

Validierung der Durchmesserzuwachsprognose des Wachstumssimulators BWINPRO 7.0 für Fichte und Buche für den Bereich der alten Bundesländer

Matthias Schmidt und Jan Hansen

Nordwestdeutsche Forstliche Versuchsanstalt, Grätzelstr. 2, 37079 Göttingen

Einleitung

Der Einsatz von Waldwachstumssimulatoren zur Durchführung von Holzaufkommensprognosen hat in den letzten Jahren immer mehr an Bedeutung gewonnen. Dabei stehen als Initialisierungsgrundlage seit längerer Zeit die Zustanderfassungen mit Hilfe von Stichprobeninventuren zur Verfügung. Der große Vorteil dieser Daten gegenüber den Informationen der klassischen Forsteinrichtung besteht darin, dass vollständig oder repräsentativ erfasste dendrometrische Größen wie der BHD und die Baumhöhe als Startwerte für die Einzelbaumsimulatoren zur Verfügung stehen. Für regionale Prognosen vor allem im Bereich der mittelfristigen Forstplanung können im Staatswald in einigen Bundesländern Betriebsinventuren verwendet werden. Für überregionale Holzaufkommensprognosen unter Berücksichtigung aller Eigentumsarten wird auf die Bundeswaldinventur zurückgegriffen. Eine Validierung dieser Holzaufkommensprognosen, d. h. die Überprüfung ihrer Verlässlichkeit ist aufgrund ihrer großen Bedeutung für strategische Investitionsentscheidungen, wie den Bau von Großsägewerken, von besonderer Bedeutung.

Die Validierung der biometrischen Modelle von Waldwachstumssimulatoren ist aufgrund der sich ständig erweiternden Parametrisierungsgrundlage, sich ändernder Wuchsbedingungen, sowie den Innovationen im Bereich der statistischen Modellbildung und der Validierungsmethoden als iterativer Prozess im Zusammenspiel mit der eigentlichen Modellentwicklung zu verstehen (Pretzsch 2001). So sind die in den letzten 15 Jahren in Mitteleuropa entwickelten Einzelbaumwachstumssimulatoren wiederholt evaluiert und vor allem ihre biometrischen Grundmodelle validiert worden (Windhager 1999, Pretzsch und Āursky 2001, Schmid et al. 2006). Als Validierungsgrundlage dienen entweder ertragskundliche Versuchsflächen oder aber Betriebsinventuren, wobei im zweiten Fall das Problem umfangreicherer Datenergänzungen und der zeitlichen Einordnung der Nutzungen auftritt. Für die Validierung von Wachstumsfunktionen einzelner dendrometrischer Parameter werden daher sinnvollerweise Versuchsflächendaten mit einem möglichst hohen Anteil empirisch erfasster Daten verwendet, um alle Effekte möglichst stark zu reduzieren, die aus der Generierung fehlender Größen resultieren können.

Dabei orientieren sich die Ansprüche an die Validierungsgrundlage an der Datengrundlage, die für die Parametrisierung des Modells verwendet wurde. Somit sollten für distanzabhängige Wachstumsmodelle empirische Baumverteilungspläne zur Verfügung stehen. Weiterhin sollten die Nutzungen grundsätzlich nicht modelliert werden, sondern anhand der empirischen Aufnahmelisten erfolgen. Nur dann ist die uneingeschränkte Bewertung der Treffgenauigkeit, Präzision und einer etwaigen Verzerrung einzelner Wachstumsfunktionen möglich. Auch für die noch weitergehende Validierung von Mortalitätsmodellen und die Untersuchung der Modellprognosen bezüglich zeitlicher Trends und Fehlerfortpflanzungseffekten sind längerfristig untersuchte Versuchsflächen bzw. längerfristige Simulationen notwendig.

Neben der Überprüfung einzelner biometrischer Modelle, erlauben mehr oder weniger vollständig erfasste Versuchsflächen auch die simulative Quantifizierung der Effekte, die aus bestimmten Datenergänzungen resultieren. Dabei werden Simulationsergebnisse unter Verwendung aller zur Verfügung stehenden Daten mit den Ergebnissen verglichen, in denen einzelne Bereiche von Initialisierungsdaten generiert wurden. Soll dagegen das Zusammenspiel verschiedener Modellkomponenten der Datengenerierung, der Nutzungsmodellierung und der eigentlichen Wuchsmodelle geprüft werden, ohne dass es unbedingt notwendig ist, die einzelnen Fehlerkomponenten zu quantifizieren bzw. zu trennen, kann auch auf Versuchsflächen mit nicht vollständigem Satz an Initialisierungsdaten und damit eine sehr viel breitere Datenbasis zurückgegriffen werden.

D. h. aber auch, dass Daten aus permanenten Waldinventuren, im allgemeinen nicht für die Validierung einzelner biometrischer Modelle geeignet sind, da in Anhängigkeit vom Inventurdesign (konzentrische Probekreise, Winkelzählprobe) und der Konzeption des Wachstumssimulators mehr oder weniger große Anteile der Initialisierungsdaten ergänzt werden müssen und die Nutzungen zeitlich nicht innerhalb des Inventurzeitraumes eingeordnet werden können. Somit kann bei der Beurteilung nie zwischen den Effekten der Datengenerierung und dem eigentlichen Modellverhalten unterschieden werden. Bei der Verwendung von Inventurdaten muss die Validierung daher darauf beschränkt bleiben, die Modellprognose für eine Zielgröße wie den Durchmesserzuwachs als ganzes zu beurteilen. Eine Validierung auf Basis von Waldinventuren kann daher nur eine Beurteilung des Zusammenspiels der Effekte von Inventurdesign, Datenergänzung, Durchforstungssteuerung mit den Wachstumsfunktionen liefern.

Die Verwendung von Waldinventuren hat neben diesen Einschränkungen aber den großen Vorteil, dass die Modellprognosen unter dem speziellen Gesichtspunkt ihrer geographischen Gültigkeit geprüft werden können. Dabei muss auf Daten der forstlichen Inventuren zurückgegriffen werden, da selbst umfangreiche ertragskundliche Datenbanken nur in Ausnahmefällen eine ausreichende Repräsentativität für Wuchsregionen aufweisen dürften. Selbst bei Vorliegen einer ausreichenden Datenbasis würde das Problem der fehlenden Flächenrepräsentativität durch die weder systematische noch zufällige Auswahl der Versuchsanlagen bestehen. Die Betriebsinventuren

lassen dabei eine Validierung auf Forstamts- oder Landkreisebene auf der Grundlage der Verhältnisse im Staatswald zu. Nur in Ausnahmefällen verfügen auch Großprivat- und Kommunalwaldbesitzer über permanente Stichprobeninventuren.

Grundlage der hier vorgestellten Untersuchung ist die Bundeswaldinventur, die eine großräumige Validierung für den Bereich der alten Bundesländer unter Einbeziehung der Verhältnisse aller Eigentumsarten ermöglicht. Die überregionale Betrachtung ist von besonderer Bedeutung, da sich räumliche Trends im Zuwachsverhalten unter Umständen erst bei Betrachtung größerer geographischer Einheiten zeigen. Weiterhin weisen bisher überhaupt nur Baden-Württemberg und Bayern eine größere Anzahl an wiederholt erfassten Betriebsinventuren auf.

Material und Methodik

Ausgehend von der Bundeswaldinventur I wurde mit Hilfe des Entscheidungsstützungssystems WALDPLANER (Nagel et al. 2006), dessen Datenergänzungs- und Wachstumsmodelle auf dem Wachstumssimulator BWINPRO 7.0 (Nagel 1999) basieren, eine 15 jährige Fortschreibung durchgeführt und der durchschnittliche periodische Zuwachs pro Jahr aller wiederholt erfassten Buchen und Fichten ermittelt. Für die Initialisierung wurden Höhen mit Hilfe von Einheitshöhenkurven sowie Kronenansatzhöhen und Kronenbreiten geschätzt. Anschließend wurden Modellbestände von 0.1 ha Größe durch Hochskalieren der Einzelbäume unter Berücksichtigung ihrer individuellen Auswahlwahrscheinlichkeit generiert. Das Hochskalieren von Stichprobenpunkten hat sich als vorteilhaft bei der technischen Umsetzung der Modellierung von Nutzungen und der Mortalität erwiesen. Die Nutzungen wurden zeitlich so gestaffelt, dass jedes Jahr ein $\frac{1}{15}$ der aufgrund der BWI II als genutzt identifizierten Bäume zufällig entnommen wurde. Eine dichteabhängige Mortalität wurde nicht modelliert, sodass über die Entnahme von Bäumen entsprechend der empirischen Nutzungsliste hinaus keine Entnahmen erfolgten. Die Fortschreibung erfolgte in 3 5-Jahresschritten. Die periodischen mittleren jährlichen Differenzen von prognostizierten und beobachteten Durchmesserzuwächsen bilden dann die eigentliche Grundlage der Validierung.

Typische Kenngrößen für die Beurteilung der Modell- oder Prognosegüte sind die Verzerrung (Bias), Präzision und Treffgenauigkeit. Die Verzerrung ist als die mittlere Differenz von Prognose und Beobachtung definiert (Formel 1). Die Präzision beschreibt die Streuung der Einzelbaumdifferenzen um ihren Mittelwert (Formel 2), während die Treffgenauigkeit als Gesamtstreuung der Einzelbaumdifferenzen definiert ist (Formel 3). Die Treffgenauigkeit setzt dabei sich aus der Verzerrung und der Präzision zusammen (Formel 4). Somit kann die Präzision auch als die um den Bias bereinigte Streuung der Einzelbaumdifferenzen betrachtet werden. Typischerweise werden diese Kenngrößen global für bestimmte Datenkollektive berechnet. Bei heterogenen Validierungsdaten ist es allerdings sinnvoll, die Kenngrößen (vor allem den Bias) auch für Straten zu berechnen. Die Stratifizierung erfolgt dabei nach Kriterien, die als potenzielle Einflussgrößen der Validierungskennziffern – vor allem des Bias – vermutet werden. Die Prognosewerte sind mit x_i und die Beobachtungen mit X_i , $i = 1 \dots n$ gekennzeichnet:

$$\bar{e} = \sum_{i=1}^n \frac{x_i - X_i}{n} \quad s_e = \sqrt{\sum_{i=1}^n \frac{(x_i - \bar{e} - X_i)^2}{n-1}} \quad m_x = \sqrt{\sum_{i=1}^n \frac{(x_i - X_i)^2}{n-1}} \quad (3)$$

$$m_x = \sqrt{s_e^2 + \bar{e}^2}$$

Die stratenweise Berechnung der Kennziffern ist somit geeignet, explorativ Einflussgrößen zu identifizieren, die die Prognosegüte bestimmen. Die Stratifizierung hat jedoch immer den Nachteil, dass sie subjektiv ist und eine vollständige Unabhängigkeit der (statistisch) benachbarten Straten unterstellt wird. Weiterhin treten an den Verteilungsändern der potenziellen Einflussgrößen meist unzureichend besetzte Straten auf. Die damit verbundene statistische Unsicherheit kann nur durch die Bildung von sehr breiten Intervallen vermieden werden, die aber wiederum eine unzulässige Homogenisierung verursachen können. Diese Probleme werden noch weiter verstärkt, wenn eine mehrdimensionale Stratifizierung nach mehreren Kriterien erfolgen soll.

