values and lower risks when compared to mixtures of identical proportions in large homogenous blocks without species interactions.

The hypothesis, derived from simpler, more traditional bioeconomic models, that mixed-species stands are economically inferior to monocultures, could therefore be rejected. Of particular relevance to practicing foresters is the result that even mild admixtures will lead to substantial positive economic consequences. With relatively small initial investments then, a considerable increase in efficiency can be expected. This finding makes the admixture of at least small proportions interesting for the privately owned forest sector as well.

## **Keywords**

mixed-species stand; ecological interdependence; risk compensation; survival probability; volume growth; timber quality

## 1 Introduction

The forest science community – particularly the German-speaking part of it – widely endorses establishment of mixed-species stands. However, forest managers worldwide still frequently favour mono-species stands. One reason for this is the lack of economic analyses of mixed-species stands. Research regarding the consequences of establishing mixed-species stands is still in its infancy: Thus, under which circumstances – if at all - a mixed-species stand will be more economically advantageous than a mono-species stand is not yet fully understood. This is, in part, due to the fact that the economic consequences of ecological effects obtained from mixing species have either not been considered at all within the existing bioeconomic models used today, or only insufficiently so.

In recent decades, the cultivation of spruce (*Picea abies* [L.] Karst.) in Central Europe, especially on sites outside its natural range, has increasingly come into question. Spruce – widely known as an economically advantageous, highly productive species - while capable to grow well far beyond its natural range (Spiecker, 2003), shows a lack of adaptive capacity under changing environmental conditions. Accordingly, growing spruce is considered highly risky in many cases (Schütz *et al.*, 2006; Valinger and Fridman, 2011, Albrecht *et al.*, 2012). Mixed-species stands offer one solution that enhances this high productivity of spruce stands with improved stand resistance.

However, often the highly simplified bioeconomic models favoured by economists to evaluate possible alternatives in ecosystem management (Armstrong, 2007) lack biological realism (Bulte and van Kooten, 1999). These models are often unable to realistically evaluate situations more complex than single-species stands, and even these simple evaluations are incomplete, because risk is generally ignored. Especially when modelling mixed-species stands, this lack of biological realism can have a negative impact, as the ecological interdependence between species that can lead to enhanced resistance against natural risks (Schütz *et al.*, 2006, Pretzsch, 2009, Griess and Knoke, 2011a, Griess *et al.*, 2012) is disregarded. Furthermore, the potential for economic gains from a possible expansion of the forests product portfolio is not considered (Knoke and Wurm, 2006, Beinhofer, 2010, Clasen *et al.*, 2011). This leads many forest owners and practitioners to believe that mixed-species stands are less favourable than mono-species stands from an economic perspective (Knoke *et al.*, 2008).

In the years to come, forest management will have to meet increasing expectations, thus increasing the complexity of the management task. In addition to meeting demands for timber production and securing non-market services - such as conservation-, protection- or recreational-services - forest management will have to deal with possible reactions of forests towards a changing climate (Bernier and Schoene, 2009, Spellmann 2010, Poudel *et al.*, 2011 and others). The importance of finding management alternatives for attenuation of climate change consequences, such as increasing damages by windthrow or insect calamities, will continue to grow (Lemprière *et al.*, 2008, Williamson *et al.*, 2008). Identification of optimum management strategies for a forest stand, such as those with a stronger focus on ecological processes (e.g. natural stand regeneration) and their potential for positive economic consequences are therefore - today more than ever - of high relevance. Yet, basic knowledge to supply such information is lacking. A more intense collaboration between silviculture and forest economics (Griess and Knoke, 2011a) shows great potential for a more comprehensive approach to silvicultural decision making. The inclusion of uncertainties into forest economic models, and the evaluation of the impact of risks on silvicultural decisions have, to date, been unsatisfactory. An important step towards filling this gap was taken by Knoke and Seifert (2008) who investigated the consequences of adding ecological effects that occur in mixed-species stands into a bioeconomic model. While the model incorporated survival probability curves, they are only in some extent empirically valid for mixed stands, and had to therefore, rely on rough assumptions based on findings derived from existing literature. The present study intends to improve this bioeconomic model of mixed-species stands with the addition of new, and statistically well-founded survival curves for mixed-species stands to test the following hypothesis:

*H<sub>0</sub>: If complex models which include empirically-based quantification of mixed stand resistance are used, stands composed of spruce and beech show less favourable economic indicators than mono-species stands.*

First, the paper gives an overview over consequences of species interactions in mixed stands. Second, the derivation of according financial parameters for use in a Monte-Carlo simulation is explained. Monte-Carlo simulation is then used for the integration of risk into a bioeconomic model.

## 2 Material & Methods

### 2.1 Consequences of species interactions

In order to more realistically quantify the financial consequences of effects caused by species-admixtures in spruce stands - such as a change in growth performance, lower susceptibility to windthrow and insect calamities or changes in timber quality (Knoke and Seifert, 2008, Griess and Knoke, 2011a) - the conceptual bioeconomic model developed by Knoke and Seifert (2008) was enhanced by using improved survival probabilities, attained through empirical analysis by Griess *et al.* (2012).

#### 2.1.1 Changes in growth performance

A number of analyses for various tree species are available which consider the changes in growth performance of mixed-species stands in comparison to mono-species stands (Morin *et al.* 2011). For example, Kennel (1965), Pretzsch (2003, 2005), Pretzsch and Schütze (2009), or Vallet and Pérot (2011) have all examined this phenomenon for spruce and beech. Knoke and Seifert (2008) used the results of the fundamental study by Kennel (1965) to model changes in growth performance. To ensure comparability of the results, their approach is adopted for the following considerations. Growth performance for mixed-species stands is adjusted correspondingly. According to Kennel (1965), a mixed-species stand of 50 % spruce and 50 % beech results in an increase in volume increment of 15 % for spruce, while growth performance of beech decreases by 13 %. Newer studies (Pretzsch, 2005; Pretzsch and Schütze, 2009) confirmed these results – at least under comparable site conditions, such as those found in the temperate, humid climate and nutrient-rich soils in the pre-alpine areas of southern Bavaria.

When interpreting the influence of species mixtures on growth performance, it is imperative to keep in mind that this effect is very site-specific (Pretzsch, 2005; Vallet and Pérot, 2011).

The intensity of the mixed-species effect on growth performance was determined by taking a 50:50 (%) mixture as a basis and adjusting the effect in direct proportion to the changing tree proportions. By doing so, an adjustment factor for the correction of the financial results could be estimated in proportion to the changes in growth performance (Table 1).

### 2.1.2 Changes in timber quality

Growing trees in mixed-species stands also has an impact on timber quality (Röhrig *et al.*, 2006, Seifert, 2008). Particularly when species are mixed in small groups throughout the stands, timber quality is reduced on the borders of these groups by effects that occur where species interact (Knoke and Seifert, 2008). For spruce, for example, longer crowns, a reduction in stem-to-tree biomass ratio, or bent stems may occur (Seifert, 2008). Timber quality of beech will also decrease in mixed-species stands because fractures or tension wood tend to occur more frequently when this species is under higher levels of stress (Beimgraben, 2002; Bleile, 2006). In order to incorporate decreasing timber quality in mixed-species stands into the bioeconomic estimation, the proportion of border trees that grow in fringe zones was calculated for each type of mixture. A corresponding reduction factor was derived to correct the expected returns (Table 1).

