

Forschungsbericht KLIMOPASS

# Langfristige Veränderung der Bonität von Waldstandorten für Fichte in Baden- Württemberg

von U. Kohnle

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

Juni 2013

<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, <a href="mailto:Kai.Hoepker@lubw.bwl.de">Kai.Hoepker@lubw.bwl.de</a> ;
<b>AUFTRAGGEBER</b>	Ministerium für Umwelt, Klima und Energiewirtschaft Baden-Württemberg - Forschungsprogramm Klimawandel und modellhafte Anpassung in Baden- Württemberg (KLIMOPASS)
<b>BEARBEITUNG</b>	Prof. Ulrich Kohnle, Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden- Württemberg Wonnhaldestraße 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-N13
<b>STAND</b>	Juni 2013, Internetausgabe Juni 2013

<b>ZUSAMMENFASSUNG</b>	<b>4</b>
<b>1 EINLEITUNG</b>	<b>5</b>
<b>2 MATERIAL UND METHODE</b>	<b>7</b>
<b>3 ERGEBNISSE</b>	<b>16</b>
<b>4 DISKUSSION</b>	<b>20</b>
<b>5 QUELLEN</b>	<b>25</b>

# Zusammenfassung

Die Bonität ist eine wichtige Kenngröße sowohl für die Waldbewirtschaftung als auch für die Wachstumsmodellierung. Dies gilt besonders vor dem Hintergrund der Klimaveränderung. Im Projekt wurde ein neuer methodischer Ansatz entwickelt um mögliche Veränderungen von Bonitäten zu identifizieren und zu quantifizieren. Die Methode besteht aus zwei schrittweise aufeinander aufbauenden Modulen: (1) einem Verfahren um grundlegende Veränderungen von Bonitäten über der Zeit zu identifizieren bzw. „Wendepunkte“ in der zugrundeliegenden Datenbasis und (2) einer Methode um die zeitlichen Veränderungen der Bonität in einem kombinierten zeitlich vorwärts- bzw. rückwärtsgerichteten Verfahren zu quantifizieren. Als Datenbasis periodisch wiederholter Höhenmessungen von langfristigen Versuchsflächen mit Fichte (*Picea abies*) der Forstlichen Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg. Die Ergebnisse mit der neu entwickelten Methode machen deutlich, dass seit Beginn des 20. Jahrhunderts alle Bonitäten grundsätzlich angestiegen sind, dass dieser Anstieg ab den 1950er Jahren besonders markant ausgeprägt war, und dass die Größenordnung der Veränderung bei schwachen (geringwüchsigen) Bonitäten besonders stark ausgeprägt war.

# 1 Einleitung

Umweltveränderungen sind mit Veränderungen im Wachstum von Bäumen und Wäldern verbunden. Obwohl es sich dabei um eine recht triviale Feststellung handelt ergibt sich daraus die Herausforderung, wie diese Wirkungen erfasst und quantifiziert werden können. Dies gilt insbesondere vor dem Hintergrund der Klimaveränderung. In der Forstwirtschaft wird häufig die Bonität (Ertragsklasse) verwendet als Leistungskennwert, der die integrative Wirkung sämtlicher zuwachsrelevanter Umweltfaktoren auf Wachstum und (Holz-)Produktivität von Wäldern zusammenfassend beschreibt. Folglich ist davon auszugehen, dass sich Umweltveränderungen auch in der Bonität widerspiegeln dürften. Konventionell wird die Bonität für jede Baumart spezifisch ermittelt und durch das zu einem bestimmten Alter (häufig 100 Jahre) von herrschenden Bäumen erreichte Höhenwachstum (Oberhöhe) bestimmt (Assmann 1961).

Im Bemühen sowohl das Höhenwachstum zutreffend abzubilden als auch die Bonität korrekt zu erfassen sind unterschiedliche Modelle entwickelt worden. Die traditionellen Ertragstabellen arbeiten üblicherweise auf Basis anamorpher Bonitäts-Höhenkurven (Assmann 1961). Dem liegt die Annahme zugrunde, dass Bonitäts-Höhenkurven – selbst wenn sie sich im absoluten Verlauf zwischen den Bonitätsklassen unterscheiden – einer gemeinsamen Grundform folgen (Clutter et al. 1983). Die Annahme einer einheitlichen Grundform über alle Bonitätsklassen ist allerdings restriktiv und mag dazu führen, dass die tatsächlichen Höhenwachstumsgängen nicht realistisch erfasst werden (Assmann 1961; Carmean 1972; Marschall 1976). Außerdem könnten sich Bestände, die auf Standorten gleicher Bonität wachsen, aufgrund variierender Kombinationen zuwachsrelevanter Faktoren durchaus im Höhenwachstumsgang unterscheiden. Tatsächlich wird bei einigen Baumarten über zwischen unterschiedlichen klimatischen Regionen variierende Höhenwachstumsgänge berichtet (Marschall 1976; Wang et al. 1994)

Um solche Formveränderungen von Bonitäts-Höhenkurven zwischen Bonitätsklassen berücksichtigen zu können, wurden polymorphe Bonitäts-Höhenkurven eingeführt (Carmean 1972; Clutter et al. 1983). Die Berechnung polymorpher Bonitäts-Höhenkurven baut dabei auf Techniken wie dem „*algebraic difference approach*“ (ADA; (Bailey u. Clutter 1974), oder dem „*generalized algebraic difference approach*“ auf (GADA; (Cieszewski u. Bailey 2000; Cieszewski 2002). In die polymorphen Höhenmodelle wurden auch Standortfaktoren integriert um die Kurven an Veränderungen in Klima, Boden oder Genetik anpassen zu können (Monserud u. Rehfeldt 1990; Wang et al. 1994). Im Gegensatz zur räumlichen wurde die zeitliche Variabilität bislang nicht berücksichtigt allerdings (Rayner u. Turner 1990).

Neben jährlichen Schwankungen unterliegen Umweltfaktoren nicht selten auch längerfristige Schwankungen in der Größenordnung von Jahrzehnten oder Jahrhunderten, die zu gerichteten langfristigen Trends im Wachstum führen können. Solche Langfristtrends werden wahrscheinlich ausgelöst durch ebenso langfristige Trends in Klimawandel oder Nährstoffeintrag (Kellomäki et al. 2008). Deshalb ist es außerordentlich bedeutsam, dass mögliche in jüngster Vergangenheit eingetretenen umweltbezogene Veränderungen in der Bonität von Standorten identifiziert werden (Spiecker et al. 1996). Eine einfache und direkte Herangehensweise ist es, die Höhenzuwachsänge herrschender Bäume in aufeinanderfolgenden Generationen am gleichen Ort (Eriksson u. Johansson 1993) oder mit unterschiedlichen Keimjahren auf gleichen Standortseinheiten (Unthelm 1996) zu vergleichen. Allerdings ist es schwierig, bei dieser Herangehensweise die Vielzahl möglicher Einflüsse durch Holzeinschlag, Störungen oder Genetik auszuschließen bzw. zu kontrollieren. Und da die diesbezüglichen Voraussetzungen selten von umfangreichen Datenbasen erfüllbar sind, beschränken sehr weitgehend sie die Anwendbarkeit dieser direkten Herangehensweise zur Abschätzung von Bonitätsveränderungen.

Eine Krux bei der Aufstellung von Höhenwachstumsmodellen ist, dass sie meist annehmen, die Bonität sei über der Zeit konstant. Eine wichtige Folge davon ist, dass traditionelle Ertragstafeln ebenso wie IT-gestützte Wachstumssimulatoren – obwohl sie räumliche Veränderungen der Bonität sehr wohl berücksichtigen können – weitestgehend blind gegenüber zeitlichen Veränderungen insbesondere bei langfristigen Trends sind. Längerfristig anhaltende, gerichtete Umweltveränderungen (Trends) stellen daher das der Modellierung zugrundeliegende Konzept vor große Herausforderungen, für deren Bewältigung die bisherigen methodischen Ansätze nicht ausreichend sein dürften.