In diesem Beitrag wird daher ein Regressionsmodell zur Identifizierung potenzieller Einflussgrößen (Regressoren) und der Quantifizierung ihrer Effekte verwendet (Formel 5). Die Antwortvariable ist dabei die mittlere periodische Abweichung zwischen Prognose und Beobachtung für alle zweimal (BWI 1 und BWII 2) erfassten Stichprobenbäume (Fichte / Buche). Die Summe der Effekte der unabhängigen Variablen (Funktionswert) ist der bedingte Erwartungswert dieser Abweichungen gegeben die jeweilige Variablenausprägung. Der Funktionswert kann daher als bedingter Bias interpretiert werden, d. h. als mittlere Abweichung von Prognose und Beobachtung gegeben eine bestimmte Kombination von unabhängigen Variablen. Um zu prüfen, ob die Zusammenhänge zwischen den Prognoseabweichungen und den Regressoren nicht-linearer Form sind, wird das Modell als additives Modell parametrisiert, was durch die Verwendung der Funktionen $f_1 \dots f_n$ in Formel (5 a) verdeutlicht wird. Wie im Kapitel Ergebnisse dargestellt werden wird, sind für die adäquate Modellierung der Verzerrung nicht nur

eindimensionale nicht-lineare Funktionstypen sondern mehrdimensionale nicht-lineare Funktionstypen notwendig, um Wechselwirkungen beschreiben zu können. Die Parametrisierung derartiger Modelle erfordert die Anwendung spezieller Methoden. Im vorliegenden Fall werden eindimensionale Funktionen mit Hilfe so genannter 'Penalized Regression Splines' beschrieben, die die Vorteile von Regressionsplines und glättenden Splines in idealer Weise kombinieren (Wood 2006). Wie bei gewöhnlichen glättenden Splines wird der Glättungsgrad zum Großteil über einen Glättungsparameter und kaum über die Anzahl und Lage der Knoten bzw. die Dimension der Basis bestimmt, solange die Anzahl der Knoten einen bestimmten Wert nicht unterschreitet (Wood 2006). Als Vorteil gegenüber gewöhnlichen glättenden Splines ist die stark reduzierte Dimension bzw. Knotenanzahl zu nennen, die numerische Vorteile bei der Parametrisierung aufweist und somit auch für mehrdimensionale Probleme verwendet werden kann (Wood 2006).

Mehrdimensionale Funktionen werden über so genannte 'Tensor-Produkt-Splines' mit kubischer Basis modelliert. Die Kombination verschiedener marginaler Splinefunktionen in einem Tensor-Produkt bietet die Möglichkeit, dass variable Glättungen für die verschiedenen Dimensionen geschätzt werden können. Das ist besonders dann von Bedeutung, wenn die verschiedenen Einflussgrößen in unterschiedlichen Einheiten gemessen werden (Wood 2006). Aber auch in räumlichen Datenstrukturen, in denen in unterschiedlichen Himmelsrichtungen verschiedene starke Autokorrelationen der Beobachtungen z. B. als Resultat nicht erfasster Wind- oder Meeresströmungen auftreten. Bisher wurde erläutert, dass der Funktionswert in einem Regressionsmodell zur Beschreibung der Abweichungen von Prognose und Beobachtung als bedingter Bias dieser Prognose interpretiert werden kann. Da die Residuen eines Regressionsmodells als Differenz von Beobachtung und Funktionswert (hier bedingter Bias) definiert sind, stellt die zufällige Reststreuung des Regressionsmodells ein Maß für die Präzision der Wachstumsprognose dar.

$$\mathbf{e}_i = f_1(\mathbf{z}_{1i}) + \dots + f_n(\mathbf{z}_{ni}) + \varepsilon_i, \quad \text{mit } \varepsilon_i \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (5 \text{ a})$$

wobei:

- \mathbf{e}_i : Mittlere periodische Abweichung zwischen Prognose und Beobachtung des Baumes i [mm/Jahr];
- $\mathbf{z}_{1i}, \dots, \mathbf{z}_{ni}$: Ein Vektor von l - n unabhängigen Variablen zugehörig zu Baum i ;
- f_1, \dots, f_n : l - n potenziell nicht-lineare Funktionen zur Beschreibung der Regressoreffekte;
- ε_i : Zufälliger Fehlerterm;

Das gesamte beschriebene Modell lässt sich als verallgemeinertes additives Modell charakterisieren, wobei die Normalverteilungsannahme für die Zielvariable einen Spezialfall der Exponentialfamilie darstellt. Die Parametrisierung erfolgt mit Hilfe des Statistikpaketes *R* (R Development Core Team 2006), unter Verwendung der Zusatzbibliothek *mgcv* (Wood 2006). Das in der Bibliothek *mgcv* verwendete Schätzverfahren zur Bestimmung der optimalen Glättungsparameter wird als 'Penalized Iteratively Re-Weighted Least Square'-Verfahren bezeichnet.

Das in Formel (5 a) dargestellte Modell unterstellt unabhängig und homogen normalverteilte Residuen. Nun liegt es aufgrund der Datenstrukturen in Waldinventuren nahe, zu überprüfen, ob sich die Zuwächse von Bäumen derselben Datengruppe mehr ähneln als den Zuwächsen aus fremden Datengruppen. Dabei können aufgrund der Konzeption der Bundeswaldinventur als Traktstichprobe die Ebenen Trakt und Traktecke unterschieden werden. Als Erklärung für derartige Varianz-Kovarianz-Strukturen kommen nicht beobachtete Einflussfaktoren in Frage, die die Bäume einer Datengruppe in derselben Art und Weise beeinflussen. Des Weiteren tritt in Wachstumsmodellen häufig eine heterogene Varianz der Art auf, dass die zufällige Reststreuung mit zunehmenden Zuwachsraten zunimmt. Beide Datenstrukturen führen bei ihrer Nichtberücksichtigung weiterhin zu erwartungstreuen d. h. unverzerrten Schätzern der Regressionskoeffizienten. Allerdings werden die zugehörigen Konfidenzintervalle nicht korrekt geschätzt, was zu Fehlern bei der Überprüfung der Signifikanz der Regressoren führen kann.

Möglichkeiten zur korrekten Aufteilung der zufälligen Reststreuung auf unterschiedliche Hierarchieebenen bieten gemischte Regressionsmodelle. Eine heterogene Varianz der Reststreuung kann mit Hilfe einer Varianzfunktion modelliert werden, wobei diese häufig als Potenzfunktion des Funktionswertes (bedingten Mittelwertes) beschrieben wird. Erweitert man das Modell (Formel 5 a) um Zufallseffekte (Interzept) auf den Ebenen Trakt und Traktecke und lässt eine heterogene Varianz der Reststreuung als Funktion des (biasbereinigten) prognostizierten Zuwachswertes zu, so resultiert Modell (Formel 5 b).

$$\mathbf{e}_{ijk} = f_1(\mathbf{z}_{1ijk}) + \dots + f_n(\mathbf{z}_{nijk}) + \mathbf{Z}_{ij} \mathbf{b}_{ij} + \varepsilon_{ijk}, \quad \text{mit } \mathbf{b}_{ij} \sim N(0, \Psi_{ij}) \quad (5 \text{ b})$$

$$\text{und } \text{Var}(\varepsilon_{ijk}) = \sigma_\varepsilon^2 \left| x_{ijk} - (f_1(\mathbf{z}_{1ijk}) + \dots + f_n(\mathbf{z}_{nijk})) \right|^{2\theta}$$

wobei zusätzlich zu Formel 5 a:

- \mathbf{e}_{ijk} : Mittlere periodische Abweichung zwischen Prognose und Beobachtung des Baumes k in Traktecke j in Trakt i [mm/Jahr];

- $\mathbf{z}_{1ijk}, \dots, \mathbf{z}_{nijk}$: Ein Vektor von l - n unabhängigen Variablen zugehörig zu Baum k in Traktecke j in Trakt i ;
- \mathbf{Z}_{ij} : Eine Zeile in einer Modellmatrix zur Kodierung der Zufallseffekte für Traktecke j und Trakt i ;
- \mathbf{b}_{ij} : Ein Vektor von Zufallseffekten zugehörig zu Trakt i und Traktecke j mit unbekannter positiv definiter Varianz-Kovarianz-Matrix;
- θ : Koeffizient zur Beschreibung der heterogenen Varianz der zufälligen Reststreuung als Potenzfunktion der bias-bereinigten Prognosewerte des Durchmesserwachstums;
- ε_{ijk} : Zufälliger Fehlerterm von Baum k in Trakt i in Traktecke j [mm/Jahr];

Die Variablenselektion erfolgte anhand des BIC (Burnham und Anderson 2004, Schwarz 1978), wobei es für die Verwendung von schrittweisen Verfahren notwendig war, einfachere Modellansätze wie verallgemeinerte lineare Modelle zu verwenden. Die schrittweise Variablenselektion erfolgte unter Verwendung der *R*-Bibliothek *MASS* (Venables und Ripley 2002). Für die anschließende Entscheidung, welche der Effekte in nicht-linearer Form, d. h. in Splineform in das Modell eingingen, wurden die BIC-Werte für die lineare und additive Modellvariante verglichen. Zusätzlich wurden mit Hilfe von Monte Carlo Simulationen 95 % Konfidenzintervalle für die verschiedenen additiven Modelleffekte geschätzt. Dabei werden wiederholt zufällig Koeffizientensätze auf Basis des parametrisierten Modells (mit dem Vektor der Koeffizientenmittelwerte $\hat{\theta}$ und der zugehörigen Varianz-Kovarianzmatrix $\hat{\Sigma}(\hat{\theta})$) aus einer hier hoch-dimensionalen Normalverteilung gezogen. Die einzelnen Koeffizientensätze aber stellen jeweils Modellrealisationen dar, die eine Abschätzung des Prognoseintervalls der Regression ermöglichen. Anhand von Graphiken wurde anschließend visuell beurteilt, ob das Prognoseintervall auch eine lineare Beschreibung zulassen würde.