**Table 1: Factors to adjust net revenues according to changes in volume growth and timber quality in mixed European beech and Norway spruce stands (adopted from Knoke and Seifert, 2008)**

Factors to adjust net revenues	Spruce proportion (%)											
	0	10	20	30	40	50*	60	70	80	90	100	
<b>According to changed volume growth</b>												
Beech	1	0,97	0,94	0,91	0,89	<b>0,87</b>	0,87	0,87	0,87	0,87	–	
Spruce	–	1,15	1,15	1,15	1,15	<b>1,15</b>	1,12	1,09	1,03	1,00		
<b>According to changed timber quality</b>												
Beech	1	0,98	0,96	0,94	0,92	<b>0,90</b>	0,90	0,90	0,90	0,90	–	
Spruce	–	0,95	0,95	0,95	0,95	<b>0,95</b>	0,96	0,97	0,98	0,99	1	

\* Values obtained from the literature (volume growth from Kennel, 1965) or by theoretical consideration (timber quality). Other values are linear interpolations.

### 2.1.3 Changes in survival probability

Spruce stands with small-scale admixtures in groups or clusters throughout the stand show increased resistance to windthrow and insect calamities (Griess and Knoke, 2011a, Griess *et al.*, 2012). As already mentioned, we used survival probabilities estimated by Griess *et al.* (2012) using data of the Rhineland-Palatinate's forest damage survey. These survival probabilities - based on empirical data for various stand types - were investigated with an accelerated failure time model (AFT) used to estimate the parameters of a Weibull survival function (Weibull 1951), which is a flexible model for the analysis of survival data. The Weibull distribution is often used to form parametric models (see Kouba 2002; Holecý and Hanewinkel 2006). As it is described by only two parameters but can still consider various distributions very flexibly.

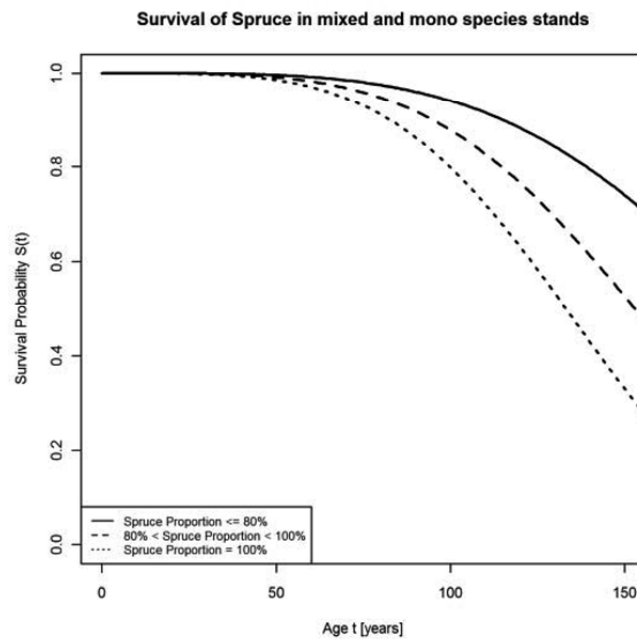
The survival function for  $t > 0$  (following Glomb 2007) is

$$S(t) = \exp\left[-\left(\frac{t}{\beta}\right)^\alpha\right]$$

Equation 1

where  $t$  is time,  $\beta$  is the scale- and  $\alpha$  the shape-parameter. The shape parameter  $\alpha > 0$  allows the display of increasing ( $\alpha > 1$ ), decreasing ( $\alpha < 1$ ) or constant ( $\alpha = 1$ ) hazard rates, which can be interpreted either as age-related risks, such as windthrow or snow break, or as risks unrelated to age (Staupendahl and Zucchini 2011, Griess *et al.* 2012).

The survival curves used represent average site conditions (average nutrient and water supply, fairly shallow soil, single-level stand structure and hilly terrain) and are shown in Figure 1.



**Figure 1: Survival of spruce trees in mixed- and mono-species stands, defined by spruce ratio. Survival probabilities were determined using a Weibull function (adopted from Griess *et al.* 2012).**

The respective parameters for the survival functions are displayed in Table 2. The factor  $u$  is the natural logarithm of the scale parameter ( $\beta$ ) of the Weibull distribution, and  $\ln(b)$ , which



remains constant for all variables that are based on the same model, is the inverse natural logarithm of the shape parameter ( $\alpha$ ) of the Weibull distribution.

**Table 2: Survival probabilities (S) until age 100 for various stand types. Survival probabilities were determined using a Weibull function (adopted from Griess *et al.* 2012).**

	Spruce proportion (AM) [%]	u	$\beta$	S <sub>100</sub>	ln(b)	A
Spruce	100	4.98	146.15	<b>0.80</b>	-1.37	3.93
	81 - 99 (average 93)	5.12	167.88	<b>0.88</b>	-1.37	3.93
	≤ 80 (average 49)	5.32	203.48	<b>0.94</b>	-1.37	3.93

## 2.2 Financial parameters

Estimated popular financial parameters were chosen to describe the economic consequences that arise from the various stand types. In order to quantify the profitability of each stand type, the net present value (NPV) was computed for each. The NPV method is a discounted cash-flow method, and is one method of capital budgeting (Thommen and Achleitner, 2009). The NPV of an investment is the sum of all present values of net revenue flows (both inflows and outflows) that result from the nominal financial flow discounted by an interest rate - the discount rate. Benitez *et al.* (2007) derived risk adjusted discount rates that estimate the discount rate subject to country risk. For forest investments in Germany an average discount rate of 2.1 % was calculated. The discount rate is a key variable of this process, and in accordance with discount rates commonly applied in forest economics, we chose 2 % (Griess and Knoke, 2011b).

If investors mix two or more assets (in our case tree species) which show an independent variability of financial returns, they benefit from diversification effects such as risk compensation (Markowitz 1952). While one asset may achieve an unexpectedly high financial return, that of the other may turn out lower than expected, and vice versa. The portfolio theory describes the possibility to minimize the risk related to a certain expected return by carefully choosing each asset's proportion within an investment (Knoke *et al.*, 2005).

The standard deviation of financial returns commonly quantifies volatility and risk of an investment. Given a specific mean expected financial return, a greater standard deviation implies a higher risk. The risk related to each stand type is the probability that the financial return (NPV) will be different than expected (Knoke and Wurm, 2006).

### 2.3 Monte-Carlo Simulation for the integration of risks

To integrate mixed-species effects such as described above into bioeconomic modelling, Monte-Carlo Simulations (MCS) were carried out for six stand types (also see Knoke, 2007a, Knoke, 2007b or Knoke *et al.*, 2005). MCS is commonly used to analyse the effects of stochastic processes by using random numbers to incorporate the dispersion of expected values into a model (Vose, 2009). The strength of MCS lies in its ability to integrate various sources of risk that affect the dispersion of return. Thus, the method is very convenient to realistically simulate options in forest management that are usually exposed to multiple sources of risk (Knoke and Wurm, 2006).