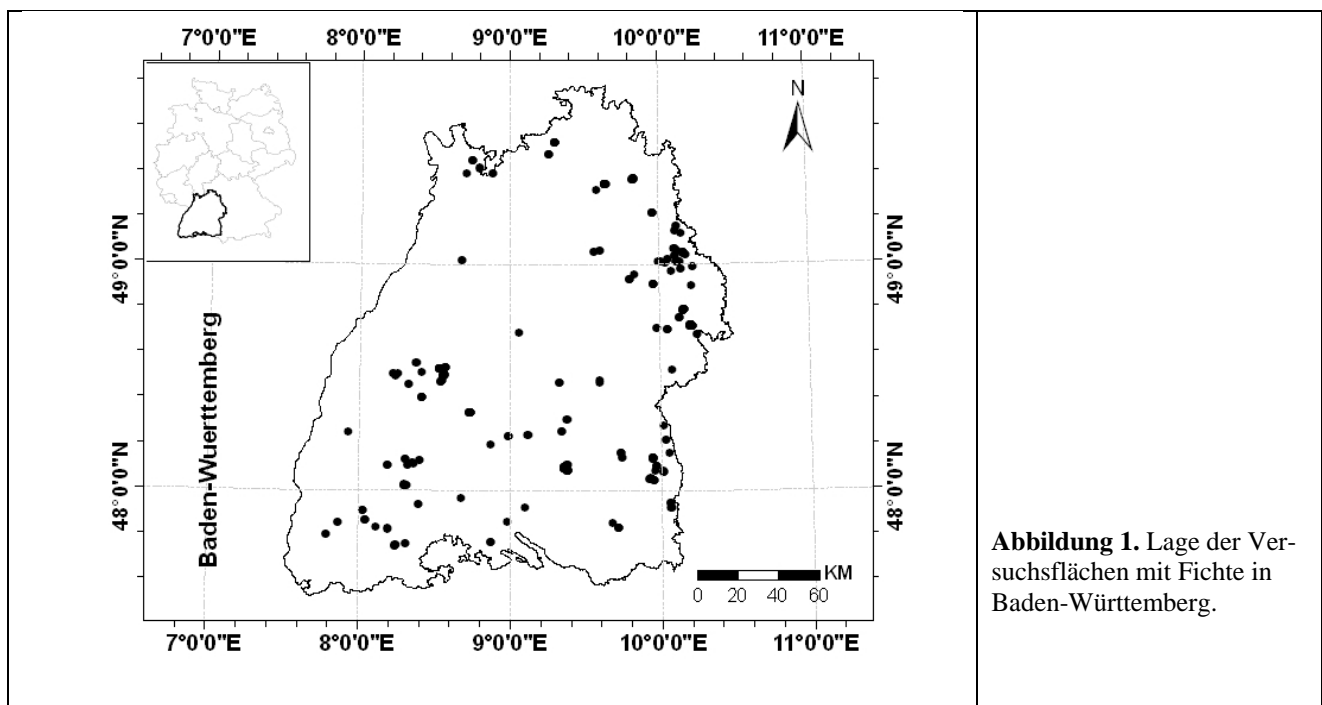
Das im Rahmen von KLIMOPASS geförderte Projekt sollte daher zur Lösung dieser Herausforderung beitragen. Dazu wurden im Projekt folgende Einzelziele verfolgt:

1) Es galt, eine solide methodische Grundlage für die Erfassung und zutreffende Quantifizierung für Veränderungen der Standortsleistungskraft (Bonität) über der Zeit zu entwickeln. 2) Die Methodik sollte zur Untersuchung möglicher Bonitätsveränderungen auf einen umfangreichen empirischen Datensatzes mit Wachstumsdaten zu Fichte (*Picea abies* [L.] Karst.) in Baden-Württemberg angewendet werden.

## 2 Material und Methode

### 2.1 Untersuchungsmaterial

Die Datenbasis für die Untersuchungen umfasst periodisch wiederholte Messaufnahmen von 470 Versuchsfeldern in 175 unterschiedlichen Fichten-Beständen in Baden-Württemberg (Abbildung 1). Die ältesten Aufnahmen datieren vom Ende des 19. Jahrhunderts; aus dieser Zeit sind allerdings insgesamt nur wenige Aufnahmen verfügbar. Später stieg dann die Zahl an Versuchsfeldern beständig an und erreichte in den 1990er Jahren einen Höhepunkt (271 Felder); seither hat die Anzahl der Felder wieder (etwas) abgenommen.



Die einbezogenen Bestände weisen alle mehr oder weniger gleichaltrige Strukturen auf. Sie umfassen damit eine große Spanne an Höhenlagen, Böden, Niederschlägen und Temperaturen ab und damit Bonitäten (Tabelle 1). Die Felder decken auch einen breiten Bereich an Durchforstungsarten und –intensitäten ab. Für die vorgesehenen Untersuchungen war dies jedoch nicht problematisch, da die Analysen auf dem Höhenwachstum aufsetzen, das im Gegensatz zum Durchmesserwachstum von der Art der Bestandesbehandlung (nahezu) unbeeinflusst bleibt (Mäkinen u. Isomäki 2004; Mäkinen et al. 2005; Herbstritt et al. 2006)

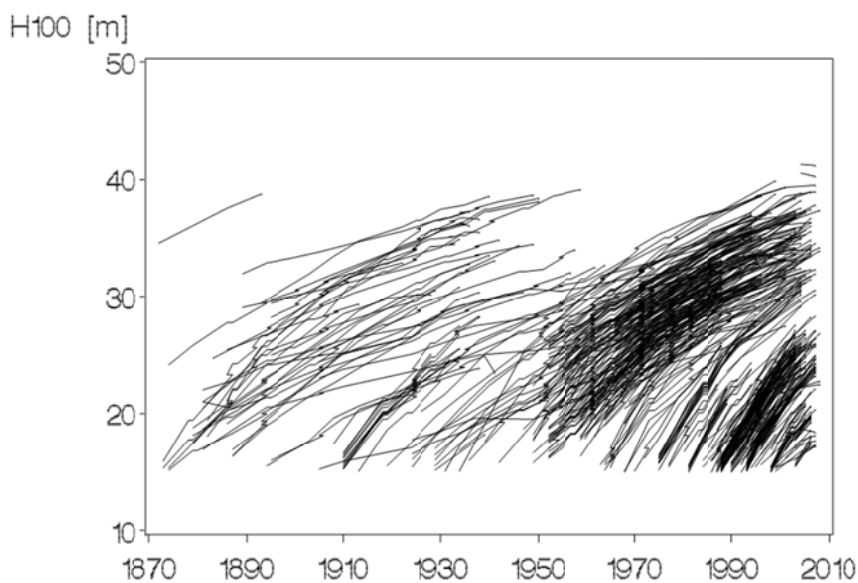
Bei jeder Aufnahme wird bei allen Bäumen der Versuchsfelder der Durchmesser in Brusthöhe (1,3 m; *BHD*) gemessen und für eine ausgewählte Anzahl an Bäumen repräsentative Höhenmessungen

durchgeführt. Im Mittel wurde jedes der in die Untersuchung einbezogenen Felder 8,8 mal gemessen mit einem durchschnittlichen zeitlichen Abstand von 4,9 Jahren zwischen zwei Aufnahmezeitpunkten. Aus den Messdaten werden für jede Aufnahme die Bestandeskennwerte des Feldes berechnet: Grundfläche, Grundflächenzuwachs, Entnahmen, mittlere quadratische BHD ( $d_g$ ) etc. Außerdem werden aus den repräsentativen Höhenmessungen Bestandeshöhenkurven abgeleitet, die dazu genutzt werden, um die bestandestypische Oberhöhe zu berechnen, die für die Zwecke dieser Arbeit als die Höhe des Grundflächenmittelstammes der 100 stärksten Fichten je ha definiert wurde ( $H_{100}$ ). Abbildung 2 enthält eine Darstellung der Höhenentwicklung auf den Versuchsfeldern.

**Tabelle 1.** Kennwerte der Versuchsflächen mit Fichte.

Parameter	Einheit	Mittel	SD*	min	max
Feldgröße	ha	0.17	0.06	0.1	0.25
Jahresniederschlag	mm	854	137	675	1340
Jahresmitteltemperatur	°C	7.2	0.3	6.5	8.3
Höhenlage	m ü.NN	615	79	468	868
Wiederholungsaufnahmen	N/Feld	8.8	2.3	3	17
mittlere Länge Messperiode	Jahre	4.9	1.9	1.0	17.0
Alter	Jahre	63.8	29.6	2	202
Oberhöhe ( $H_{100}^{**}$ )	m	24.5	6.3	9.4	39.3
Oberhöhen-Bonität ( <i>Bezugsalter: 100 Jahre</i> )	m	35.1	5.4	13.7	43.9
Anzahl Bäume	N/ha	1211	988	183	11772
Grundfläche	m <sup>2</sup> /ha	36.5	8.5	10,3	67.1

\* SD: Standardabweichung; \*\*  $H_{100}$ : Höhe des Grundflächenmittelstammes der 100 dicksten Bäume/ha



**Abbildung 2.** Entwicklung der Oberhöhe (berechnet als  $H_{100}$ ) der Versuchsfelder nach Kalenderjahren.



## 2.2 Modellierungsansatz

### 2.2.1 Das grundlegende Höhenwachstums-/Bonitäts-Modell

Konzeptionell lässt sich das (additive) Bonitäts-Modell unter Annahme variierender Umweltfaktoren wie folgt ausdrücken:

$$[1] \quad S_{i,t} = \underbrace{f(w_i)}_{S_i} + \underbrace{f(\omega_{i,t})}_{\Delta S_{i,t}}$$

Dabei entspricht  $f(w_i)$  der Bonität ( $S_i$ ; *site index*) unter Annahme konstanter Wachstumsbedingungen ( $w_i$ ) am Standort  $i$  über der Zeit,  $f(\omega_{i,t})$  erfasst diejenige Veränderung der Bonität ( $\Delta S_{i,t}$ ) des Standorts  $i$  im Kalenderjahr  $t$ , die durch Umweltveränderung bedingt ist.

Der in der Modellkonzeption verwendete algebraic *difference approach* (ADA) ist schon häufiger eingesetzt worden, um Bonitäts-Höhenkurven zu entwickeln (Bailey u. Clutter 1974). Im Vergleich mit anderen Ansätzen zur Ermittlung von Bonitäts-Höhenkurven wie beispielsweise Leitkurven oder Parameter-Prädiktion (Clutter et al. 1983), weist ADA verschiedene günstig zu beurteilende Charakteristika (Bailey u. Clutter 1974; Goelz u. Burk 1992).

