

- expansion. *Agricultural and Forest Entomology* **14**(2), 147–155. doi:10.1111/j.1461-9563.2011.00552.x
- HUET, R. (2014): Connecting to the pulse of the planet with Twitter APIs. Retrieved from <https://blog.twitter.com/2014/connecting-to-the-pulse-of-the-planet-with-twitter-apis>
- KAHLE, D. and H. WICKHAM (2013): ggmap: Spatial Visualization with ggplot2. *The R Journal* **5**(1), 144–161. Retrieved from <http://journal.r-project.org/archive/2013-1/kahle-wickham.pdf>
- MINER, G., J. ELDER, A. FAST, T. HILL, R. NISBET and D. Delen (2012): *Practical Text Mining and Statistical Analysis for Non-structured Text Data Applications* (1st ed.): Academic Press. Retrieved from <http://dl.acm.org/citation.cfm?id=2222696>
- Pautasso, M., G. Aas, V. Queloz and O. Holdenrieder (2013): European ash (*Fraxinus excelsior*) dieback – A conservation biology challenge. *Biological Conservation* **158**(null), 37–49. doi:10.1016/j.biocon.2012.08.026
- RADZIKOWSKI, J., A. STEFANIDIS, K. H. JACOBSEN, A. CROITORU, A. CROOKS and P. L. DELAMATER (2016): The Measles Vaccination Narrative in Twitter: A Quantitative Analysis. *JMIR Public Health and Surveillance* **2**(1), e1. doi:10.2196/publichealth.5059
- SAKAKI, T., M. OKAZAKI and Y. MATSUO (2010): Earthquake Shakes Twitter Users?: Real-time Event Detection by Social Sensors. In WWW '10 Proceedings of the 19th international conference on World wide web (pp. 851–860). ACM. doi:10.1145/1772690.1772777
- SIGNORINI, A., A. M. SEGRE and P. M. POLGREEN (2011): The Use of Twitter to Track Levels of Disease Activity and Public Concern in the U.S. during the Influenza A/H1N1 Pandemic. *PLoS One* **6**(5), e19467. doi:10.1371/journal.pone.0019467
- SILVERTOWN, J. (2009): A new dawn for citizen science. *Trends in Ecology & Evolution* **24**(9), 467–471. doi:10.1016/j.tree.2009.03.017
- STRAW, N. A., D. T. WILLIAMS, O. KULINICH and Y. I. GNINENKO (2013): Distribution, impact and rate of spread of emerald ash borer *Agrilus planipennis* (Coleoptera: Buprestidae) in the Moscow region of Russia. *Forestry* **86**(5), 515–522. doi:10.1093/forestry/cpt031
- TUBBY, K. V. and J. F. WEBBER (2010): Pests and diseases threatening urban trees under a changing climate. *Forestry* **83**(4), 451–459. doi:10.1093/forestry/cpq027
- VIVACQUA, A. S. and M. R. S. BORGES (2012): Taking advantage of collective knowledge in emergency response systems. *Journal of Network and Computer Applications* **35**(1), 189–198. Retrieved from <http://dx.doi.org/10.1016/j.jnca.2011.03.002>

Kalibrierung der Ertragstabellen für die Hauptbaumarten in Hessen mithilfe der Daten der Bundeswaldinventur¹⁾

(Mit 4 Abbildungen und 5 Tabellen)

KAI STAUPENDAHL²⁾ und MATTHIAS SCHMIDT³⁾

(Angenommen Oktober 2016)

SCHLAGWÖRTER – KEY WORDS

Ertragstabellen; Kalibrierung; periodischer Volumenzuwachs; Durchmesser des Grundflächenmittelstammes; Bestandesmodelle.

Yield tables; calibration; periodic annual volume increment, quadratic mean diameter, stand models.

¹⁾ Herrn Prof. Dr. Dr. h. c. KLAUS VON GADOW zum 75. Geburtstag gewidmet, mit großem Dank für vielfältige Förderung, Begeisterung und Ermutigung.

²⁾ Korrespondierender Autor: Dr. KAI STAUPENDAHL, ARGUS Forstplanung – Waldinventuren und Forstliche Informationssysteme, Schulstr. 20, 27726 Worpsswede, Telefon: +49 (0)4794-4219038, E-Mail: staupendahl@argus-forstplanung.de

³⁾ Dr. MATTHIAS SCHMIDT, Nordwestdeutsche Forstliche Versuchsanstalt, Grätzelstraße 2, 37079 Göttingen, Telefon: +49 (0)551-69401 110, E Mail: Matthias.Schmidt@nw-fva.de

⁴⁾ Die außerdem existierenden zuwachserhöhenden Effekte von Baumartenmischungen, wie sie z.B. von PRETZSCH (2016) beschrieben wurden, können hier unberücksichtigt bleiben, da in dieser Arbeit ausschließlich der Zuwachs von (annähernden) Reinbeständen behandelt wird.

1. EINLEITUNG

In den letzten Jahrzehnten hat sich der Zuwachs der Wälder gegenüber der Vergangenheit teilweise deutlich erhöht. Dieser Trend konnte in verschiedenen Untersuchungen nicht nur für Deutschland (z. B. KENK et al., 1991; FUCHS und KENNEL, 1994; MOOSMAYER et al., 1996; SCHÖPFER et al., 1997; RÖHLE, 1994; PRETZSCH, 1999; PRETZSCH et al., 2014a, 2014b) sondern auch für weite Teile Europas (SPIECKER et al., 1996) nachgewiesen werden. So liegt der auf die Baumartenfläche bezogene durchschnittliche jährliche (periodische) Volumenzuwachs, der näherungsweise dem laufenden Volumenzuwachs entspricht und im Folgenden vereinfachend als (Volumen-)Zuwachs bezeichnet wird, oft deutlich im Extrapolationsbereich der praxisüblichen Ertragstabellen bzw. bei gegebener Bonität über den jeweiligen Tafelwerten und/oder zeigt einen anderen zeitlichen Verlauf. Auch die Bundeswaldinventuren (z. B. SCHNELL und BAUER, 2005) weisen teilweise erheblich über dem Niveau der Ertragstabellen liegende Volumenzuwächse aus.

Als Ursachen für diese Zuwachssteigerung werden vor allem die erhöhten atmosphärischen N-Depositionen und CO₂-Konzentrationen, der großregionale Anstieg der durchschnittlichen Lufttemperatur und die damit verbundene Verlängerung der Vegetationsperiode vermutet (SPIECKER et al., 1996; HUNTER und SCHUCK, 2002). Reaktionen auf eine veränderte Bestandesbehandlung können diese Umwelteffekte überlagern und dadurch den Zuwachs weiter erhöhen (vgl. PRETZSCH, 2004, 2005)⁴). Im Kontext der Ertragstafeln kann eine Erhöhung der Volumenzuwächse durch zwei Faktoren bedingt sein, nämlich einerseits durch eine Verbesserung der Bonitäten (z. B. KENK et al., 1991; SPIECKER et al., 1996, S. 157) und andererseits durch gestiegene Grundflächenzuwächse bei gegebener Bonität. Beide Phänomene dürften in der Regel gemeinsam auftreten (z. B. KÜSTERS et al., 2004; PRETZSCH et al., 2014a, 2014b) und sind deswegen bei der Analyse der Zuwachsdaten klar voneinander zu trennen, da im Rahmen der Forsteinrichtung die Bonität bei jeder Inventur im Sinne einer dynamischen Bonitierung neu bestimmt und eine ggf. stattgefundenen Verschiebung der Bonitäten dadurch bereits berücksichtigt wird. Für die Kalibrierung (Korrektur) der Volumenzuwächse der Ertragstafeln ist somit nur die Veränderung der Grundflächenzuwächse bei gegebener Bonität zu betrachten.

Da der Volumenzuwachs maßgebend für die Herleitung einer nachhaltigen Nutzung und die Festlegung des Hiebssatzes ist, hat er entscheidenden Einfluss auf die periodische Planung und den tatsächlichen Holzeinschlag. Eine systematische Unterschätzung würde bei unterstellter Einhaltung des Hiebssatzes dazu führen, dass das Nutzungspotenzial der Wälder und damit auch ihr Potenzial als Kohlenstoffsänke⁵) nicht ausgeschöpft wird und eine ggf. risikoerhöhende und waldbaulich nicht gewollte Akkumulation von Holzvorräten stattfindet. Im Kontext der Waldbewertung führt sie zu einer Unterschätzung der unterstellten Vorerträge und/oder Abtriebswerte und in der Konsequenz zu unrealistischen Waldwerten. Entsprechende Probleme treten natürlich bei jeglichen forstökonomischen Kalkulationen und Modellen auf, die Deckungsbeiträge aus Vor- und Endnutzungen berücksichtigen.

Auch die in den meisten Ertragstafeln angegebenen Durchmesser des Grundflächenmittestamms (im Folgenden vereinfachend als Mitteldurchmesser bezeichnet) entsprechen schon lange nicht mehr der Realität (WOLLBORN und BÖCKMANN, 1998; KENNEL, 2000; PRETZSCH et al., 2014a, 2014b). In Kombination mit den veränderten Umweltbedingungen führen geringere Pflanzenzahlen bei der Bestandesbegründung und die heute üblichen gestaffelten Durchforstungen mit starken Eingriffen in der Jugendphase insbesondere im Vergleich mit den

Ertragstafeln für mäßige Niederdurchforstung bei gleichem Alter zu teilweise deutlich höheren Durchmessern im verbleibenden Bestand. Für den ausscheidenden Bestand kommt die durch die hochdurchforstungsartigen Eingriffe bedingte Durchmessererhöhung hinzu. Da der Mitteldurchmesser als Eingangsgröße zur Schätzung der Aufarbeitungskosten und Holzerlöse (mithilfe von Sortentafeln) und damit zur Berechnung von Abtriebswerten und Vornutzungserträgen benötigt wird, ist auch er für die Waldbewertung und forstökonomische Kalkulationen von erheblicher Bedeutung.

Es bleibt somit festzuhalten, dass sowohl der Mitteldurchmesser als auch der Volumenzuwachs durch die meisten in der Praxis verwendeten Ertragstafeln, die überwiegend aus der Zeit zwischen 1795 und 1965 stammen (SKOVGAARD und VANCLAY, 2008) und damit die Wuchsbedingungen der Vergangenheit widerspiegeln (PRETZSCH, 1999), nicht mehr zutreffend wiedergegeben werden und es dadurch zu einer Fehleinschätzung wesentlicher bewertungs- und planungsrelevanter Größen kommt. Eine Ausnahme stellen evtl. die jüngeren ostdeutschen Ertragstafeln dar (z. B. LANDESFORSTANSTALT EBERSWALDE, 2016; vgl. auch GEROLD und GEROLD, 2013).

Trotz dieser weithin bekannten Probleme ist die Nutzung von Ertragstafeln (im Folgenden auch mit ET abgekürzt) in der deutschen Forstwirtschaft immer noch weit verbreitet. Dies gilt v. a. für den Privat- und Körperschaftswald, aber auch viele Landesforstbetriebe (z. B. BÖSCH, 2002; HESSISCHES MINISTERIUM FÜR UMWELT, LANDWIRTSCHAFT UND FORSTEN, 2002; LANDESBETRIEB FORST BRANDENBURG, 2013). Dies muss umso mehr verwundern, als in Deutschland mit BWIN Pro (HANSEN und NAGEL, 2014) und SILVA (PRETZSCH et al., 2002) bereits seit geraumer Zeit ausgereifte und in der Praxis bewährte einzelbaumbasierte Wachstumssimulatoren zur Verfügung stehen, die eine realitätsnahe Prognose der Bestandesentwicklung und Nutzungsmöglichkeiten für nahezu beliebige Bestandesstrukturen erlauben und die beschriebenen Probleme weitgehend lösen.