The following stand types were tested using the species proportions derived from the statistical analyses of survival probability conducted by Griess *et al.* (2012):

1. Spruce monoculture,
2. Beech monoculture,
3. Mixed stand: 93 % spruce and 7 % beech (in small groups or clusters at the stand level),
4. Mixed stand: 49 % spruce and 51 % beech (in small groups or clusters at the stand level),
5. Mixed stand: 93 % spruce and 7 % beech (in large blocks at the forest level),
6. Mixed stand: 49 % spruce and 51 % beech (in large blocks at the forest level).

The approach for conducting the MCS followed an earlier study by Knoke and Wurm (2006), expanded to include the according changes in survival probability (Griess *et al.*, 2012) as well as those for growth performance and timber quality (Knoke and Seifert, 2008).

For each of the six stand types, 1,000 scenarios with randomly fluctuating net revenues for each time a harvest operation was carried out were simulated. During each harvest operation, failure derived from survival curves (damage caused by hazards or pests) of the involved species was possible, and was simulated using a binomial distribution. Each of the 1,000 scenarios comprised 10 periods of 10 years, leading to a total production time of 100 years. The process for one simulation run for a certain period is schematically displayed in Figure 2. A more detailed description can, for example, be found in Knoke and Wurm (2006) as well as in Nürnberger (2012).

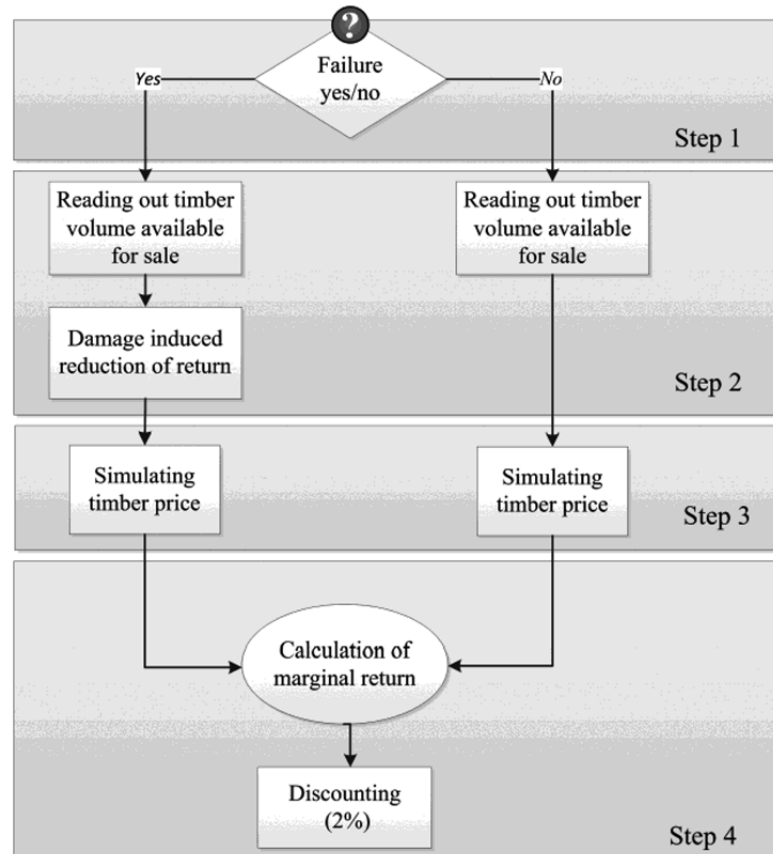


Figure 2: Schematic flow chart of Monte Carlo simulations (simplified).

As shown, in Step 1 possible failures were simulated. In the second step, the amount of timber made available for sale was calculated. The yield volumes arose from the development of each stand and were dependent on the stand age at harvest time as well as on the timing of any simulated failure. If a failure was indeed simulated, the return for the timber at sale was reduced by 50 % (also during Step 2). In both cases (with and without failure) expected changes in growth performance and timber quality caused by species mixture proportions were taken into account when estimating timber volumes for sale, by applying the appropriate coefficient (Table 1).

In a third step, random timber prices that consider the price correlation between spruce and beech were read-out for each period and adjusted according to the changes in timber quality in mixed-species stands (Step 3). Finally, net revenues were discounted by 2 % (Step 4). This procedure was carried out for each of the 10 periods of a simulation run, leading to a total calculation of 1,000 simulation runs covering 10.000 periods. The sum of all discounted net proceeds for each of the 10 periods represents the net present value for each of the 1,000 runs. As mixed-species effects are influenced by mixture intensity, in addition to the simulation of

standard deviation of financial return in groupwise mixtures at the stand level (stand types 3 and 4) further simulations were carried out assuming mixtures in large blocks at the forest level (stand types 5 and 6). Results of both simulations were then compared.

The 1,000-fold repetition of the simulation runs within the framework of MCS allows an interpretation of the distribution of financial returns for, and financial risk related to each stand type.

Underlying yield data was modelled using the forest growth simulator SILVA (Pretzsch and Kahn, 1998, Pretzsch *et al.*, 2002), assuming site conditions for southern Germany (tertiary hills), and a forward projection developed by Knoke (2003), in which a conservative silvicultural treatments were considered (thinning from below of spruce and random selection of beech, see Knoke and Seifert, 2008).

### 3 Results

By repeating the simulations for the six stand types 1,000 times, frequency distributions of possible net present values (NPV) could be derived for each stand type. These allow us to interpret the financial results and particularly the risk related associated with each stand type (Figure 3).

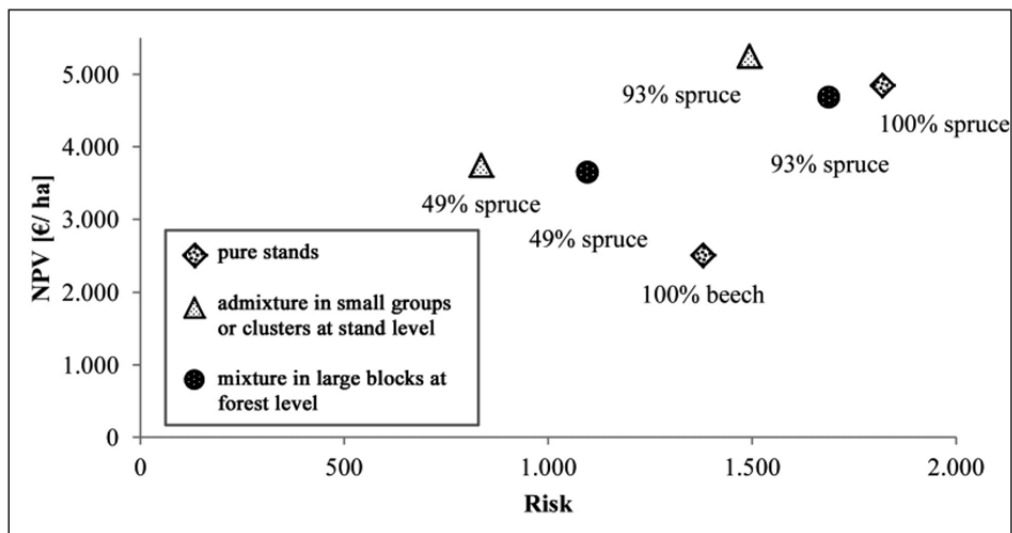


Figure 3: Average NPV and risk for the six stand types. (1) beech monoculture; (2) spruce monoculture; (3) 93 % spruce and 7 % beech, mixed in small groups or clusters at the stand level; (4) 49 % spruce and 51 % beech mixed in small groups at the stand level; (5) 93 % spruce and 7 % beech mixed in large blocks at the forest level and 49% Spruce and 51 % beech mixed in large blocks at the forest level.

