

Forschungsbericht KLIMOPASS

# Prognose der Leistungsfähigkeit der Wälder Baden-Württembergs im Klimawandel

VON A. Nothdurft

Umgesetzt mit Mitteln des Ministeriums für Umwelt, Klima und  
Energiewirtschaft Baden-Württemberg (UM)

Januar 2014

<b>HERAUSGEBER</b>	LUBW Landesanstalt für Umwelt, Messungen und Naturschutz Baden-Württemberg Postfach 100163, 76231 Karlsruhe
<b>KONTAKT</b>	Dr. Kai Höpker, Referat Medienübergreifende Umweltbeobachtung, Klimawandel; Tel.:0721/56001465, klimopass@lubw.bwl.de
<b>AUFTRAGGEBER</b>	Ministerium für Umwelt, Klima und Energiewirtschaft Baden-Württemberg - Forschungsprogramm Klimawandel und modellhafte Anpassung in Baden- Württemberg (KLIMOPASS)
<b>BEARBEITUNG UND VERANTWORTLICH FÜR DEN INHALT</b>	Dr. Arne Nothdurft Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg Wonnhaldestr. 4, 79100 Freiburg
<b>BEZUG</b>	<a href="http://www.fachdokumente.lubw.baden-wuerttemberg.de/servlet/is/91063/">http://www.fachdokumente.lubw.baden-wuerttemberg.de/servlet/is/91063/</a> ID Umweltbeobachtung U82-W03-N14
<b>STAND</b>	Januar 2014, Internetausgabe April 2014

Der Herausgeber übernimmt keine Gewähr für die Richtigkeit, die Genauigkeit und Vollständigkeit der Angaben sowie für die Beachtung privater Rechte Dritter. Die in den Beiträgen geäußerten Ansichten und Meinungen müssen nicht mit denen des Herausgebers übereinstimmen.

Nachdruck für kommerzielle Zwecke - auch auszugsweise - ist nur mit Zustimmung der LUBW unter Quellenangabe und Überlassung von Belegexemplaren gestattet.

<b>ZUSAMMENFASSUNG</b>	<b>4</b>
<b>EINLEITUNG</b>	<b>5</b>
<b>MATERIAL</b>	<b>6</b>
<b>Klimadaten</b>	<b>6</b>
<b>Waldinventurdaten</b>	<b>7</b>
<b>METHODEN</b>	<b>7</b>
<b>Wachstumsmodell</b>	<b>7</b>
<b>Räumliche Modellierung</b>	<b>8</b>
<b>Modellierung der Mittelwertfunktion</b>	<b>10</b>
<b>KONKRETE ZIELE UND UNTERSUCHUNGSGEGENSTÄNDE</b>	<b>11</b>
<b>RESULTATE</b>	<b>12</b>
<b>Haupteffekte</b>	<b>12</b>
<b>Bonitätsvorhersagen</b>	<b>13</b>
<b>Evaluierung</b>	<b>21</b>
<b>AUSBLICK</b>	<b>22</b>
<b>LITERATUR</b>	<b>22</b>

# Zusammenfassung

Die Höhe der Waldbäume wird nur wenig von Durchforstungen beeinflusst. Aus diesem Grund eignet sich die Baumhöhe in einem gegebenen Referenzalter als Maß für die Leistungsfähigkeit der Waldstandorte, kurz als Bonität. Es wurden Regressionsmodelle erstellt werden, mit denen die Bonitäten in Abhängigkeit von retrospektiven Klimadaten und auf der Basis von Waldinventurdaten beschrieben werden konnten. Durch die Anwendung des Modells mit Klimaprojektionsdaten konnten mögliche Veränderungen der Bonitäten in Baden-Württemberg räumlich und zeitlich vorhergesagt werden.

Es zeigte sich, dass die Bonitäten aller sechs betrachteten Baumarten bei der Verwendung von REMO-Projektionen für die Szenarien A1B und A2 in den niedrigeren Höhenlagen absinken könnten und in den höheren Lagen der Mittelgebirge ansteigen könnten. Die Bonitäten von Tannen- und Eichenbeständen könnten künftig auch auf größerer Fläche in niedrigeren Mittelgebirgslagen ansteigen. Die Standorte des Alpenvorlandes könnten auch zukünftig hoch produktive Bedingungen für das Wachstum der Fichte darstellen. Während die Bonitäten von Buchen und Douglasien in einem ähnlichen relativen Ausmaß und nahezu an den gleichen Orten absinken könnten wie die Fichte, könnten die Kiefernbestände nur wenig von einem veränderten Klima betroffen sein.

Es konnte gezeigt werden, dass das Kriging von OLS-Residuen in wandernden Fensterausschnitten mit 100 Nachbarn bei großen Datensätzen einen unverzerrten räumlichen Schätzer darstellt. Unter diesen Bedingungen kann der Fehler des Trendmodells für die Konstruktion von näherungsweise exakten Vorhersageintervallen vernachlässigt werden.

# Einleitung

Es wird derzeit angenommen, dass die Auswirkungen des Klimawandels schneller voranschreiten werden als die Wälder mit ihrem natürlichen Anpassungspotenzial darauf reagieren könnten. Aus diesem Grund werden menschliche Eingriffe notwendig, mit denen durch "Försterhand" die Anpassungsfähigkeit der Wälder erhöht wird, um deren Produktivität auch in Zukunft zu gewährleisten.

Der globale Anstieg der jährlichen mittleren bodennahen Lufttemperatur hat bereits in der näheren Vergangenheit zu einer Verlängerung der Vegetationsperioden geführt, vermag aber gleichzeitig zu Wachstumsdepressionen führen; insbesondere auch dadurch, dass sich ein Teil der Niederschlagssummen von den Sommermonaten in die Wintermonate verlagern könnte.

Das bedeutet, dass sich die Auswirkungen des Klimawandels für heterogene Regionen wie Baden-Württemberg lokal in verschiedene Richtungen entwickeln könnten; und zwar könnte sich die Leistungsfähigkeit heute schon warmer und trockener Waldstandorte erniedrigen, während vor allem die Standorte in Mittelgebirgslagen vom Klimawandel profitieren könnten. Wegen der unterschiedlichen ökologischen Ansprüche verschiedener Baumarten wird zudem vermutet, dass der Klimawandel auch einen unterschiedlichen Einfluss auf die Wuchskraft der einzelnen Baumarten hat.

Weil sich die nachhaltige Forstwirtschaft gerade durch ihre außergewöhnlich langen Produktionszeiträume auszeichnet, werden schon heute langfristige Vorhersagen der Waldentwicklung im Rahmen des Klimawandels benötigt, damit etwaigen negativen Effekten schon heute durch eine entsprechende Wahl geeigneter Baumarten oder durch Praktizierung geeigneter Durchforstungsmaßnahmen entgegnet werden kann.

In dem vorliegenden Projekt soll erforscht werden, in welcher Höhe und in welche Richtung sich die Leistungsfähigkeit der Wälder in einem möglichen Klimawandel verändern könnte.

Dabei soll die Höhe vorherrschender Bäume als Indikator für die Wuchskraft der Waldstandorte angenommen werden. Die Höhe eines Baumes ist im Gegensatz zu dessen Durchmesser kaum abhängig von Durchforstungen. Bei einer Durchforstung werden i.d.R. um einen sogenannten Zukunftsbaum herum viele bedrängende Bäume entfernt. Dadurch kann sich die Krone des Zukunftsbaumes besser entwickeln und es steht mehr assimilierende Blattbiomasse zur Verfügung. Dadurch kann der Baum schneller in die Dicke wachsen. Während sich die Durchforstungen positiv auf das Dickenwachstum auswirken, haben sie i.d.R. keinen Effekt auf das Höhenwachstum.

Jedoch wurden in der Vergangenheit hauptsächlich sogenannte Niederdurchforstungen praktiziert, bei denen vornehmlich konkurrenzschwächere, dünnere und niedrigere Bäume entfernt wurden. Folglich erhöht sich nach einer Niederdurchforstung die durchschnittliche Höhe der Bäume in einem Waldbestand allein dadurch, dass die niedrigeren Bäume entfernt werden. Aus diesem Grund wird heute ausschließlich die Höhe der vorherrschenden Bäume als Indikator für die Standortleistungsfähigkeit herangezogen, da diese von Durchforstungen aller Art eher weniger beeinflusst wird.

Die Leistungsfähigkeit eines Standorts für das Wachstum einer bestimmten Baumart wird Bonität genannt, und die mittlere Höhe einer definierten Anzahl vorherrschender Bäume wird Oberhöhe genannt. In dieser Arbeit wird die Oberhöhe der Waldbestände als Indikator für die Leistungsfähigkeit verwendet; dieser Indikator wird kurz als Oberhöhenbonität bezeichnet.

In dem gegenwärtigen Forschungsprojekt wurde untersucht, welchen Einfluss klimatische Variablen auf die Oberhöhenbonität haben könnten. In Baden-Württemberg werden seit Mitte der 1980er Jahre nahezu flä-

chendeckend Waldinventuren durchgeführt. Bei diesen Waldinventuren werden in regelmäßigen räumlichen Abständen Stichprobenflächen angelegt, auf denen die Höhen der Bäume gemessen werden. Diese Messungen wurden zur Modellierung der Oberhöhenbonität in Abhängigkeit des Klimas herangezogen. Das Regressionsmodell wurde dann angewendet, um mit Hilfe von Klimaprojektionen die Veränderung der Oberhöhenbonitäten in den Wäldern Baden-Württembergs räumlich und zeitlich vorherzusagen.

## Material

### Klimadaten

Für die Modellierung wurde eine Datenbank mit retrospektiven Klimadaten aufgebaut. In früheren Studien zeigte sich, dass die Zeitreihen von meteorologischen Klimamessstationen alleine nicht geeignet waren, um plausible und genaue Wirkungsmodelle für die Forstwirtschaft zu erstellen.