Die Gründe für diesen (scheinbaren) Widerspruch könnten mit folgenden Aspekten zusammenhängen:

- Die Anwendung der genannten Wachstumssimulatoren erfordert trotz immer leistungsfähigerer EDV und effizienterer Rechenprozesse einen größeren technischen Aufwand und längere Rechenzeiten. Auch die Handhabung ist komplexer, wenngleich sich die Anwenderfreundlichkeit immer weiter verbessert hat und an die Anforderungen verschiedener Nutzerkreise angepasst wurde⁶).

- Beide genannten Simulatoren enthalten nur teilweise abschaltbare Zufallskomponenten, die dazu führen, dass mehrere Simulationsläufe bei gleichen Ausgangsbedingungen und Einstellungen in der Regel zu

⁵) Die wissenschaftlichen Beiräte für Agrarpolitik, Ernährung und gesundheitlichen Verbraucherschutz und für Waldpolitik beim BMEL (2016) sehen in der nachhaltigen und effizienten Nutzung der Wälder die größten Potenziale zur Stärkung ihrer Klimaschutzleistung. Wichtig sei hierfür u. a. eine vermehrte stoffliche Nutzung von Holz in Form von langlebigen Produkten.

⁶) So stehen auf der Basis von TreeGrOSS mittlerweile drei verschiedene Applikationen für unterschiedliche Anwendungszwecke zur Verfügung (HANSEN und NAGEL, 2014), eine davon auch für Android Smartphones zur Anwendung im Bestand (<https://play.google.com/store/apps/details?id=ftools.nutzung>, 25.09.2016)

unterschiedlichen Ergebnissen führen. Dies macht es notwendig, mehrere Prognosen zu erstellen und deren Ergebnisse zu mitteln, oder mit sehr großen Beständen zu arbeiten, in denen sich die Zufallseffekte ausgleichen, allerdings zum Preis deutlich verlängerter Rechenzeiten.

- Diese Zufallskomponenten wie auch die vielfältigen Einstellungsmöglichkeiten (z. B. hinsichtlich der Nutzung), die ja eine prinzipielle Stärke der Wachstums-simulatoren sind, da sie eine differenziertere Abbildung der Wirklichkeit erlauben, sind immer dort eine Schwäche, wo es auf Vergleich- und Reproduzierbarkeit ankommt. Dies ist z. B. bei der Ermittlung des steuerlichen Nutzungssatzes oder in der Waldbewertung der Fall. Beide Bereiche sind in der Absicht, vergleichbare Ergebnisse sicherzustellen, stark von Konventionen geprägt, in denen die genannten Simulatoren bisher nicht offiziell als Bewertungsgrundlagen anerkannt sind. Ihr Einsatz ist in diesem Anwendungsbereich daher nur ausnahmsweise oder nur mit Einschränkungen möglich⁷⁾.

- Ähnlich verhält es sich bei der Entwicklung und Anwendung vieler forstökonomischer Modelle, in denen es weniger auf die detailreiche und möglichst genaue Abbildung der Wachstumsgänge ankommt als auf die Identifizierung forstökonomischer Zusammenhänge und Effekte in Abhängigkeit von bestimmten Prämissen. Für diesen Zweck ist ein eher einfach gehaltenes Produktionsmodell meist hilfreicher als ein möglichst genaues. Dies gilt umso mehr, wenn Zusammenhänge in Reinbeständen untersucht werden.

- Nicht zuletzt besteht ein nicht unerheblicher Anteil der Waldfläche Deutschlands immer noch aus strukturarmen Beständen, in denen Ertragstafeln durchaus brauchbare Planungswerkzeuge sein könn(t)en. So ist gemäß der dritten Bundeswaldinventur knapp ein Drittel der Wälder einschichtig und knapp ein Viertel besteht im Hauptbestand aus nur einer Baumart (BUNDESMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG UND LANDWIRTSCHAFT, 2016).

Diese Ausgangslage war Anlass für HESSENFORST, für die Situationen, in denen die Anwendung von Ertragstafeln sinnvoll, praktikabel oder notwendig ist, nach Verbesserungsmöglichkeiten zu suchen und die im vorliegenden Beitrag beschriebenen Modellentwicklungen in Auftrag zu geben. Ziel war die Kalibrierung der Mitteldurchmesser des verbleibenden Bestandes und der Volumenzuwächse des Gesamtbestandes der in Hessen gebräuchlichen Ertragstafeln für Stiel- und Traubeneiche (*Quercus robur* L. und *Quercus petraea* (MATT.) LIEBL), Buche (*Fagus sylvatica* L.), Fichte (*Picea abies* (L.) H. KARST.), Douglasie (*Pseudotsuga menziesii* (MIRBEL) FRANCO), Kiefer (*Pinus sylvestris* L.) und Europäische Lärche (*Larix decidua* MILL.). **Kalibrierung meint hierbei die Transformation der Ertragstafelwerte mithilfe geeigneter Funktionen, die als Ergebnis**

⁷⁾ Die aktuell noch immer geltenden und auf Ertragstafeln basierenden Richtlinien für die Bemessung von Nutzungssätzen (BUNDESMINISTERIUM DER FINANZEN, 1956) werden derzeit überarbeitet. Es ist zu hoffen, dass dabei auch der Einsatz von Wachstumssimulatoren einheitlich geregelt werden wird.

möglichst realitätsnahe Werte liefert. Um ein konsistentes Ertragstafelwerk zu erhalten, sollten darauf basierend die Ertragstafelwerte für die Stammzahlen des verbleibenden Bestandes und die Mitteldurchmesser und Vorräte des ausscheidenden Bestandes rechnerisch angepasst und somit die Ertragstafeln als Ganzes aktualisiert werden. Über die ET-Kalibrierung hinaus sind die hierfür entwickelten Funktionen natürlich in allen Situationen anwendbar, in denen eine realistischere Schätzung der Mitteldurchmesser und Zuwächse wünschenswert ist. Dies betrifft z. B. die oben erwähnten ökonomischen Modelle oder Waldbewertungen.

Bereits Ende der 90er-Jahre des letzten Jahrhunderts waren mit dem Aufkommen der Betriebsinventuren in einigen Landesforstbetrieben die Möglichkeiten erkannt worden, auf der Basis von Stichprobendaten Korrekturfunktionen für besonders relevante Ertragstafelgrößen abzuleiten. WOLLBORN und BÖCKMANN (1998) entwickelten auf diese Weise ein Modell zur Kalibrierung der Mitteldurchmesser der ET für den niedersächsischen Landeswald, um realistischere Eingangsgrößen für Modelle zur Aufgliederung des Vorrats in Sortimente zu erhalten. Denselben Zweck verfolgte KENNEL (2000), der basierend auf bayerischen Betriebsinventurdaten Schätzfunktionen für den Mitteldurchmesser der Hauptbaumarten in Abhängigkeit von Bonität und Alter entwickelte. Diesen Datensatz nutzte auch REIMEIER (2001) zur Ableitung von Zuwachskorrekturfaktoren. BÖSCH (2002) entwickelte zur Unterstützung der Forsteinrichtung Schätztabellen für verschiedene Zuwachsweiser auf der Basis der Daten des Versuchsflächennetzes der Forstlichen Versuchsanstalt Baden-Württemberg und aus Sonderuntersuchungen im Rahmen der zweiten Bundeswaldinventur. Für ältere Fichten- und Buchenbestände schlechter Bonität ergaben sich dabei laufende Gesamtzuwächse, die bis zu 40% über den Ertragstafelwerten liegen. In etwas geringerer Größenordnung (je nach Baumart zwischen 10 und 30%) liegen die pauschalen Korrekturfaktoren für den ET-Zuwachs, die PRETZSCH (2016) zur angemessenen Berücksichtigung der veränderten Wuchsbedingungen vorgeschlagen hat.

Für die vorliegende Arbeit wurden die hessischen Daten der Bundeswaldinventuren 1 bis 3 genutzt. Durch ihre Repräsentanz und die große, gleichmäßige Flächenabdeckung erschienen sie für den hier verfolgten Zweck besonders geeignet (vgl. ELFVING und TEGNHAMMAR, 1996; NAGEL et al., 2012).

2. DATEN UND METHODEN

Die Bundeswaldinventur (BWI) ist eine deutschlandweite, terrestrische Stichprobeninventur mit permanenten Probepunkten und wurde erstmals in den Jahren 1986 bis 1989 in Westdeutschland durchgeführt. Die zweite und dritte BWI in den Jahren 2001/2002 und 2011/2012 erfassten dann den Waldzustand in ganz Deutschland. Die Stichproben werden über ein systematisches Netz im Raster von 4 km x 4 km, das am Gauß-Krüger-Koordinatensystem orientiert und in Hessen nicht weiter verdichtet ist, gleichmäßig über die Landesfläche verteilt. Primäre Stichprobeneinheit ist ein quadratischer Trakt mit 150 m Seitenlänge. Die Traktecken,

die auf Wald treffen, bilden die Mittelpunkte für Unterstichproben, an denen eine Reihe verschiedener Aufnahmen zur Erfassung des Derbholzes, der Verjüngung und des Jungbestandes, des Totholzes, der Geländemerkmale und verschiedener Struktur- und Biotopmerkmale durchgeführt wird (zum Inventurdesign der BWI s. BUNDESMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND VERBRAUCHERSCHUTZ, 2011).

2.1 Aufbereitung der Inventurdaten und Berechnung der Ertragstafelwerte

Für die vorliegende Arbeit wurden die Einzelbaumdaten der BWI-Traktecken genutzt, die es erlaubten, die Einflüsse von Alter, Ertragsklasse und Bestockungsgrad differenziert zu beschreiben. Ausgewertet wurden nur die **Probebäume des Hauptbestandes** der gekluppten Winkelzählprobe mit Zählbreite 4, mit der das **Derbholz über 7 cm BHD** erfasst wird⁸⁾. Die Aufbereitung und Analyse der Daten erfolgte in folgenden Schritten (Details der Berechnungen sind im Anhang beschrieben):

- Aus den Einzelbaumdaten wurden je Traktecke, Inventurzeitpunkt und Baumart folgende Kennwerte berechnet: Durchschnittsalter, ideale Anteilfläche, Grundfläche pro ha, Durchmesser des Grundflächenmittelstamms (Mitteldurchmesser Dg), Mittelhöhe und für die Wiederholungsinventuren der durchschnittliche jährliche Volumenzuwachs innerhalb der jeweils zurückliegenden Inventurperiode in Vfm m.R. pro ha ideeller Anteilfläche (baumartenbezogener periodischer Zuwachs iV).

- Die Bonitierung der je Traktecke und Inventurzeitpunkt vorkommenden Baumarten erfolgte über die

⁸⁾ Bei der BWI 1 lag die Kluppschwelle noch bei 10 cm. Für die Berechnung der Anteilflächen wurden auch die Probebäume der Aufnahmen zur Erfassung der Verjüngung und des Jungbestandes berücksichtigt, sofern diese zum Hauptbestand gehörten.

errechneten Mittelhöhen. Darauf basierend wurden die Ertragstafelwerte für den Mitteldurchmesser, die Grundfläche pro ha und den Volumenzuwachs in Vfm m.R. $ha^{-1} a^{-1}$ ermittelt. Die verwendeten Ertragstafeln sind in *Tab. 1* aufgeführt. Über das Verhältnis der gemessenen zu den ET-Grundflächen ergaben sich die Gesamtbestockungsgrade je Traktecke und Inventurzeitpunkt.