Analyses showed that the highest average NPVs were achieved with a spruce-beech stand composed of 93 % spruce and 7 % beech in groupwise admixture at the stand level (Table 3).

The average NPV of this spruce-beech stand type (3) was 8 % higher than that of a spruce monoculture (2) and furthermore, its risk laid 18 % below that of a spruce monoculture. If stem number was reduced to a 49 % spruce proportion (4), the average NPV when compared to mono-species stands declined by 23 %. However, this beech-spruce stand type (4) showed a greatly reduced risk of 55 % less than that of a pure spruce stand (2).

If 7 % beech were admixed with spruce in large blocks at the forest level, rather than in small groups at the stand level (5), the average NPV decreased by 3 %, however standard deviation (risk) also decreased by 7 % in comparison to spruce monocultures. Beech monocultures (1) and stands with an admixture of 51 % beech in larger blocks (6) achieved the lowest economic returns of all the stand types evaluated. For stand type (6) NPV was 25 % lower than that of a spruce monoculture and standard deviation was reduced by 40 %.

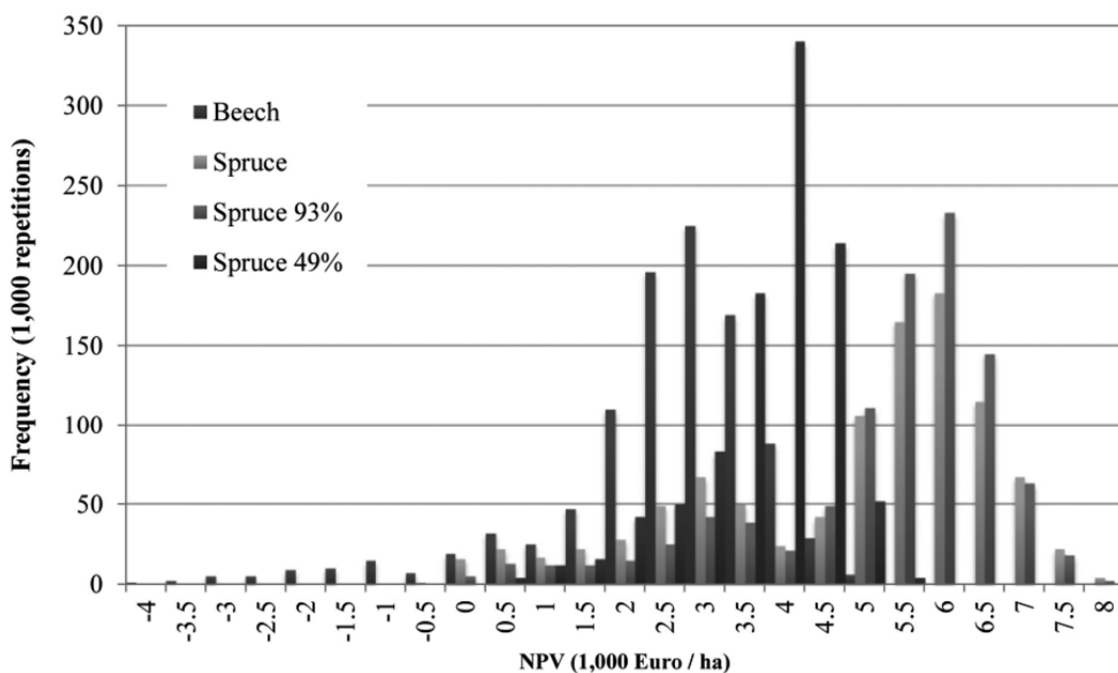
**Table 3: Average NPVs, median and standard deviation for spruce and beech monocultures as well as for mixed stands with a proportion of 93 % spruce and 7 % beech (mixed in both small-groups and large blocks)**

	Average NPV [€/ha]	Median	Standard deviation
<i>Monocultures</i>			
(1) Beech	2,506	2,783	± 1,380
(2) Spruce	4,850	5,454	± 1,820
<i>Groupwise at the stand level</i>			
(3) Spruce 93%	5,255	5,648	± 1,494
(4) Spruce 49%	3,743	3,912	± 836
<i>Mixtures in blocks at the forest level</i>			
(5) Spruce 93%	4,686	5,261	± 1,688
(6) Spruce 49%	3,654	3,968	± 1,096

The frequency distributions of NPVs for all six stand types (see Figure 4 for stand-level and Figure 5 for forest-level results) show the differences in achievable NPVs. The frequency (y-axis) with which each NPV class (x-axis) was occupied sums up to 1,000 for each stand type. The distribution of NPVs displays the risk associated with each stand type. The left tails are particularly interesting, as a far-reaching left tail indicates high economic risk; while a short left tail represents a small economic risk.

For beech monocultures, NPVs between -4,000 €/ha and 5,000 €/ha were simulated. Most frequently calculated were the results 2,500 €/ha (19.6 %), 3,000 €/ha (22.5 %), and 3,500 €/ha (16.9%). The average NPV was 2,506 €/ha for this stand type. In contrast, for

spruce monocultures, results between -500 €/ha and 8,000 €/ha were obtained. For the case of spruce, a shorter left tail is evident when compared to the distribution for beech. The most frequently calculated NPVs for spruce monocultures were 5,500 €/ha (16.5 %), 6,000 €/ha (18.3 %) and 6,500 €/ha (11.5 %) – clearly higher than those for beech monocultures. The average NPV of 4,850€/ha achieved with spruce monocultures was higher than that achieved in beech monocultures. The worst-case NPV resulting from a spruce monoculture was 8 times higher than the-worst case NPV obtained from a beech monoculture.



**Figure 4:** Simulated frequency distributions of possible NPVs arising from 1,000 repetitions of MCS for spruce and beech monocultures and two stand types with groupwise mixtures at the stand level. First mixture consisting of 93 % spruce and 7 % beech, second mixture consisting of 49 % spruce and 51 % beech. Species proportions refer to stem number. Consideration of proportion by area will lead to an increase in hardwood proportion.