Daher wurde im Rahmen einer Forschungsk Kooperation zusammen mit dem Institut für Geographie der Universität Hamburg eine hierarchisch gestufte Modellkette zur Herleitung von retrospektiven Klimadaten entwickelt. Als erste Eingangsdaten dienen die Wetterlagen-basierten NCAR/NCEP-Reanalysen. Die Reanalysen besitzen jedoch nur eine sehr grobe horizontale räumlich Auflösung mit  $2.5^\circ \times 2.5^\circ$  (Long./Lat.). Aus diesem Grund wurden die Reanalysen durch das nichthydrostatische regionale Weather Research and Forecasting (WRF) Modell in zwei Nestingstufen bis auf eine horizontale Auflösung von  $5 \text{ km} \times 5 \text{ km}$  feiner skaliert. Da selbst diese Auflösung für Fragestellungen in der Forstwirtschaft noch zu grob ist, schloss sich eine statistische Feinerskalierung basierend auf Regressionsmodellen und mit Hilfe der Messdaten von den meteorologischen Klimastationen des Deutschen Wetterdienstes (DWD) an.

Der Beginn und das Ende der Vegetationszeit beeinflussen maßgeblich das Baumwachstum. Weil sich in der näheren Vergangenheit die Länge der Vegetationszeit signifikant ausgedehnt hat und sie es in Zukunft auch sicherlich weiter tun wird, wurden mit der gestuften Modellkette zunächst Tageswerte von Klimavariablen produziert. Die Tageswerte wurden dann sukzessive zu Jahresmittelwerten und weiter zu langjährigen Mittelwerten aggregiert. Es wurde angenommen, dass sowohl die Summe der jährlichen Niederschläge innerhalb der Vegetationsperiode (NVZ) als auch die Summe der mittleren täglichen Lufttemperaturen in Bodennähe (TVZ) innerhalb der Vegetationsperiode einen bedeutenden Einfluss auf das Baumwachstum hat. Die Kriterien für den Beginn und das Ende der Vegetationszeit wurden der Arbeit von v. Wilpert (1990) entnommen. Die Anpassung des Regressionsmodells erfolgte mit 30-jährigen Mittelwerten von TVZ und NVZ für die retrospektive Periode von 1978 bis 2007.

Das Regressionsmodell wurde mit Klimaprojektionsdaten für Raum-Zeit-Bonitätsvorhersagen angewendet. Die Klimaprojektionen stammten von dem Regionalen Klimamodell REMO (Majewski, 1991; Roeckner et al., 1996; Jacob, 2001; Jacob et al., 2001). REMO war angetrieben durch die Randbedingungen des Generalen Zirkulationsmodell (GCM) ECHAM5-MPIOM (Roeckner et al., 2003) und produzierte Tageswerte von Klimavariablen in einer horizontalen Pixel-Auflösung von  $10 \text{ km} \times 10 \text{ km}$  für die Szenarien A1B, A2 und B1 aus dem Sonderbericht (Special Report on Emissions Scenarios (SRES)) (Nakicenovic et al., 2000) des Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC). Die REMO-Projektionen wurden mit Hilfe topographischer Reliefgrößen, und mit ähnlichen Methoden wie sie bei den Retrospektivdaten angewendet wurden, auf eine räumlich feinere Auflösung von  $1 \text{ km} \times 1 \text{ km}$  skaliert.

Wegen der groben Auflösung des REMO-Outputs und der für diese Arbeit benötigten relativ feinen Auflösung, konnte es passieren, dass die feiner skalierten REMO-Projektionen un plausible räumliche Muster aufwiesen. Insbesondere der Niederschlag erschien in den Luvlagen der Mittelgebirge zu hoch und in den Gebirgen selbst zu niedrig. Physikalisch logisch, aber dennoch unplausibel waren demnach auch die projizierten Werte der Lufttemperaturen.

Aus diesem Grund mussten die REMO-Projektionen plausibilisiert werden. Dazu wurden die Abweichungen der REMO-Projektionen gegenüber den Retrospektivdaten für einen Kontrollzeitraum in der Vergangenheit von den REMO-Projektionen für die zukünftigen Perioden abgezogen. Von den so plausibilisierten REMO-Projektionen wurden 30-jährige NVZ- und TVZ-Mittelwerte für die beiden Perioden [2011, ..., 2040] und [2041, ..., 2070] berechnet.

Das Regressionsmodell wurde für die TVZ- und NVZ-Werte der retrospektiven Periode und der beiden zukünftigen Perioden angewendet. Die Resultate wurden schließlich in Form der relativen Bonitätsänderungen dargestellt, die für die künftigen Perioden im Vergleich zur retrospektiven Periode zu erwarten sind.

## Waldinventurdaten

Im Rahmen der 10-jährigen Forsteinrichtungsplanung werden in den öffentlichen Wäldern Baden-Württembergs Betriebsinventuren angelegt. In engmaschigen und rechteckigen Gitternetzen werden im Abstand von 100 m oder 200 m kreisförmige Stichprobenflächen angelegt, auf denen die Bäume in der Dicke und in der Höhe vermessen werden. Die Messwerte der Höhen auf diesen Stichprobenflächen wurden mit einem Wachstumsmodell auf das Referenzalter projiziert.

In kleineren öffentlichen Forstbetrieben und i.d.R. im Privatwald werden keine Betriebsinventuren durchgeführt. Da diese Flächen jedoch einen erheblichen Anteil der gesamten Waldfläche Baden-Württembergs einnehmen, wird dort auf die Baumhöhenmessungen von den Probeflächen der Bundeswaldinventur zurückgegriffen, deren Stichprobenetz mit einer Gitterweite von 2 km jedoch relativ weitmaschig ist.

Für die Fichte standen Oberhöhenmessungen von insgesamt 91.642 Stichprobenflächen zur Verfügung und für die Douglasie waren es immerhin noch 9356 (Tabelle 1).

Baumart	Wachstumsmodell		Bonitätsmodell
	Stichproben	Bäume	Stichproben
Fichte	34.621	57.472	91.642
Weißtanne	12.816	19.374	33.987
Douglasie	3.989	4.922	9.356
Kiefer	10.376	14.892	31.559
Eiche	9.690	13.010	28.230
Buche	28.296	43.410	81.241

**Tabelle 1: Anzahl der Stichprobenflächen und der gemessenen Bäume aus den Waldinventurdaten, die zur Anpassung des Wachstumsmodells und des Bonitätsmodells verwendet wurden.**

## Methoden

### Wachstumsmodell

Zum Zwecke der Vergleichbarkeit auf einem gleichen Referenzniveau ist die Oberhöhenbonität definiert als die mittlere Höhe vorherrschender Bäume im Referenzalter von 100 Jahren. Weil die gemessenen Oberhöhenbäume an den Waldinventurstichproben nur selten genauso alt wie das Referenzalter sind, musste ihre Höhe auf das Referenzalter fortgeschrieben werden. Für solche Fortschreibungen hat sich in früheren Arbeiten die Differenzialgleichung

$$h(t) = \psi_1 [h(t_0)/\psi_1]^{\exp\left[\frac{\psi_2}{(\psi_3-1)t^{(\psi_3-1)}} - \frac{\psi_2}{(\psi_3-1)t_0^{(\psi_3-1)}}\right]}, \quad (1)$$

von Sloboda (1971) bewährt.

Die Schätzungen für die  $\psi$ -Parameter (Tabelle 2) wurden durch nichtlineare Kleinstquadratanpassungen (NLS) der ersten Ableitung

$$\frac{\partial h(t)}{\partial t} = \psi_2 \frac{h(t)}{t^{\psi_3}} \ln \left( \frac{\psi_1}{h(t)} \right) \quad (2)$$

an die bei den Waldinventuren gemessenen periodischen Höhenzuwächse erlangt. Hierbei ist  $h(t)$  die mittlere Höhe zweier aufeinander folgender Höhenmessungen am selben Baum und  $t$  das mittlere Alter des Baumes.

Baumart	$\psi_1$	$\psi_2$	$\psi_3$	$R^2$
Fichte	59.794	0.100	0.465	0.32
Weißtanne	61.297	0.400	0.798	0.41
Douglasie	75.711	0.249	0.666	0.37
Kiefer	111.175	0.570	1.077	0.22
Eiche	82.043	0.167	0.694	0.14
Buche	68.710	0.072	0.441	0.19

**Tabelle 2: Parameterschätzungen für das Wachstumsmodell und  $R^2$ , berechnet über eins minus Summe der quadrierten Residuen dividiert durch die Summe der quadrierten Abweichungen der Beobachtungen vom Mittelwert.**

Die Oberhöhenbonität ist definiert als Höhe im Referenzalter von  $t_o = 100$  Jahren. Für eine gegebene Beobachtung der Baumhöhe  $h(t)$  in einem Alter  $t$  auf einer beliebigen Probestfläche wurde schließlich eine Projektion der Oberhöhenbonität erreicht durch

$$h(t_o | h(t), t) = \psi_1 [h(t) / \psi_1]^{\exp \left[ \frac{\psi_2}{(\psi_3 - 1)t_o^{(\psi_3 - 1)}} - \frac{\psi_2}{(\psi_3 - 1)t^{(\psi_3 - 1)}} \right]}, \quad (3)$$

womit eine Schar von Kurven über positive  $t_o$  aufgespannt wird. Mit  $t$  gegeben, schneiden sich niemals zwei Kurven für beliebige Paare von positiven  $h(t)$ .

## Räumliche Modellierung

In dieser Arbeit wird der räumliche Prozess der Oberhöhenbonität für jeden beliebigen Ort in der Region von Baden-Württemberg  $W$  definiert als

$$y(s) = x(s)' \beta + b(s) + \epsilon(s), \quad (4)$$

und setzt sich zusammen aus

- i. einem festen linearen Trend abhängig vom forstlichen Standort und den Klimavariablen in  $x(s)$ ,
- ii. einem räumlich korreliertem Fehler in Form eines Gauß-Prozesses  $b(s)$ , mit Mittelwert 0, Varianz  $\theta^2$ , und einer räumlichen Autokovarianzfunktion  $c(h)$ , mit  $h$  als Distanz zwischen zwei Orten  $s_i$  und  $s_j$  in  $W$ ,
- iii. und letztlich einem unstrukturierten Gauß-Fehler  $\epsilon(s) \sim N(0, \sigma^2)$ .