Nach einer orientierenden Vorstudie wurde die Trendfunktion nach Sloboda (1971) als grundlegendes Modell für die Bonitäts-Höhenkurven gewählt. Der ADA des Sloboda-Modells kann zur Bestimmung der Bonität ( $s$ ) zum Referenzalter  $A_b$  (z.B. 100 Jahre) genutzt werden aufbauend auf der Oberhöhe  $H_{100}$  im Alter  $A$

$$[2] \quad s = 65^{\phi_1} \cdot \left( \frac{H_{100}}{65^{\phi_1}} \right)^{\frac{\phi_2}{e^{(\phi_3-1)A} (\phi_3-1)} - \frac{\phi_2}{(\phi_3-1)A_b^{\phi_3-1}}}$$

Dabei sind  $\phi_1, \phi_2, \phi_3$  Parameter. Aufgrund numerischer Überlegungen, wählte Sloboda (1971) den Parameter  $\phi_1$  als Exponent zur Basis 65, damit alle Parameters etwa vergleichbare Werte aufweisen und der Optimierungsalgorithmus damit vergleichsweise leicht konvergiert werden kann.

### 2.2.2 Veränderungen der Bonität von Jahr zu Jahr

Im Bonitätsveränderungen in jährlicher Auflösung untersuchen zu können, wurden die jährlichen Veränderungsrate in zwei unterschiedlichen Richtungsmodi kalkuliert: in vorwärts gerichteter Betrachtung (vom Anfang zum Ende einer Messperiode) und in rückwärts gerichteter Betrachtung (vom Ende einer Messperiode zum Anfang) (Huang et al. 2004)

Die Änderungsraten der Bonität im „vorwärts“ Modus ( $\bar{\Delta}S_{i,t}$ ) sind

$$[3a] \quad \bar{\Delta}S_{i,t} = \frac{(S_{i,t+p} - S_{i,t})}{p}$$

dabei ist where  $S_{i,t}$  die Bonität von Bestand  $i$  im Kalenderjahr  $t$ ,  $p$  ist das Messintervall und der Pfeil ( $\rightarrow$ ) indiziert die vorwärts gerichtete Betrachtungsweise.

Analog erfolgt die Kalkulation der Änderungsraten der Bonität im “rückwärts” Modus ( $\bar{\Delta}S_{i,t}$ ) als

$$[3b] \quad \bar{\Delta}S_{i,t} = \frac{(S_{i,t-p} - S_{i,t})}{p}$$

wobei der umgekehrte Pfeil ( $\leftarrow$ ) die Betrachtungsweise vom Ende der Messperiode zu deren Anfang repräsentiert. Schließlich wurden dann die für die jeweilige Messperiode gemittelten jährlichen Änderungsraten der Bonität ( $ROC_S$ ) jedem einzelnen Kalenderjahr der Messperiode zugeordnet.

### 2.2.3 Identifikation von Lageveränderungen und Wendepunkten in den Bonitäts-Trajektorien

Unter konstanten Umweltbedingungen sollte die Ermittlung der Bonität auf der Basis von Höhenmessungen bei aufeinanderfolgenden Messungen im gleichen Bestand identische Werte liefern. Unter Annahme solch konstanter Umweltbedingung stellt sich die im „vorwärts“ und „rückwärts“ Modus ermittelte Bonitätsänderung ( $ROC_S$ ) konstant dar als

$$[4] \quad E(\bar{\Delta}S) = E(\bar{\Delta}S) = 0$$

Falls jedoch gerichtete Umweltveränderungen auftreten, ist zu erwarten dass auch die  $ROC_S$  einen gerichteten Trend zeigen, der mit der Komponente  $f(\omega)$  in Gleichung 1 korrespondiert.

$$[5] \quad E(\bar{\Delta}S) = E(\bar{\Delta}S) = f(t) \Rightarrow f(\omega)$$

Um einen Eindruck über mögliche Veränderungen der Bonität über der Zeit zu erhalten wurde zunächst das bi-gewichtete Mittel (Mosteller u. Tukey 1977) der  $ROC_S$  für alle Versuchsflächen und Kalenderjahre berechnet. Anschließend erfolgte die Berechnung linearer Regressionen beginnend mit dem ersten Jahr  $k$  der ersten Messperiode des gesamten Datensatzes (1870 – 1875). Schließlich wurden danach die  $ROC_S$  schrittweise wie folgt Jahr für Jahr zur Zeitserie hinzuaddiert:

$$[6] \quad \bar{\Delta}S_t = \alpha_t y_t + \mu_t \quad t = k + 1, \dots, T$$

mit  $y_t$  als Kalenderjahr und  $T$  als der Anzahl von Jahren,  $\alpha_t$  sind Parameter und  $\mu_t$  die Residuen.

Die Nullhypothese wurde getestet als

$$H_0: \alpha_k = \alpha_{k+1} = \dots = \alpha_T = 0$$

Im Prinzip entspricht die Nullhypothese damit über der Zeit mehr oder weniger ungerichtet um den Wert Null variierender Regressionskoeffizienten, während die Alternativhypothese von einer gerichteten Veränderung über der Zeit ausgeht.

Der CUSUM-Ansatz (rekursive kumulative Summe) repräsentiert ein statistisches Werkzeug, das es erlaubt Veränderungen in der Entwicklung von Mittelwerten eines Signalwertes aufzudecken (Hinkley 1971). Der Ansatz prüft die Entwicklung der kumulierten Werte vorhergehender Beobachtungszeiträume ab unter der Annahme, dass sie einer Normalverteilung folgen. Der „cumulative sum of least squares“ (OLS-CUSUM) Test (Brown et al. 1975) wurde herangezogen um die Konstanz von Regressionsbeziehungen über der Zeit auf statistische Signifikanz zu prüfen. Die rekursiven Residuen, die von der Kleinstquadrat-Schätzung auf Basis der ersten  $k$  Beobachten gewonnen wurden sind

$$[7] \quad \mu_t = \frac{\bar{\Delta}S_t - y_t' \alpha_t}{\sqrt{1 + y_t'(Y'_{t-1} Y'_{t-1})^{-1} y_t}} \quad (t = k + 1, \dots, T)$$

mit  $Y'_{t-1} = [y_1, \dots, y_{t-1}]$ ,  $y_t$  als dem Kalenderjahr zum Zeitpunkt  $t$ ,  $k$  der Anzahl der vorhergehenden Jahre im gesamten Datensatz und  $\mu_t \sim N(0, \sigma^2)$  als Varianz berechnet als

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{T - k} \sum_{t=k+1}^T (\mu_t - \bar{\mu})^2$$

Ploberger und Krämer (1992) schlugen eine Erweiterung der Prüfprozedur auf der Basis von OLS Residuen vor, die einfach berechnen- und interpretierbar ist und dabei gleichzeitig sehr unterschiedliche Formen struktureller Veränderungen im Datensatz erfassen kann. Der OLS-CUSUM Typ eines empirischen Fluktuationsprozesses (Zeileis 2005) wurde damit definiert als

$$[8] \quad W_T^0(l) = \frac{1}{\hat{\sigma} \sqrt{T}} \sum_{t=1}^{[Tl]} \mu_t \quad (0 < l < 1)$$

Bei dem die standardisierte Brown'sche Brücke  $W_T^0(l) = W^0(l) - lW(1)$  den limitierenden Prozess für  $W_T^0(l)$  bildet, in dem  $W(\cdot)$  für die standardisierte Brown'sche Veränderung steht. Unter der

Maßgabe einer einfachen Veränderungsalternative zeigt dieser Prozess im Bereich des strukturellen Änderungspunktes einen Höhepunkt.

#### 2.2.4 Änderungen der Bonität

Das Auftreten genereller Bonitätsveränderungen wirft die Frage danach auf, wie sich diese ( $ROC_S$ ) ggf. bei unterschiedlichen Ausgangsbonitäten ändern. Tatsächlich können die jährlichen  $ROC_S$  ( $\Delta S$ ) in Funktion der Bonität ( $S$ ) modelliert werden als

$$[9] \quad \Delta S = f(S) + \varepsilon$$

Eine orientierende Voruntersuchung ergab dabei eine lineare Beziehung zwischen jährlicher  $ROC_S$  und Bonität ( $S$ ), die sich allerdings zeitlich variabel darstellt. Damit lässt sich das Modell für die jährlichen Bonitätsänderungsraten im „vorwärts“ Modus ausdrücken als

$$[10a] \quad \bar{\Delta}S_{i,t} = \bar{\beta}_{0,t} + \bar{\beta}_{1,t} \cdot S_{i,t} + \bar{\varepsilon}_{i,t}$$

in dem  $\bar{\Delta}S_{i,t}$  and  $S_{i,t}$   $ROC_S$  und Bonität im Jahr  $t$  des Bestandes  $i$ , im vorwärts Modus repräsentieren.