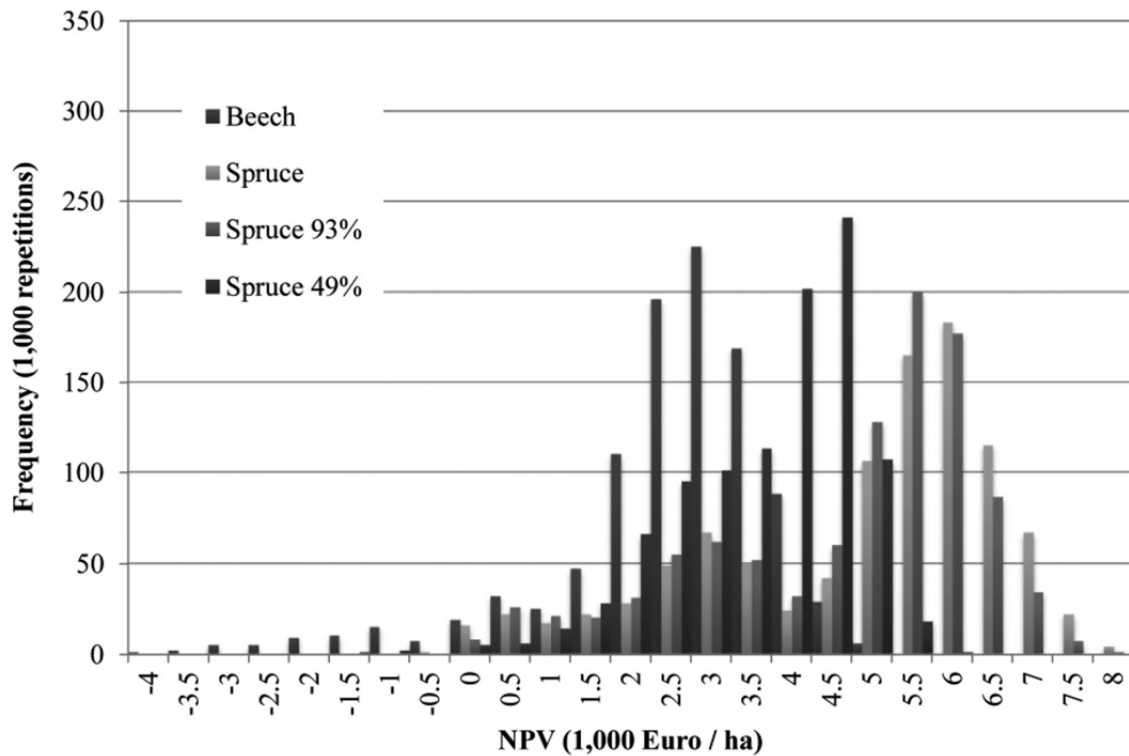


Figure 5: Simulated frequency distributions of possible NPVs arising from 1,000 repetitions of MCS for spruce and beech monocultures and two stand types with mixtures in blocks at the forest level. First mixture consisting of 93 % spruce and 7 % beech, second mixture consisting of 49 % spruce and 51 % beech. Species proportions refer to stem number. Consideration of proportion by area will lead to an increase in hardwood proportion.

For spruce with an admixture of 7 % beech in small groups at the stand level (Figure 4), NPVs between 0 €/ha and 8,000 €/ha were calculated. The most common results were NPVs of 5,500 €/ha (19.5 %), 6,000 €/ha (23.3 %), and 6,500 €/ha (14.5 %). The average NPV achievable with this stand type was 5,255 €/ha. Here the worst case – an NPV of 0 €/ha – was slightly higher than that achieved with a spruce monoculture under the worst-case occurrence.

When groupwise stand-level admixture was increased to 51 % beech, the distribution of possible results a tendency toward a Gaussian appearance. This obtained distribution indicates a smaller risk for the forest investment. For spruce with an admixture of 51 % beech in groupwise stand-level mixture, results between 500 €/ha and 5,500 €/ha were calculated. The lowest NPV resulting from this stand type was higher than those achieved with a smaller admixture of beech; a positive result seems almost guaranteed. The most frequent NPVs simulated were 3,500 €/ha (18.3 %), 4,000 €/ha (34.0 %) and 4,500 €/ha (21.4 %). The average NPV for this stand type was 3,743 €/ha.

When financial results achieved with groupwise stand-level admixtures (Figure 4) were compared with those resulting from a forest-level mixture in blocks (Figure 5), the return was higher in small-area mixtures. Risk was – akin to the results for groupwise stand-level mixtures - higher for stands with a 7 % admixture than for those with a 51 % forest-level admixture in blocks.

For spruce stands with a forest-level admixture of 7 % beech in larger blocks (Figure 5) NPVs between 0 €/ha and 8,000 €/ha were simulated. The NPVs most frequently calculated were 5,000 €/ha (12.8 %), 5,500 €/ha (20.0 %) and 6,000 €/ha (17.7 %). The average NPV achieved with this stand type was 4,686 €/ha. When large block admixture was increased to 51 % beech (Figure 5), NPVs between 1,500 €/ha and 6,000 €/ha were achieved. The general risk related to this stand type was therefore lower than that of a stand with 7 % admixture at the forest level. NPVs of 3,500 €/ha (11.3 %), 4,000 €/ha (20.2 %) and 4,500 €/ha (24.1 %) were the most frequently simulated. The average NPV achieved with this stand type was 3,654 €/ha. The lowest NPVs arising from stands with a forest-level admixture of 7 % in larger blocks was slightly smaller than that found with a 7 % admixture in smaller blocks or clusters, but was three times higher for stands with a 51 % admixture in larger blocks at the forest level than in stands with the same proportion in small groups or clusters at the stand level.

The hypothesis

*H<sub>0</sub>: If complex models which include empirically-based quantification of mixed stand resistance are used, stands composed of spruce and beech show less favourable economic indicators than mono-species stands.*

may therefore be rejected. A spruce-beech stand composed of 93 % spruce and 7 % beech in groupwise stand-level admixture (in small groups or clusters) is the most favourable stand type from an economic perspective, when only NPV is considered. Moreover, a stand-level mixture of 49 % spruce and 51 % beech showed, by far, the lowest risk (in terms of standard deviation), and the worst results achieved by this stand type were still better than the worst results of the alternative stand types. Moreover, the quotient of NPV and risk is best for the stand type with 51 % beech in stand level mixture.



## 4 Discussion & Conclusions

With this analysis, we have proven the high relevance of including risks as well as mixed-species effects into bioeconomic models. Particularly for mixed-species stands we have been able to demonstrate that in addition to their ecological advantages, these stands can provide economic advantages that are reproducible by forest practitioners.

Not only can potential net present values for growing spruce in monocultures be exceeded with mixed-species stands (93 % spruce with groupwise stand-level admixture of 7 % beech), but additionally the risks of this stand type turn out to be lower than those of spruce monocultures. A significant reduction of risk is also true for other stand types using various species mixture proportions. In light of the increasing occurrence of hazards such as windthrow or insect calamities (Stange and Ayres, 2010), the establishment of mono-species stands appears inadvisable from an economic point of view as well. Of course, the fact that the economic estimation presented here is based on survival probabilities derived from data within a certain range of (Rhineland-Palatinate) site conditions cannot be ignored. As survival probabilities of spruce trees are highly influenced by site conditions (Pretzsch, 2005, Griess *et al.* 2012), transferability of the results gained to other sites is limited. While it is likely that cultivating mixed-species stands on other sites would be equally advantageous, the necessary proof has yet to be provided, and in order to do so, research on survival probabilities for other sites and under changing environmental conditions should be carried out.