In der Vektorschreibweise erkennt man schnell

$$y = X\beta + Ub + \epsilon \quad (5)$$

eine mixed-model-Formulierung eines geostatistischen Universellen Kriging Modells mit Kovarianzmatrix

$$\text{Cov}(y) = \Sigma = \theta^2 URU' + \sigma^2 I_n \quad (6)$$

und Korrelationsmatrix

$$R = \text{Corr}[b(s_i), b(s_j)] = \rho(s_i - s_j) . \quad (7)$$

Nach Tests verschiedener Kovarianzfunktionen aus der generellen Matérn-Klasse wurde schließlich, auch wegen ihrer Sparsamkeit, eine exponentielle Korrelationsfunktion  $\rho(h) = \exp(-h/\alpha)$  angewendet, die mit der Kovarianzfunktion

$$c(h) = \begin{cases} \theta^2 \exp(-\frac{h}{\alpha}), & \text{fr } h > 0 \\ \sigma^2 + \theta^2, & \text{fr } h = 0 \end{cases} \quad (8)$$

korrespondiert und mit dem parametrischen Semivariogramm-Modell

$$\gamma(h) = \begin{cases} \sigma^2 + \theta^2 [1 - \exp(-\frac{h}{\alpha})], & \text{fr } h > 0 \\ 0, & \text{fr } h = 0 . \end{cases} \quad (9)$$

Der unstrukturierte Fehler  $\epsilon$ , repräsentiert durch  $\sigma$ , wird „nugget effect“ genannt; er quantifiziert den Messfehler aus mathematischer Sicht.

Universelles Kriging wird häufig als Kriging der Residuen  $y - X\beta$  vorgenommen. Aber genau das führt in ein Dilemma, weil ein zirkuläres Problem entsteht. Wegen der Autokorrelationen muss die Schätzung von  $\beta$  durch einen verallgemeinerten Kleinstquadratschätzer (GLS) vorgenommen werden. Bei der Schätzung des festen Trends über GLS muss der räumlich strukturierte Fehler in Form der Autokovarianzmatrix berücksichtigt werden. Der räumlich strukturierte Fehler des Trendmodells kann aber erst geschätzt werden, nachdem der feste Trend geschätzt worden ist und wenn die Trend-Residuen zur Konstruktion eines Semivariogramms vorliegen, an welches ein parametrisches Variogramm angepasst werden kann.

In der Literatur (Cressie, 1991; Schabenberger & Gotway, 2005) wird vorgeschlagen, ein Katz-und-Maus-Spiel einzugehen, in Form eines iterativ re-gewichteten GLS (IRWGLS) nach Neumann & Jacobson (1984).

Beim IRWGLS werden mit einer prioren OLS Schätzung

$$\hat{\beta}_{OLS} = (X'X)^{-1} X'y \quad (10)$$

für die Parameter der Mittelwertfunktion empirische Residuen  $e = y - X\hat{\beta}_{OLS}$  kalkuliert, und danach wird ein NLS verwendet zur Anpassung eines parametrischen Semivariogramm-Modells  $\gamma(h; \theta, \sigma, \alpha)$  an den empirischen Gegenspieler

$$\hat{\gamma}^\sharp(h) = \frac{1}{2|N(h)|} \sum_{N(h)} [e(s_i) - e(s_j)]^2$$

$$N(h) \equiv \{(s_i; s_j) : s_i - s_j = h; i, j = 1, \dots, n\} . \quad (11)$$

Nach dieser prioren Schätzung der Variogrammparameter  $(\theta, \sigma, \alpha)$ , schätzt man die Kovarianzmatrix  $\Sigma$  und erhält eine erste GLS-Schätzung

$$\hat{\beta}_{GLS} = (X'\hat{\Sigma}^{-1}X)^{-1} X'\hat{\Sigma}^{-1}y , \quad (12)$$

die dann wieder eine neue NLS-Anpassung des Variogramms, diesmal aber basierend auf den GLS-Residuen

$$y(s_i) - x'(s_i)\hat{\beta}_{GLS} \quad (13)$$

ermöglicht und zur neuen Kovarianzmatrix  $\hat{\Sigma}$  als Startpunkt einer nächsten Iteration führt. Normalerweise sollte ein Konvergenzkriterium schnell erfüllt sein.

Ein weiteres Problem der ausgesprochen umfangreichen Datensätze aus den Waldinventuren ist, dass die hochdimensionale  $n \times n$  Kovarianzmatrix unhandlich wird, und damit das notwendige GLS gar erst möglich ist.

In dem Projekt wurde untersucht, ob bei den verfügbaren großen Stichprobenumfängen die erste gewöhnliche Kleinstquadratschätzung in Form von OLS ausreicht. Weiterhin wurde untersucht, ob ferner die erste Anpassung des parametrischen Variogramms an das Semivariogramm aus den OLS-Residuen ausreicht.

Statt Matheron's (1962) klassischem Schätzer aus Gleichung 11, wurde der robuste Variogrammschätzer

$$2\hat{\gamma}^\#(h) = \left( \frac{1}{|N(h)|} \sum_{N(h)} [e(s_i) - e(s_j)]^{1/2} \right)^4 / (0.457 + 0.494/|N(h)|) , \quad (14)$$

von Cressie & Hawkins (1980) angewendet.

Die Oberhöhenvorhersagen aus Gleichung 3 wurden an jedem beliebigen Ort  $s_0$  in wandernden Fenstern von den nächsten 100 benachbarten Stichproben räumlich gekrigt

$$\hat{y}_0 = x(s_0)' \hat{\beta}_{OLS} + \hat{c}'_- \hat{\Sigma}_-^{-1} (y_- - X_- \hat{\beta}) . \quad (15)$$

Dabei bezeichnet „-“ die Vereinfachung des Universellen Kriging Prädiktors in Form eines lokalen Prädiktors, und damit war  $\hat{\Sigma}_-$  nicht mehr hochdimensional, sondern hatte nur noch Dimension  $100 \times 100$  und wurde numerisch traktierbar.

Für die Herleitung eines Bereichsschätzers wurde die Universelle Kriging Varianz

$$E(y_0 - \hat{y}_0)^2 = \sigma^2 + \theta^2 - c' \Sigma^{-1} c + [x(s_0)' - c' \Sigma^{-1} X] [X' \Sigma^{-1} X]^{-1} [x(s_0)' - c' \Sigma^{-1} X]' \quad (16)$$

durch

$$\widehat{\text{Var}}(\hat{y}_0) = \hat{\sigma}^2 + \hat{\theta}^2 - \hat{c}'_- \hat{\Sigma}_-^{-1} \hat{c}_- \quad (17)$$

approximiert. Die Begründung für das Weglassen des äußerst rechten Terms der Gleichung 16 ist, dass dieser die Präzision des  $\hat{\beta}$ -Schätzers quantifiziert. Es wurde unterstellt, dass der Fehler von  $\hat{\beta}$  ganz einfach vernachlässigt werden kann, wenn solche großen Waldinventurdatensätze zur Verfügung stehen, ungeachtet der Tatsache ob nun GLS oder OLS angewendet wird.

Es wurden Vertrauensbereiche auf dem 95%-Niveau um die räumlichen Vorhersagen der Oberhöhenbonitäten konstruiert mit

$$\hat{y}_0 \pm 1.96 \sqrt{\widehat{\text{Var}}(\hat{y}_0)} . \quad (18)$$

## Modellierung der Mittelwertfunktion

Zu Beginn des Projektes wurden drei Bedingungen formuliert, die die Mittelwertfunktion des räumlichen Bonitätsprozesses in Gleichung 4 erfüllen soll; i) Linearität, um iteratives NLS zu vermeiden; ii) Flexibilität, um mit biologisch plausiblen Ursache-und-Wirkungs-Kurven komplexe nichtlineare Zusammenhänge zu beschreiben; iii) Sparsamkeit, um eine einfache Implementierung in die Software des Auswertungsprogramms für die Waldinventuren in Baden-Württemberg zu ermöglichen.

Es wurde vermutet, dass diese drei Bedingungen durch die Anwendung von B-Spline Regressionstechniken erfüllt werden können. Eine B-Spline-Funktion ist definiert auf der Reichweite eines Knotenvektors

$$\kappa = (\kappa_1, \dots, \kappa_{l+1}, \dots, \dots, \kappa_{d-l}, \dots, \kappa_d)^T , \quad (19)$$

und besteht aus  $d$  Basisfunktionen  $(B_1^l(x), \dots, B_d^l(x))$  vom Grad  $l$ . Jede dieser Basisfunktionen ist definiert auf der Reichweite zwischen  $l+2$  aufeinanderfolgenden Knoten, und der Definitionsbereich einer einzelnen Basisfunktion überlappt die Definitionsbereiche von  $2l$  benachbarten Basisfunktionen.

Mit gegebenem Knotenvektor  $\kappa$  ist eine Basisfunktion vom Grad  $l=0$  definiert durch

$$B_v^0 = 1_{[\kappa_v, \kappa_{v+1})}(x) = \begin{cases} 1 & \text{für } \kappa_v \leq x < \kappa_{v+1} \\ 0 & \text{andernfalls,} \end{cases} \quad v = 1, \dots, d-1, \quad (20)$$

und nach de Boor (1972) und Cox (1972) sind die Basisfunktionen höherer Ordnung rekursiv definiert durch

$$B_v^l(x) = \frac{x - \kappa_v}{\kappa_{v+l} - \kappa_v} B_v^{l-1}(x) + \frac{\kappa_{v+l+1} - x}{\kappa_{v+l+1} - \kappa_{v+1}} B_{v+1}^{l-1}(x). \quad (21)$$

Zur Gewährleistung, dass

$$\sum_{v=1}^d B_v^l(x) = 1 \quad (22)$$

gilt für jedes  $x \in [\kappa_1, \kappa_d]$ , werden die Randknoten  $l$ -mal repliziert, so dass  $\kappa_1 = \dots = \kappa_{l+1}$  und  $\kappa_{d-l} = \dots = \kappa_d$ .