Die Schätzung der zufälligen Effekte musste aus Gründen begrenzter Rechenkapazitäten in einem zweiten getrennten Schritt erfolgen, indem die aus dem Modell 5 b resultierende Residualstreuung mit Hilfe eines gemischten Regressionsmodells auf die Hierarchieebenen Trakt, Traktecke und zufällige Reststreuung aufgeteilt wurde (5 c).

$$\mathbf{e}_{ijk} - \bar{\mathbf{e}}(\mathbf{z}_{1ijk}, \dots, \mathbf{z}_{2ijk}) = \beta + \mathbf{Z}_{ij} \mathbf{b}_{ij} + \varepsilon_{ijk}, \text{ mit } \mathbf{b}_{ij} \sim N(0, \Psi_{ij}) \quad (5 \text{ c})$$

$$\text{und } \text{Var}(\varepsilon_{ijk}) = \sigma_{\varepsilon}^2 \left| x_{ijk} - (f_1(\mathbf{z}_{1ijk}) + \dots + f_n(\mathbf{z}_{nijk})) \right|^{2\theta}$$

Die Schätzung erfolgt mit Hilfe der *R* Bibliothek *nlme* (Pinheiro et al. 2006, Pinheiro und Bates 2001), wobei standardmäßig das REML-Verfahren (Restricted Maximum Likelihood) verwendet wird. Zur Spezifikation bzw. Beurteilung der Struktur der Zufallseffekte wurde der BIC verwendet. Dabei ist es zulässig mit dem REML-Verfahren parametrisierte Modelle mit einander zu vergleichen, wenn diese wie in diesem Fall die gleiche Spezifikation für die festen Effekte (hier lediglich das Interzept) aufweisen.

Ergebnisse und Diskussion

Quantifizierung des Bias

Die Prognose des Durchmesserwachstums weist sowohl für die Fichte als auch die Buche eine extrem geringe globale Verzerrung von 0.03 (Fichte) bzw. -0.02 (Buche) mm / Jahr auf. Diese und alle folgenden Mittelwerte sind als gewichtetes Mittel unter Berücksichtigung der baumindividuellen Auswahlwahrscheinlichkeit und der Hochrechnungsfaktoren entsprechend des jeweiligen BWI-Verdichtungsgebietes berechnet worden. Es zeigt sich allerdings ein gänzlich anderes Muster, wenn die Verzerrung nach Straten getrennt berechnet wird. Beispielhaft ist hier der Bias getrennt nach Bundesländern dargestellt (Abb. 1).

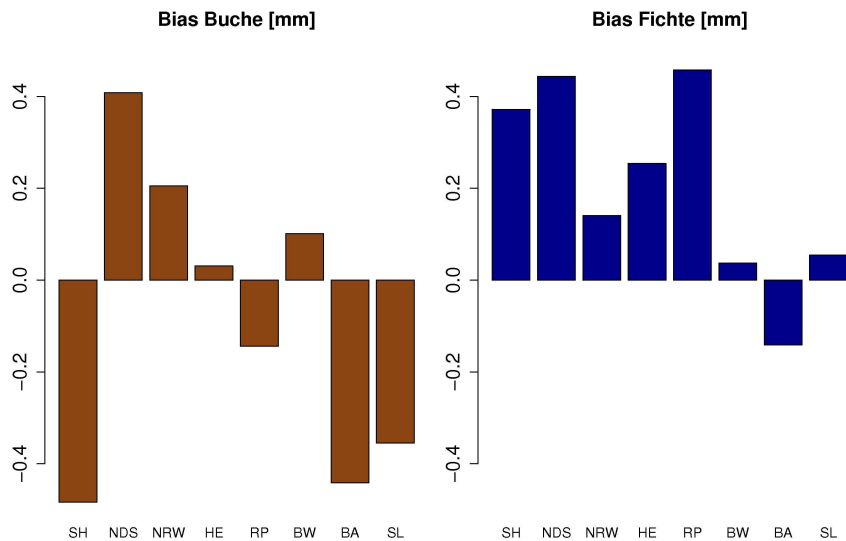


Abb.1.: Unter Berücksichtigung der individuellen Auswahlwahrscheinlichkeiten und der Repräsentationsfaktoren berechnete mittlere Abweichung von prognostizierten und beobachteten Einzelbaumzuwachsen für Buche und Fichte getrennt nach Bundesländern.

Nach der explorativen Datenanalyse für alle potenziellen Einflussgrößen erfolgte die Variablenselektion schrittweise vorwärts mit Hilfe eines verallgemeinerten linearen Modells. Bei der Variablenselektion als signifikant identifizierte Variablen sind der BHD, der H/D-Wert, die Grundflächenhaltung und die Einzelbaumbonität am Prognosebeginn (1987) sowie die geographische Lage und die Seehöhe. Für alle Einflussgrößen wurde durch den Vergleich von linearer und additiver Modellvariante anhand des BIC nachgewiesen, dass die Effekte ausnahmslos nicht-linearer Form sind. Zusätzlich führte die Spezifikation der Effekte von geographischer Lage und Seehöhe über einen dreidimensionalen Tensor-Produkt-Spline zu einer weiteren Modellverbesserung. Die Spezifikation als Wechselwirkung kann zusätzlich gerechtfertigt werden, da der Effekt der Seehöhe aus Expertensicht als nicht unabhängig von der geographischer Lage angenommen werden kann. Das wird deutlich wenn man die absoluten Höhenbereiche vergleicht, die beispielsweise im Harz im Vergleich zum Schwarzwald die natürlichen Höhenstufen definieren. Das resultierende Modell ist in Formel 6 dargestellt. Koeffizienten und statistische Kennwerte der Modelle für Fichte und Buche werden in Tabelle 1 aufgeführt.

$$e_{ijk} = \beta_0 + f_1(BHD_{ijk}) + f_2(H/D\text{-Wert}_{ijk}) + f_3(Einzelbaum_Bonität_{ijk}) + f_4(G/ha_{ij}) + f_5(RW_{ij}, HW_{ij}, Seehöhe_{ij}) + \varepsilon_{ijk} \quad (6)$$

wobei:

- e_{ijk} : Mittlere periodische Abweichung zwischen Prognose und Beobachtung des Baumes k in Traktecke j in Trakt i [mm/Jahr];
- BHD_{ijk} : Brusthöhendurchmesser des Baumes k in Traktecke j in Trakt i [cm];
- $H/D\text{-Wert}_{ijk}$: H/D-Wert des Baumes k in Traktecke j in Trakt i [m/cm];
- $Einzelbaum_Bonität_{ijk}$: Bonität des Baumes k in Traktecke j in Trakt i , wobei der jeweilige Baum unabhängig von seinem realen Status wie ein Oberhöhenstamm bonitiert wird [m];
- G/ha_{ij} : Bestandesgrundfläche der Traktecke j in Trakt i [m²/ha];
- RW_{ij} : Gauß-Krüger-Rechtswertkoordinate der Traktecke j in Trakt i [m];
- HW_{ij} : Gauß-Krüger-Hochwertkoordinate der Traktecke j in Trakt i [m];
- $Seehöhe_{ij}$: Seehöhe über NN der Traktecke j in Trakt i [m];
- f_1, \dots, f_n : l - n nicht-lineare Funktionen zur Beschreibung der Regressoreffekte;
- ε_{ijk} : Zufälliger Fehlerterm von Baum k in Trakt i in Traktecke j [mm/Jahr];

Tab. 1: Koeffizienten und statistische Kennwerte der Modelle zur Bias-Quantifizierung bzw. -Korrektur für Fichte und Buche.

Fichte:				
Parametrische Terme:				
	Koeffizient	Std.Fehler	t-Wert	Pr(> t)
Interzept	0.0031859	0.0008747	3.642	0.000270
Nicht-parametrische Terme:				
	Freiheitsgrade	Geschätzter Rang	F	P-Wert
s(G ha)	8.466	9	1053.73	<2e-16
s(BHD)	8.698	9	162.59	<2e-16
s(HD)	6.877	9	148.70	<2e-16
s(hbon.tree)	8.367	9	278.33	<2e-16
te(RW, HW, Seehöhe)	111.593	68	8.34	<2e-16
R-sq.(adj) = 0.234		Deviance explained = 23.7%		
GCV score = 0.041391		n = 53957		

Buche:				
Parametrische Terme:				
	Koeffizient	Std.Fehler	t-Wert	Pr(> t)
Interzept	-0.002264	0.001192	-1.899	0.0575
Nicht-parametrische Terme:				
	Freiheitsgrade	Geschätzter Rang	F	P-Wert
s(G ha)	4.563	9	101.07	<2e-16
s(BHD)	5.290	9	317.75	<2e-16
s(HD)	8.180	9	240.53	<2e-16
s(hbon.tree)	4.701	9	65.21	<2e-16
te(RW, HW, Seehöhe)	90.261	107	8.85	<2e-16
R-sq.(adj) = 0.23		Deviance explained = 23.4		
GCV score = 0.035995		n = 25208		

Die niedrigen Werte für das Bestimmtheitsmaß bzw. die erklärte Deviance spiegeln wider, dass der Anteil der Verzerrung an der Gesamtstreuung (Treffgenauigkeit) gering ist. D. h. heißt jedoch nicht automatisch, dass die Verzerrung vernachlässigt werden kann. Sowohl für Fichte als auch Buche sind die nicht-linearen Effekte der Regressoren hoch signifikant. Exemplarisch sollen hier zusätzlich die Effekte von BHD und H/D-Wert sowie die Effekte von geographischer Lage und Seehöhe graphisch dargestellt werden und mit Hilfe von Prognoseintervallen ihre nicht-lineare Form nachgewiesen werden (Abb. 2 / 3). Da der BHD und H/D-Wert stark miteinander korreliert sind, erfolgte die Zuordnung der H/D-Werte zu Durchmesserwerten entsprechend einer globalen baumartenspezifischen Höhenkurve. Dazu wurden die Einzelbaumhöhen über dem BHD mit der Petterson-Funktion (Petterson 1955) ausgeglichen. Für jeden BHD kann anschließend der bedingte Erwartungswert der Höhe geschätzt werden bzw. der zugehörige H/D-Wert berechnet werden.