The concern that by increasing the proportion of hardwood timber produced, forest enterprises will jeopardize their economic competitiveness (Spellmann, 2005) can be attenuated, as the present results showed that only a small amount of admixed broadleaves (below 10 percentage points) is needed to provide already significant ecological advantages of mixed-species stands, thus achieving higher financial outcomes.

Spruce timber accounted for around 56 % of the total timber harvested in Germany in 2009 and 2010, while beech accounted for only about 19 % of the total (BMELV, 2011). A fundamental change may only be expected in the very long run. Even though a higher amount of beech available on the markets will lead to a certain demand for the offered product sooner or later as well (Say, 1836), at present consumer preferences derive from the individual timber characteristics rather than from supply (Spellmann, 2005). However, with rising energy prices, it is likely that timber imports will decrease in favor of local products, and other assortments may experience an increasing demand, especially in terms of utilization as energy

wood. A mixed-species stand with only a small proportion of beech can satisfy the current demand for spruce timber, while also enabling an adaption towards changing markets at a very low cost. The possibility provided by a mature mixed forest to employ natural regeneration and alter tree species composition, if timber demands change, offers additional outstanding economic and ecological benefits (Spellmann, 2005).

According to Brandl (1991), model analysis can only deliver very weak support regarding silvicultural decision-making – especially in regard to which tree species to choose. Brandl (1991) supports this premise with the fact that, until today, the implementation of multifunctional management targets was not possible within economic models. As the income of private and publicly-owned forest enterprises arises almost exclusively from timber sales, profitability considerations are of outstanding importance (Kohnle and Teuffel, 2004). By reliably estimating the economic consequences of mixed-species stands that are - due to their nature – able to fulfill multifunctional requirements, a first step is taken to offset this restraint.

The increase in flexibility that arises from growing mixed-species stands was disregarded within the study at hand. This flexibility could, for example be that harvest of one species is increased when the timber price of the other species is low, and vice versa (Beinhofer 2007). This can be modeled within the framework of a portfolio-theoretical approach (Knoke and Wurm 2006), but requires reliable information regarding survival of spruce in other mixtures as the ones examined here. Furthermore, it is conceivable that by using the beech admixture, a spruce stand can later be converted into a stand with a larger, or even a dominant beech proportion. This would necessitate skilled silvicultural management, but would lead to higher flexibility at low cost. As these options were not assessed, it can be said that the advantages of mixed-species stands are – in total – rather underestimated here.

## **5 Acknowledgements**

The study presented here is part of the project “Bioeconomic modelling and optimization of forest stands: Towards silvicultural economics” KN 586/7-1 funded by the German Research Foundation (DFG). The authors wish to thank Laura Carlson for the language editing of the manuscript.

## 6 References

- Albrecht, A., Hanewinkel, M., Bauhus, J., Kohnle, U., 2012. How does silviculture affect storm damage in forests of south-western Germany? Results from empirical modeling based on long-term observations. *European Journal of Forest Research*, Vol. 131, 229–247.
- Armstrong, C.W., 2007. A note on the ecological-economic modelling of marine reserves in fisheries, *Ecological Economics*, Vol. 62, 242–250.
- Beimgraben, T., 2002. Auftreten von Wachstumsspannungen im Stammholz der Buche (*Fagus sylvatica* L.) und Möglichkeiten zu deren Verminderung, Freiburg (Breisgau), 235 pp.
- Beinhofer, B., 2007. Zum Einfluss von Risiko auf den optimalen Zieldurchmesser der Fichte. *Forstarchiv*, Vol. 78, 117–124.
- Beinhofer, B., 2010. Producing softwood of different quality: does this provide risk compensation? *European Journal of Forest Research*, Vol. 129, 921–934.
- Benítez, P.C., McCallum, I., Obersteiner, M., Yamagata, Y. 2007. Global potential for carbon sequestration: Geographical distribution, country risk and policy implications. *Ecological Economics*, Vol. 60, 572 – 583.
- Bernier, P., Schoene, D. 2009. Adapting forests and their management to climate change: an overview. *Unasylva*, Vol. 60, 5-12.
- Bleile, K., 2006. Vorkommen und Analyse von Zugholz bei Buche (*Fagus sylvatica* L.) als Ursache von Spannungen im Rundholz und Verwerfungen des Schnittholzes, Dissertation, Freiburg (Breisgau), 174 pp.
- BMELV Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz, 2011. Holzmarktbericht 2010. Abschlussergebnisse für die Forst- und Holzwirtschaft des Wirtschaftsjahres 2010. BMELV, Bonn.
- Brandl, H. 1991. Modellkalkulation als Grundlage geringerer oder höherer Wirtschaftsintensitäten? *Forst und Holz*, Vol. 19, 522-526.
- Bulte, E.H., van Kooten, G.C., 1999. Metapopulation dynamics and stochastic bioeconomic modeling. *Ecological Economics*, Vol. 30, 293–299.

- Clasen, C., Griess, V.C., Knoke, T., 2011. Financial consequences of losing admixed tree species: A new approach to value increased financial risks by ungulate browsing. *Forest Policy and Economics*, Vol. 13, 503–511.
- Griess, V.C., Knoke, T., 2011a. Growth performance, windthrow, and insects: meta-analyses of parameters influencing performance of mixed-species stands in boreal and northern temperate biomes. *Canadian Journal of Forest Research*, Vol. 41, 1141–1159.
- Griess V.C., Knoke, T. 2011b. Can native tree species plantations in Panama compete with Teak plantations? An economic estimation. *New Forests*, Vol. 41, 13–39.
- Griess, V.C., Acevedo, R., Härtl, F., Staupendahl, K., Knoke, T., 2012. Does mixing tree species enhance stand resistance against natural hazards? A case study for spruce. *Forest Ecology and Management*, Vol. 267: 284–296.
- Hildebrandt, P., Knoke, T. 2011. Investment decisions under uncertainty—A methodological review on forest science studies. *Forest Policy and Economics*, Vol. 13 (1), 1-15.
- Holecý, J., Hanewinkel, M., 2006. A forest management risk insurance model and its application to coniferous stands in southwest Germany. *Forest Policy and Economics*, Vol. 8 (2), 161–174
- Kennel, R., 1965. Untersuchungen über die Leistung von Fichte und Buche im Rein- und Mischbestand. Teil I. *Allgemeine Forst- und Jagdzeitung*, Vol. 136, 149–161.
- Knoke, T., 2003. Eine Bewertung von Nutzungsstrategien für Buchenbestände (*Fagus sylvatica* L.) vor dem Hintergrund des Risikos der Farbkernbildung. Technische Universität München, 211- pp.
- Knoke, T., 2007a. Finanzielle Risiken von Rein- und Mischbeständen. *LWF Wissen*, 34–37.
- Knoke, T., 2007b. Mischwald als Element einer nachhaltigen Waldwirtschaft. *Allgemeine Forst Zeitschrift für Waldwirtschaft und Umweltvorsorge*, Vol. 62, 119–121.
- Knoke, T., Wurm, J., 2006. Mixed forests and a flexible harvest policy: a problem for conventional risk analysis? *European Journal of Forest Research*, Vol. 125, 303–315.
- Knoke, T., Seifert, T., 2008. Integrating selected ecological effects of mixed European beech - Norway spruce stands in bioeconomic modelling. *Ecological Modelling*, Vol. 210, 487–498.