Die gesamte Regressionsmatrix

$$X = (X_1, \dots, X_p) \quad (23)$$

in Gleichung 5 besteht nun aus  $p$  Unter-Matrizen

$$X_z = \begin{pmatrix} B_1^l(x_{z1}) & \dots & B_d^l(x_{z1}) \\ \vdots & & \vdots \\ B_1^l(x_{zn}) & \dots & B_d^l(x_{zn}) \end{pmatrix}, \quad (24)$$

von denen jede zu einer einzigen Regressorvariable  $x_z = (x_{z1}, \dots, x_{zn})'$  gehört, wobei  $z = 1, \dots, p$ . Daraus wird ersichtlich, dass B-Spline Regressionen nichts anderes als ein multiples lineares Regressionsmodell sind.

Bei Splineregressionen besteht generell die Gefahr, dass die Kurvenverläufe am Rand des Wertebereichs der zur Verfügung stehenden Daten leicht instabil werden. Dieses kann ernste Folgen haben, wenn das Regressionsmodell wie im vorliegenden Fall zu Extrapolationen eingesetzt werden soll. Diese Gefahr wurde durch die Einführung natürlicher Randbedingungen vermieden. Die natürlichen Randbedingungen gewährleisten, dass sämtliche Ableitungen gegen 0 gehen und die Regressionskurven nahe der Randknoten einen asymptotischen Verlauf annehmen. Bei Verwendung von B-Spline-Basisfunktionen können die natürlichen Randbedingungen elegant und einfach formuliert werden, indem die Basisfunktionen am Rand des Definitionsbereichs gestapelt oder gelöscht werden.

## Konkrete Ziele und Untersuchungsgegenstände

Die konkreten Ziele und Untersuchungsgegenstände des Projekts waren:

- Erzeugung räumlicher Vorhersagen der Oberhöhenbonitäten verschiedener Baumarten in Baden-Württemberg durch den Prädiktor in Gleichung 15. Darstellung der Resultate in Form von farbigen Karten und Aufzeigen der relativen Veränderungen der Bonitäten für Klimaprojektionen verschiedener IPCC-SRES-Szenarien.

- Evaluierung des lokalen Prädiktors (Gleichung 15) und des Bereichsschätzers in Gleichung 18 basierend auf der Approximation (Gleichung 17) der Universellen Kriging Varianz mit Hilfe umfangreicher Simulationen von Gauß-Zufallsfeldern.

## Resultate

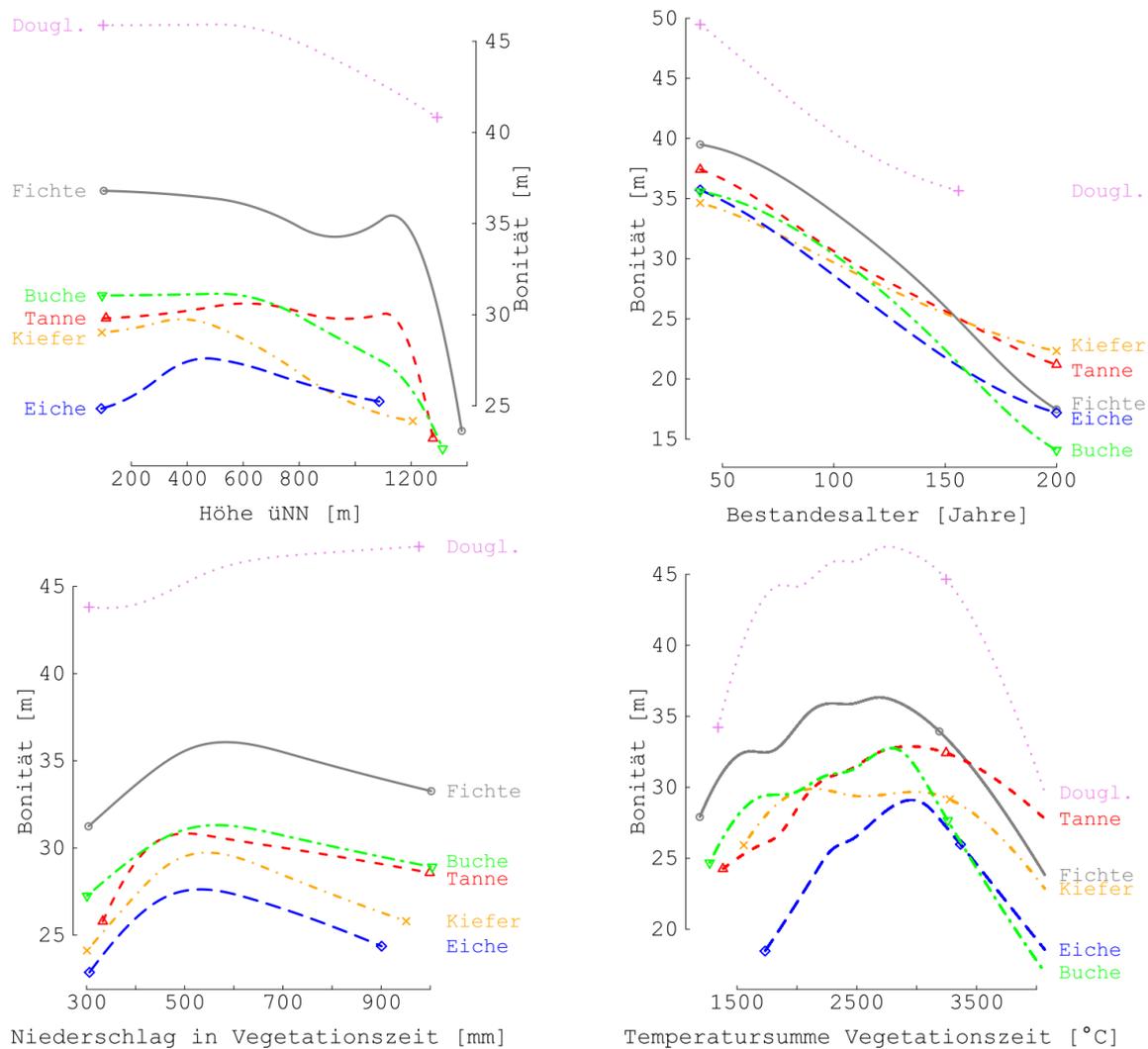
### Haupteffekte

Bei der Darstellung des geschätzten Effekts, den eine unabhängige Variable auf die Bonität hat, werden die Werte der anderen Variablen in Form ihres jeweiligen Mittelwerts festgehalten. Die Variable Höhe über dem mittleren Meeresspiegel wurde als Proxy-Variable verwendet und mag stellvertretend für den Einfluss der Windgeschwindigkeit stehen. Die Windgeschwindigkeit erhöht sich mit zunehmender Höhe über dem mittleren Meeresspiegel und verursacht geringere Bonitäten. So wie man annehmen sollte, sinkt die Bonität für alle Baumarten außer der Eiche mit ansteigender Höhe über dem mittleren Meeresspiegel ab (Abbildung 1). Die Regressionskurven für die Fichte und die Buche weisen ein Maximum um ca. 1100 m üNN auf. Dieses Phänomen wird verursacht durch relativ hochproduktive Standorte in relativ hoher Höhenlage im Bereich des Süd-Schwarzwalds, wo schon die Wiederholungsaufnahmen von Waldinventuren hohe periodische Volumenzuwächse aufgedeckt haben. Dieses stellt kein Problem für die Vorhersagen in den anderen Regionen dar, weil vergleichbare Höhenlagen außer an der Hornisgrinde nirgendwo anders in Baden-Württemberg zu finden sind.

Bei Fixierung aller anderen Variablen in Höhe ihres Mittelwerts, zeigen die Bonitäten einen klaren absinkenden Trend mit ansteigendem Bestandesalter (Abbildung 1). Dieses liegt an zwei wohl bekannten Ursachen. Zum einen werden hoch produktive Standorte in kurzen Umtriebszeiträumen bewirtschaftet, und alte Bestände stocken demnach eher auf schlechten Standorten mit geringen Bonitäten. Zum anderen konnten junge Bestände gemessen an ihrer kurzen Lebensdauer stärker von den angestiegenen Einträgen von Stickstoff und Schwefel profitieren. Das führt dazu, dass jüngere Bestände stärker reagiert haben auf ein verändertes Klima. Weil Messdaten von Depositionen für diese Arbeit noch nicht verfügbar waren, wurde die Variable Bestandesalter als zusätzliche Proxy-Variable ins Modell aufgenommen, um die bislang unbekanntes Effekte zu berücksichtigen, die mit dem Bestandesalter korrelieren.

Von den sechs betrachteten Baumarten steigt nur die Bonität der Douglasie kontinuierlich mit ansteigendem NVZ an (Abbildung 1). Für die anderen Baumarten wird ein Optimum zwischen 500 mm und 600 mm erreicht. Während die Bonitäten von Eichen und Kiefern ziemlich rasch absinken für höhere NVZ als das Optimum, sinken die Bonitäten von Tannen, Buchen und Fichten eher moderat ab für höhere NVZ-Werte. Die Regressionskurven wurden für die Vereinigungsmenge der Reichweiten beider Datensätze gezeichnet, des Retrospektivdatensatzes und der Klimaprojektionen. Für eine Einschätzung, ob die Vorhersagen unsicher werden, ist der Datenbereich der Retrospektivdaten durch Symbole gekennzeichnet. Während die Retrospektivdaten für NVZ nahezu den gesamten Wertebereich der Projektionsdaten mit abdecken, reichen die Projektionen von TVZ weiter hinaus über die Maximum-Werte aus den retrospektiven Klimadaten, insbesondere für die beiden Szenarien A1B und A2. Ähnlich wie für NVZ, zeigen die Regressionskurven für TVZ auch einen parabolischen Verlauf mit einem ausgeprägten Optimum für die meisten Baumarten (Abbildung 1).

Im Gegensatz zu den anderen Baumarten zeigt die Kiefer einen weiteren Optimumbereich bezüglich TVZ. Weiterhin sinkt die Bonität der Kiefer weniger stark an den Rändern des Wertebereichs der Daten ab. Ähnlich wie die Bonität der Kiefer sinkt die Bonität der Tanne mit einem weiteren Anstieg von TVZ ebenfalls moderat ab.