- Zur Modellierung des Zuwachses wurden für die Ertragsklasse und die davon abhängigen Variablen ET-Zuwachs und Gesamt- B° je Traktecke (und Baumart) die Mittelwerte aus den Anfangs- und Endwerten der jeweiligen Inventurperiode berechnet. Dies diente der Glättung stichprobenbedingter Differenzen der Bonitäten zwischen zwei Aufnahmezeitpunkten und der Abbildung der mittleren Verhältnisse in der jeweiligen Inventurperiode. Bei Bestockungsgraden < 1 wurden keine Abschläge auf die ET-Zuwächse vorgenommen, wie dies in der Praxis mithilfe von Zuwachsreduktionsfaktoren üblich ist (KRAMER, 1990), da für Bestockungsgrade > 1 keine Anpassungsfaktoren zur Verfügung stehen und eine unvollständige Transformation evtl. zu Problemen bei der Modellanpassung und -interpretation geführt hätte. **Die ermittelten ET-Zuwächse entsprechen also grundsätzlich den Zuwächsen bei einem B° von 1.**

- Der ermittelte durchschnittliche Gesamt- B° ist ein Weiser für die mittlere Grundflächenhaltung innerhalb der Inventurperiode, wodurch bei der Modellierung des Zuwachses nicht nur die Ausgangsdichte, sondern auch ggf. stattgefundenen Eingriffe und Abgänge durch natürliche Mortalität oder Kalamitäten berücksichtigt werden.

- Schließlich wurde je Zielvariable und Baumart die Beziehung der resultierenden BWI- und ET-Werte und der Einfluss von B° und Ertragsklasse mithilfe von Regressionsmodellen analysiert und beschrieben.

Um die Daten der BWI mit den Ertragstafelwerten vergleichen zu können, hätten streng genommen nur

Tab. 1

Untersuchte Baumarten, jeweils verwendete Ertragstafeln und je Zielvariable ausgewertete Stichprobenumfänge (nach der Selektion von Traktecken mit annähernden Reinbeständen und Filterung gemäß *Tab. 2*). Bis auf die Ertragstafel für Buche (WIEDEMANN und SCHOBBER, 1957) wurden alle Ertragstafeln der Sammlung von SCHOBBER (1995) entnommen. Zielvariablen: Dg = Durchmesser des Grundflächenmittelstamms, iV = periodischer Volumenzuwachs pro ha.
Studied tree species, yield tables and sample sizes per target variable used for model building (after selection of sample plots with approximately pure stands and filtering according to *table 2*). All yield tables come from the collection of SCHOBBER (1995) except for the yield table for beech (WIEDEMANN and SCHOBBER, 1957). Target variables: Dg = quadratic mean diameter, iV = periodic annual volume increment per hectare.

Baumart	Ertragstafel (ET)	Anzahl Traktecken	
		Dg	iV
Eiche	Jüttner 1955, mäßige Df.	297	98
Buche	Wiedemann 1931, mäßige Df.	915	588
Fichte	Wiedemann 1936/1942, mäßige Df.	850	484
Douglasie	Bergel 1985, mittleres Ertragsniveau, mäßige Df.	81	51
Kiefer	Wiedemann 1943, mäßige Df.	369	245
Europ. Lärche	Schober 1946, mäßige Df.	79	54

Tab. 2

Je nach Zielvariable genutzte Filterkriterien zur Reduktion der Streuung in den auszuwertenden Daten.
Es wurden nur Datensätze ausgewertet, die diese Kriterien erfüllen.
Filter criteria for reduction of the variance in the evaluated data.
Different filter sets were applied depending on the target variable.
Only records that satisfy these criteria were evaluated.

Filterkriterium	<i>Dg</i>	<i>iV</i>
Ertragsklasse (Ekl.)	≥ -1 und ≤ (schlechteste Ekl. der jeweiligen ET + 2)	
Bestockungsgrad (B°)	≤ 2	
Quotient aus BWI- und ET-Wert	> 0,33 und < 3	> 0,2 und < 5
Mindestanzahl Probebäume je Baumart und Traktecke	3	1
Mindestanzahl Probebäume je Baumart und Traktecke, die überlebt haben	-	1

Traktecken in Reinbeständen ausgewertet werden dürfen, da in Mischbeständen aufgrund von Wechselwirkungen zwischen den beteiligten Baumarten von abweichenden Wuchsleistungen auszugehen ist (z.B. PRETZSCH, 2005, 2016). Da dies den zur Verfügung stehenden Stichprobenumfang aber zu stark eingeschränkt hätte, wurden alle Datensätze berücksichtigt, in denen eine Baumart mindestens 80% Flächenanteil besaß. Eine evtl. abweichende Baumartenzusammensetzung außerhalb der Probekreise und ein daraus entstehender Randeffect sind dadurch natürlich nicht auszuschließen.

Zur Reduktion der Streuung wurde der Gesamtdatensatz je nach auszuwertender Zielgröße nach den in Tab. 2 genannten weiteren Kriterien gefiltert. Der Quotient aus BWI- und Ertragstafelwert diente der Identifikation von Ausreißern, was wegen der unterschiedlichen Streuung der Zielgrößen verschiedene Grenzwerte erforderte. Von der Auswertung wurden dadurch insgesamt nur 5 (*Dg*) bzw. 11 (*iV*) Traktecken ausgeschlossen. Das Kriterium, ob ein Baum bereits in der Vorinventur vorhanden war, spielte für die Berechnung stabiler Mitteldurchmesser keine Rolle und wurde deswegen dort nicht angewendet.

Durch die Wiederholungen der Bundeswaldinventur entstanden drei Datensätze für den Mitteldurchmesser und zwei für den Zuwachs, die jeweils gemeinsam ausgewertet wurden, um die mittleren Verhältnisse im Zeitraum von 1986 bis heute zu beschreiben. Insbesondere beim Zuwachs ist dies aufgrund des möglichen Einflusses unterschiedlicher Witterungsbedingungen in den Inventurperioden sinnvoll⁹⁾. Dabei ist die Zahl der Wiederholungen gegenüber der Anzahl der Traktecken so gering, dass eine (relevante) Autokorrelation der Residuen nicht zu erwarten ist.

⁹⁾ Für die Eiche wurde nur der Zuwachs der ersten Inventurperiode ausgewertet, da der mittlere Zuwachs in der letzten Inventurperiode im verfügbaren Altersbereich von 60 bis 200 Jahren (nur auf drei der gefilterten Traktecken war die Eiche jünger als 60 Jahre) fast konstant bei 8 Vfm ha⁻¹ a⁻¹ lag. Der vermutlich wegen der fehlenden Beobachtungen in jüngeren Beständen nicht vorhandene Altersgradient ließ eine Auswertung nicht sinnvoll erscheinen.

2.2 Kalibrierungsmodelle

Das Grundmodell besteht aus dem Mitteldurchmesser bzw. Zuwachs gemäß BWI als Zielvariable Z_{BWI} und dem Mitteldurchmesser bzw. Zuwachs gemäß ET als erklärende Variable Z_{ET} . Die Analyse der Daten ergab, dass je nach Baumart außerdem die Ertragsklasse (*EKL*) und insbesondere der Bestockungsgrad (*BG*) relevante Kovariablen sein können. Ein verallgemeinertes lineares Modell (GLM, vgl. FAHRMEIR et al., 2009) erwies sich als geeigneter Modellansatz. Darin ist der lineare Prädiktor η_{BWI} über die Link-Funktion, in diesem Fall den natürlichen Logarithmus, mit dem (bedingten) Erwartungswert der Zielgröße verknüpft; Letzterer berechnet sich somit über $\exp(\eta_{BWI})$.

Zuwachs und Mitteldurchmesser stellen stetige, nicht-negative Zufallsvariablen dar, für die eine mehr oder weniger linkssteile Verteilung erwartet werden kann. Für den Mitteldurchmesser wurde deshalb eine Gamma-Verteilung unterstellt, sodass $\text{Var}(Dg_{BWI,i}) = \sigma^2 \mu_i^2$. Durch diese Annahme wurde eine Homogenisierung der Residualstreuung erreicht und gleichzeitig der in den klassischen log-linearen Modellen auftretende Transformationsbias vermieden. Für den Zuwachs erwies sich allerdings die Normalverteilung als das geeignetere Modell. Zwar zeigen die resultierenden Residuen eine schwache Heteroskedastizität, diese dürfte jedoch für die Schätzung des Standardfehlers der Parameter und damit für die Modellselektion kaum von Bedeutung sein. Die Erwartungswerte werden ohnehin auch bei nicht-homogenen Residuen unverzerrt geschätzt. Das an die Daten anzupassende Modell lautet somit

$$\log(E(z_{BWI,i})) = \eta_{BWI,i} = \beta_0 + \beta_1 z'_{ET,i} + \beta_2 BG'_i + \beta_3 EKL'_i \quad (1)$$

$$z_{BWI,i} \sim \begin{cases} G(\mu_i, \nu) & Dg\text{-Modell} \\ N(\mu_i, \sigma^2) & iV\text{-Modell} \end{cases}$$

mit i = Index der Kombination aus Traktecke und Inventurzeitpunkt (Durchmessermodell) bzw. Inventurperiode (Zuwachsmodell)
 $Z_{BWI,i}$ = *Dg* [cm] bzw. *iV* [Vfm m. R. ha⁻¹ a⁻¹] gemäß BWI
 $\eta_{BWI,i}$ = linearer Prädiktor für den *Dg* bzw. *iV* gemäß BWI

$Z'_{ET,i}$ = ggf. transformierter Dg [cm] bzw. iV [Vfm m.R. ha⁻¹a⁻¹] gemäß ET
 BG'_i = ggf. transformierter Bestockungsgrad
 EKL'_i = ggf. transformierte Ertragsklasse
 β_0, \dots, β_3 = Modellparameter

Wie in Abschnitt 2.1 erläutert geben die Prädiktoren Z_{ET} , BG und EKL im Zuwachsmo- dell die Mittelwerte innerhalb der jeweiligen Inventurperiode wieder, im Durchmessermodell beschreiben sie den Zustand zum jeweiligen Inventurzeitpunkt. Abhängig davon, auf welche Weise die beste Modelanpassung erzielt werden konnte, wurden sie entweder untransformiert oder in transformierter (z.B. logarithmierter oder potenziertes) Form verwendet. Im Fall einer Potenzierung wurde der optimale Wert für den Exponenten in einem iterativen Prozess bestimmt. Wenn sich die Parameter der Kovariablen BG und EKL nicht signifikant von Null unterschieden, wurde das Modell entsprechend reduziert. Die Schätzung der Modellparameter erfolgte getrennt nach Baumarten mithilfe der Funktion `glm` des Statistik-Paketes R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2012).