Das damit korrespondierende Modell im “rückwärts” Modus ergibt sich analog als

$$[10b] \quad \bar{\Delta}S_{i,t} = \bar{\beta}_{0,t} + \bar{\beta}_{1,t} \cdot S_{i,t+1} + \bar{\varepsilon}_{i,t}$$

Die Parameterschätzung für die Gleichungen 10a und 10b erfolgte im Rahmen eine Mischmodell-Ansatzes. Die Parameter für das  $ROC_S$  Modell im vorwärts Modus (Gl. 10a) last sich damit wie folgt schreiben

$$[11a] \quad \bar{\beta}_{0,t} = \bar{\beta}_0 + \bar{b}_{0,t}$$

$$[11b] \quad \bar{\beta}_{1,t} = \bar{\beta}_1 + \bar{b}_{1,t}$$

und

$$\bar{b}_{0,t} \sim N(0, \bar{\Lambda}_0), \bar{b}_{1,t} \sim N(0, \bar{\Lambda}_1),$$

$$\bar{\varepsilon}_{i,t} \sim N(0, \bar{\sigma}^2).$$

Dabei ist  $\bar{\beta}_0$  ein fixer Interzept-Parameter und  $\bar{b}_{0,t}$  ein zufälliger Interzept Parameter im Kalenderjahr;  $\bar{\beta}_1$  ist der fixe Steigungsparameter,  $\bar{b}_{1,t}$  der zufällige Steigungsparameter.  $\bar{\Lambda}_0$  repräsentiert die

Kovarianz-Matrix der zufälligen Interzept-Parameter ( $\vec{b}_{0,t}$ ),  $\vec{\Lambda}_1$  die Kovarianz-Matrix der zufälligen Steigungs-Parameter ( $\vec{b}_{1,t}$ ) und  $\vec{\sigma}^2$  die Fehlervarianz.

In gleicherweise ergeben sich die Parameter der Zufallseffekte für die ROC<sub>S</sub> im rückwärts Modus (Gl. 10b) als

$$[11c] \quad \vec{\beta}_{0,t} = \vec{\beta}_0 + \vec{b}_{0,t}$$

$$[11d] \quad \vec{\beta}_{1,t} = \vec{\beta}_1 + \vec{b}_{1,t}$$

und

$$\vec{b}_{0,t} \sim N(0, \vec{\Lambda}_0), \quad \vec{b}_{1,t} \sim N(0, \vec{\Lambda}_1)$$

$$\vec{\varepsilon}_{i,t} \sim N(0, \vec{\sigma}^2).$$

Aufgrund der Unterschiede des Terms  $S$  in den Gl. 10a und 10b ergeben die beiden ROC<sub>S</sub> Modelle im vorwärts bzw. im rückwärts Modus nicht exakt dieselben Schätzwerte für die Veränderungen der Bonität ( $S$ ). Folglich differieren die retro- bzw. prospektiven Bonitätsschätzungen etwas. Sie wurden daher auf der Basis einer optimierten Gewichtung mittels des Kehrwertes ihrer Varianz kombiniert, was einen konsolidierten Schätzwert für die ROC<sub>S</sub> ergibt und gleichzeitig die Qualität der Gesamtschätzung verbessert (Newbold u. Granger 1974).

Auf dieser Basis ergibt sich der Algorithmus für die Aktualisierung von  $S$  im Jahr  $t$  gegenüber dem Jahr  $t_0$  (Parameter hier nicht dargestellt) als:

$$[12] \quad S_t = \begin{cases} S_{t_0} + \sum_{l=t_0}^t \vec{\Delta} \dot{S}_l & t > t_0 \\ S_{t_0} + \sum_{l=t_0}^t \vec{\Delta} \dot{S}_l & t < t_0 \end{cases}$$

in dem  $S_{t_0}$  die Schätzung der Bonität ( $S$ ) im Jahr  $t_0$  ist und  $\sum_{l=t_0}^t \vec{\Delta} \dot{S}_l$  sowie  $\sum_{l=t_0}^t \vec{\Delta} \dot{S}_l$  die von Jahr  $t_0$  bis  $t$  kumulierten Änderungen der Bonität auf Basis des kombinierten Schätzers aus den Modellen im vorwärts bzw. rückwärts Modus der Schätzung der jährlichen ROC<sub>S</sub> (Gl. 10a, b).

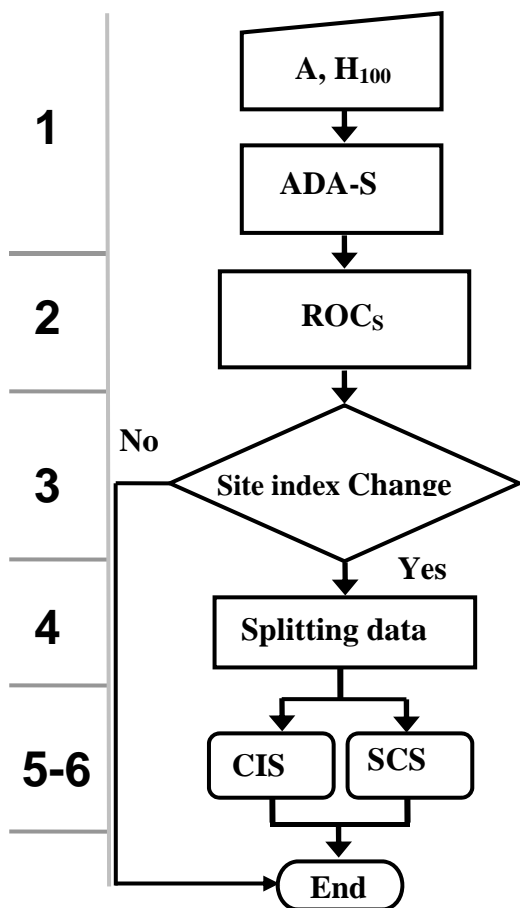
### 2.3 Ansatz zur Bewertung von Änderungen im Höhenzuwachs

Die Alter der untersuchten Bestände sind nicht gleichmäßig über die Kalenderjahre verteilt (Abbildung 2). Um die Wirkung dieser ungleichen Verteilung zu reduzieren wurde eine schrittweise Prozedur durchgeführt. Im ersten Schritt wurde dazu das Höhenzuwachs-/Bonitäts-Modell für den ge-

samen Datenbereich angepasst. D.h., der Höhenzuwachs wurde nur in Abhängigkeit des Alters aber nicht eines Kalenderjahres betrachtet. Im zweiten Schritt wurde dann die durch Umweltveränderungen ausgelöste Veränderung der Bonität als Effekt des Kalenderjahres erfasst.

Aufbauend auf die o.g. Überlegungen wurde eine neue Prozedur zur Erfassung der zeitlichen Entwicklungsverläufe der Bonitäts-Höhenkurven (Abbildung 3) eingeführt, die die folgenden Arbeitsschritte umfasst:

1. Kalkulation der Referenz-Bonitätshöhenkurven ( $S$ ) auf Basis von Alter ( $A$ ) und Oberhöhe ( $H_{100}$ ). Dazu wurde der ADA Ansatz verwendet um die Bonitätshöhenkurven basierend auf der Sloboda-Funktion (1971) (Gl. 2) für den gesamten Datensatz zu konstruieren;
2. Kalkulation der jährlichen  $ROC_S$  für jeden Versuchsbestand (Gl. 3a) sowie deren bi-gewichtetes Mittel (Mosteller u. Tukey 1977) für jedes Kalenderjahr;
3. Anwendung des OLS-CUSUM-Typ Tests (Gl. 8) um die Bonitäts-Trajektorien auf mögliche grundlegende strukturellen Änderungen hin zu untersuchen;
4. Bei Auftreten solcher grundlegender struktureller Änderungen Aufteilung des Gesamtdatensatzes in entsprechende zeitliche Untereinheiten;
5. Konstruktion einer neuen Bonitäts-Höhenkurve (Gl. 2) aufbauend auf der ersten der beiden identifizierten zeitlichen Untereinheiten im Datensatz als Referenz. Nach der Parameterschätzung im vorwärts und rückwärts Modus der Modelle für die  $ROC_S$  (Gl. 10a und 10b) wurde der Algorithmus für die Aktualisierung (Gl. 12) angewendet um die Veränderungen der Bonität über den gesamten Betrachtungszeitraum hinweg (*CIS*; change in site index) zu erfassen;
6. Konstruktion eines neuen Bonitäts-Höhenkurvensystems (*SCS*; site index curve system) unter Berücksichtigung der aufgedeckten grundlegenden strukturellen Änderungen im Gesamtdatensatz durch Anpassung getrennter nicht-linearer Regressionsmodelle (Gl. 2) an die beiden zeitlichen Untereinheiten.

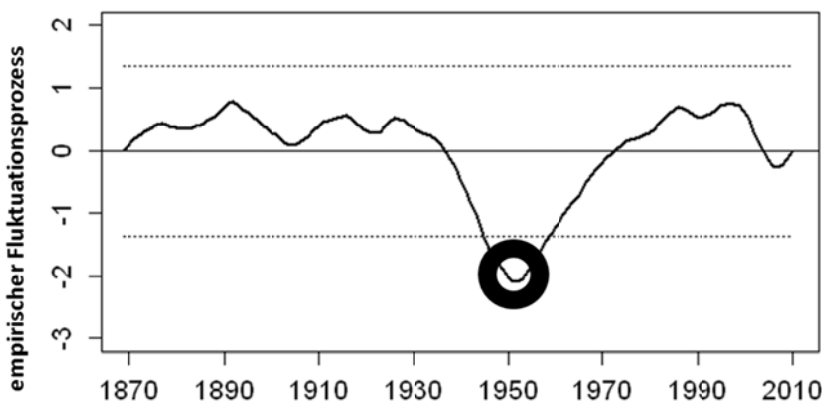


**Abbildung 3.** Ablaufschema (engl.) der Methode zur Ermittlung möglicher Bonitätsveränderungen. Die Zahlen am linken Rand beziehen sich auf die oben ausgeführten Arbeitsschritte.