Zusätzlich wurden H/D-Werte, die 80 bzw. 120 % des bedingten Erwartungswertes – gegeben den BHD – betragen, als Prädiktoren verwendet, um den Effekt des H/D-Wertes zu verdeutlichen (Abb. 2). Es wird deutlich, dass sowohl für Buche als auch Fichte ein nicht-linearer Funktionsterm für die Beschreibung des BHD-Effektes adäquat ist: in die aufgrund der extrem umfangreichen Datenbasis engen Prognoseintervalle könnte keine Gerade gelegt werden. Tendenziell tritt ab einem bestimmten BHD sowohl für Buche als auch Fichte ein deutlicher positiver Trend auf. Dieser Wert liegt bei Buche relativ unabhängig von den dargestellten H/D-Werten bei ca. 35 cm. Bei Fichte ist dagegen eine Staffelung in Abhängigkeit vom H/D-Wert zu beobachten, wobei der positive Trend ab umso höheren BHD auftritt, je höher der H/D-Wert ist. Ob es tatsächlich zu einer verzerrten Schätzung kommt, hängt letztlich von der Kombination aller Modelleffekte ab. Es kann aber davon ausgegangen werden, dass es für beide Baumarten tendenziell im Bereich stärkerer Dimensionen und hoher H/D-Werte eher zu Überschätzungen und im Bereich niedrigerer H/D-Werte eher zu Unterschätzungen kommt.

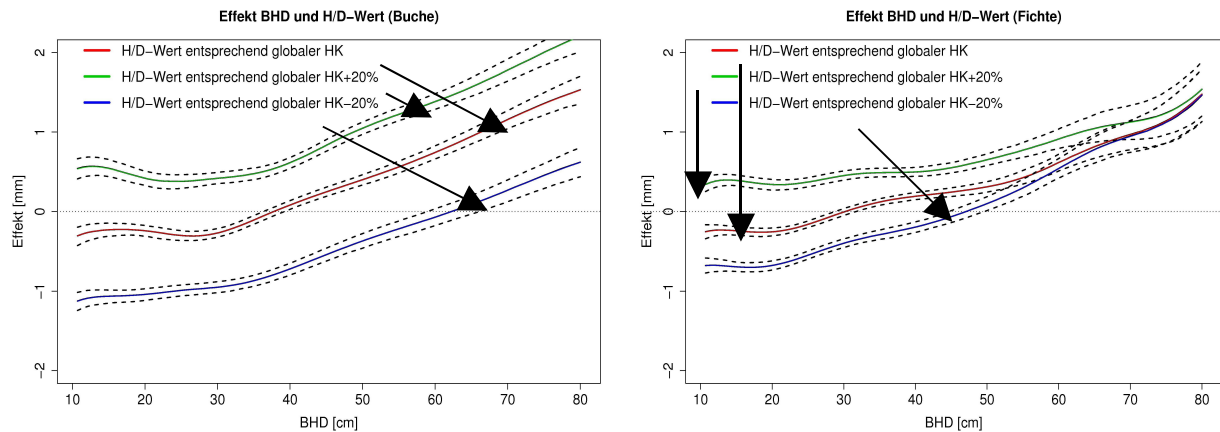


Abb 2: Darstellung der kombinierten Effekte von BHD und H/D-Wert auf die bedingte Verzerrung.

Für die Quantifizierung des Effektes der geographischen Lage bieten die verallgemeinerten additiven Modelle der library *mgcv* (Wood 2006) die Möglichkeit einer Spezifizierung der Wechselwirkung zwischen Rechts- und Hochwert-Koordinaten mit Hilfe von 2-dimensionalen Splines. Hier wird zusätzlich die Seehöhe als dritte Dimension berücksichtigt (Formel 6) und somit die Wechselwirkung zwischen geographischer Lage und der Seehöhe mit Hilfe eines dreidimensionalen 'Tensor-Produkt-Splines' quantifiziert.

Für eine übersichtliche Darstellung der Effekte von geographischer Lage und Seehöhe ist es notwendig, einen der Prädiktoren auf einen konstanten Wert zu setzen. Anstelle des Effektes soll hier allerdings der resultierende Bias dargestellt werden, der zu erwarten wäre, wenn alle weiteren Prädiktoren auf ihre Datenmittelwerte (für Buche) fixiert würden. In Abbildung 3 ist der Bias bei einem konstanten Gauß-Krüger-Hochwert von 5300000 dargestellt.

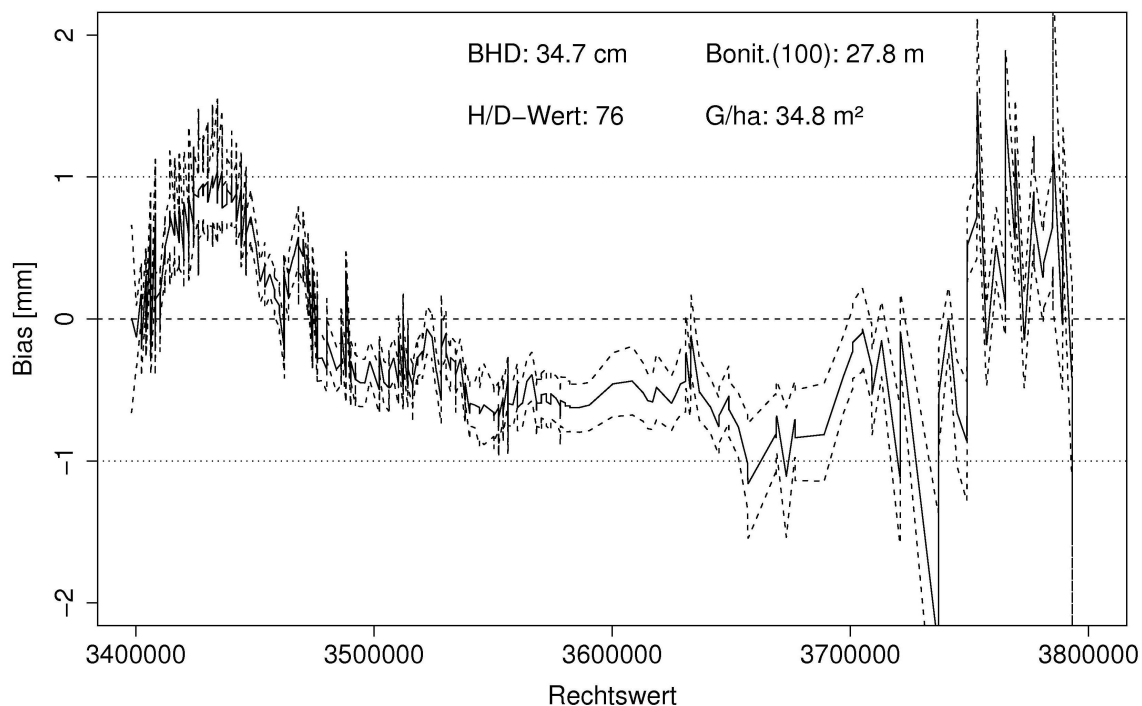


Abb. 3 : Bedingte Verzerrung [mm/Jahr] in Abhängigkeit von der geographischer Lage und der Seehöhe. Der Gauß-Krüger Hochwert ist auf einen konstanten Wert von 5300000 gesetzt. Die durchgezogene Linie kennzeichnet den Erwartungswert und die gestrichelten Linien das 95 % Prognoseintervall für den bedingten Bias. Zusätzlich sind die ungewichteten Datenmittelwerte für Buche angegeben, die als (konstante) Prädiktoren für die Biasschätzung verwendet wurden.

Die dann durch die Rechtswerte bestimmten Positionen erstrecken sich vom Oberrhein über den Südschwarzwald, die schwäbische Alb und das Allgäu bis nach Berchtesgaden. Durch die Linien verbunden werden nur Werte an denen sich Traktecken mit Buche befinden. Dabei wurden alle Traktecken berücksichtigt, die sich maximal 5 km nördlich oder südlich entfernt vom vorgegebenen Hochwert von 5300000 befinden. Deutlich erkennbar ist der

Effekt der Seehöhe, wenn man das Muster des bedingten Bias (Abb. 3) mit dem Verlauf der Seehöhe vergleicht (Abb. 4). So tritt ein positiver Trend der Verzerrung (Tendenz zur Überschätzung) mit ansteigender Seehöhe auf, wobei die konkrete Verzerrung wiederum durch alle im Modell integrierten Einflussgrößen bestimmt wird. Es fällt weiterhin auf, dass als Resultat der vierfach höheren Stichprobendichte die Prognoseintervalle in Baden-Württemberg (Rechtswert < 3582350) deutlich schmalere sind als in Bayern (Rechtswert > 3582350). Ausdruck der unterschiedlichen Stichprobendichten ist auch die feinere 'Zahnung' der Kurve in Baden-Württemberg (Abb. 3 und 4).

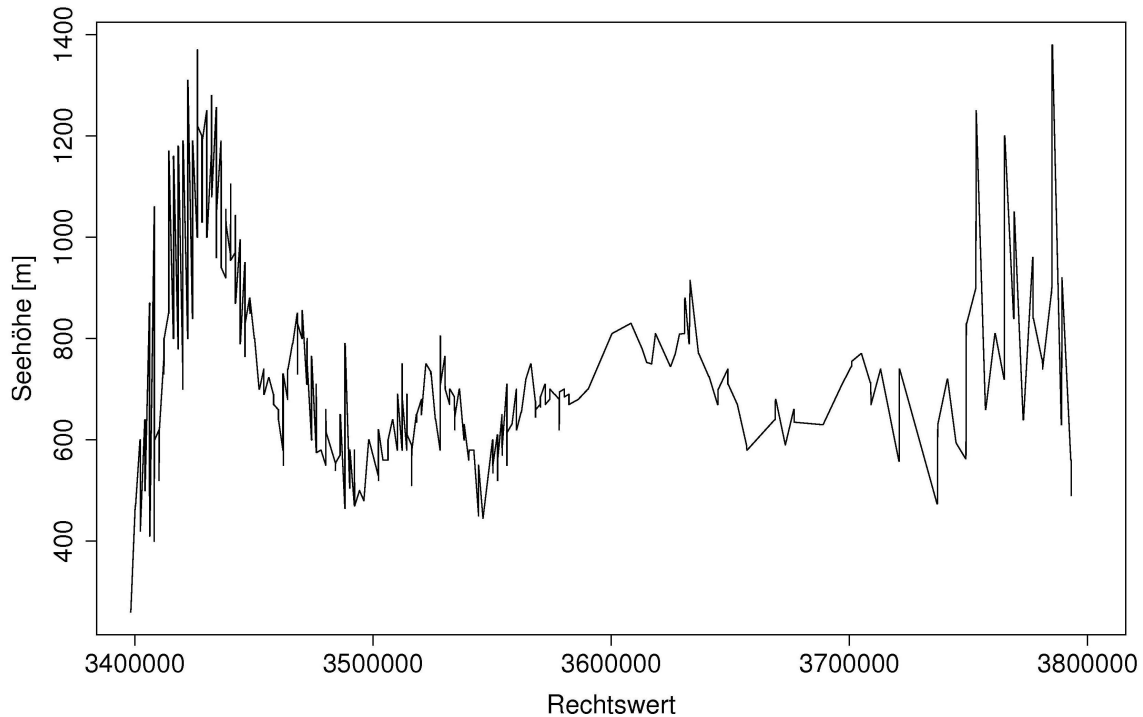


Abb. 4: Verlauf der Seehöhe von West nach Ost auf dem Gauß-Krüger-Hochwert von 5300000.