Als Variante zum oben beschriebenen Zuwachskalibrierungsmodell wurde der Zuwachs auch direkt in Abhängigkeit vom Alter modelliert. Die nichtlineare Beziehung zwischen der Gesamtwuchsleistung (GWL) als Integral des momentanen Zuwachses und dem Alter lässt sich mithilfe der Chapman-Richards-Funktion gut beschreiben (ZEIDE, 1993). Sie hat einen für Wachstumsvorgänge plausiblen sigmoiden Verlauf mit asymptotischer Annäherung an einen Maximalwert, ist flexibel und gleichzeitig relativ parameterkarg. Da der hier zu schätzende periodische Zuwachs ein Näherungswert für den momentanen Zuwachs ist und dieser der Tangente an die GWL-Kurve entspricht, wurde die erste Ableitung der Chapman-Richards-Funktion gebildet. Um die Bonität als erklärende Variable in das Modell zu integrieren, wurden die originären Parameter der Chapman-Richards-Funktion teilweise als Funktion der Ertragsklasse beschrieben. Weiterhin wurde ein Bestockungsfaktor eingefügt, der den ertragsklassenabhängigen mittleren Zuwachs in Abhängigkeit vom B° erhöht oder verringert:

$$iV_{BWL,i} = \begin{cases} B_i \cdot A_i \cdot k \cdot m \cdot (1 - \exp(-k \cdot (t_i - t_{0,i})))^{m-1} & t_i \geq t_{0,i} \\ \exp(-k \cdot (t_i - t_{0,i})) + \varepsilon_i & 0 \end{cases} \quad (2)$$

mit $iV_{BWL,i}$ = periodischer Volumenzuwachs innerhalb der annähernd 10-jährigen Inventurperiode [Vfm m.R. ha⁻¹ a⁻¹]

t_i = Alter der Baumart am Ende der Inventurperiode [Jahre]

$t_{0,i}$ = Alter, ab dem der Zuwachs ≥ 0 ist, als Funktion der Ertragsklasse (Lageparameter)

A_i = Asymptote als Funktion der Ertragsklasse

B_i = Bestockungsfaktor als Funktion des Bestockungsgrades

k = konst. Wachstumsrate

m = konst. Formparameter

ε_i = zufällige Abweichung (Reststreuung)

Der Parameter A gibt den Maximalwert an, dem sich die GWL-Kurve mit zunehmendem Alter annähert. Er

wird in Abhängigkeit von der mittleren Ertragsklasse innerhalb der Inventur- bzw. Zuwachsperiode geschätzt und erzeugt dadurch einen „Bonitätsfächer“. Tests ergaben bei Unterstellung einer exponentiellen Beziehung eine etwas bessere Anpassung als bei Annahme eines linearen Zusammenhangs:

$$A_i = \beta_0 \cdot \exp(-\beta_1 EKL_i) \quad (3)$$

Der Parameter B ähnelt in seiner Wirkungsweise dem in der forstlichen Praxis gebräuchlichen Zuwachsreduktionsfaktor (z.B. KRAMER, 1990), der zur Schätzung des ET-Zuwachses von Beständen genutzt wird, deren $B^\circ < 1,0$ ist. Er wird in Abhängigkeit vom mittleren B° innerhalb der Zuwachsperiode durch eine Polynomfunktion 3. Grades geschätzt, die so transformiert wurde, dass sie immer durch die Punkte (0;0) und (1;1) verläuft:

$$B_i = (1 + \beta_2 + \beta_3) \cdot BG_i - \beta_2 BG_i^2 - \beta_3 BG_i^3 \quad (4)$$

Das Alter, ab dem der Zuwachs ≥ 0 ist (Nullstelle der Zuwachsfunktion), wird durch $t_{0,i}$ angegeben und über folgende Funktion geschätzt:

$$t_{0,i} = \beta_4 + \beta_5 \cdot \exp(\beta_6 EKL_i) \quad (5)$$

Somit beschreiben die Koeffizienten β_0, \dots, β_3 den Effekt der Bonität und Dichte auf das Zuwachsniveau, während sich in β_4, \dots, β_6 der Einfluss der Bonität auf den zeitlichen Beginn der Derbholzproduktion zeigt. Parameter k bestimmt die Wachstumsrate, d.h. die Schnelligkeit, mit der sich die GWL der Asymptote nähert, und zusammen mit m die Form der Zuwachskurve.

Die baumartenspezifischen Parameter in Formel (5) wurden nicht auf Basis der BWL-Daten geschätzt, sondern beruhen auf den jeweils höchsten Altern, bis zu denen in den Ertragstafeln kein Zuwachs angegeben ist. Der Grund für diese Vorabschätzung von t_0 , die dann als Vorinformation in die Schätzung der übrigen Parameter einging, ist die in den verschiedenen Ertragsklassen oft unterschiedliche Besetzung der Altersklassen. So kommen z.B. die schlechteren Bonitäten v.a. in den höheren Altersklassen vor, während die Spitzenbonitäten fast ausschließlich in jüngeren Beständen zu finden sind. In Kombination mit einer hohen Streuung stellte dies ein Problem für die Schätzung plausibler Lage- und Formparameter des Zuwachsmodells und damit für die Start- und Kulminationspunkte der resultierenden Zuwachskurven dar. Durch die Orientierung an den Zuwachsschwellen der Ertragstafeln konnte eine sinnvolle Staffe- lung der Zuwachskurven für die unterschiedlichen Ertragsklassen und eine Stabilisierung der Formparameter erreicht werden.

Die simultane Schätzung der Modellparameter β_0, \dots, β_3 , k und m erfolgte getrennt nach Baumarten mithilfe der Funktion `nlslm` aus der Bibliothek `minpack.lm` (ELZHOV et al., 2013) des Statistik-Paketes R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2012). Da durch das Modell bei gegebenem Alter der periodische Zuwachs der **zurückliegenden** 10 Jahre geschätzt wird, sind bei der Prognose des Zuwachses der **nächsten** 10 Jahre zum jeweiligen Baumalter 10 Jahre zu addieren.

Mit dem in Formel (2) beschriebenen Ansatz wird das Konzept der Kalibrierung weitgehend verlassen, da nicht mehr das Verhältnis von beobachteten und ET-Werten modelliert wird (Formel (1)), sondern die Wachstumsgröße direkt und ohne Verwendung der ET-Werte über das Alter und weitere Kovariablen geschätzt wird. Insofern ist die entstehende Regressionsgleichung keine Kalibrierungsfunktion im eigentlichen Sinne. Gleichwohl werden über die Ertragsklasse und den B° weiterhin Ertragstafelgrößen bei der Schätzung berücksichtigt und das Modell dadurch in die Ertragstafeln „eingehängt“. Was das Ergebnis betrifft, gibt es zudem keinen prinzipiellen Unterschied: In beiden Fällen wird versucht, den realen Wert der Wachstumsgröße zu schätzen, von dem hier angenommen wird, dass er durch die BWI-Daten repräsentiert wird.

Die Überprüfung der Modellanpassung und die Selektion der GLM-Modelle erfolgten auf Basis des AIC (BURNHAM und ANDERSON, 2004), des Likelihood-Quotienten-Tests und der Q-Q-Plots der Pseudo-Residuen (STADIE, 2002). Weiterhin wurde das Pseudo-Bestimmtheitsmaß nach MCFADDEN (1972) berechnet, das bereits ab Werten von 0,4 auf eine sehr gute Anpassung des Modells hindeutet. Zur Beurteilung und Auswahl der nichtlinearen Zuwachsmodele wurden das nichtlineare Bestimmtheitsmaß und die Q-Q-Plots der standardisierten Residuen (Pearson-Residuen) genutzt (SACHS und HEDDERICH, 2006).

Um die durchschnittlichen Veränderungen der Mitteldurchmesser und Volumenzuwächse gegenüber der ET zu beschreiben, wurden je Baumart und Modell die Mittelwerte der absoluten und relativen Differenzen zwischen den Tafelwerten der in den BWI-Daten am häufigsten vorkommenden Ertragsklassen 0, I, II und III und den zugehörigen Modellprognosen bei einem B° von 1,0 berechnet. Die Relativwerte entstanden durch Division der Differenzen mit dem jeweiligen ET-Wert. Da in den Ertragstafeln die Angaben zu Durchmessern und Zuwächsen für die verschiedenen Baumarten in unterschiedlichen Altern beginnen, wurden zur besseren Vergleichbarkeit beim Dg -Modell nur Durchmesser ab 10 cm und beim iV -Modell nur die Zuwächse ab einem Alter von 40 Jahren (Nadelholz) bzw. 50 Jahren (Laubholz) berücksichtigt. Ein weiterer Grund für diese Beschränkung ist der sehr steile Verlauf der Zuwachskurven im niedrigen Altersbereich, der dazu führt, dass bereits ein geringer zeitlicher Versatz zwischen der geschätzten Zuwachsfunktion und der Zuwachskurve der ET zu sehr hohen Differenzen führen kann, die jedoch nicht repräsentativ sind, aber den Mittelwert der Differenzen stark beeinflussen.

3. ERGEBNISSE UND DISKUSSION

3.1 Durchmessermodell

Wie erwartet zeigen die Durchmessermodelle (Tab. 3) für alle Baumarten im Vergleich zur jeweiligen Ertragstafel einen signifikanten Anstieg der Mitteldurchmesser, wobei dieser aber je nach Baumart und Durchmesserbereich unterschiedlich hoch ausfällt. Im Mittel ist mit 6,0 cm (25%) die Differenz bei der Buche am deutlich-

sten, gefolgt von der Fichte mit 4,5 cm (19%). Die geringsten mittleren Unterschiede sind bei Eiche (3,1 cm bzw. 13%) und Kiefer (3,9 cm bzw. 16%) zu beobachten. Die nicht durch die Modelle erklärte und durch den Standardfehler ausgedrückte Streuung ist zwar erheblich, liegt angesichts der teilweise geringen Probebaum-Anzahl je Traktecke aber in einem erwartbaren Rahmen. Mit Pseudo-Bestimmtheitsmaßen zwischen 0,83 und 0,9 ist die Anpassung aller Modelle als äußerst gut zu bezeichnen.

Bei allen Baumarten hat der B° zum Niveau $p < 0,001$ (Ausnahme Lärche: $p < 0,01$) einen signifikanten Einfluss auf den geschätzten Mitteldurchmesser: Bei sonst gleichen Bedingungen ist er umso größer, je niedriger der B° ist. Der Effekt unterschiedlicher Bestockungsgrade auf die Dg -Schätzung ist allerdings nicht sehr groß. Dies könnte damit zusammenhängen, dass der B° eingriffsbedingt erheblichen Schwankungen unterliegen kann. Wenn er z.B. durch Kalamitäten oder entsprechend starke Eingriffe deutlich abgesenkt wurde, wird er kein Weiser für einen hohen Dg sein, wenn der Bestand bis dahin im Dichtschluss erwachsen ist. Dass der Zusammenhang trotzdem signifikant ist, spricht dafür, dass eine bestimmte Grundflächenhaltung in den meisten Beständen trotz eingriffsbedingter Schwankungen relativ konstant beibehalten wird.

Für die Erstellung kalibrierter Ertragstafeln (s. Abschnitt 4) sind diese Überlegungen nicht relevant, da der B° hier definitionsgemäß immer 1 ist. In anderen Anwendungsfällen (z.B. bei der Schätzung des Dg in einem individuellen Bestand für Waldbewertungszwecke) können aber selbstverständlich von 1 abweichende Bestockungsgrade auftreten. Dort sollte der aktuell gemessene B° nicht ohne weiteres als Eingangsgröße für die Kalibrierungsfunktionen verwendet werden. Dies gilt insbesondere nach stärkeren Eingriffen oder z.B. in licht gestellten Endnutzungsbeständen. Als Eingangswert wäre hier derjenige B° angemessen, der der vermuteten mittleren Grundflächenhaltung während der bisherigen Bestandesentwicklung entspricht. Wenn sich dieser nicht ausreichend genau schätzen lässt, sollte ein B° von 1,0 unterstellt werden.