Sämtliche Berechnungen erfolgten mit dem Statistik-Programmpaket R 2.12.1.

### 3 Ergebnisse

Entsprechend Arbeitsschritt 1 erfolgte auf Basis der Gl. 3a die Berechnung der Bonitätsveränderungsraten ( $ROC_S$ ) für alle Versuchsflächen und Aufnahmezeitpunkte. Diese quasi „global“ berechneten  $ROC_S$  wurden dann allen Kalenderjahren der jeweiligen Messperiode zugeordnet. Danach wurden im Schritt 2 die bi-gewichteten Mittel aller Versuchsflächen für jedes Kalenderjahr berechnet. Im Schritt 3 erfolgte die Anwendung des OLS-CUSUM Tests (Gl. 8) um mögliche strukturelle Änderungen im zeitlichen Verlauf der Bonitätsentwicklung ( $CIS$ ) zu identifizieren. Tatsächlich wies diese Prozedur auf eine eindeutigen strukturellen Wechsel im Bereich des Jahres 1953 hin; d.h. ein Minimalwert überschritt die Grenzen des OLS-CUSUM Tests. Dies wurde daher in der Folge als signifikante Veränderung der zeitlichen Entwicklung der Bonität ( $S$ ) in Abhängigkeit der Kalenderjahre interpretiert (Abbildung 4).



**Abbildung 4.** OLS-CUSUM Test (Gl. 7) für Bonitäts-Veränderungsraten ( $ROC_S$ ); punktierte Linien: Grenzen des 5% Konfidenzniveaus, Kreis: grundlegende strukturelle Änderung im Datensatz („Wendepunkt“).

Daher wurde in Schritt 4 der Gesamtdatensatz in die beiden vom OLS-CUSUM Test indizierten unterschiedlichen zeitliche Untereinheiten gesplittet. Die erste Untereinheit umfasste den Zeitraum von 1870 – 1953, die zweite den Zeitraum von 1954 -2010. Aufgrund der in der ersten Periode zu beobachtenden relativ konstanten Werte und nur geringfügigen Veränderungsraten der Bonitäten ( $ROC_S$ ) wurde der ADA des Sloboda Modells (Gl. 2) im Schritt 5 zunächst an diese zeitliche Untereinheit angepasst. Anschließend wurden die  $ROC_S$  Modelle im vorwärts sowie im rückwärts Modus im Rahmen linearer gemischter Modelle (Gl. 11a-d) berechnet und schließlich die langfristigen Veränderungen im Bonitätsverlauf entsprechend Gl. 12 abgeschätzt.



Bei Verwendung des Gesamtdatensatzes für die Parametrisierung zeigten sich sämtliche Parameter der ROC<sub>S</sub> Modell (Gl. 11a-d) als signifikant. Die Einbeziehung der zufälligen Modelleffekte verbesserten die Modelle erheblich. Bei Beurteilung auf Basis der fit-Statistiken zeigt sich die Modellierung der ROC<sub>S</sub> im vorwärts Modus dem rückwärts Modus etwas überlegen (Tabelle 2).

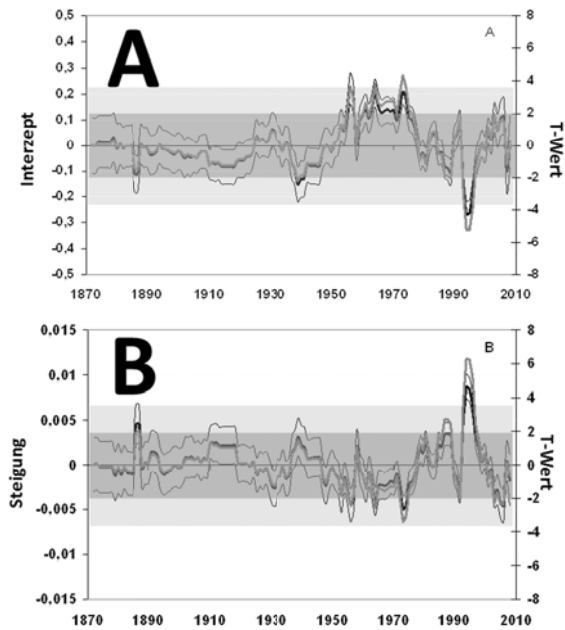
**Tabelle 2.** Fitstatistiken der gemischten Modelle zur Ermittlung der Bonitätsveränderungen im “vorwärts” bzw. “rückwärts“ Modus basierend auf dem ungesplitteten Gesamtdatensatz.

Modell und Parameter			Schätzung	t-Wert	P >  t	RMSE	AIC	BIC	
→ $\Delta SI$ (Gl.10a)	lm		$\alpha$	0.14569	23.49	< 0.0001	0.1205	-20610	-20575
			$\beta$	-0.00296	-16.54	< 0.0001			
	lme	FE	$\alpha_0$	0.13497	11.39	< 0.0001	0.1127	-22095	-22049
			$\beta_0$	-0.00329	-9.65	< 0.0001			
		RE	$\sigma_\alpha^2$	0.01175					
			$\sigma_\beta^2$	0.00001					
← $\Delta SI$ (Gl.10b)	lm		$\alpha$	-0.07457	-11.67	< 0.0001	0.1215	-20361	-20327
			$\beta$	0.00088	4.77	< 0.0001			
	lme	FE	$\alpha_0$	-0.06559	-5,470	< 0.0001	0.1136	-21856	-21810
			$\beta_0$	0.00121	-3.449	0.0008			
		RE	$\sigma_\alpha^2$	0.01181					
			$\sigma_\beta^2$	0.00001					

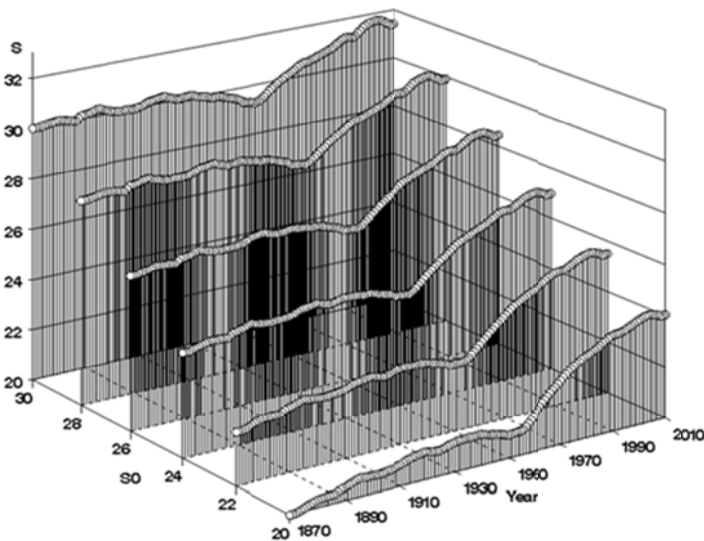
lm = lineares Regressionsmodell, lme = lineares gemischtes Modell, FE = fixer Effekt, RE= zufälliger Effekt

Interzept und Steigung in Gl. 10a zeigten sich bis etwa 1950 als verhältnismäßig konstant. Später nahm ihre Streuung deutlich zu; besonders auffällig war dies in den Jahren 1958, 1976, 1993 und 2003. Die Signifikanz der Streuung war eng verbunden mit der Größenordnung der Fluktuation: die t-Werte von Interzept und Steigung nahmen mit steigender Streuung zu (Abbildung 5).

Während des gesamten Betrachtungszeitraumes (1870-2010), nahmen die Werte der Höhenbonitäten in der Größenordnung von 2- 4 m zu (Abbildung 6). Die stärksten Anstiege waren dabei bei den Bonitäten mit den geringsten Ausgangswerten festzustellen. Interessanterweise waren in den frühen Jahren des Betrachtungszeitraumes keine gerichteten Trends erkennbar. Beginnend etwa in den 1950er Jahren verwandelte sich dieser quasi-stationäre Zustand jedoch in einen nahezu kontinuierlich ansteigenden Trend, der bis zum Beginn des 21. Jahrhunderts anhielt. Danach schienen die Bonitäten wieder geringfügig abzunehmen.



**Abbildung 5.** Trajektorien (schwarze Kurven) und 95% Konfidenzintervall (graue Kurven) von Interzept (A: obere Grafik) und Steigung (B: untere Grafik) des ROC<sub>s</sub> Modells im „vorwärts“ Modus (Gl. 10a) dargestellt über Kalenderjahren. t-Werte, 95% Konfidenzintervalle (dunkelgraue Zone) und 99% Konfidenzintervall (hellgraue Zone) der Parameter für Interzept und Steigung sind ermittelt auf Basis des gemischten Modells (Gl. 16a,b).



**Abbildung 6.** Trajektorien der Veränderung von Höhen-Bonitäten (S) für eine Spanne von Ausgangsbonitäten von 20 – 30 m (ausgedrückt als  $H_{100}$  im Alter 100 Jahre) im Jahr 1870.