**Abbildung 1: Haupteffekte der Kovariablen auf die Bonität, modelliert durch B-Spline Basisfunktionen. Bei den Darstellungen sind die jeweiligen anderen Kovariablen in Form ihres Mittelwerts festgehalten.**

## Bonitätsvorhersagen

Die Resultate der Raum-Zeit-Vorhersagen werden in Form farbiger Karten in den Abbildungen 2 bis 7 gezeigt. Dabei werden die räumlichen und zeitlichen Veränderungen der Bonitäten ausgedrückt als prozentuale Veränderungen in Bezug zur Referenzperiode von 1978 bis 2007.

Mit allen drei Szenarien werden für die Fichte auf den heutigen Hochleistungsstandorten im Südwestdeutschen Alpenvorland nur geringe Bonitätsveränderungen bis 2040 erwartet. Während die Bonitäten im Neckarland, dem Kraichgau und der Rhein-Ebene basierend auf dem Szenario B1 bis 2040 nahezu unverändert bleiben, werden in diesen Regionen Absenkungen der Bonitäten prognostiziert, wenn die Szenarien A1B und A2 unterstellt werden. Die Bonitäten der Fichte werden vermutlich in den höheren Lagen der Mittelgebirgsregionen des Schwarzwalds und der Schwäbischen Alb ansteigen, in abgeschwächter Form für das Szenario B1 und stärker für die Szenarien A1B und A2.

Bei Anwendung längerer REMO-Projektionen bis zum Jahr 2070, verstärken sich die Trends. Die Bonitäten der Fichte würden demnach in der Rhein-Ebene, dem Kraichgau und dem Neckarland absinken, nicht nur für die Szenarien A1B und A2, sondern auch für das Szenario B1; im Schwarzwald und auf der Schwäbischen Alb würden die Bonitäten weiter ansteigen.

Die Bonitätsvorhersagen der Tanne für die Szenarien A1B und A2 zeigen bis 2040 einen absinkenden Trend in der Rhein-Ebene, dem Kraichgau und dem Neckarland, und einen ansteigenden Trend im Schwarzwald und auf der Schwäbischen Alb. Im Gegensatz zur Fichte könnten die Bonitäten der Tanne auch auf größerer

Fläche in niedriger gelegenen Mittelgebirgsregionen ansteigen. Dem Szenario A2 zufolge würden die Bonitäten der Tanne bis 2040 außerdem im Tauberland und im Schwäbisch-Fränkischer Wald ansteigen, und dieses zeichnet sich noch deutlicher mit den Szenarien A1B und A2 bis ins Jahr 2070 ab. Im Gegensatz zur Fichte, für die die Vorhersagen basierend auf den Szenarien A1B und A2 zeigen, dass die Bonitäten im Alpenvorland nahezu konstant bleiben könnten, würden die Bonitäten der Tanne einen moderaten Anstieg auf diesen Standorten erfahren.

Wenn das Szenario B1 bis in das Jahr 2040 angewendet wird, geschehen kaum Veränderungen der Bonitäten der Douglasie im Vergleich zur Referenzperiode; und bis 2070 führt das Szenario B1 zu geringen Absenkungen der Bonitäten in der Rhein-Ebene, dem Kraichgau und dem Neckarland. In den gleichen Regionen resultieren die Vorhersagen mit dem Szenario A2 bis 2040 und mit A1B bis 2070 in absinkenden Bonitäten. Basierend auf den Klimaprojektionen für die Szenarien A1B und A2 bis 2070 würden die Bonitäten der Douglasie nur in den höheren Höhenlagen des Schwarzwalds und der Schwäbischen Alb ansteigen.

Die Bonitäten der Kiefer könnten für die Szenarien A1B und A2 in der Rhein-Ebene absinken, und gleiches könnte im Schwarzwald für das Szenario A2 passieren. Die Bonitäten der Kiefer könnten im Tauberland, im Schwäbisch-Fränkischen Wald, in der Gäu-Region und auf den Baar-Standorten ansteigen, in stärker ausgeprägter Form für das Szenario A2 als für A1B. Mit dem Szenario B1 blieben die Bonitäten der Kiefer in Baden-Württemberg nahezu unverändert, außer im Tauberland, wo ein Anstieg passieren könnte. Mit den Klimaprojektionen, die in dieser Arbeit angewendet wurden, werden nur vergleichsweise geringe Veränderungen der Kiefern-Bonitäten aufgezeigt.

Mit den Szenarien A2 und A1B bis 2070 werden die Bonitäten der Eichen im Kraichgau und im Neckarland absinken, und stärker noch in der Rhein-Ebene. In nahezu allen anderen Regionen könnten die Bonitäten der Eiche ansteigen, speziell im Schwarzwald, auf der Baar und auf der Schwäbischen Alb für die Szenarien A1B und B2, und ebenso recht deutlich für das Szenario B1.

Die vorhergesagten Veränderungen der Bonitäten der Buche zeigen fast den gleichen räumlichen Trend wie die der Fichte. Jedoch vermag die Bonität der Buche auch auf größeren Flächen in niedriger gelegenen Höhenlagen des Schwarzwalds und der Schwäbischen ansteigen. Außerdem steigen die Bonitäten der Buchen im Alpenvorland für die Szenarien A1B und B2 bis 2070 und für B1 auch im Schwäbisch-Fränkischen Wald an, wohingegen die Bonitäten der Fichte nahezu unverändert bleiben könnten.

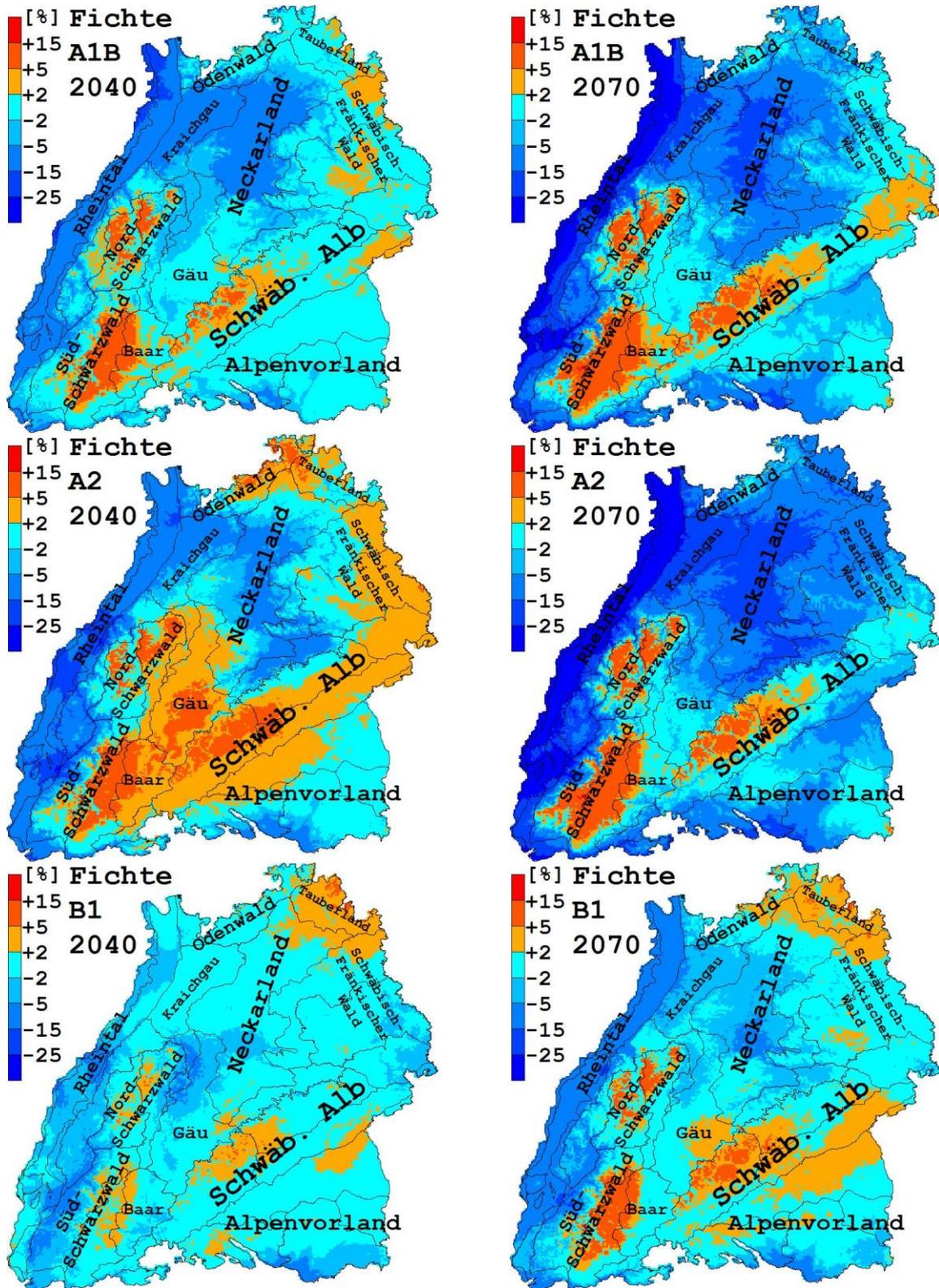


Abbildung 2: Raum-Zeit-Vorhersagen von relativen Bonitätsveränderungen für die Fichte bis 2040 und bis 2070 mit REMO-Projektionen für die Szenarien A1B, A2 und B1.