Außer bei Douglasie und Lärche wird das Verhältnis von BWI- und ET-Mitteldurchmesser zusätzlich durch die Ertragsklasse bestimmt. Abb. 1 illustriert den Einfluss der Kovariablen auf die Schätzungen des kalibrierten Mitteldurchmessers am Beispiel der Baumarten Kiefer und Buche. Hier wird deutlich, dass die Differenz zwischen BWI- und ET-Durchmesser meist im mittleren Durchmesserbereich ihr Maximum erreicht und sich danach wieder verringert. Dies gilt mit Ausnahme der Douglasie für alle Baumarten, bei Eiche und Kiefer allerdings nur für die besseren Bonitäten ($< III$). Bei Letzteren führt dies dazu, dass die Modellschätzungen für einen B° von 1 und Ertragsklassen $< II$ (Eiche) bzw. < 0 (Kiefer) ab einem ET-Durchmesser von 57 cm bzw. 45 cm sogar unter das ET-Niveau fallen. Die von WOLLBORN und BÖCKMANN (1998) publizierte Dg -Kalibrierungsfunktion für Eiche zeigt einen fast identischen Verlauf (bei allerdings zuvor größeren positiven Differenzen).

Tab. 3

Schätzungen der Koeffizienten des Kalibrierungsmodells für den Mitteldurchmesser Dg gemäß Formel (1). SE: Standardfehler der Response-Residuen (in cm); R^2 : Pseudo-Bestimmtheitsmaß nach MCFADDEN (erklärte Devianz); $\bar{\Delta}$ und $\overline{\Delta\%}$: Aus den Erwartungswerten des Modells bei einem B° von 1,0 abgeleitete mittlere absolute und relative Differenz zum Mitteldurchmesser der Ertragstafel (in cm bzw. %); Signifikanzniveaus: *** $p < 0,001$, ** $p < 0,01$, * $p < 0,05$, ' $p < 0,1$, n.s. = nicht signifikant.

Estimates for the coefficients of the calibration model for the quadratic mean diameter Dg according to formula (1). SE: Standard error of the response residuals (in cm); R^2 : Pseudo R-squared according to MCFADDEN (explained deviance); $\bar{\Delta}$ and $\overline{\Delta\%}$: Mean absolute and relative difference of the mean diameter derived from the expectation values of the model at a stocking degree of 1.0 to the mean diameter according to the yield table (in cm and % resp.); Significance levels: *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, ' $p < 0.1$, n.s. = not significant.

	Eiche	Buche	Fichte	Douglasie	Kiefer	Lärche
$\hat{\beta}_0$	0,8865 ***	6,2955 ***	5,7120 ***	0,5208 **	6,9864 ***	8,1565 ***
$\hat{\beta}_1$	0,8079 ***	-7,1522 ***	-7,4936 ***	0,9578 ***	-7,7149 ***	-8,8142 ***
Z'_{ET}	$\ln(Dg_{ET})$	$Dg_{ET}^{-0,3}$	$Dg_{ET}^{-0,35}$	$\ln(Dg_{ET})$	$Dg_{ET}^{-0,25}$	$Dg_{ET}^{-0,2}$
$\hat{\beta}_2$	-0,0430 ***	-0,1009 ***	0,3117 ***	-0,2223 ***	-0,1253 ***	-0,1311 **
BG'	$\exp(BG)$	BG	$\exp(-BG)$	BG	BG	BG
$\hat{\beta}_3$	0,003829 ***	-0,01718 *	0,04534 ***	n.s.	0,06643 ***	n.s.
EKL'	$\exp(EKL)$	$\arctan(EKL-1)$	$\exp(-EKL)$		$\arctan(EKL-2)$	
SE	6,7	6,0	4,1	4,2	3,8	3,8
R^2	0,83	0,85	0,89	0,88	0,85	0,90
$\bar{\Delta}$	+3,1	+6,0	+4,5	+5,4	+3,9	+4,6
$\overline{\Delta\%}$	+13	+25	+19	+17	+16	+16

Eine Erklärung für diese Kurvenverläufe könnte eine in der Jugend- und Vollkraftphase annähernd ertragstafelgemäße, bei der Eiche evtl. sogar noch schwächere Durchforstung der heute älteren Bestände sein, sodass entsprechend geringere Durchmesser erreicht wurden. Zudem ist der Zeitraum, in dem die wachstumsfördernden veränderten Umweltbedingungen auf die Bestände einwirken konnten, umso kürzer, je älter sie heute sind. Den stärksten Einfluss wird in diesem Zusammenhang aber vermutlich die Zielstärkennutzung haben, die ebenfalls ein Absinken der mittleren Durchmesser im höheren Alter und damit bei höheren ET-Durchmessern bewirkt.

Die mittleren Differenzen zwischen den kalibrierten und unkalibrierten Mitteldurchmessern, die sich aus den von WOLLBORN und BÖCKMANN (1998) veröffentlichten, B° -unabhängigen Funktionen ableiten lassen (Eiche: 4,2 cm; Buche: 9,3 cm; Fichte: 8,5 cm; Douglasie: 3,4 cm; Kiefer: 7,3; Lärche: 8,5 cm), sind mit Ausnahme der Douglasie zwischen 36–89% höher als die hier ermittelten Werte. Dies mag damit zusammenhängen, dass dort ausschließlich Landeswaldflächen ausgewertet wurden, hier aber der Wald aller Besitzarten erfasst ist und insbesondere im Kleinprivatwald von einer schwächeren Durchforstung mit entsprechend geringeren Mitteldurchmessern auszugehen ist. Wird in den Kalibrierungsfunktionen gemäß Tab. 3 ein B° von 0,8 und damit eine stärkere Durchforstung unterstellt, nähern sich die mittleren Differenzen den oben genannten an, annähernd erreicht werden sie jedoch nur im Fall der

Eiche (Eiche: 4,0 cm; Buche: 6,7 cm; Fichte: 5,3 cm; Douglasie: 7,3 cm; Kiefer: 4,7; Lärche: 5,6 cm).

Die von KENNEL (2000) für Bayern entwickelten Funktionen liefern für Buche und Fichte mittlere Differenzen, deren Größenordnung mit den hier gefundenen Werten vergleichbar ist, für Kiefer ergibt sich allerdings ein deutlich niedrigerer Wert (0,9 cm) und für Eiche sogar eine negative mittlere Differenz (-1,8 cm); letzteres erscheint allerdings wenig plausibel.

PRETZSCH et al. (2014a, 2014b) untersuchten anhand der schwach bis undurchforsteten Parzellen langfristig beobachteter Versuchsflächen für Eiche, Buche und Fichte den Einfluss des Kalenderjahres auf verschiedene Bestandeskennwerte und schätzten hierfür lineare und generalisierte additive gemischte Modelle, die das Bestandesalter und Kalenderjahr als erklärende Variablen enthalten. Der Vergleich der Modellprognosen für die Jahre 1960 und 2000 bei einem unterstellten Bestandesalter von 100 Jahren (Eiche) bzw. 75 Jahren (Buche und Fichte) zeigte, dass sich der Mitteldurchmesser des Grundflächenmittelstamms in diesem Zeitraum um 20% (Eiche), 14% (Buche) und 9% (Fichte) erhöht hat.

Wenn die für die untersuchten Baumarten verwendeten Ertragstafeln die vor 1960 herrschenden Wachstumsbedingungen widerspiegeln (für die allermeisten Ertragstafeln ist das der Fall), können diese Differenzen prinzipiell auch für eine Kalibrierung der Ertragstafelwerte verwendet werden. Allerdings beschreiben sie nicht nur einen Trend *innerhalb* der Bonitäten, sondern

enthalten zusätzlich den Effekt von Bonitätsverbesserungen und beruhen ausschließlich auf Daten aus schwach oder nicht durchforsteten Beständen. Die ähnlichen Größenordnungen sind jedoch ein weiterer Beleg für die grundsätzliche Plausibilität der an die BWI-Daten angepassten Modelle.

3.2 Zuwachsmodelle

Für die Zuwachsmodelle zeigten sich aufgrund der größeren bedingten Streuung der Daten weniger straffe

Zusammenhänge. Für die Mehrzahl der Baumarten liegen die Pseudo-Bestimmtheitsmaße der Kalibrierungsmodelle gemäß Formel (1) zwischen 0,62 und 0,7 (Tab. 4), sind damit aber immer noch ein Weiser für eine sehr gute Anpassung an die beobachteten Daten. Für alle Baumarten lässt sich ein signifikanter Mehrzuwachs gegenüber dem ET-Zuwachs feststellen. Dabei ist der Verlauf der Funktion für die Kiefer annähernd linear, für die Buche schwach progressiv und für die übrigen Baumarten (schwach) degressiv ansteigend