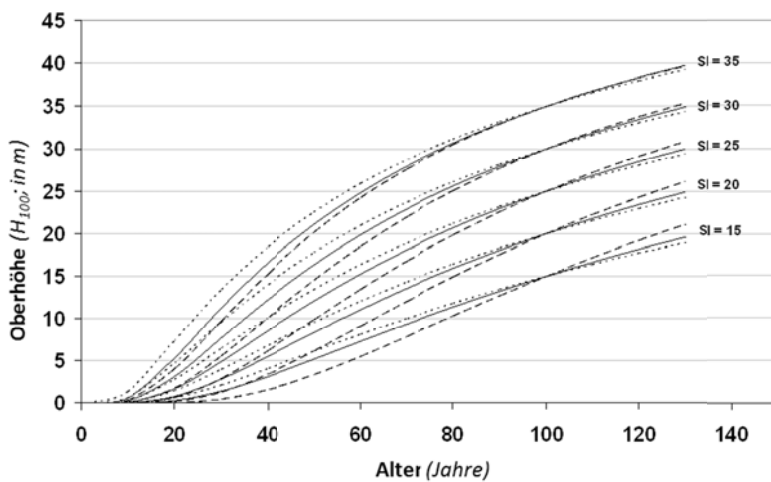
Entsprechend Arbeitsschritt 6 wurde versucht ein neues System an Bonitäts-Höhenkurven (SCS) anzuwenden, das bei seiner Parametrisierung die zeitliche Veränderungsdynamik der Bonitäten der datenliefernden Versuchsflächen berücksichtigt (Tabelle 3). Abbildung 7 stellt drei verschiedene Bonitäts-Höhenkurvensysteme (Gl. 2) dar, die entweder auf Basis des Gesamtdatensatzes, oder einer der beiden Untereinheiten vor oder nach 1953 entwickelt wurden. Die Abbildung zeigt, dass das auf der Basis der Daten vor 1953 angepasste Kurvensystem flacher verläuft als bei den Parametri-

sierungsdaten nach 1953. Dies weist darauf hin, dass sich der Höhenzuwachs in der jüngeren Vergangenheit offenbar beschleunigt hat.

**Tabelle 3.** Fitstatistiken des nicht-linearen Regressionsmodells für Bonitäten (Gl. 2; n=23.991).

Datensatz / Modell	Parameter	Schätzwert	SE	T	P >  t	RMSE	
ungesplitteter Gesamtdatensatz (NLS)	$\phi_1$	1.0371	0.0022	463.60	0.0000	1.029	
	$\phi_2$	1.1903	0.0132	89.96	0.0000		
	$\phi_3$	1.1161	0.0042	267.82	0.0000		
zeitlich gesplittete Untereinheiten (NLS <sub>List</sub> )	TSC1	$\phi_1$	1.0483	0.0035	302.41	0.0000	0.8945
		$\phi_2$	1.1266	0.0260	43.35	0.0000	
		$\phi_3$	1.1410	0.0069	164.57	0.0000	
	TSC2	$\phi_1$	0.9699	0.0014	680.66	0.0000	
		$\phi_2$	0.7818	0.0100	77.97	0.0000	
		$\phi_3$	0.9236	0.0047	196.18	0.0000	

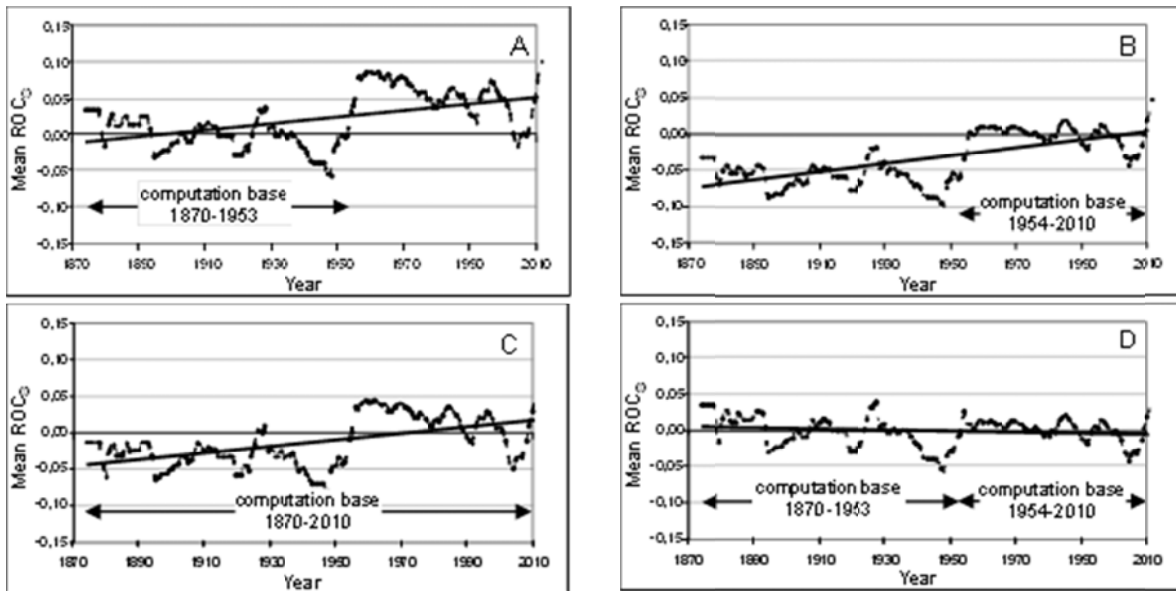
NLME= nicht-lineares Mischeffektmodell, NLS= nicht-lineare least squares, TSC1= Untereinheit 1 (1870 – 1953), TSC2 = Untereinheit 2 (1954 – 2010).



**Abbildung 7.** Bonitätshöhenkurven (Gl. 2) berechnet für den ungesplitteten Gesamtdatensatz (durchgezogene Linien; 1870-2010) bzw. für die zeitlich gesplitteten Untereinheiten vor 1953 (gepunktete Linien: Parametrisierungsdaten 1870-1953) und nach 1953 (gestrichelte Linien: Parametrisierungsdaten 1954-2010).

Ergänzend zu dem erläuterten Ansatz mit sechs Arbeitsschritten wurde die strukturelle Veränderungsdynamik der Bonitäten dadurch verifiziert, indem die  $ROC_S$  differenziert mit den drei o.g. unterschiedlichen Systemen von Bonitäts-Höhenkurven. Die Aufteilung des Datensatzes in zwei Untereinheiten (Perioden) und Verwendung einer der beiden Perioden als Referenz führte zu einer Veränderung der  $ROC_S$  in der zweiten Periode (Abbildung 8A,B); d.h. im Vergleich zur jeweiligen Referenz trat eine positive oder negative Veränderung der Bonitätsentwicklung auf. Die gleiche Veränderung ergab sich bei Verwendung von Bonitäts-Höhenkurven, die auf der Basis des Gesamtdatensatzes konstruiert worden waren (Abbildung 8C). Die auf Basis unterschiedlicher Systeme von Bonitäts-Höhenkurven abgeleiteten  $ROC_S$  zeigten dabei keine systematischen Verzerrungen in Ab-

hängigkeit der Kalenderjahre (Abbildung 8D). Die Einbeziehung der aufgrund erkennbarer struktureller Veränderungen im Datensatz im Jahr 1953 gesplitteten zeitlichen Untereinheiten in die Parametrisierung der Kalkulation der  $ROC_S$  zugrunde liegenden Bonitäts-Höhenkurven verbesserten den mittleren quadratischen Fehler (RMSE; *root mean squared error*) des Modells um mehr als 13%.



**Abbildung 8.** Trajektorien und lineare Trends der Bonitäts-Veränderungsraten ( $ROC_S$ ) in Abhängigkeit der Bonität ( $S$ ) berechnet für zeitlich gesplittete Untereinheiten des Parametrisierungsdatensatzes von 1870-1953 (A) und von 1954-2010 (B), sowie für den ungesplitteten Gesamtdatensatz von 1870-2010 (C), sowie für eine Kombination aus den beiden zeitlich gesplitteten Untereinheiten (D).

# 4 Diskussion

## 4.1 Methodendiskussion

Ziel der Studie war es, ein Ansatz zu entwickeln, der es erlaubt, langfristige Veränderungen der Bonität von Waldstandorten zu identifizieren und zu quantifizieren. Verwendet wurde dazu die allgemein gebräuchliche Beschreibung der Bonität als Funktion von Alter und Höhe. Tatsächlich wird die Produktivität eines Standorts dem Höhenzuwachs zusätzlich auch noch von Bestandesdichte und Durchmesserzuwachs der Bäume beeinflusst, die ihrerseits durch umweltbezogene Veränderungstrends oder Bewirtschaftungsmaßnahmen beeinflusst werden können. Die in dieser Studie verwendeten Daten umfassen Versuche mit unterschiedlichen Bestandesdichten und Durchforstungsregimes, die prinzipiell das Höhenwachstum beeinflussen können. Allerdings weisen verschiedene Durchforstungsversuche klar darauf hin, dass die Höhe des Kollektivs der durchmesserstärksten Bäume im Wesentlichen über eine große Bandbreite unterschiedlicher Konstellationen von variierenden Standraumregimes nahezu unbeeinflusst bleibt solange dieses Kollektiv nicht schwerpunktmäßig gezielt reduziert wird (Assmann 1961; Bryndum 1978; Kenk 1990). Ouzennou et al. (2008) weisen zwar darauf hin, dass die Kenntnis der Bestandesstruktur für die Erklärung der Variabilität der Oberhöhe (dominante Bäume) dann wichtig ist, wenn es sich um reife bzw. überalterte Bestände handelt, in denen im Kollektiv der durchmesserstärksten Bäume nennenswerte Mortalität auftritt. Die in der vorliegenden Arbeit verwendete Datenbasis enthält solchen Bestände jedoch nicht. Wie auch immer, die Höhe der durchmesserstärksten Bäume gilt als der stabilste Indikator zur Quantifizierung der Produktivität eines Standorts, der sich im Gegensatz beispielsweise zu Durchmesser- und Volumenzuwachs weitestgehend unbeeinflusst von unterschiedlicher Bewirtschaftung ausprägt und daher als am geeignetsten für die Charakterisierung der Produktivität gilt (Skovsgaard u. Vanclay 2008).