- Knoke, T., Stimm, B., Ammer, C., Moog, M., 2005. Mixed forests reconsidered: A forest economics contribution on an ecological concept. *Forest Ecology and Management*, Vol. 213, 102–116.
- Knoke, T., Ammer C., Stimm, B., Mosandl, R., 2008. Admixing broadleaved to coniferous tree species: a review on yield, ecological stability and economics. *European Journal of Forest Research*, Vol. 127, 89–101.
- Kouba, J., 2002. Das Leben des Waldes und seine Lebensunsicherheit. *Forstwissenschaftliches Centralblatt*, Vol. 121 (4), 211–228.
- Lemprière, T.C., Bernier, P., Carroll, A., Flannigan, M., Gilson, R., McKenney, D., 2008. The importance of forest sector adaptation to climate change. Rep. NOR-X-416. Edmonton, AB. Canada.
- Markowitz, H., 1952. Portfolio selection. *Journal of Finance*, Vol.7, 77–91.
- Morin, X., Fahse, L., Scherer-Lorenzen, M., Bugmann, H. 2011. Tree species richness promotes productivity in temperate forests through strong complementarity between species. *Ecology Letters*, Vol. 14, 1211–1219.
- Möhring, B., 2004. Betriebswirtschaftliche Analyse des Waldumbaus. *AFZ – Der Wald*, Vol. 18, 963.
- Nürnberger, K., 2011. Zur Wirkung von Einkommensteuer auf die Wahl waldbaulicher Alternativen: Eine Simulationsstudie aus der Sicht eines risikomeidenden Entscheiders. Master thesis. Technische Universität München, Institute of Forest Management.
- Pretzsch, H., 2003. Diversität und Produktivität von Wäldern. *Allgemeine Forst- und Jagdzeitung*, Vol. 147, 88–98.
- Pretzsch, H., 2005. Stand density and growth of Norway spruce (*Picea abies* (L.) Karst.) and European beech (*Fagus sylvatica* L.): evidence from long-term experimental plots. *European Journal of Forest Research*, Vol. 124, 193–205.
- Pretzsch, H., 2009. *Forest Dynamics, Growth and Yield. A Review, Analysis of the Present State, and Perspective*. Springer, Berlin, Heidelberg.
- Pretzsch, H., Biber, P., Dursky, J., 2002. The single tree-based stand simulator SILVA: construction, application and evaluation. *Forest Ecology and Management*, Vol. 162, 3–21.

- Pretzsch, H., Kahn, M., 1998. Konzeption und Konstruktion des Wachstumsmodells SILVA 2.2. Abschlussbericht zum Projekt W 28, Teil 2 (Methodische Grundlagen), unpublished, 257 pp.
- Pretzsch, H., Schütze, G., 2009. Transgressive overyielding in mixed compared with pure stands of Norway spruce and European beech in Central Europe: Evidence on stand level and explanation on individual tree level. *European Journal of Forest Research*, Vol. 128, 183–204.
- Poudel, B.C., Sathre, R., Gustavsson, L., Bergh, J., Lundström, A., Hyvönen, R. 2011. Effects of climate change on biomass production and substitution in north-central Sweden, *Biomass and Bioenergy* Vol. 35 (10), 4340-4355.
- Röhrig, E., Bartsch, N., Lüpke, B. v., 2006. *Waldbau auf ökologischer Grundlage*. Ulmer, Stuttgart.
- Say, J.B., 1836. *A treatise on political economy: Or, the production, distribution, and consumption of wealth*. New American ed. containing a translation of the introduction, and additional notes, by C.C. Biddle. Philadelphia, *The Making Of The Modern World*.
- Schütz, J.P., Götz, M., Schmid, W., Mandallaz, D., 2006. Vulnerability of spruce (*Picea abies*) and beech (*Fagus sylvatica*) forest stands to storms and consequences for silviculture. *European Journal of Forest Research*, Vol. 125, 261–302.
- Seifert, T., 2008. Einfluß der waldbaulichen Behandlung auf die Holzqualität von Fichte und Buche in Rein- und Mischbeständen. Abschlußbericht des Projekte X33 - Teil II Bayerische Landesanstalt für Wald- und Forstwirtschaft, Freising.
- Spellmann, H., 2005. Produziert der Waldbau am Markt vorbei? *AFZ - Der Wald*, Vol. 60 (9), 454-459.
- Spellmann, H., 2010. Nachhaltige Waldbewirtschaftung auf ökologischen Grundlagen. *Waldeigentum. Bibliothek des Eigentums*. Vol. 8 (3), 99-116.
- Spiecker, H., 2003. Silvicultural management in maintaining biodiversity and resistance of forests in Europe - temperate zone. *Journal of Environmental Management* 67: 55-65.
- Stange, E.E.; Ayres, M.P. 2010. *Climate Change Impacts: Insects*. *Encyclopedia of Life Sciences*. John Wiley & Sons, Chichester, UK.

- Staupendahl, K., Zucchini, W., 2011. Schätzung von Überlebensfunktionen der Hauptbaumarten auf der Basis von Zeitreihendaten der Rheinland-Pfälzischen Waldzustandserhebung. *Allg. Forst- u. Jagdztg.* Vol. 182, 129-145.
- Thommen, J.-P., Achleitner, A.-K., 2009. *Allgemeine Betriebswirtschaftslehre – Umfassende Einführung aus managementorientierter Sicht.* 6th edn. Gabler, Wiesbaden.
- Valinger, E., Fridman, J., 2011. Factors affecting the probability of windthrow at stand level as a result of Gudrun winter storm in southern Sweden. *Forest Ecology and Management*, Vol. 262, 398–403.
- Vallet, P., Pérot, T., 2011. Silver fir stand productivity is enhanced when mixed with Norway spruce: evidence based on large-scale inventory data and a generic modelling approach. *Journal of Vegetation Science*, Vol. 22, 932–942.
- Vose, D., 2008. *Risk Analysis, A Quantitative Guide* (3. ed.). Wiley, Chichester.
- Weibull, W., 1951. A Statistical Distribution Function of Wide. *Journal of Applied Mechanics*, Vol. 18, 293–297.
- Williamson, T., Price, D., Beverly, J., Bothwell, P., Frenkel, B., Park, J., Patriquin, 2008. Assessing potential biophysical and socioeconomic impacts of climate change on forest-based communities: a methodological case study. Rep. NOR-X-415E., Edmonton, AB. Canada.