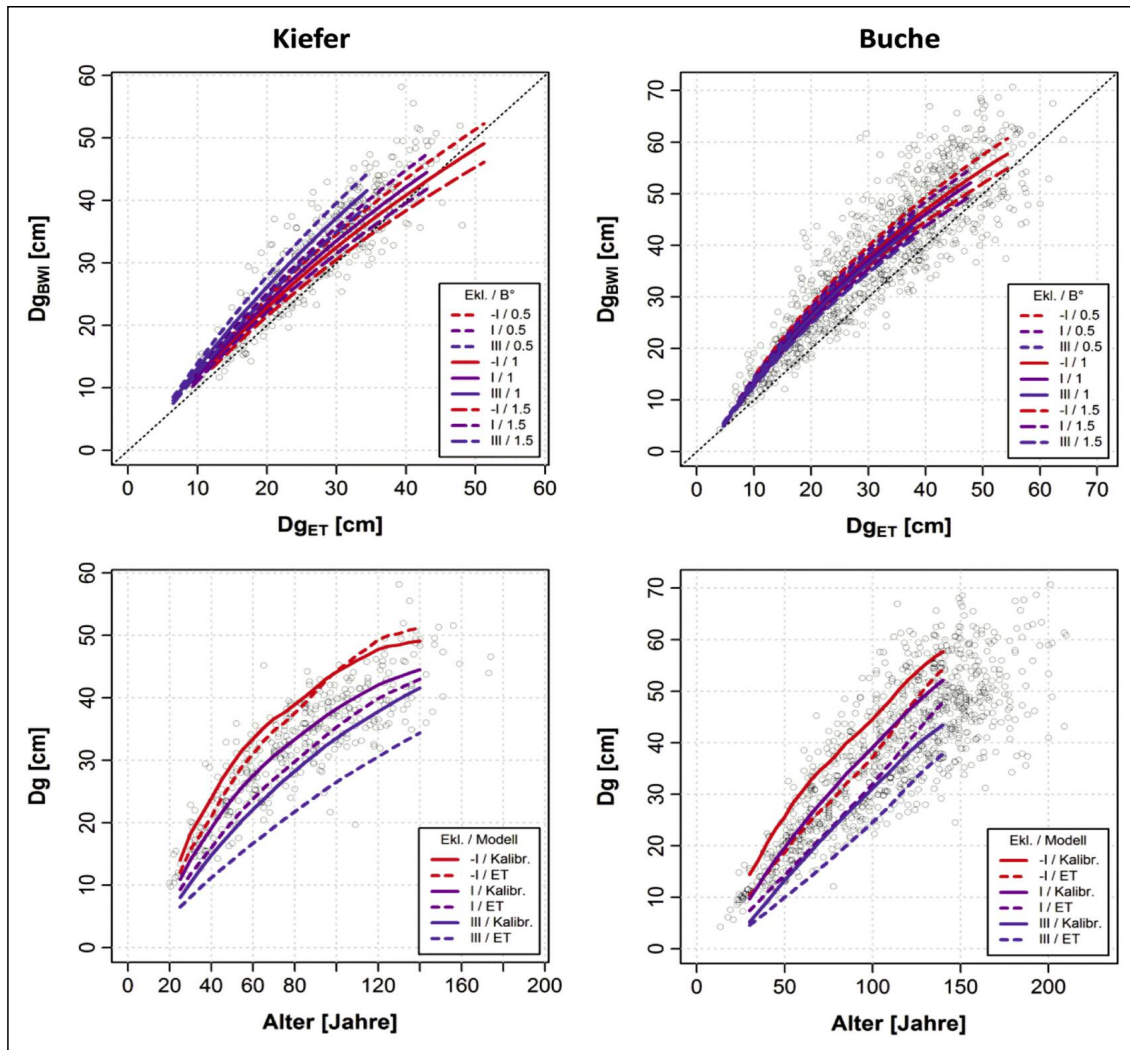


Abb. 1

Prognosen des Modells zur Kalibrierung des Mitteldurchmessers Dg gemäß Formel (1) (Linien) über den beobachteten Daten (Punkte) am Beispiel der Baumarten Kiefer (links) und Buche (rechts). Die oberen Abbildungen zeigen den Zusammenhang zwischen den Durchmessern der BWI und denen der Ertragstafeln (entlang der gepunkteten Winkelhalbierenden sind sie identisch) und beispielhaft die Modellvorhersagen für den Wertebereich der Ertragsklassen –I, I und III bei Bestockungsgraden von 0,5, 1 und 1,5. Die untere Reihe zeigt die Entwicklung des Mitteldurchmessers über dem Bestandesalter für die –I, I und III. Ertragsklasse bei einem B° von 1. Die gestrichelten Linien geben die ET-Werte wieder, die durchgezogenen Linien die zugehörigen Vorhersagen des Kalibrierungsmodells.

Predictions of the model for the calibration of the mean quadratic diameter Dg according to formula (1) (lines) plotted over the empirical data (dots) by the example of Scots pine (left) and European beech (right). The upper figures show the relationship between the diameters based on the National Forest Inventory (BWI) and according to the yield tables (along the dotted bisecting line they are identical) and exemplarily the model predictions for the range of the yield classes –I, I and III at stocking degrees of 0.5, 1.0 and 1.5. The lower figures show the development of the mean diameter over stand age for the yield classes –I, I and III at a stocking degree of 1. The dashed lines give the values according to the yield tables, the solid lines depict the corresponding predictions of the calibration model.

(Abb. 2). Auch hier kommt es fallweise zu Modellprognosen, die unter den Werten der ET liegen, allerdings fast ausschließlich für die extrapolierten Ertragsklassen, deren ET-Zuwachswerte unsicher sind und für die teilweise nur sehr wenige Beobachtungen vorlagen.

Wie bei den *Dg*-Kalibrierungsmodellen zeigt die Buche die deutlichste Veränderung (durchschnittlich 2,5 Vfm ha⁻¹ a⁻¹ bzw. 26%), am geringsten fällt sie mit 0,7 Vfm ha⁻¹ a⁻¹ (12%) für die Kiefer aus. Die größte prozentuale mittlere Differenz zwischen Modell- und ET-Werten weist mit 51% die Lärche auf, wobei dies v. a. auf die relativ hohen Modell-Zuwächse im oberen Altersbereich zurückzuführen ist, in dem die Lärchen-ET insbesondere für die Ertragsklassen ≥ II sehr geringe Zuwächse angibt, sodass sich hohe Relativwerte ergeben.

Die Ertragsklasse lieferte nur für Fichte und Douglasie einen (schwach) signifikanten Beitrag zu einer verbesserten Schätzung des Zuwachses. Wie am Betrag der Koeffizienten und den Signifikanzniveaus ($p < 0,001$) zu erkennen ist, hat der B° hingegen für alle Baumarten erwartungsgemäß einen starken Einfluss auf den Zuwachs (Abb. 2). Es soll an dieser Stelle daran erinnert werden, dass dieser nicht die zu einem gegebenen Alter aktuelle Dichte, sondern die mittlere Dichte während der jeweils zurückliegenden 10 Jahre beschreibt (s. Abschnitt 2.1)! Für andere Anwendungszwecke als die Erstellung kalibrierter Ertragstafeln (hier ist der B° definitionsgemäß immer 1; s. Abschnitt 4) sollte also als Eingangswert für die Zuwachsmodelle der für den inter-

essierenden Zeitraum angenommene bzw. angestrebte mittlere B° verwendet werden!

Analog zur Darstellung der Durchmessermodelle zeigt Abb. 2 den Einfluss der Kovariablen beispielhaft für die Baumarten Kiefer und Buche. Der „Ausreißer“ der ET-Zuwächse der Buche bei I. Bonität im Alter 40 ist ein Artefakt der Extrapolation. Verursacht wird er durch den steilen Anstieg des Zuwachses in diesem Altersbereich, der aber in der I. und II. Bonität zeitlich versetzt erfolgt und so im Alter 40 zu einer erheblichen Differenz führt, die sich durch die Extrapolation fort-pflanzt. Da ähnliches auch für Eiche und Fichte zu beobachten ist, zeigt dies deutlich, dass die in der Praxis übliche einfache lineare Extrapolation zumindest dann, wenn sie über eine Ertragsklasse hinausgeht, teilweise wenig sinnvolle Werte erzeugt.

Ein potenzielles Problem bei der Parametrisierung des Zuwachskalibrierungsmodells ist der im Gegensatz zur asymptotischen Durchmesserentwicklung unimodale Verlauf der Zuwachskurve über dem Alter, der im Koordinatensystem iV_{BWI} vs. iV_{ET} zu einer Überlagerung der Punktwolken aus den Beobachtungen vor und nach der Kulmination der ET-Zuwächse führt. So steigen die Zuwächse zunächst entlang der Winkelhalbierenden, um danach wieder zu fallen, die Punktwolken sind somit gleichsam „gefaltet“. Für die beiden Teilmengen könnten unterschiedliche Modellanpassungen optimal sein, z. B. dann, wenn der beobachtete Zuwachs in der Jugendphase noch dem ET-Zuwachs entspricht und diesen erst in höherem Alter übersteigt.

Tab. 4

Schätzungen der Koeffizienten des Kalibrierungsmodells für den periodischen Volumenzuwachs iV gemäß Formel (1). SE: Standardfehler der Response-Residuen; R^2 : Pseudo-Bestimmtheitsmaß nach McFadden (erklärte Devianz); $\bar{\Delta}$ und $\bar{\Delta}\%$: Aus den Erwartungswerten des Modells bei einem B° von 1,0 abgeleitete mittlere absolute und relative Differenz zum Zuwachs der Ertragstafel (in Vfm ha⁻¹ a⁻¹ bzw. %); Signifikanzniveaus: * $p < 0,001$, ** $p < 0,01$, * $p < 0,05$, ' $p < 0,1$, n.s. = nicht signifikant.**

Estimates for the coefficients of the calibration model for the periodic annual volume increment iV according to formula (1). SE: Standard error of the response residuals; R^2 : Pseudo R-squared according to McFadden (explained deviance); $\bar{\Delta}$ und $\bar{\Delta}\%$: Mean absolute and relative difference of the increment derived from the expectation values of the model at a stocking degree of 1.0 to the increment according to the yield table (in m³ ha⁻¹ a⁻¹ and % resp.); Significance levels: * $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, ' $p < 0.1$, n.s. = not significant.**

	Eiche	Buche	Fichte	Douglasie	Kiefer	Lärche
$\hat{\beta}_0$	n.s.	0,8833 ***	1,3786 ***	1,5352 ***	-7,1683 ***	1,1038 ***
$\hat{\beta}_1$	1,1408 ***	0,5168 ***	0,5547 ***	0,5453 ***	7,5818 ***	0,5861 ***
z'_{ET}	$iV_{ET}^{0,3}$	$iV_{ET}^{0,5}$	$\ln(iV_{ET})$	$\ln(iV_{ET})$	$iV_{ET}^{0,1}$	$\ln(iV_{ET})$
$\hat{\beta}_2$	0,7233 ***	0,8096 ***	0,7958 ***	0,8126 ***	0,7022 ***	0,7984 ***
BG'	$\ln(BG)$	$\ln(BG)$	$\ln(BG)$	$\ln(BG)$	$\ln(BG)$	$\ln(BG)$
$\hat{\beta}_3$	n.s.	n.s.	-0,05003 *	-0,08742 *	n.s.	n.s.
EKL'			EKL	EKL		
SE	1,8	2,9	3,5	3,4	2,6	3,2
R^2	0,93	0,70	0,70	0,87	0,70	0,62
$\bar{\Delta}$	+1,0	+2,5	+2,3	+2,1	+0,7	+2,3
$\bar{\Delta}\%$	+20	+26	+21	+14	+12	+51