Feldmessdaten zum Höhenwachstum können auf unterschiedliche Weise zustande kommen: durch Stammanalyse von Probebäumen temporärer Messflächen oder durch wiederholte Höhenmessungen von Bäumen auf langfristig beobachteten Versuchsflächen. Der Vorteil von Stammanalysen ist die jährliche Auflösung der Messdaten zum Höhenwachstum. Nachteilig sind die zerstörerische Natur der Probengewinnung und der Aufwand. Außerdem ist es bei den retrospektiv aus Stammanalysen ermittelten Wachstumsgängen nicht möglich eventuelle Veränderungen im soziologischen Status der Probebäume definiert zu quantifizieren. Tatsächlich ist es auf temporäreren Messflächen ohne ergänzende Informationen auf Bestandesebene nicht möglich definitiv sicher zu stellen, dass zum Zeitpunkt der Probenahme herrschende Bäume bereits auch schon während ihrer bisherigen Ent-

wicklung durchgängig dem Kollektiv der herrschenden Bäume angehört haben. Im Gegensatz dazu ist es bei der Berechnung der Oberhöhen aus Wiederholungsaufnahmen langfristiger Versuchsfelder möglich, Veränderungen im Kollektiv der herrschenden Bäume dynamisch zu quantifizieren und einzubeziehen. Aus diesem Grund können Messdaten langfristiger Versuchsfelder die Entwicklung der Oberhöhe der herrschenden Bäume besser und sicherer beschreiben.

Ein gewisses Problem ist dabei jedoch, dass die Messintervalle in der Regel mehrere Jahre umfassen und häufig von unregelmäßiger Länge sind. Daraus ergeben sich für die Zuordnung variierender Höhenzuwächse zu konkreten Kalenderjahren verschiedene Probleme. Eine über eine gesamte Messperiode hinweg ermittelte Veränderung im Höhenzuwachs repräsentiert die aus unterschiedlichen Veränderungen während der Periode kumulierte Gesamtsumme. Damit ist klar, dass es unzutreffend wäre, würde die in einer mehrjährigen Periode gemessene Gesamtsumme der Wuchsveränderungen einem einzelnen Jahr zugeordnet (Goelz u. Burk 1998). Da zudem die Größe der Residuen zwischen gemessenem und erwartetem Höhenwachstum von der Länge der Beobachtungsperiode beeinflusst wird, korrespondieren längere Perioden in der Regel auch mit größeren Residuen (Martino-Benito et al. 2008).

Um diese Probleme weitgehend zu vermeiden, wurden in der vorliegenden Arbeit die mittleren jährlichen Raten der Bonitätsveränderungen (die  $ROC_S$ ) als Basis für die Identifizierung möglicher Veränderungen der Produktivität eines Standorts herangezogen. Die  $ROC_S$  wurden dazu als relative Veränderungen der Bonität während der einzelnen Messperioden des jeweiligen Bestandes abgeleitet. Relative Veränderungsdaten wurden verwendet um störende Effekte zu vermeiden, die mit Unterschieden von absoluten Bonitätswerten zwischen einzelnen Beständen oder Messperioden verbunden sein können. In der Konsequenz erlaubte uns dieses Vorgehen damit, Beobachtungsreihen hinsichtlich unterschiedlicher räumlicher und zeitlicher Auflösung und Genese gemeinsam zu analysieren. Weiters ermöglicht es diese Methode auch, den Zeitpunkt einer möglichen Trendwende in der Veränderung von Bonitäten zu identifizieren und deren Größenordnung zu quantifizieren.

Außerdem bietet der in dieser Arbeit entwickelte dynamische Ansatz eine Verwendung bei der Wachstumsmodellierung, da hierbei möglicherweise auftretende langfristige Wachstumstrends eine besondere Herausforderung bilden (Valentine 1997). Dies trifft insbesondere in den Fällen zu, in denen empirische (statistische) Wachstumsmodelle auf der Basis von Datensätzen entwickelt werden, die während Zeiträumen gesammelt wurden, in denen langfristige Bonitätstrends bzw. Änderungen solcher Trends auftraten. Der vorgestellte methodische Ansatz trägt zur Lösung dieses Prob-

lem dadurch bei, dass der Gesamtdatensatz in zeitlich begrenzte Untereinheiten aufgeteilt wird entsprechend den identifizierten Kardinalpunkten mit grundlegenden strukturellen Richtungsänderungen der Bonitätstrajektorien über der Zeit. Wahrscheinlich dürfte es günstig sein, diesen Ansatz grundsätzlich auch für die Projektion von möglichen Veränderungen von Bonitäten zu nutzen, die in Wachstumsmodellen für eine Schlüsselvariable für Ertragskalkulationen bilden. Allerdings wird empfohlen, den in dieser Arbeit entwickelten Ansatz nur zur Bonitätsschätzung auf regionaler Ebene zu nutzen, da er auf einem umfangreichen Datensatz aufbaut, der lange Zeiträume abdeckt. Es ist daher nicht unwahrscheinlich, dass der tatsächliche Höhenzuwachs konkreter Bestände zu definierten Zeitpunkten im Einzelfall von den allgemeinen Bonitätstrajektorien abweichen kann, die die Wirkung durchschnittlicher Umweltveränderungen auf regionaler Ebene abbilden.

## 4.2 Ergebnisdiskussion

Die erzielten Ergebnisse weisen klar darauf hin, dass die Bonitäten bei Fichte in Südwest-Deutschland erheblichen Veränderungen unterworfen waren. Nach einer Periode mit relativ stabilen Verhältnissen bis etwa Mitte der 1950er Jahre stiegen die Bonitäten (und damit die Produktivität der Standorte) bis in die 1990er Jahre deutlich an. Ähnliche Befunde wurden bereits von Unthelm (1996) vorgelegt, der zeigen konnte, dass die Oberhöhe, die von rd. 30 Jahre alten Fichtenbeständen erzielt wurde in der Zeit von 1920-1990 von 16 m auf 20 m angestiegen war. Auch Spiecker et al. (1996) fanden auf der Basis verschiedener Studien in 12 Ländern in Mitteleuropa einen nennenswerten Wachstumsanstieg. Vor kurzem berichteten Kahle et al. (2008) bei Fichte über einen Anstieg des Höhenwachstums in der Zeit von 1960 bis 2000 um 23%. Und Boisvenue u. Running (2006) schlossen aus einem Literaturreview, dass die Bonität der seit Mitte des letzten Jahrhunderts allgemein angestiegen sein muss.

Die vorliegende Arbeit indiziert, dass dieser weitverbreiteten Periode zunehmender Bonitäten an der Wende zum 21. Jahrhundert in Südwest-Deutschland ein leicht abnehmender Trend zu folgen schien. Allerdings sind die gegenwärtig verfügbaren Messzeitreihen noch zu kurzfristig und nicht umfangreich genug um mit Sicherheit beurteilen zu können, ob die indizierte rückläufige Bonitätsentwicklung tatsächlich einen längerfristigen Trend repräsentiert oder lediglich eine kurz- bis mittelfristige Schwankung darstellt.

Ganz offensichtlich übersteigt das Niveau des bei relativ geringen Ausgangsbonitäten festzustellenden Anstiegs der Bonität das bei relativ guten Ausgangsbonitäten. Auch sind diese Trends der Veränderung der Oberhöhenbonität – und damit der Produktivität der Standorte – konsistent mit kürzlich vorgelegten langfristigen Wachstumstrend-Untersuchungen bei Fichte auf der Basis von Jahrringserien (Durchmesserzuwächse) ausgewählter Probestämmen (Yue et al. 2011) bzw. periodischen Wiederholungsmessungen des Grundflächenzuwachses ganzer Bestände (Yue et al. 2012) in derselben Untersuchungsregion (Baden-Württemberg).

Zwar lag der Schwerpunkt der vorliegenden Arbeit auf methodischen Aspekten und nicht auf kausalanalytischen Untersuchungen zu den möglichen Ursachen der Bonitätsveränderungen. Trotzdem ergeben sich aus verschiedenen anderen Untersuchungen Hinweise auf mögliche Erklärungen. Im Lauf des letzten Jahrhunderts sind in Mitteleuropa sowohl die CO<sub>2</sub> Konzentration der Atmosphäre als auch die atmosphärischen Stickstoffeinträge angestiegen (Galloway et al. 2004, Olivier et al. 2005, Kahle et al. 2008, Solberg et al. 2009). Dabei ist bekannt, dass die Photosynthese bei Bäumen bei steigender CO<sub>2</sub> Konzentration zunimmt (Nowak et al. 2004), und dass auch Stickstoffeinträge sowie erhöhte Stickstoff-Verfügbarkeit im Boden normalerweise zur Steigerung des Wachstums führen (Schöpp et al. 2005, Wellbrock et al. 2005, Kahle et al. 2008). Darüber hinaus weisen verschiedene Arbeiten darauf hin, dass in Europa auch Temperaturen und Länge der Wachstumsperiode seit den 1950er Jahren angestiegen sind (Menzel u. Fabian 1999; Sparks u. Menzel 2002), was ebenfalls zur Erhöhung der Standortsproduktivität beitragen könnte.