Weiterhin wird deutlich, dass in Abhängigkeit vom Rechtswert bei gleicher Seehöhe unterschiedliche bedingte Verzerrungen geschätzt werden. Diese Unterschiede sind Ausdruck der verwendeten Modellspezifikation mit der Möglichkeit zur Erfassung der auftretenden Wechselwirkung von geographischer Lage und Seehöhe.

Auf die Darstellung der Effekte der übrigen im Modell integrierten Prädiktoren bzw. die Darstellung der zugehörigen bedingten Verzerrungen muss an dieser Stelle verzichtet werden. Allerdings soll als weiteres Ergebnis das Resultat einer Biaskorrektur der Zuwachsprognose für die BWI mit Hilfe des vorgestellten Modells für unterschiedliche Straten dargestellt werden. Im Gegensatz zu Darstellungen von Effekten (z. B. Abb. 2) bzw. von Schätzungen unter modellhaften 'ceteris paribus'-Bedingungen (Abb. 3) erfolgt die Biaskorrektur auf der Basis der konkreten Inventurinformationen. Als Vergleichsbasis dienen dabei die beobachteten Zuwächse der Inventurperiode (1987-2002). Zusätzlich wird auch die nicht korrigierte Prognose mit Hilfe des WALDPLANERS mit den Beobachtungen verglichen. Konkret werden die Differenzen zwischen den prognostizierten bzw. den prognostizierten und zusätzlich biaskorrigierten Schätzungen und den Beobachtungen berechnet und in Prozent der beobachteten Werte dargestellt. Um einen leichter interpretierbaren Eindruck von den Größenordnungen zu erhalten, zu denen sich die beobachteten Verzerrungen in Holzaufkommensprognosen akkumulieren können, werden auch die beobachteten absoluten periodischen Zuwachssummen der Grundfläche unter Berücksichtigung von Auswahlwahrscheinlichkeiten und Flächengewichten angegeben. Die Ergebnisse werden bewusst für die Zielgröße Grundfläche und nicht den Vorrat dargestellt, da im zweiten Fall noch die Fehlerkomponente der Höhenzuwachsschätzung berücksichtigt werden müsste.

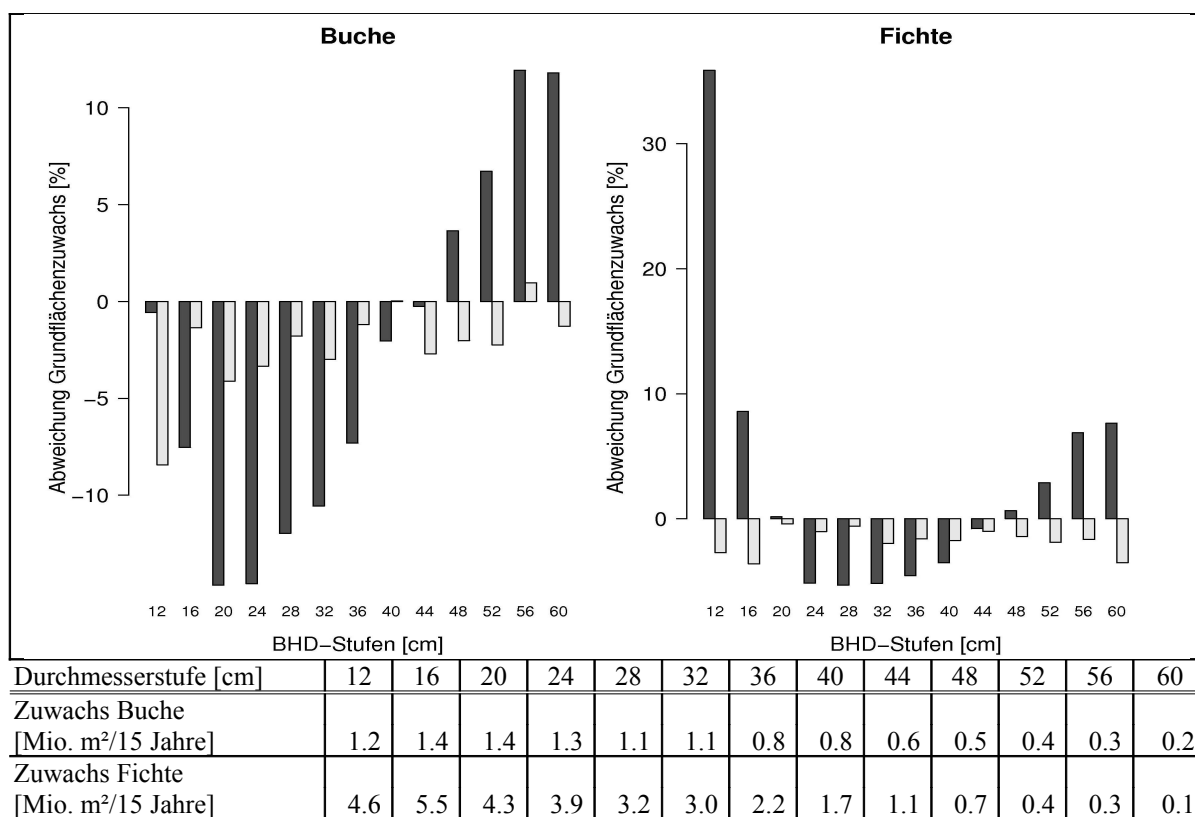


Abb. 5: Prozentuale Abweichungen der Prognose des periodischen Grundflächenzuwachses mit Hilfe des Entscheidungsstützungssystems WALDPLANER von den zugehörigen beobachteten Werten (1987-2002) getrennt nach Durchmesserstufen. Die dunklen Säulen kennzeichnen die Werte für die Originalprognose und die hellen Säulen entsprechend die Werte der bias-korrigierten Prognose. In der Tabelle sind die zugehörigen absoluten beobachteten Werte aufgeführt.

Es werden jeweils nur Straten dargestellt, die mindestens 500 Beobachtungen (ungewichtet) umfassen. Die stratenweise Prognose nach Durchmesserstufe ohne Biaskorrektur weist dabei deutliche Verzerrungen auf. Abgesehen von den untersten Stufen tritt bei Fichte und Buche ein ähnliches Muster mit abnehmenden Unterschätzungen zwischen den Stufen 24 und 44 sowie zunehmenden Überschätzungen ab der Stufe 48 auf. Die Interpretation dieses und der folgenden Verzerrungsmuster bzw. die Identifizierung der eigentlichen Ursachen erscheint schwierig und bedarf weiterer Untersuchungen (vergleiche auch die Ausführungen in der Einleitung zu den Nachteilen von Waldinventuren als Validierungsgrundlage). Wenn man eine unverzerrte Schätzung des Durchmessermodells für die ehemalige Validierungsgrundlage der ertragskundlichen Versuchsflächen annimmt, so kommen dennoch vielfältige Ursachen für die Verzerrung in Frage. Neben den Effekten der Datengenerierung und der geringen (ideellen) Flächengrößen der Stichprobenpunkte, müsste hier auch überprüft werden, ob sich veränderte Wuchsbedingungen wie Stickstoffeinträge oder Trockenstress unterschiedlich auf verschiedene Einzelbaumdimensionen auswirken. Diese Fragestellungen können jedoch am ehesten an sehr intensiv und langfristig untersuchten Versuchsflächen geprüft werden, sodass Interpretationen der Verzerrungsmuster an dieser Stelle weitgehend unterbleiben.

Trotz dieser Einschränkungen wird deutlich, dass mit Hilfe des verallgemeinerten additiven Regressionsmodells eine sehr deutliche Reduzierung der Verzerrung über den – mit Ausnahmen – ganzen Durchmesserbereich für Buche und Fichte erreicht werden kann. Auffällig ist lediglich die Verschlechterung der Schätzung durch die Biaskorrektur für schwache Dimensionen (Durchmesserstufe 12) für die Buche.

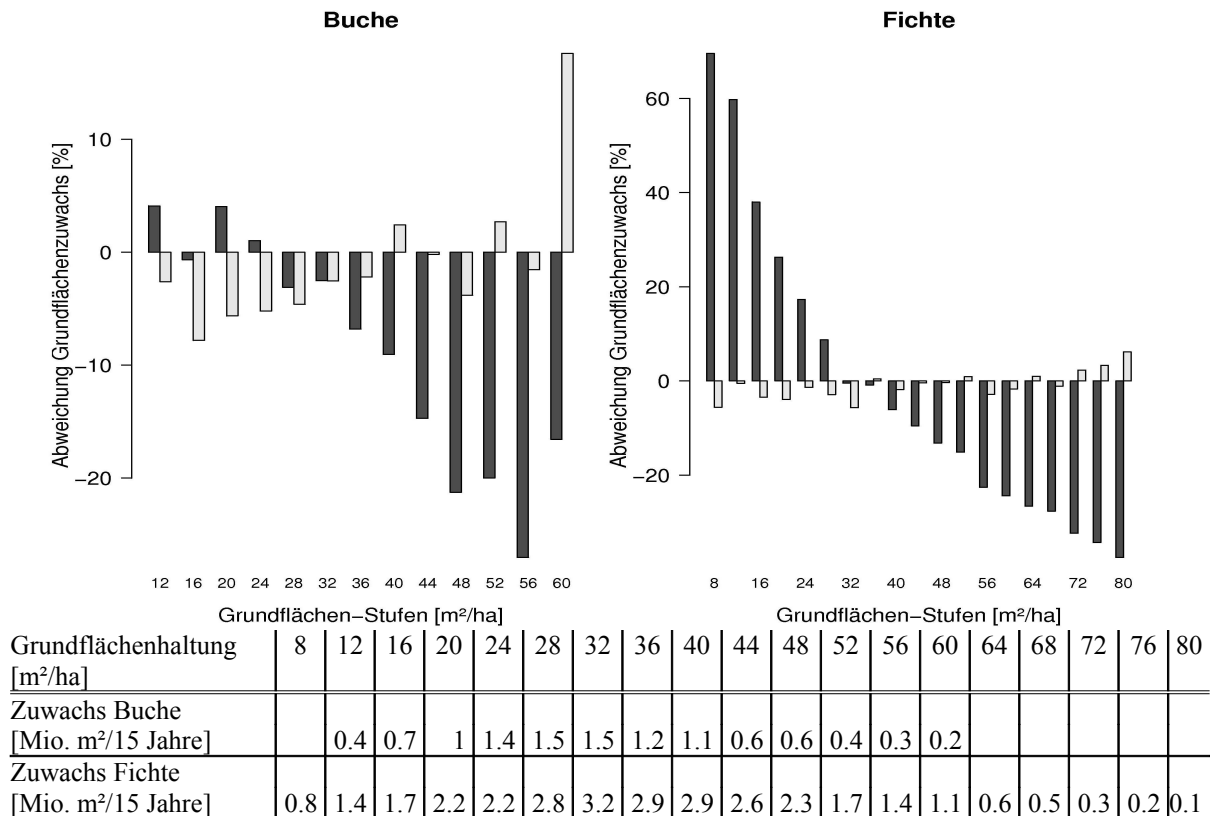


Abb. 6: Prozentuale Abweichungen der Prognose des periodischen Grundflächenzuwachses mit Hilfe des Entscheidungsstützungssystems WALDPLANER von den zugehörigen beobachteten Werten (1987-2002) getrennt nach Straten unterschiedlicher Grundflächenhaltung (1987). Die dunklen Säulen kennzeichnen die Werte für die Original-Prognose und die hellen Säulen entsprechend die Werte der bias-korregierten Prognose. In der Tabelle sind die zugehörigen absoluten beobachteten Werte aufgeführt.