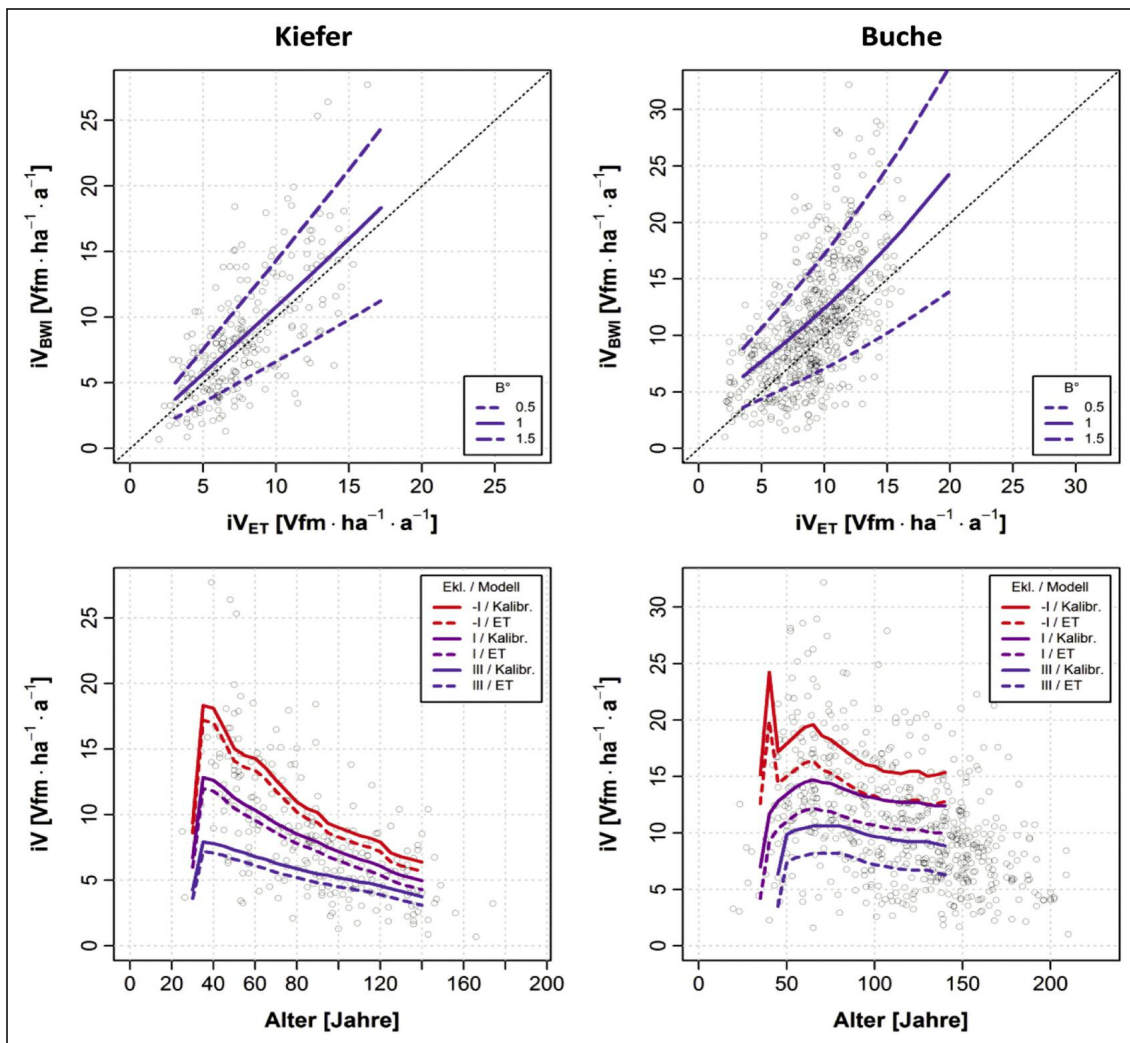


Abb. 2

Prognosen des Modells zur Kalibrierung des periodischen Volumenzuwachses iV gemäß Formel (1) (Linien) über den beobachteten Daten (Punkte) am Beispiel der Baumarten Kiefer (links) und Buche (rechts).

Die oberen Abbildungen zeigen den Zusammenhang zwischen den Zuwächsen der BWI und denen der Ertragstafeln (entlang der gepunkteten Winkelhalbierenden sind sie identisch) und beispielhaft die Modellvorhersagen für den Wertebereich der Ertragsklassen –I, I und III (die Ekl. ist in beiden Modellen nicht als erklärende Variable enthalten) bei Bestockungsgraden von 0,5, 1 und 1,5. Die untere Reihe zeigt die Entwicklung des Zuwachses über dem Bestandesalter für die –I, I und III. Ertragsklasse bei einem B° von 1. Die gestrichelten Linien geben die ET-Werte wieder, die durchgezogenen Linien die zugehörigen Vorhersagen des Kalibrierungsmodells.

Predictions of the model for calibration of the periodic annual volume increment iV according to formula (1) (lines) plotted over the empirical data (dots) by the example of Scots pine (left) and European beech (right).

The upper figures show the relationship between the increment based on the National Forest Inventory and according to the yield tables (along the dotted bisecting line they are identical) and exemplarily the model predictions for the range of yield classes –I, I and III (none of both models contains the yield class as a predictor) at stocking degrees of 0.5, 1.0 and 1.5. The lower figures show the development of the increment over stand age for the yield classes –I, I and III at a stocking degree of 1. The dashed lines give the values according to the yield tables, the solid lines depict the corresponding predictions of the calibration model.

Diese Probleme umgeht das nichtlineare Zuwachsmodell, deren Parameter in Tab. 5 wiedergegeben sind (für Eiche, Douglasie und Lärche ergab die Anpassung zwar statistisch abgesicherte Modelle, wegen des geringen Stichprobenumfangs, der unvollständigen Besetzung der Alters-, Bonitäts- und Bestockungsgradklassen und der deswegen vermutlich nicht stabilen Zuwachsschätzungen wurden sie jedoch verworfen). Im Vergleich mit dem verallgemeinerten linearen Modell sind die

Standardfehler bis auf eine Nachkommastelle identisch. Auch die ähnlichen Bestimmtheitsmaße zeigen, dass die Gesamtanpassung der nichtlinearen Modelle trotz größerer Flexibilität der Chapman-Richards-Funktion nicht besser ist. Bei den Zuwachsprognosen zeigen sich allerdings Unterschiede: So verringert sich die mittlere Differenz zwischen Modell- und ET-Zuwachs bei der Buche um $0,3 \text{ Vfm ha}^{-1} \text{ a}^{-1}$, während sie sich bei Kiefer und Fichte um $0,2 \text{ Vfm ha}^{-1} \text{ a}^{-1}$ erhöht. Die relative mittlere

Differenz bleibt bei der Fichte unverändert (21%), bei der Buche sinkt sie auf einen Wert von 22%, bei der Kiefer steigt sie auf 13% leicht an.

Auch die Zuwachskurven der nichtlinearen Modelle (Abb. 3) zeigen Abweichungen zum Kalibrierungsmodell. Die Veränderungen gegenüber den ET-Werten sind nun deutlich nach Altersbereichen und Ertragsklassen differenziert. Bei beiden Baumarten ergeben sich die größten absoluten Mehrzuwächse in den besten Ertragsklassen (< I). Betrachtet man die relativen Veränderungen, nähern sich die Werte der schlechteren Ertragsklassen (> II) denen der besten Bonitäten an und übertreffen diese teilweise sogar. Dieser Effekt ist auch durch die für die schlechten Bonitäten niedrigen Bezugswerte der ET zu erklären.

Abgesehen von den ersten 30 Jahren liegen bei der Kiefer die größten Differenzen in einem Altersbereich zwischen 50 und 100 Jahren, danach nähern sich die Modellzuwächse wieder den ET-Werten an. Anders bei der Buche: Hier sind, ebenfalls mit Ausnahme der ersten Jahre, je nach Ertragsklasse erst ab dem Alter 50–70 nennenswerte Mehrzuwächse zu beobachten, die Zuwachskurven fallen dann aber nur mäßig ab, sodass auch in höherem Alter noch ein beachtlicher Zuwachs geleistet wird. Bemerkenswert ist, dass trotz der starken Streuung der Daten die arttypischen Wachstumsgänge, mit früher Kulmination des Zuwachses bei der Lichtbaumart Kiefer und später Kulmination bei der Schattbaumart Buche, gut nachgebildet werden. Im Vergleich zur Ertragstafel wird der Kulminationspunkt aber später erreicht und ist nicht mehr so ausgeprägt (vgl. BÖSCH, 2002).

Um einen Eindruck von der Anpassung der nichtlinearen Zuwachsmodele für unterschiedliche Kombinationen aus Bonität und Bestandesdichte zu gewinnen, wurden die Beobachtungen anhand von Bonitäts- und Dichteklassen in Gruppen aufgeteilt und für diese Teilmengen die BWI-Zuwächse in Abhängigkeit vom Alter in nebeneinander angeordneten Streudiagrammen dargestellt und mit den Modellprognosen für die jeweiligen Klassenmittelwerte überlagert.

Abb. 4 zeigt das Ergebnis für die Baumart Fichte für Ertragsklassen von –I,5 bis III,5 und Bestockungsgrade von 0,5 bis 1,5. Der visuelle Eindruck zeigt eine weitgehend gute Repräsentation der Beobachtungen durch die Zuwachsfunktion. Zwar lassen sich für einzelne Kombinationen aus Ertragsklasse und B° Unter- bzw. Überschätzungen vermuten, ein gerichteter Trend lässt sich aber nicht feststellen. Dies gilt auch für die Modelle für Buche und Kiefer.

Es kann somit davon ausgegangen werden, dass die nichtlinearen Zuwachsmodele eine differenziertere Abbildung des Einflusses von Alter, Bonität und Dichte ermöglichen. Da sie zudem die aus den Artefakten der Extrapolation entstehenden Probleme vermeiden, sollten sie den verallgemeinerten linearen Modellen für Buche, Fichte und Kiefer vorgezogen werden. Diese sind wiederum für Eiche, insbesondere aber für Douglasie und Lärche als sehr vorläufig zu betrachten, da der Stichprobenumfang zu gering und/oder die Altersstruktur dieser Baumarten in Hessen zu unausgeglichen ist,

als dass eine gleichmäßige Abdeckung aller möglichen Kombinationen aus Alter, Ertragsklasse und B° gewährleistet sein könnte.

In den bereits in der Diskussion der Dg-Kalibrierungsmodelle erwähnten Arbeiten von PRETZSCH et al. (2014a, 2014b) wurde auch die umweltbedingte Veränderung des Volumenzuwachses geschätzt. Für den Zeitraum von 1960 bis 2000 wird diese für 100-jährige Eichenbestände mit durchschnittlich +18% und für 75-jährige Buchen- und Fichtenbestände mit +30% bzw. +10% angegeben. Für andere Alter ergeben sich nur bei Eiche abweichende Werte, deren Mittelwert im Altersbereich von 50 bis 200 Jahren +24% beträgt. Für Eiche und Buche liegen diese Schätzungen somit (geringfügig) über, für die Fichte deutlich unter den in den Tab. 4 und Tab. 5 angegebenen Differenzen. Die von PRETZSCH (2016) beschriebene Erhöhung des Volumenzuwachses der Kiefer von 30% im Vergleich zum Zeitraum vor 1960 liegt wiederum deutlich über der hier geschätzten Zuwachssteigerung.

Es wurde bereits darauf hingewiesen, dass die diesen Zahlen zugrunde liegenden Modelle für Eiche, Buche und Fichte ausschließlich auf Daten aus schwach oder

Tab. 5

Schätzungen der Koeffizienten des nichtlinearen Modells für den periodischen Volumenzuwachs iV gemäß den Formeln (2)–(5). SE: Standardfehler der Residuen; R^2 : Nichtlineares Bestimmtheitsmaß (erklärte Varianz); $\bar{\Delta}$ und $\bar{\Delta}\%$: Aus den Erwartungswerten des Modells bei einem B° von 1,0 abgeleitete mittlere absolute und relative Differenz zum Zuwachs der Ertragstafel (in $V_{fm} \text{ ha}^{-1} \text{ a}^{-1}$ bzw. %); Signifikanzniveaus: * $p < 0,001$, ** $p < 0,01$, * $p < 0,05$, ' $p < 0,1$, n.s. = nicht signifikant.**

Estimates for the coefficients of the non-linear model for the periodic annual volume increment iV according to formulae (2)–(5). SE: Standard error of the residuals; R^2 : Non-linear coefficient of determination (explained variance); $\bar{\Delta}$ und $\bar{\Delta}\%$: Mean absolute and relative difference of the increment derived from the expectation values of the model at a stocking degree of 1.0 to the increment according to the yield table (in $\text{m}^3 \text{ ha}^{-1} \text{ a}^{-1}$ and % resp.); Significance levels: * $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, ' $p < 0.1$, n.s. = not significant.**