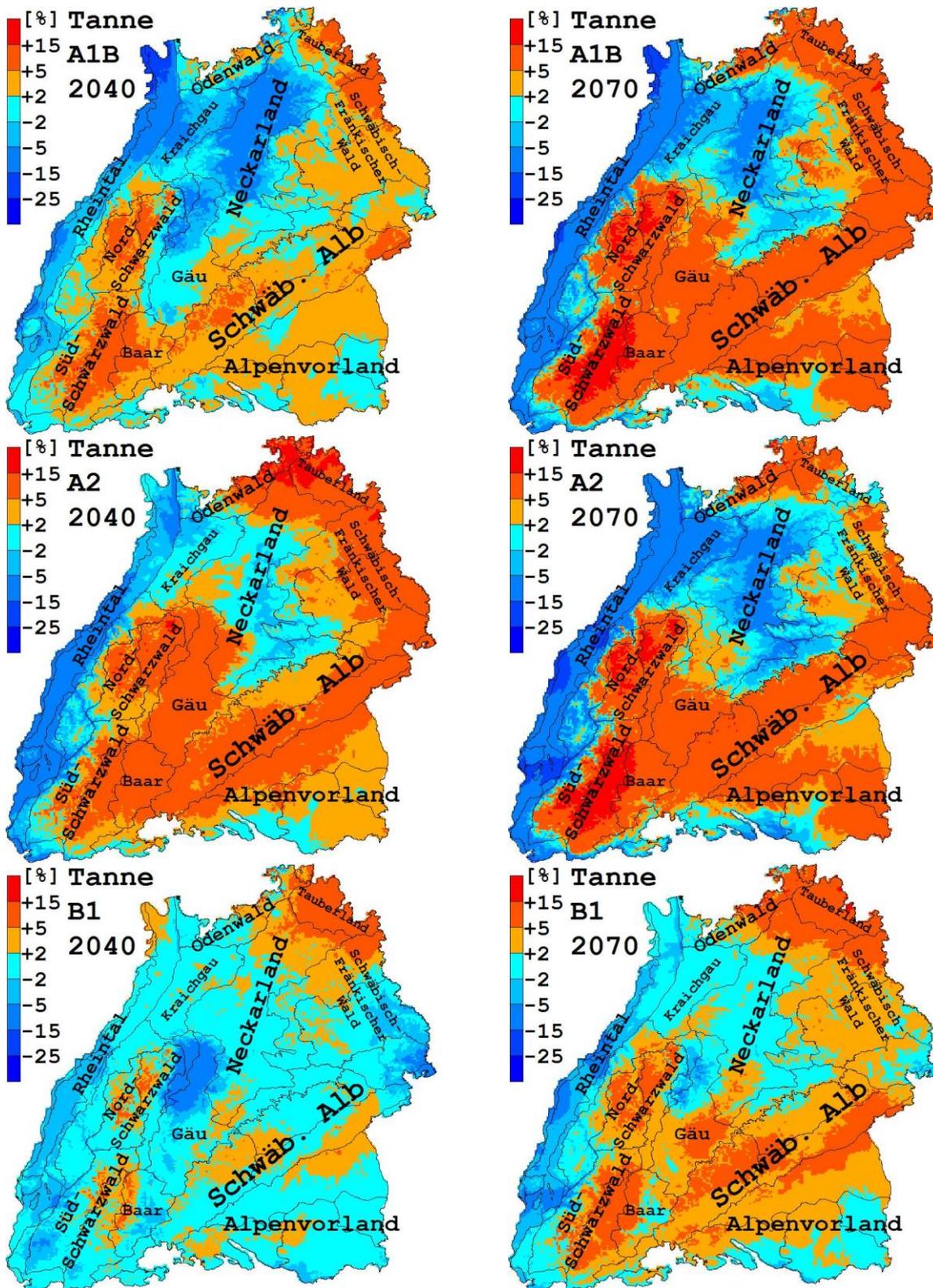


Abbildung 3: Raum-Zeit-Vorhersagen von relativen Bonitätsveränderungen für die Weißtanne bis 2040 und bis 2070 mit REMO-Projektionen für die Szenarien A1B, A2 und B1.

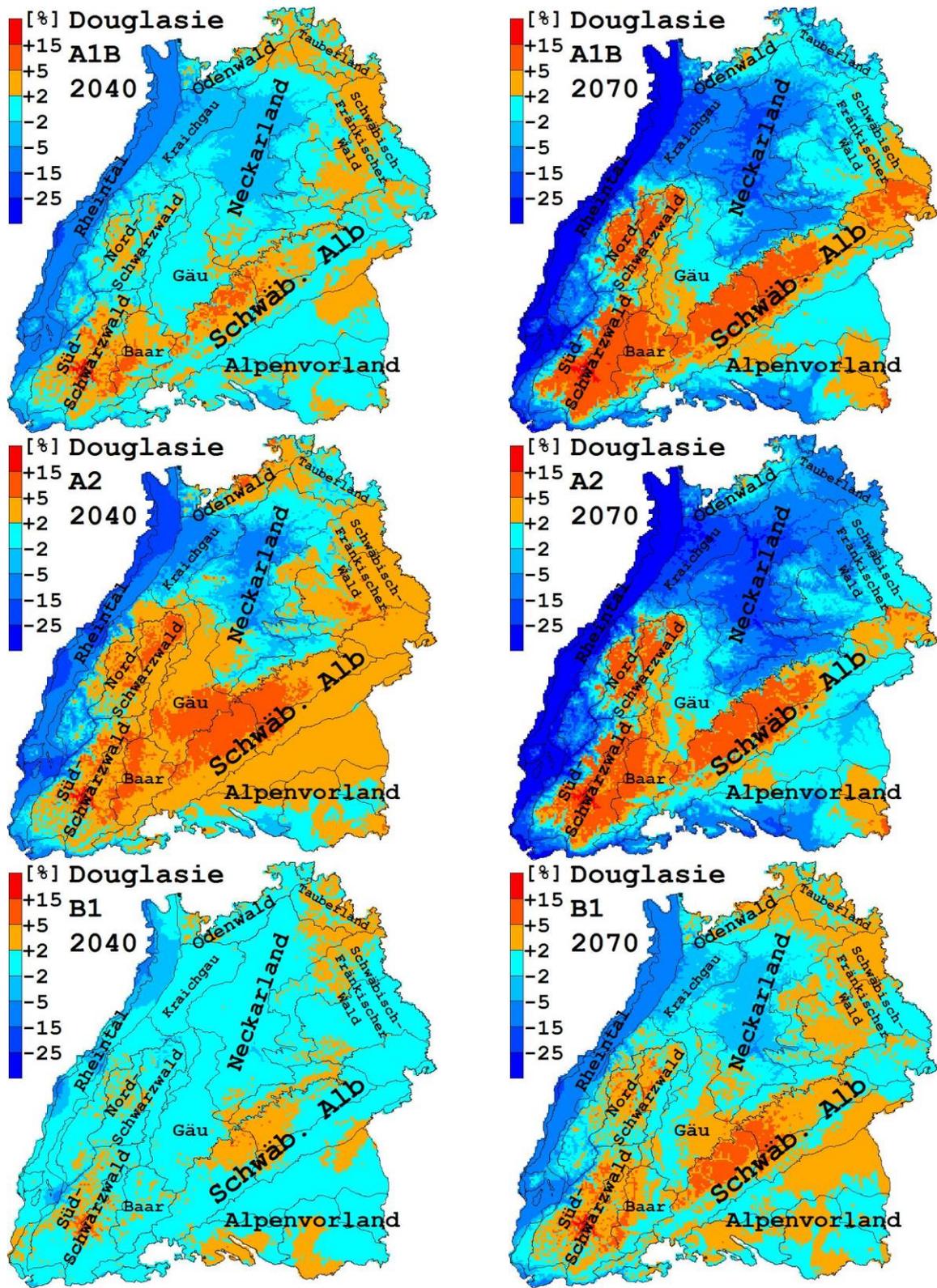


Abbildung 4: Raum-Zeit-Vorhersagen von relativen Bonitätsveränderungen für die Douglasie bis 2040 und bis 2070 mit REMO-Projektionen für die Szenarien A1B, A2 und B1.

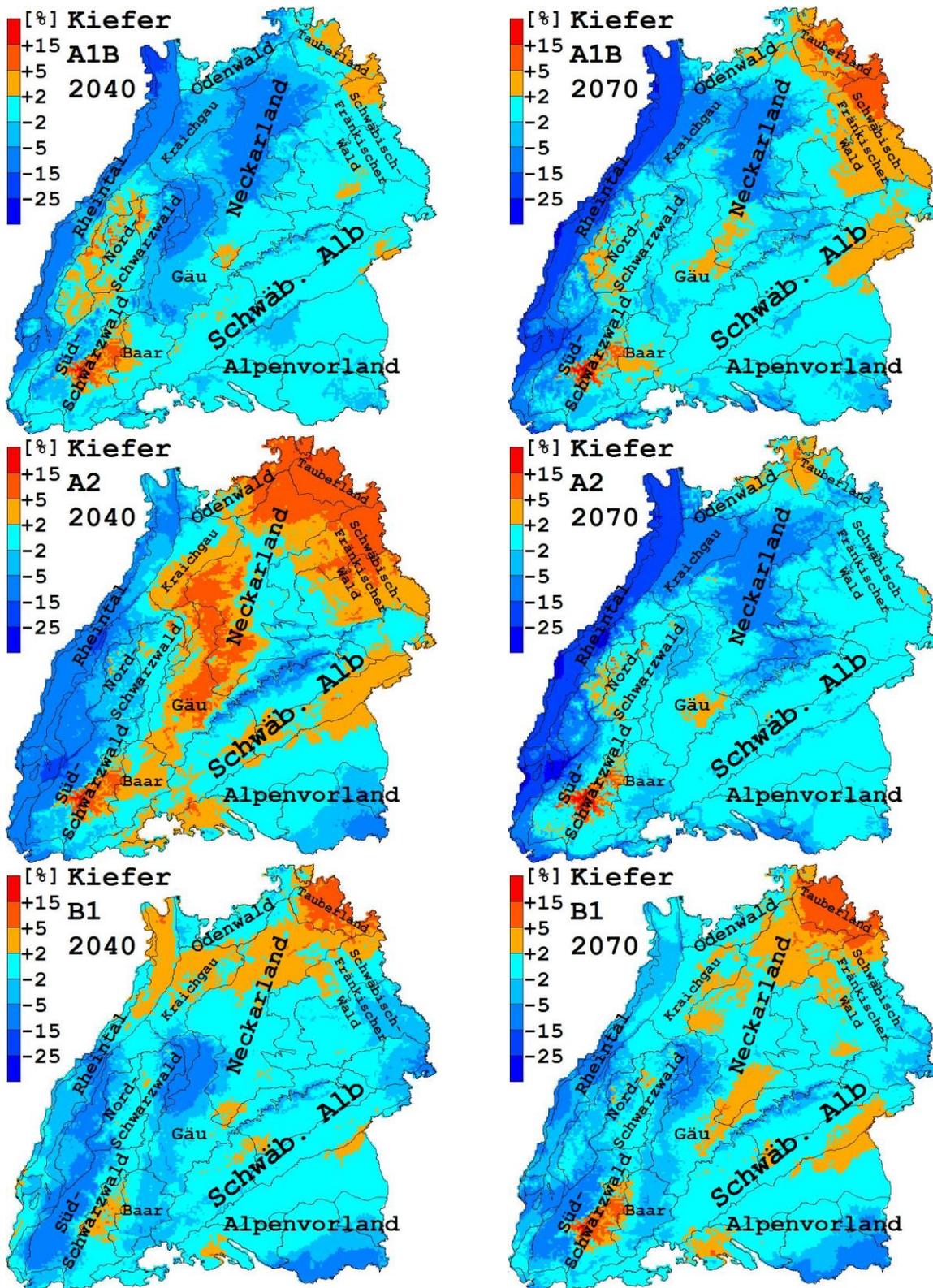


Abbildung 5: Raum-Zeit-Vorhersagen von relativen Bonitätsveränderungen für die Kiefer bis 2040 und bis 2070 mit REMO-Projektionen für die Szenarien A1B, A2 und B1.