Wird die Verzerrung der Prognose nach Gruppen unterschiedlicher Grundflächenhaltung (1987) dargestellt (Abb. 6), so ergeben sich erneut gewisse Ähnlichkeiten zwischen Buche und Fichte. So treten Überschätzungen bei niedrigen Bestandesdichten und Unterschätzungen bei hohen Bestandesdichten auf. Die Überschätzung bei niedrigen Grundflächenhaltungen ist allerdings bei der Buche nur schwach ausgeprägt. Da das Durchmesserzuwachsmmodell eine Größe zur Berücksichtigung der Bestandesdichte als Prädiktor enthält, sollte ein derartiges Muster eigentlich nicht oder zumindest nicht so deutlich auftreten. Eine Erklärung könnte sein, dass infolge der geringen (ideellen) Flächengröße der Stichprobenpunkte auch häufiger Bestandesdichten im unteren und oberen Explorationsbereich der zur Parametrisierung verwendeten ertragskundlichen Versuchsflächen auftreten. Die Richtung der Verzerrung deutet zumindest darauf hin, dass die Konkurrenz-Effekte auf das Wachstum in diesen Bereichen überschätzt werden.

Die Biaskorrektur führt auch hier zu einer sehr deutlichen Reduktion der Verzerrung der Prognose für Buche und Fichte über den – mit Ausnahmen – gesamten Bereich von Grundflächenhaltungen. Nur an den Randbereichen verschlechtert sich für Buche die Prognose durch die Bias-Korrektur (kleiner gleich Stufe 24 m²/ha und für die Stufe 60m²/ha).

Auch die Verzerrung nach Gruppen unterschiedlicher Einzelbaumbonität weist erneut für beide Baumarten ähnliche und sehr deutliche Muster der Verzerrung auf (Abb. 7). Da das Durchmesserzuwachsmmodell prinzipiell über die Wechselwirkung der Baumdimension (Kronenmantelfläche) mit dem Alter eine Art 'Einzelbaumbonität' als Prädiktor verwendet (Nagel 1999), sollte auch hier zumindest kein so deutliches Muster der Verzerrung mehr auftreten. Aufgrund der Unterschätzung bei schwachen Bonitäten und der Überschätzung bei guten Bonitäten könnte erneut ein zu 'starker' Effekt in diesem Fall der die Bonität bestimmenden Größen im Extrapolationsbereich des an ertragskundlichen Daten parametrisierten Durchmesserzuwachsmodells ein Erklärungsansatz sein.

Die Bias-Korrektur führt mit Ausnahme der besten Bonitäten bei Buche (größer gleich $h_{100}=32$ m) und der schwächsten Bonitäten bei Fichte (kleiner gleich $h_{100}=18$ m) wieder zu sehr deutlichen Reduktionen der Verzerrung. Die Darstellung umfasst wie in den anderen Darstellungen nur Straten mit mehr als 500 Bäumen.

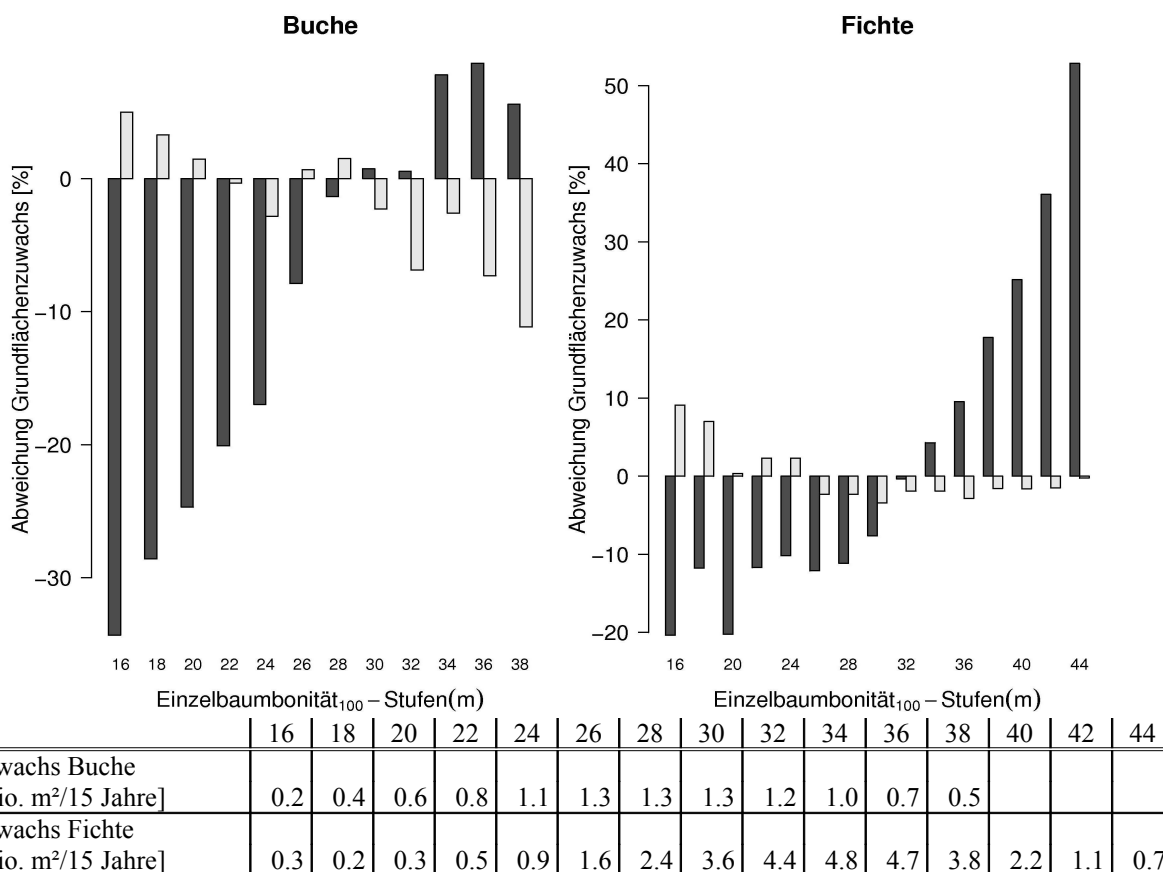
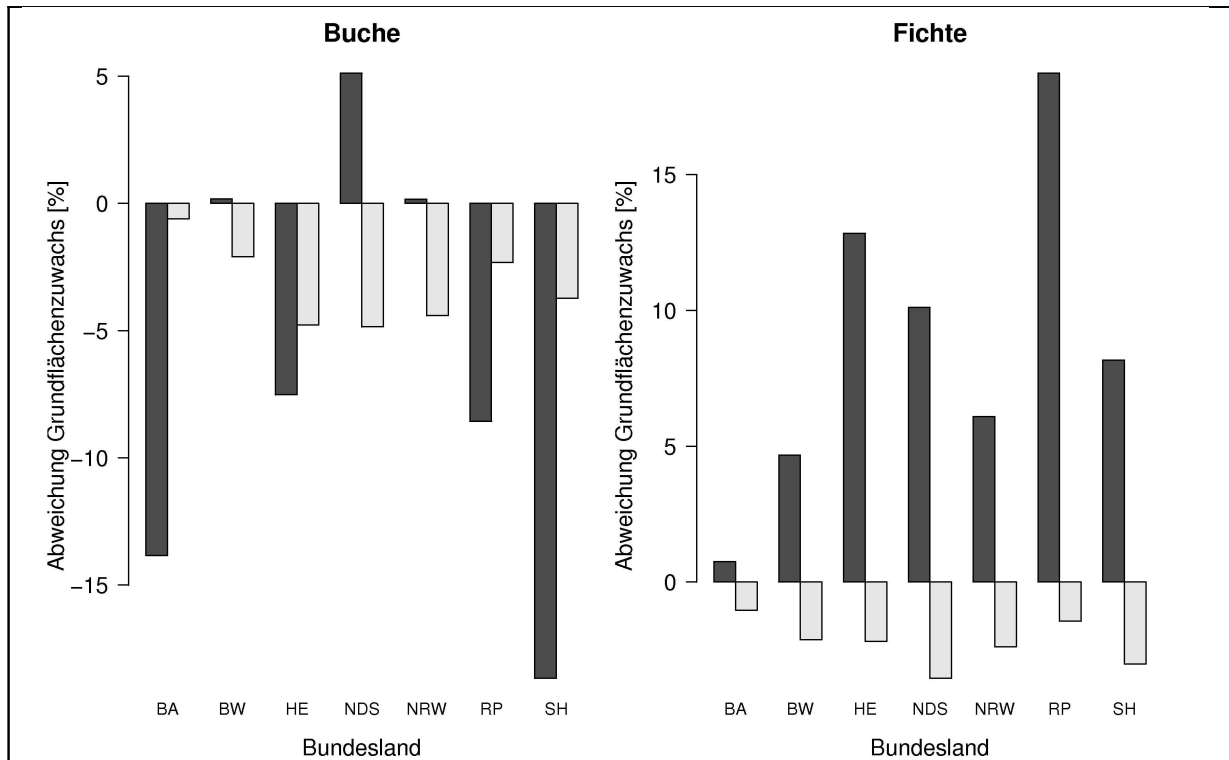