## 11 Liste aller Publikationen der Autorin

### 11.1 Begutachtete Publikationen (*peer reviewed*)

- Griess V.C., Knoke T. (2011): Growth performance, wind-throw, and insects: meta-analyses of parameters influencing performance of mixed-species stands in boreal and northern temperate biomes. *Canadian Journal of Forest Research* 41: 1141–1159.
- Griess V.C., Knoke, T. (2011): Can native tree species plantations in Panama compete with Teak plantations? An economic estimation. *New Forests*. 41:13–39.
- Griess V.C., Acevedo R., Härtl F., Staupendahl K., Knoke T. (2012): Does mixing tree species enhance stand resistance against natural hazards? A case study for spruce. *Forest Ecology and Management* 267: 284-296.
- Griess V.C., Knoke, T. (*in Vorbereitung*): Bioeconomic modelling of mixed Norway spruce - European beech stands Economic consequences from improved stand resistance.
- Clasen C., Griess V.C., Knoke T. (2011): Financial consequences of losing admixed tree species: A new approach to value increased financial risks by ungulate browsing. *Forest Policy and Economics*. 13: 503-511.
- Rößiger J., Griess V.C., Knoke T. (2011): May risk aversion lead to near-natural forestry? A simulation study. *Forestry: An International Journal of Forest Research*. 84 (5): 527-537.

## 11.2 Sonstige Publikationen

- Knoke T., Hahn A., Schneider T., Griess V.C.; Rößiger J. (2012): Forstbetriebsplanung als Entscheidungshilfe. Stuttgart, Ulmer 408 S.
- Griess V.C. (2011): Hinweise zum Anfertigen einer Studienarbeit. Freising. 24 p.
- Rößiger J., Griess V.C., Knoke T. (2011): Risiko als ökonomischer Grund zur Umwandlung. Allgemeine Forst Zeitschrift für Waldwirtschaft und Umweltvorsorge 66 (19): 6-7.
- Mostert V.C. (*jetzt Griess*), Rößiger J., Knoke T. (2009): Einklang von Mischbestandswirtschaft und Forstökonomie . Allgemeine Forst Zeitschrift für Waldwirtschaft und Umweltvorsorge 64: 1148-1149.
- Mostert V.C. (*jetzt Griess*) (2008): Ökonomische Bewertung der Aufforstung ehemaliger Weideflächen im westlichen Panama mit Teak- (*Tectona grandis*) und einheimischen Baumarten. 104 p. (Diplomarbeit)

### 12 Danksagung

An dieser Stelle möchte ich mich ganz herzlich bei einigen Personen bedanken, die mit ihrer Unterstützung einen großen Beitrag zur Durchführung dieser Arbeit geleistet haben.

Mein Besonderer Dank gilt Prof. Dr. Thomas Knoke, der mir die Möglichkeit einer Promotion, sowie der Bearbeitung des zugehörigen Projektes am Fachgebiet für Waldinventur und nachhaltige Nutzung gegeben hat. Seine umfangreiche fachliche Unterstützung und die ausgesprochen angenehme Arbeitsatmosphäre in seinem Team haben meine Arbeit wesentlich erleichtert. Für die finanzielle Förderung des zugehörigen Forschungsprojektes durch die Deutsche Forschungsgemeinschaft und die Unterstützung durch die TUM Graduate School danke ich beiden Einrichtungen sehr herzlich.

Wertvolle Beiträge zum Gelingen dieser Arbeit erhielt ich auch von Dr. Kai Staupendahl, der mir die Daten der Rheinland-Pfälzischen Waldzustandserhebung sowie das Auswertungskonzept verfügbar machte. Durch seine Hilfe im Bereich Datenbeschaffung, sowie die intensive Zusammenarbeit im Rahmen der Überlebenszeitanalyse hat er mir sehr geholfen. Für seine dabei aufgebrachte Geduld und sein Entgegenkommen sei ihm herzlichst gedankt. Ebenso möchte ich Prof. Dr. Torsten Hothorn vom Institut für Statistik der Ludwig-Maximilians-Universität München für die Hilfestellungen im Bereich der Metaanalyse danken. Dr. Christian Kölling und Dr. Arthur Bauer der Bayerischen Landesanstalt für Wald und Forstwirtschaft, die mir die Gelegenheit gegeben haben, einen Einblick in die Daten der Bayerischen Waldzustandserhebung zu erhalten, sowie zahlreiche Fachgespräche mit mir geführt haben. Ihnen sei ebenfalls ein Dank ausgesprochen.

Auch meine beiden Kollegen, Ricardo Acevedo und Fabian Härtl, die mich tatkräftig bei der Bändigung der Statistiksoftware sowie der Durchführung zahlreicher Auswertungen unterstützt haben, sei ein besonderer Dank ausgesprochen.

Zur angenehmen Arbeitsatmosphäre sowie einem sehr produktiven Arbeitsumfeld haben selbstverständlich alle Kolleginnen und Kollegen am Fachgebiet beigetragen. Für die zahlreichen interessanten Hinweise während unserer Diskussionsrunden und die Unterstützung in verschiedenster Form möchte ich mich bei Dr. Bernhard Beinhofer, Baltazar Calvas, Christian Clasen, Andreas Hahn, Susanne Neuner, Adelheid Rapp, Jörg Rößiger, Dr. Thomas Schneider und Petra Zeller sowie bei Prof. Dr. Reinhard Mosandl und den Mitarbeiterinnen und Mit-

arbeitern des Lehrstuhls für Waldbau sehr herzlich bedanken. Auch Carola Paul, die im Rahmen zahlreicher Diskussionen über fachliche Themen oder organisatorische Fragen einer Promotion viele hilfreiche Beiträge geleistet hat, möchte ich hier einen Dank aussprechen.

Die Verbesserung der englischsprachigen Manuskripte wurde durch Laura Carlson vorgenommen, die mit herausragender Bearbeitungsgeschwindigkeit das ein oder andere Mal bei mir für Verblüffung gesorgt hat. Vielen Dank dafür!

Weiterhin möchte ich den anonymen Gutachtern der Publikationen danken, die zahlreiche wertvolle Beiträge zur Verbesserung der Manuskripte geleistet haben.

Letztendlich möchte ich meiner Familie sowie allen Freunden für ihre Geduld und diverse Aufmunterungen abseits der beruflichen Tätigkeiten einen großen Dank aussprechen. Besonders Mechthild Hahner und Christine Mostert möchte ich hier für ihre umfangreiche Unterstützung in jeglicher Hinsicht danken, sowie für ihre Bereitschaft, sich mit Argusaugen der Korrektur meiner Manuskripte zu widmen. Auch Friedrich Georg Mostert sowie Willi und Reinhilde Greiner, die durch ihre Freude an der Natur schon frühzeitig mein Interesse für den Wald wecken konnten. Und natürlich meinem Mann Holger, der stets für die Aufrechterhaltung meiner Arbeitsmoral gesorgt, und die Fertigstellung dieser Arbeit täglich mit Rat und Tat unterstützt hat.

---