# 5 Quellen

- Assmann, E., 1961. Waldertragskunde. BLV Verlagsgesellschaft, München.
- Bailey R.L., Clutter J.L. 1974. Base-age invariant polymorphic site curves. For.Sci. 20, 155-159.
- Boisvenue, C., Running, S.W., 2006. Impacts of climate change on natural forest productivity – evidence since the middle of the 20th century. Global Change Biol. 12, 862–882.
- Brown, R.L., Durbin, J., Evans, J.M., 1975. Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. J.R.Statist.Soc. B. 37, 149-192.
- Bryndum, H., 1978. Der Einfluß verschiedener Durchforstungsstärken auf Massen und Wertleistung der Fichte am Beispiel der dänischen Versuchsflächen. Forstw. Cbl. 97, 302-313.
- Carmean, W.H., 1972. Site index curves for upland oaks in the central states. For.Sci. 18, 109-120.
- Cieszewski, C.J., 2002. Comparing fixed- and variable-base-age site equations having single versus multiple asymptotes. For.Sci. 48, 7-23.
- Cieszewski, C.J., Bailey, R.L., 2000. Generalized algebraic difference approach: theory based derivation of dynamic site equations with polymorphism and variable asymptotes. For.Sci. 46, 116-126.
- Clutter, J.L., Fortson, J.C., Pienaar, L.V., Brister, G.H., Bailey R.L., 1983. Timber management: a quantitative approach. Krieger Publishing Company, New York.
- Eriksson, H., Johansson, U. 1993. Yields of Norway spruce (*Picea abies* (L.) Karst.) in two consecutive rotations in southwestern Sweden. Plant and Soil 154, 239-247.
- Galloway, J.N., Dentener, F.J., Capone, D.G., Boyer, E.W., Howarth, R.W., Seitzinger, S.P., Asner, G.P., Cleveland, C.C., Green, P.A., Holland, E.A., Karl, D.M., Michaels, A.F., Porter, J.H., Townsend, A.R., Vörösmarty, C.J. 2004. Nitrogen cycles: past, present and future. Biogeochemistry 70: 153-226.
- Goelz, J.C.G., Burk, T.E. 1992. Development of a well-behaved site index equation: jack pine in north central Ontario. Can.J.For.Res 22, 776-784.
- Herbstritt, S., Kohnle, U., Abetz, P., Kenk, G., 2006. The European stem number experiment in Norway Spruce (*Picea abies* (L.) Karst.). Berichte Freiburger Forstliche Forschung 66, Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, Freiburg.
- Hinkley, D.V., 1971. Inference about the change-point from cumulative sum tests. Biometrika 58, 509-523.
- Huang, S., Monerud, R.A., Lougheed, H., Bakowssky, O., 2004. Comparing site productivity of mature fire-origin and post-harvest juvenile lodgepole pine stands in Alberta. Can.J.For.Res 34, 1181-1191.
- Kahle, H.-P., Karjalainen, T., Schuck, A., Ågren, G.I., Kellomäki, S., Mellert, K., Priezel, J., Rehfuess, K.E., Spiecker, H., 2008. Causes and consequences of forest growth trends in Europe. Results of the RECOGNITION project. European Forest Research Institute, Research Report 21. Brill, Leiden. 272 p.
- Kellomäki, S., Peltola, H., Nuutinen, T., Korhonen, K.T., Strandman, H., 2008. Sensitivity of managed boreal forests in Finland to climate change, with implications to adaptive management. Phil. Trans. R. Soc. B. 363, 2341-2351.
- Kenk, G., 1990. Fichtenbestände aus Weitverbänden - Entwicklung und Folgerungen. Forstw. Cbl. 109, 86-100.
- Mäkinen, H., Isomäki, A., 2004. Thinning intensity and long-term changes in increment and stem form of Norway spruce trees. For.Ecol.Manage. 201, 295-309.
- Mäkinen, H., Hynynen, J., Isomäki, A., 2005. Effect of intensive management on wood production of Scots pine stands in southern Finland. For. Ecol. Manage. 215, 37-50.
- Marschall, J., 1976. Die neuen Fichtenertragstafeln für Österreich. AFZ-Der Wald 87, 195-200
- Martino-Benito, D., Cherubini, P., del Rio, M., Canellas, I., 2008. Growth response to climate and drought in *Pinus nigra* Arn. Trees of different crown classes. Trees. 22, 363-373.
- Menzel, A., Fabian, P., 1999. Growing season extended in Europe. Nature 397: 659.
- Monserud, R.A., Rehfeldt, G.E., 1990. Genetic and environmental components of variation of site index in inland Douglas-fir. For.Sci. 36, 1-9.
- Mosteller, F., Tukey, J.W., 1977. Data analysis and regression. Addison & Wesley, London.
- Newbold, P., Granger, C.W.J., 1974. Experience with forecasting univariate time series and the combination of forecasts. J. Roy. Statist. Soc., Ser. A 137, 131-165.
- Olivier, J.G.J., van Aardenne, J.A., Dentener, F., Pagliari, V., Ganzeveld, L.N., Peters, J.A.H.W., 2005. Recent trends in global greenhouse gas emissions: regional trends 1970-2000 and spatial distribution of key sources in 2000. Environm. Sci., 2, 81-99.
- Ouzennou, H., Pothier, D., Raulier, F., 2008. Adjustment of the age-height relationship for uneven-aged black spruce stands. Can. J. For. Res. 38, 2003-2012.
- Ploberger, W.K., 1992. The CUSUM Test with OLS Residuals. Econometrica 60, 271-285.

- Rayner, M.E., Turner, B.J., 1990. Growth and yield modelling of Australian eucalypt forests. II. Future trends. *Aust. For.* 53, 238-249.
- Schöpp, W., Posch, M., Mylona, S., Johansson, M., 2003. Long-term development of acidic deposition (1880-2030) in sensitive freshwater regions in Europe. *Hydrology and Earth System Sciences* 7, 436-446.
- Skovsgaard, J.P., Vanclay, J.K., 2008. Forest site productivity: A review of the evolution of dendrometric concepts for even-aged stands. *Forestry* 81, 13-31.
- Sloboda, B., 1971. Zur Darstellung von Wachstumsprozessen mit Hilfe von Differentialgleichungen erster Ordnung. *Mitteilungen der Forstlichen Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg* 32.
- Solberg, S., Dobbertin, M., Reinds, G.J., Lange, H., Andreassen, K., Fernandez, P.G., Hildingsson, A., de Vries, W., 2009. Analyses of the impact of changes in atmospheric deposition and climate on forest growth in European monitoring plots: A stand growth approach. *For Ecol Manag* 258, 1735-1750.
- Sparks, T. H., Menzel, A., 2002. Observed changes in seasons: an overview. *Int. J. Climatol.* 22, 1715–1725.
- Spiecker, H., Köhl, M., Mielekäinen, K., Skovsgaard, J.P., 1996. Growth trends in European Forests. *European Forest Institute Report 5*, Springer-Verlag, Berlin.
- Unthelm, H., 1996. Zur Veränderung der Produktivität von Waldstandorten: Untersuchungen zum Höhen- und Volumenwachstum von Fichte (*Picea abies* (L.) Karst) und Buche (*Fagus sylvatica* L.) auf Standorteinheiten der Ostalb und des Flächenschwarzwaldes. In: *Mitteilungen FVA Baden-Württemberg und Institut für Waldwachstum (Universität)*. Freiburg.
- Valentine, H.T., 1997. Height growth, site index, and carbon metabolism. *Silva Fenn.* 31, 251-263.
- Wellbrock, N., Riek, W., Wolff, B., 2005. Characterisation of and changes in the atmospheric deposition situation in German forest ecosystems using multivariate statistics. *Eur. J. For. Res.* 124, 261-271.
- Wang, G.G., Marshall, P.L., Klinka, K., 1994. Height growth pattern of white spruce in relation to site quality. *For. Ecol. Manage.* 68, 137-147.
- Zeileis, A.L., Kleiber, F., Hornik, K. 2005. Monitoring structural change in dynamic econometric models. *Journal of Applied Econometrics* 20, 99-121.
- Yue, C., Kohnle, U., Hein, S., 2008. Combining tree- and stand-level growth models: a new approach to growth prediction. *For.Sci.* 54, 553-566.
- Yue, C., Kohnle, U., Hanewinkel, M., Klädtke, J., 2011. Extracting environmentally driven growth trends from diameter increment series based on a multiplicative decomposition model. *Can. J. For. Res.* 41, 1577-1589.
- Yue, C., Kohnle, U., Kahle, H.-P., Klädtke, J., 2012. Exploiting irregular measurement intervals for the analysis of growth trends of stand basal area increments: a composite model approach. *For. Ecol. Manage.* 263, 216-228.