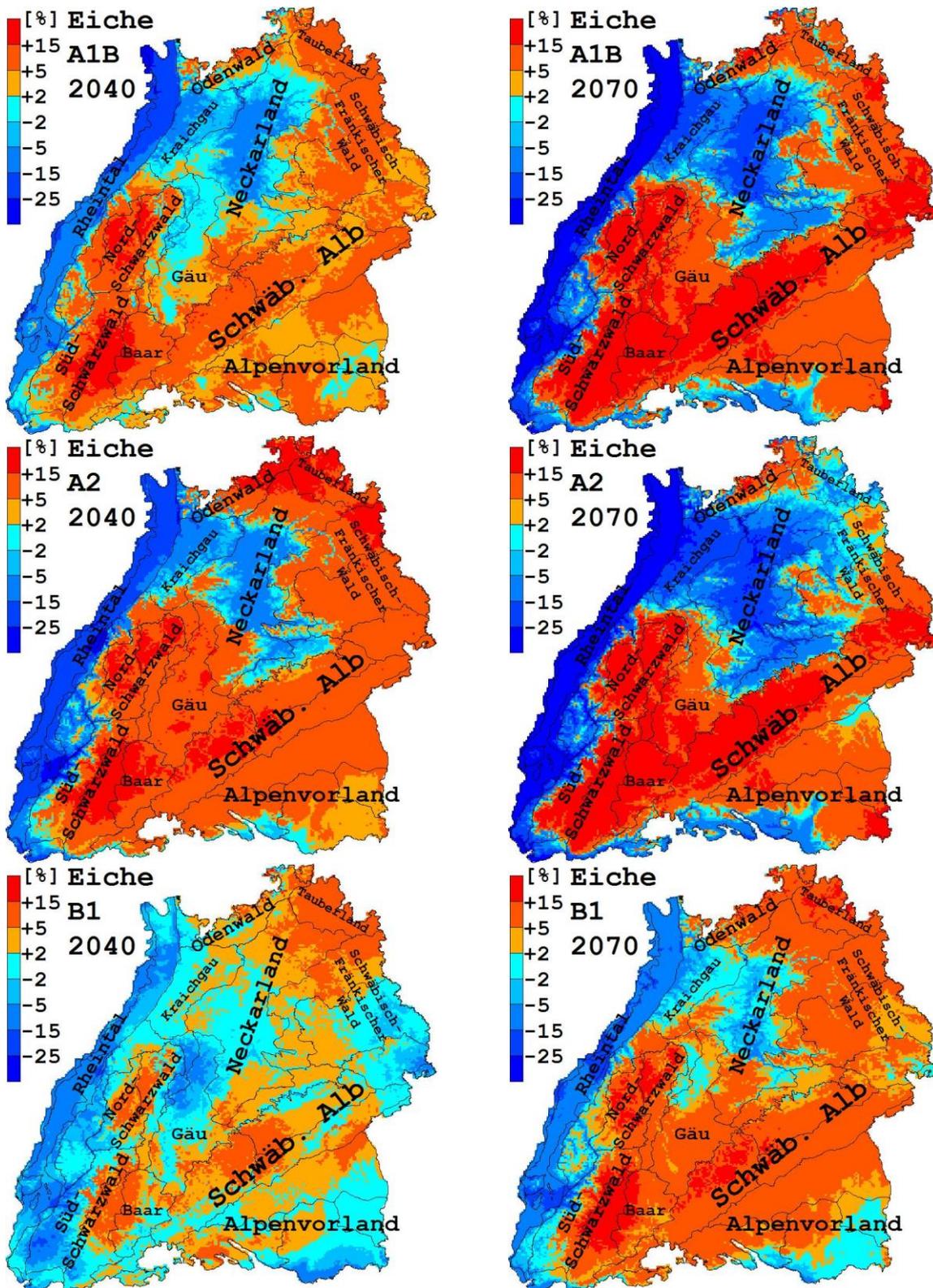


Abbildung 6: Raum-Zeit-Vorhersagen von relativen Bonitätsveränderungen für die Eiche bis 2040 und bis 2070 mit REMO-Projektionen für die Szenarien A1B, A2 und B1.

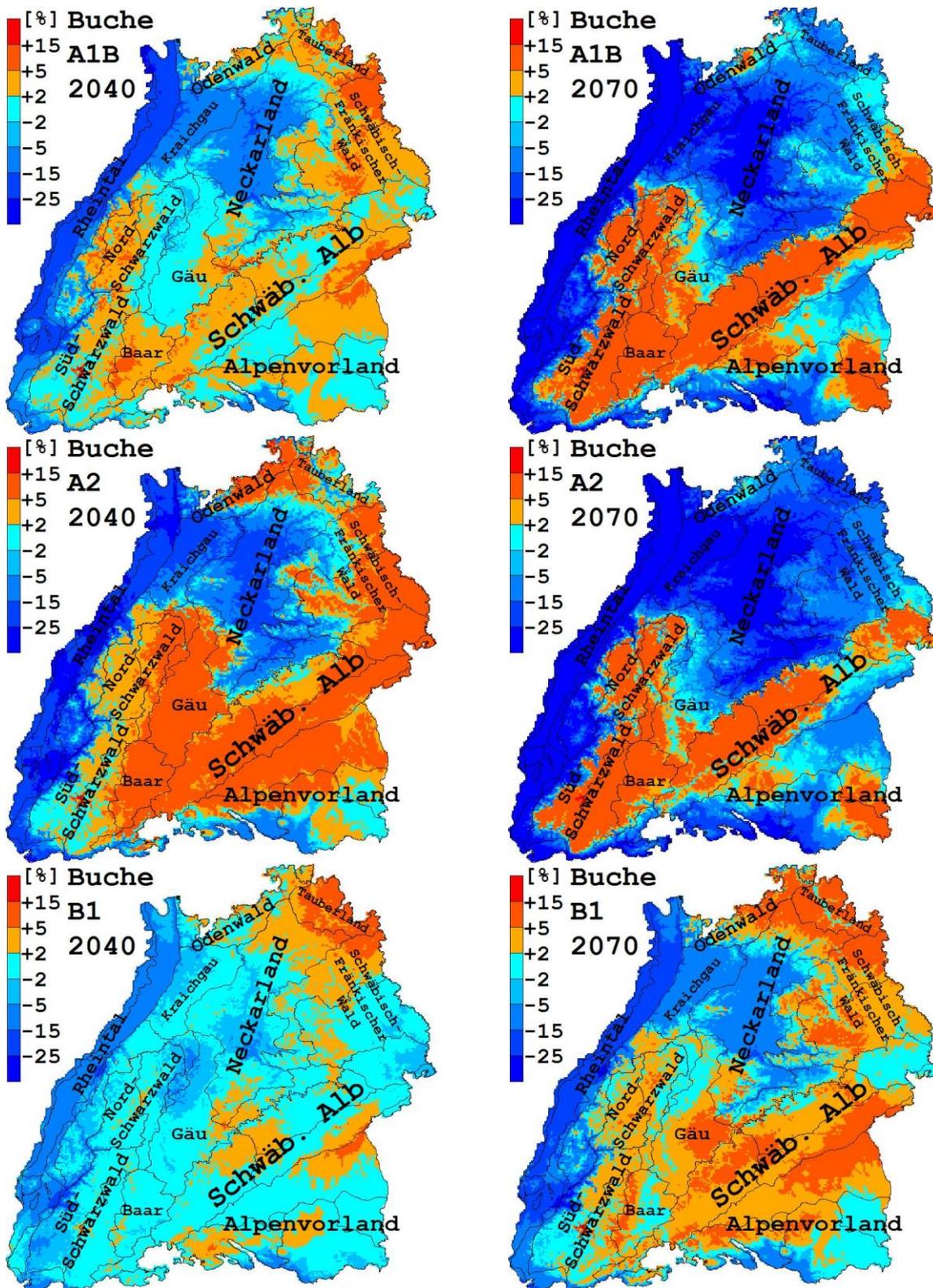


Abbildung 7: Raum-Zeit-Vorhersagen von relativen Bonitätsveränderungen für die Buche bis 2040 und bis 2070 mit REMO-Projektionen für die Szenarien A1B, A2 und B1.

# Evaluierung

Der räumliche Schätzer aus Gleichung 15 und der Intervallschätzer aus Gleichung 18 in Verbindung mit Gleichung 17 wurden anhand von 1000 Simulationen von Gauß-Zufallsfeldern evaluiert. Es zeigte sich, dass die mittleren Parameterschätzungen basierend auf OLS für die 17 B-Spline Basisfunktionen sehr nahe bei den wahren Werten lagen, so wie es theoretisch zu erwarten war. Der relative Bias für die 17 Parameter reichte von -2.1% bis 2.0% und ist damit vernachlässigbar klein.