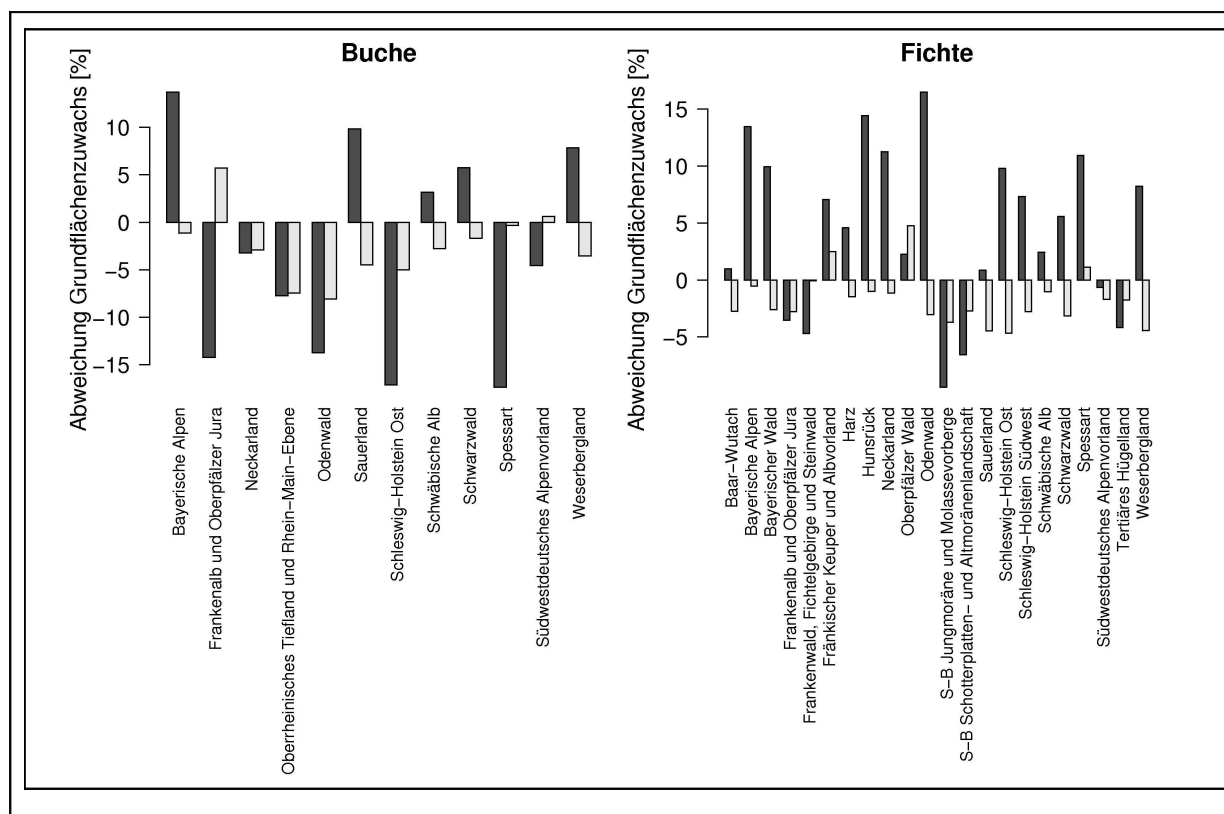
Abb. 7: Prozentuale Abweichungen der Prognose des periodischen Grundflächenzuwachses mit Hilfe des Entscheidungsstützungssystems WALDPLANER von den zugehörigen beobachteten Werten (1987-2002) getrennt nach Straten unterschiedlicher 'Einzelbaumbonität'. Die dunklen Säulen kennzeichnen die Werte für die Original-Prognose und die hellen Säulen entsprechend die Werte der bias-korrigierten Prognose. In der Tabelle sind die zugehörigen absoluten beobachteten Werte aufgeführt.

Abschließend werden die Abweichungen der Prognosen für verschiedene geographische Einheiten (Bundesländer und Wuchsgebiete mit mehr als 500 Beobachtungen) dargestellt (Abb. 8 und 9). Anhand der unkorrigierten Prognosen sowohl für die Bundesländer als auch die ausgewählten Wuchsgebiete wird deutlich, dass groß- und kleinräumig beträchtliche Verzerrungen auftreten können. Dabei kommt es bei der Buche überwiegend zu Unterschätzungen während bei der Fichte ausnahmslos Überschätzungen auftreten. Das Muster der Verzerrungen der prognostizierten Grundflächensumme (Abb. 8) deckt sich nur grob mit dem getrennt nach Bundesländern berechneten Bias des Durchmesserzuwachses (Abb. 1). Das ist damit zu erklären, dass der Grundflächenzuwachs nicht nur durch den Durchmesserzuwachs sondern auch durch den Ausgangsdurchmesser bestimmt wird. Die Biaskorrektur führt in der Vielzahl der Fälle zu deutlichen Reduzierungen der Verzerrung. Treten Verschlechterungen, wie im Fall von Baden-Württemberg für Buche und Bayern für Fichte auf, so handelt es sich um regionale Einheiten, bei denen schon die unkorrigierte Prognose gering verzerrt war. Die Verschlechterungen durch die Biaskorrektur sind in diesen Fällen ebenfalls geringfügig. Die starke Verzerrungsreduktion für regionale Einheiten, vor allem der kleinräumigeren und damit homogeneren Wuchsgebiete, unterstreicht die effektive Quantifizierung der Verzerrungseinflüsse von Seehöhe und geographischer Lage mit Hilfe des drei-dimensionalen 'Tensor-Produkt-Splines'.



	Bayern	Baden- Württemberg	Hessen	Niedersachsen	Nordrhein- Westfalen	Rheinland- Pfalz	Schleswig- Holstein
Zuwachs Buche [Mio. m ² /15 Jahre]	2.8	2.4	2.1	1.1	1.2	1.4	0.3
Zuwachs Fichte [Mio. m ² /15 Jahre]	13.7	6.1	2.4	2.4	4.3	1.9	0.5

Abb. 8: Prozentuale Abweichungen der Prognose des periodischen Grundflächenzuwachses mit Hilfe des Entscheidungsstützungssystems WALDPLANER von den zugehörigen beobachteten Werten (1987-2002) getrennt nach Bundesländern. Die dunklen Säulen kennzeichnen die Werte für die Original-Prognose und die hellen Säulen entsprechend die Werte der bias-korrigierten Prognose. In der Tabelle sind die zugehörigen absoluten beobachteten Werte aufgeführt.



	Bayerische Alpen	Frankenalb und Oberpfälzer Jura	Neckarland	Ober rheinisches Tiefland und Rhein-Main-Ebene	Odenwald	Sauerland
Zuwachs Buche [Mio. m ² /15 Jahre]	0.3	0.6	0.8	0.3	0.4	0.4
	Schleswig-Holstein Ost	Schwäbische Alb	Schwarzwald	Spessart	Südwestdeutsches Alpenvorland	Weserbergland
Zuwachs Buche [Mio. m ² /15 Jahre]	0.2	0.7	0.4	0.4	0.2	0.7
	Baar-Wutach	Bayerische Alpen	Bayerischer Wald	Frankenalb und Oberpfälzer Jura	Frankenwald, Fichtelgebirge und Steinwald	Fränkischer Keuper und Albvorland
Zuwachs Fichte [Mio. m ² /15 Jahre]	0.4	1.4	1.6	1.6	1.2	0.8
	Harz	Hunsrück	Neckarland	Oberpfälzer Wald	Odenwald	S-B Jungmoräne und Molassevorberge
Zuwachs Fichte [Mio. m ² /15 Jahre]	0.6	0.6	1.1	0.9	0.5	1.3
	S-B Schotterplatten- und Altmoränenlandschaft	Sauerland	Schleswig-Holstein Ost	Schleswig-Holstein Südwest	Schwäbische Alb	Schwarzwald
Zuwachs Fichte [Mio. m ² /15 Jahre]	1.1	2.8	0.2	0.2	1.0	2.1
	Spessart	Südwestdeutsches Alpenvorland	Tertiäres Hügelland	Weserbergland		
Zuwachs Fichte [Mio. m ² /15 Jahre]	0.4	1.2	2.5	0.8		

Abb. 9: Prozentuale Abweichungen der Prognose des periodischen Grundflächenzuwachses mit Hilfe des Entscheidungsstützungssystems WALDPLANNER von den zugehörigen beobachteten Werten (1987-2002) getrennt nach Wuchsgebieten mit mehr als jeweils 500 Beobachtungen für Buche bzw. Fichte. Die dunklen Säulen kennzeichnen die Werte für die Original-Prognose und die hellen Säulen entsprechend die Werte der bias-korrigierten Prognose. In der Tabelle sind die zugehörigen absoluten beobachteten Werte aufgeführt.

Quantifizierung der Präzision

Wie im Kapitel Methoden beschrieben, ist die zufällige Reststreuung des Regressionsmodells (Formel 6) ein Maß für die Präzision der Wachstumsprognose. Die Aufteilung auf die Ebenen Trakt, Traktecke und die zufällige Reststreuung innerhalb von Traktecken zeigt, dass ein Großteil der Streuung am Einzelbaum auftritt (Tab. 2). Auch weisen die zufälligen Effekte für Buche und Fichte sowohl absolut als auch in der Relation der Hierarchieebenen sehr ähnliche Größenordnungen auf. Die Varianzanteile entfallen bei der Buche zu 7, 17 und 76 % auf die Ebenen Trakt, Traktecke und Reststreuung innerhalb von Traktecken, bei Fichte betragen die entsprechenden Werte 5, 18 und 77 %. Alle zufälligen Effekte sind sowohl bei Buche als auch Fichte hoch signifikant unterschiedlich von Null. Die für eine etwaige Zentrierung der Zufallseffekte um Null im Modell integrierten Interzepte sind nicht signifikant unterschiedlich von Null (5% Irrtumswahrscheinlichkeit). Die bereits sehr geringe globale Verzerrung wird durch das Regressionsmodell zur Biasquantifizierung und- korrektur (Formel 6) somit nicht erhöht.

Tab. 2: Zufällige Effekte für das gemischte Regressionsmodell (getrennt für Buche und Fichte) zur Aufteilung der zufälligen Reststreuung (Formel 5 b/5 c) auf die Hierarchieebenen Trakt, Traktecke und zufällige Reststreuung innerhalb von Traktecken. Weiterhin ist der Parameter der Potenzfunktion zur Beschreibung der heterogenen Varianz als Funktion des prognostizierten (bias-bereinigten) Durchmesserzuwachses angegeben.

Buche:		
Fester Effekt (Interzept):		
Unterer Wert des 95%- Konfidenzintervalls	Parameter	Oberer Wert des 95%- Konfidenzintervalls
-0.0048	-0.0012	0.0024
Zufälliger Effekte (Interzept) Trakt (Standardabweichung)		
Unterer Wert des 95%- Konfidenzintervalls	Parameter	Oberer Wert des 95%- Konfidenzintervalls
0.055	0.062	0.069
Zufälliger Effekte (Interzept) Traktecke (Standardabweichung)		
Unterer Wert des 95%- Konfidenzintervalls	Parameter	Oberer Wert des 95%- Konfidenzintervalls
0.091	0.096	0.10
Reststreuung innerhalb von Traktecken		
Unterer Wert des 95%- Konfidenzintervalls	Parameter	Oberer Wert des 95%- Konfidenzintervalls
0.20	0.20	0.21
Varianzfunktion:		
Unterer Wert des 95%- Konfidenzintervalls	Parameter	Oberer Wert des 95%- Konfidenzintervalls
0.29	0.32	0.34
Fichte:		
Fester Effekt (Interzept):		
Unterer Wert des 95%- Konfidenzintervalls	Parameter	Oberer Wert des 95%- Konfidenzintervalls
-0.0053	-0.0022	0.00087
Zufälliger Effekte (Interzept) Trakt (Standardabweichung)		
Unterer Wert des 95%- Konfidenzintervalls	Parameter	Oberer Wert des 95%- Konfidenzintervalls
0.051	0.057	0.063
Zufälliger Effekte (Interzept) Traktecke (Standardabweichung)		
Unterer Wert des 95%- Konfidenzintervalls	Parameter	Oberer Wert des 95%- Konfidenzintervalls
0.11	0.11	0.11
Reststreuung innerhalb von Traktecken		
Unterer Wert des 95%- Konfidenzintervalls	Parameter	Oberer Wert des 95%- Konfidenzintervalls
0.22	0.23	0.23
Varianzfunktion:		
Unterer Wert des 95%- Konfidenzintervalls	Parameter	Oberer Wert des 95%- Konfidenzintervalls
0.34	0.36	0.38

Der Parameter der Potenzfunktion (Formel 5 b/5 c) zur Beschreibung der heterogenen Varianz als Funktion des prognostizierten (bias-bereinigten) Durchmesserzuwachses ist für beide Baumarten ähnlich. Die Werte von kleiner 1 kennzeichnen die Zunahme der Varianz als degressiv.

Zusammenfassend wird deutlich, dass die Verzerrung trotz ihres vergleichsweise geringen Anteils an der Treffgenauigkeit bei stratenweiser Betrachtung zu teilweise starken Über- und Unterschätzungen des periodischen Grundflächenzuwachses führt. Aufgrund der umfangreichen Datenbasis in den einzelnen Straten kann dabei von einem Ausgleich der zufälligen Fehlerkomponenten ausgegangen werden. In diesem Fall aber steigt die Bedeutung systematischer Fehlerkomponenten bzw. ihres Ausgleichs. Somit würde der Biasausgleich bei der Prognose für Bundesländer, Wuchsgebiete, Forstämter aber auch Kollektive wie Stark-, Mittel- und Schwachholz zu deutlichen Verbesserungen führen. Weniger deutliche Verbesserungen sind dagegen bei Prognosen für einzelne Bestände zu erwarten, da hier das Verhältnis von Präzision und Verzerrung entscheidend ist bzw. in diesem Fall nur ein eingeschränkter Ausgleich der zufälligen Abweichungen möglich ist. Allerdings zeigt die Aufteilung der zufälligen Reststreuung, dass die Einzelbaumwerte eine deutlich höhere Varianz als die Baumgruppen (Trakte, Traktecken) aufweisen. Liegt das Hauptinteresse aber letztlich in der Korrekten Prognose von Kennziffern auf Bestandesebene kann die Einzelbaumstreuung vernachlässigt werden. Diese Aussage gilt sowohl für Mittelwerte als auch Verteilungen. In diesem Fall wird die Treffgenauigkeit nur noch durch den Bias und die zufällige Streuung auf Bestandesebene bestimmt.

Zusammenfassung

Der Beitrag beschäftigt sich mit der Validierung einer bundesweiten (alte Bundesländer) Holzaufkommensprognose für Fichte und Buche. Auf der Grundlage der beobachteten Zuwächse der Bundeswaldinventur im Zeitraum zwischen BWI I (1987) und BWI II (2002) erfolgt die Beurteilung einer Prognose, die mit dem Entscheidungsstützungssystem WALDPLANER (Nagel et al. 2006) durchgeführt wurde. Allerdings beschränkt sich die Validierung in diesem Beitrag auf die Überprüfung der Durchmesserzuwachsprognose. Dabei steht nach der ersten Folgeinventur (BWI II) erstmals für den gesamten Bereich der alten Bundesländer eine Vergleichsdatenbasis für die Prognosewerte zur Verfügung. Neben der grundsätzlichen Überprüfung der Eignung eines Wachstumssimulators, der an ertragskundlichen Versuchsflächendaten parametrisiert wurde, für die Fortschreibung von Winkelzählprobendaten, ermöglicht die BWI aber auch die Überprüfung der Prognose unter dem speziellen Gesichtspunkt der räumlichen Gültigkeit.

Die Validierung wird technisch mit Hilfe eines speziellen verallgemeinerten additiven Regressionsmodells (Wood 2006) durchgeführt, das es ermöglicht potenzielle Verzerrungen der Prognose in Abhängigkeit von unterschiedlichen Einflussgrößen zu prüfen und gegebenenfalls zu quantifizieren. Damit kann eine bedingte Verzerrung kontinuierlich als Funktion multipler Einflussgrößen beschrieben werden. Als Ergebnis der Variablenselektion wurden sowohl für Fichte als auch Buche die geographische Lage und die Seehöhe aber auch die Bestandesgrundfläche sowie Einzelbaumparameter (zum Zeitpunkt 1987) wie der BHD, der H/D-Wert und die 'Einzelbaumbonität' als signifikant identifiziert. Eine Verzerrung in Abhängigkeit von der geographischen Lage und der Seehöhe kann dahingehend interpretiert werden, dass die Parametrisierung des Durchmesserzuwachsmodells auf der Basis von ertragskundlichen Versuchsflächen keine Berücksichtigung von räumlichen Wachstumstrends oder gar einer Wechselwirkung derartiger Trends mit der Seehöhe ermöglicht. Ertragskundliche Versuchsflächen sind durch ihre Konzeption als Eingriffsinventur gut dazu geeignet, den Freistellungseffekt von forstlichen Eingriffen auf das Wachstum zu quantifizieren. Durch die fehlende Flächenrepräsentativität ist eine Berücksichtigung räumlicher Wachstumsunterschiede bisher allerdings nicht möglich gewesen.

Die Verzerrungen in Abhängigkeit von den Ausgangswerten (1987) der Grundfläche, des BHD's und weiterer Einzelbaumparameter erscheinen problematischer, da bisher unterstellt wurde, dass auf Basis von Versuchsflächen entwickelte Modelle ohne Einschränkung auch mit abweichenden Datentypen (Forstinventuren) initialisiert werden können. Durch die Identifizierung der unterschiedlichen Einflussgrößen und der Quantifizierung ihrer Effekte auf die Verzerrung, bietet das verwendete Regressionsmodell jedoch die Möglichkeit für eine Biaskorrektur. Anhand der Zielgröße 'summarischer periodischer Grundflächenzuwachs' wird die sehr deutliche Verbesserung der Prognose durch eine Biaskorrektur dargestellt. Dabei wird verdeutlicht, dass auch bei einer stratenweisen Betrachtung nach räumlichen Einheiten (Bundesländer, Wuchsgebiete), Einzelbaumdimensions- und Bestandesdichtestufen starke Verbesserungen der Prognosegüte erreicht werden.

Abschließend wird mit Hilfe eines gemischten Regressionsmodells die Aufteilung der zufälligen Reststreuung (Präzision) auf die Hierarchieebenen Stichprobentrakt, Traktecke und Reststreuung innerhalb von Traktecken quantifiziert. Für beide untersuchten Baumarten beträgt die Reststreuung innerhalb von Traktecken ein Vielfaches der Streuung auf der Ebene der Traktecke. Auf die Hierarchieebene Trakt entfällt wiederum nur etwa ein Drittel der Varianz der Hierarchieebene Traktecke.

Literatur

- Burnham, K. P. und Anderson, D. R. 2004: Multimodel Inference: Understanding AIC and BIC in Model Selection. *Sociological Methods and Research*, Vol. 33: 261-304.
- Nagel, J. 1999. Konzeptionelle Überlegungen zum schrittweisen Aufbau eines waldwachstumskundlichen Simulationssystems für Nordwestdeutschland. *Schriften aus der Forstlichen Fakultät der Universität Göttingen und der Niedersächsischen Forstlichen Versuchsanstalt* 128: 122 S.
- Nagel, J., Duda, H. und Hansen, J. 2006: Forest Simulator BWINPro7. *Forst u. Holz*, 61. Jg.: 427-429.
- Pretzsch, H. und Āursky, J. 2001: Evaluierung von Waldwachstumssimulatoren auf Baum- und Bestandesebene. *AFJZ*: 146 - 150.
- Pretzsch, H. 2001: *Modellierung des Waldwachstums*: Blackwell, Berlin: 320 S.
- R Development Core Team 2006: R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org>.
- Pettersson, 1955: Die Massenproduktion des Nadelwaldes. *Mittlg. der Forstlichen Forschungsanstalten Schwedens*. Bd. 45, Nr 1B.
- Pinheiro, J., Bates, D., DebRoy, S., und Sarkar, D. 2006: nlme: Linear and nonlinear mixed effects models. R package version 3.1-78.
- Pinheiro J., Bates D. M. 2001: *Mixed Effects Models In S And S-Plus*. Springer-Verlag New York: 544 S.
- Schmid, S., Zingg, A., Biber, P. und Bugmann, H. 2006: Evaluation of the forest growth model SILVA along an elevation gradient in Switzerland. *EJFOR*: 43-55.
- Schwarz, G. 1978: Estimating the Dimension of a Model. In: *Annals of Statistics*. 2/6: 461-464
- Venables, W. N. und Ripley, B. D. 2002: *Modern Applied Statistics with S*. Fourth Edition. Springer, New York: 464 S.
- Windhager, M. 1999: Evaluierung von vier verschiedenen Wachstumssimulatoren. *Dissertation zur Erlangung des Doktorgrades der Universität für Bodenkultur, Wien*: 217 S.
- Wood. S. N. 2006: *Generalized Additive Models: An Introduction with R*. Boca Raton, Chapman and Hall-CRC: 416 S.