Das wahre Semivariogramm wurde vollständig von den 95%-Intervallen der 1000 geschätzten Semivariogramme eingeschlossen (siehe Abbildung 8). Jedes der parametrischen Variogramme wurde angepasst an die korrespondierenden empirischen Variogramme, die von den OLS-Residuen der Trendfunktion resultierten. Weiterhin war der Verlauf des mittleren Variogramms nahezu deckungsgleich mit dem wahren Variogramm. Der wahre Parameterwert der praktischen Reichweite des exponentiellen Semivariogramm-Modells wich mit  $3\alpha = 8469$  nur wenig vom Mittelwert aus den Simulationen ab (7664).

Demzufolge ist der NLS-Schätzer des parametrischen Semivariogramm-Modells basierend auf den OLS-Residuen absolut ausreichend, und es kann auf die iterative wechselseitige Anpassung der Trendfunktion und des Variogramm-Modells verzichtet werden.

Die lineare Trendfunktion und das Variogramm-Modell wurden anhand simulierter Daten an den realen Stichprobenpunkten geschätzt. Zum Zwecke einer Validierung wurden in jeder der 1000 Simulationen 10% der Daten zufällig von der Modellanpassungen ausgeschlossen. Der Bias der vorgeschlagenen Approximation (Gleichung 15) des Universellen Kriging Interpolators wurde anhand der durchschnittlichen Differenz zwischen den Vorhersagen und den Simulationen an den Stichprobenorten eingeschätzt. Der relative Bias aus 1000 Simulationen reichte von -1.1% bis 1.0% (siehe Abbildung 8), und der durchschnittliche Bias betrug nur -0.0027%. Deswegen kann die Approximation des Universellen Kriging Interpolators aus Gleichung 15 unter den gegebenen Bedingungen als nahezu unverzerrt betrachtet werden.

Der angewendete Intervallschätzer (Gleichung 18) basierend auf der Approximation der Universellen Kriging Varianz (Gleichung 16) aus Gleichung 17 erzielte Deckungsraten zwischen 0.925% und 0.971%. Die mittlere Deckungsrate von 1000 Simulationen betrug 0.94951% und lag damit sehr nahe bei dem nominalen Niveau von 95%. Das heißt, dass der vorgeschlagene Intervallschätzer ausreichend exakt ist.

Es kann zusammenfassend festgestellt werden, dass in dieser Arbeit i) ein nahezu unverzerrter räumlicher Schätzer der Bonitäten in Baden-Württemberg, ii) ein unverzerrter Intervallschätzer der Bonität, und iii) ein nahezu unverzerrter NLS-Schätzer der räumlichen Kovarianzfunktion entwickelt werden konnte.

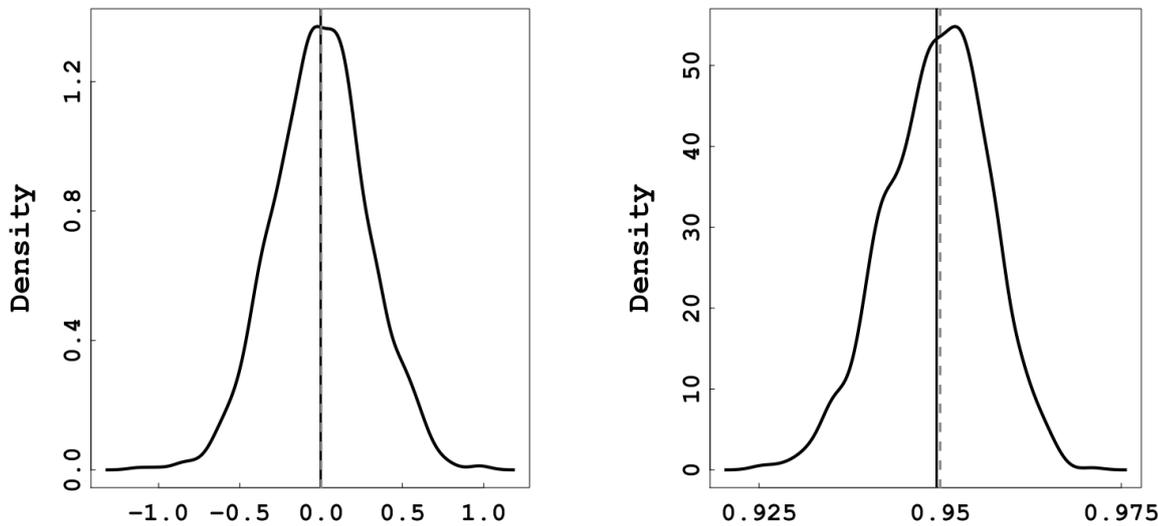


Abbildung 8: Verteilung des Bias des räumlichen Schätzers (linke Grafik) und Verteilung der Deckungsraten des Bereichsschätzers (rechte Grafik).

## Ausblick

In dieser Arbeit wurde untersucht, welchen Einfluss ein künftig verändertes Klima in Baden-Württemberg auf die Bonitäten der Waldbäume haben könnte. Ein verändertes Klima wird sicherlich in verschiedener Hinsicht die Vulnerabilität der Waldökosysteme beeinflussen. In künftigen Arbeiten soll deshalb untersucht werden, welchen Einfluss ein verändertes Klima auf die Mortalität der Waldbäume haben könnte.

Die Waldinventuren werden i.d.R. in einem Turnus von 10 Jahren wiederholt. Wegen des relativ langen Zeitabstands zwischen zwei Aufnahmen, kann nicht mehr zweifelsfrei festgestellt werden, ob ein Baum wegen abiotischer oder biotischer Schädigungen infolge des Klimawandels abgestorben ist, oder ob er lediglich im Rahmen einer regelmäßigen Nutzung aus dem Waldbestand entfernt wurde. Aus diesem Grund sollen sich die weiteren Untersuchungen der Mortalität auf die Messdaten von Dauerbeobachtungsflächen stützen. Auf den Dauerbeobachtungsflächen werden die Bäume jedes Jahr erneut gemessen. Bei jeder Aufnahme wird der Grund vermerkt, warum ein Baum zwischenzeitlich entfernt wurde oder abgestorben ist.

## Literatur

- de Boor, C. 1972. On calculating with B-splines. *J. Approx. Theory*, 6, 50–62.
- Cox, M.G. 1972. The numerical evaluation of B-splines. *IMA J. Appl. Math.*, 10(2), 134–149.
- Cressie, N.A.C. 1991. *Statistics for Spatial Data*. John Wiley & Sons.
- Cressie, N. & Hawkins, D.M. 1980. Robust estimation of the variogram. *J. Int. Ass. Math. Geol.*, 12, 115–125.
- Jacob, D. 2001. A note to the simulation of the annual and inter-annual variability of the water budget over the Baltic Sea drainage basin. *Meteorol. Atmos. Phys.*, 77(1–4), 61–73.
- Jacob, D., Andrae, U., Elgered, G., Fortelius, C., Graham, L.P., Jackson, S.D., Karstens, U., Koepken, C., Lindau, R., Podzun, R., Rockel, B., Rubel, F., Sass, H.B., Smith, R.N.D., Van den Hurk, B.J.J.M. & Yang, X. 2001. A comprehensive model intercomparison study investigating the water budget during the BALTEX-PIDCAP period. *Meteorol. Atmos. Phys.*, 77(1–4), 19–43.
- Majewski, D. 1991. The Europa-Modell of the Deutscher Wetterdienst. *Proceedings of the ECMWF seminar on numerical methods in atmospheric models*, 2, 147–191.

- Matheron, G. 1962. *Traite de Geostatistique Appliquee*. Memoires du Bureau de Recherches Geologiques et Minieres, No. 14. Editions Technip, Paris.
- Nakicenovic, N., Alcamo, J., Davis, G., de Vries, B., Fenhann, J., Gaffin, S., Gregory, K., Grubler, A., Jung, T.Y., Kram, T., La Rovere, E.L., Michaelis, L., Mori, S., Morita, T., Pepper, W., Pitcher, H.M., Price, L., Riahi, K., Roehrl, A., Rogner, H.-H., Sankovski, A., Schlesinger, M., Shukla, P., Smith, S.J., Swart, R., van Rooijen, S., Victor, N. & Dadi, Z. 2000. Emissions Scenarios. A Special Report of IPCC Working Group III. Pacific Northwest National Laboratory, Richland, WA (US), Environmental Molecular Sciences Laboratory (US).
- Neuman, S.P. & Jacobson, E.A. 1984. Analysis of nonintrinsic spatial variability by residual kriging with application to regional groundwater levels. *J. Int. Ass. Math. Geol.*, 16, 499–521.
- Roeckner, E., Bäuml, G., Bonaventura, L., Brokopf, R., Esch, M., Giorgetta, M., Hagemann, S., Kirchner, I., Kornblueh, L., Manzini, E., Rhodin, A., Schlese, U., Schulzweida, U. & Tompkins, A. 2003. The atmospheric general circulation model ECHAM-5: Model description. Report No. 349, Max-Planck-Institute of Meteorology. Hamburg, Germany.
- Roeckner, E., Arpe, K., Bengtsson, L., Christoph, M., Claussen, M., Dümenil, L., Esch, M., Giorgetta, M., Schlese, U. & Schulzweida, U. 1996. The atmospheric general circulation model ECHAM-4: Model description and simulation of the present day climate. Report No. 218, Max-Planck-Institute of Meteorology. Hamburg, Germany.
- Schabenberger, O. & Gotway, C.A. 2005. *Statistical Methods for Spatial Data Analysis*. Chapman & Hall/CRC.
- Sloboda, B. 1971. Zur Darstellung von Wachstumsprozessen mit Hilfe von Differentialgleichungen erster Ordnung. Dissertation-Thesis, Univ. Freiburg.
- v.Wilpert, K. 1990. Die Jahrringstruktur von Fichten in Abhängigkeit vom Bodenwasserhaushalt auf Pseudogley und Parabraunerde: Ein Methodenkonzept zur Erfassung standortsspezifischer Wasserstressdisposition. Dissertation, Univ. Freiburg.