	Buche	Fichte	Kiefer
$\hat{\beta}_0$	5189,61 ***	3669,74***	1564,14 ***
$\hat{\beta}_1$	0,1837 ***	0,1618 ***	0,1883 ***
$\hat{\beta}_2$	0,97476 ***	0,19204***	0,25985 ***
$\hat{\beta}_3$	-0,36152 ***	n.s.	n.s.
$\hat{\beta}_4$	n.s.	9,40 *	n.s.
$\hat{\beta}_5$	28,0686 ***	3,6233 '	20,7250 ***
$\hat{\beta}_6$	0,1215 ***	0,4418 **	0,0954 **
\hat{k}	0,005140 ***	0,009677 ***	0,014866 ***
\hat{m}	1,35767 ***	1,38432 ***	1,41605 ***
SE	2,9	3,5	2,6
R^2	0,70	0,69	0,71
$\bar{\Delta}$	+2,2	+2,5	+0,9
$\bar{\Delta}\%$	+22	+21	+13

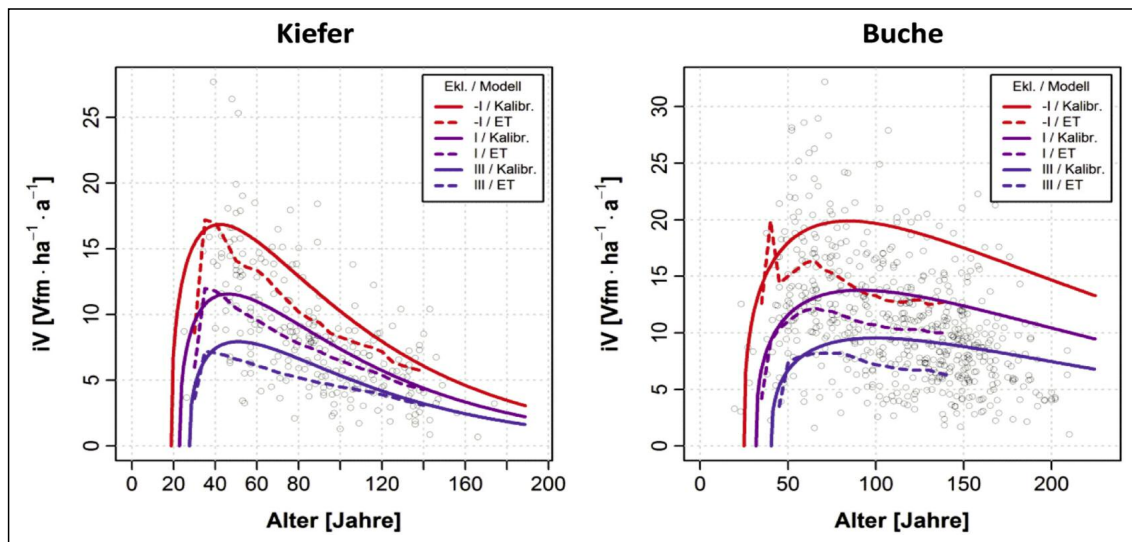


Abb. 3

Prognosen des Modells zur Schätzung des periodischen Volumenzuwachses iV gemäß den Formeln (2)–(5) (durchgezogene Linien) am Beispiel der Baumarten Kiefer (links) und Buche (rechts) in Abhängigkeit vom Alter und von der Ertragsklasse (hier beispielhaft –I, I und III) bei einem B° von 1. Zum Vergleich sind die entsprechenden ET-Zuwächse als gestrichelte Linien eingezeichnet. Die Punktelwolke repräsentiert die beobachteten Daten.

Predictions of the model for estimation of the periodic annual volume increment iV according to formulae (2)–(5) (solid lines) by the example of Scots pine (left) and European beech (right) depending on age and yield class (here exemplarily –I, I and III) at a stocking degree of 1. For the purpose of comparison the corresponding increment values given by the yield tables are plotted as dashed lines. The scatter plot represents the observed data.

nicht durchforsteten Beständen basieren. Daneben könnte die abweichende geographische Lage der ausgewerteten Flächen von Bedeutung sein. V.a. aber enthalten die Prognosen den Effekt verbesserter Bonitäten, der in den hier vorgestellten Modellen durch die Berücksichtigung der Ertragsklasse ausgeblendet wurde. Diese Unterschiede in der Methodik und Datenherkunft können sich je nach Baumart sowohl erhöhend als auch vermindern auf die Schätzung der Zuwachsänderungen auswirken, sodass die jeweils resultierenden Werte nur sehr eingeschränkt vergleichbar sind. Dennoch stützen die ähnlichen Spannbreiten die grundsätzliche Plausibilität der hier gefundenen Zusammenhänge.

Da sowohl die verallgemeinerten linearen als auch die nichtlinearen Zuwachsmodelle bei konstanter Ertragsklasse und einem B° von 1 über den Ertragstafelwerten liegende Zuwächse schätzen, belegen sie mindestens für Hessen einen Anstieg des Grundflächenzuwachses innerhalb der Bonitäten und damit eine Anhebung des Ertragsniveaus. Letzteres gilt allerdings nur dann, wenn sicher ist, dass die beobachteten Mehrzuwächse behandlungsunabhängig entstanden sind (GADOW, 2003; S. 42. f.). Aufgrund der signifikanten Mehrzuwächse bei ertragstafelgemäßer Grundflächenhaltung kann davon aber wohl ausgegangen werden (vgl. RÖHLE, 1997; UTSCHIG et al., 2006), auch wenn die Grundflächenhaltung natürlich nur ein Indikator für die Eingriffsstärke ist und die Art der Bestandesbehandlung nicht vollständig beschreibt.

Bei der Bewertung der nichtlinearen, altersabhängigen Zuwachsmodelle ist zu beachten, dass die Daten, auf

denen sie basieren, eine Mischung aus echten und unechten Zeitreihen darstellen, da nicht die vollständige Entwicklung der Wachstumsgröße in einem oder mehreren Beständen während des gesamten Bestandeslebens beschrieben wird (dynamische Betrachtung), sondern nur bestimmte Zeitintervalle, dafür aber in vielen, verschieden alten Beständen untersucht und gemeinsam ausgewertet werden. Dies bedeutet angesichts der im Verhältnis zur Anzahl der Probestellen geringen Anzahl an beobachteten Wachstumsintervallen einen überwiegenden Ersatz des zeitlichen Nacheinanders durch ein räumliches Nebeneinander (statische Betrachtung).

Am ehesten entspricht dieses Vorgehen dem von GADOW (2005, S. 127 ff.) beschriebenen Intervallflächenkonzept (s. a. GADOW und HUI, 1999), das allerdings ein ungestörtes Wachstum ohne Eingriffe zwischen den Aufnahmezeitpunkten vorsieht. Da dies hier nicht der Fall ist, war eine differenzierte Analyse des Einflusses der Durchforstungen auf den Zuwachs nicht möglich und dementsprechend erlaubt das resultierende Modell, abgesehen von der Variation durch den B° als Ausdruck der mittleren Grundflächenhaltung, keine eingriffssensitiven Wachstumsprognosen, sondern beschreibt lediglich den mittleren Wachstumsgang bei gegebener Dichte und „durchschnittlicher“ Durchforstungs- und Nutzungsart.

Wie u.a. von PRETZSCH (1999) betont wird, ist bei der Auswertung unechter Zeitreihen nicht unproblematisch, dass dabei Bestände in eine Wuchreihe gestellt werden, die sich unter ganz verschiedenen Umweltbedingungen entwickelt haben und waldbaulich unterschiedlich behandelt worden sein dürften. GADOW (2005, S. 129)

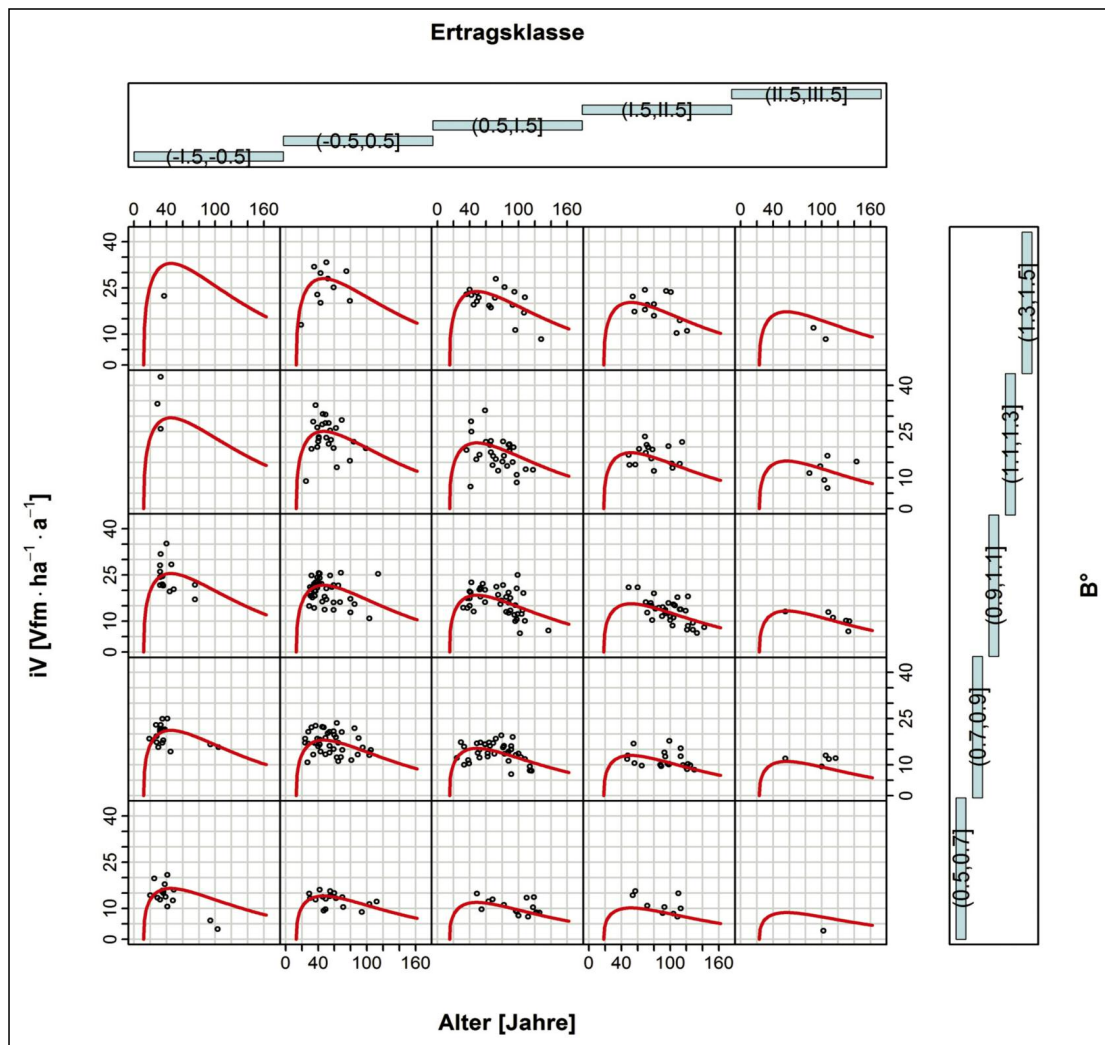


Abb. 4

Nach Ertragsklassen- und Bestockungsgradklassen unterteilte Darstellung der beobachteten periodischen Volumenzuwächse iV der Fichte (Punkte) und der Vorhersagen des Zuwachsmodells gemäß den Formeln (2)–(5) in Abhängigkeit vom Alter und von den jeweiligen Klassenmittelwerten für B° und Ertragsklasse (Linien).

Diagram of the observed values of the periodic annual volume increment iV of Norway spruce (dots) and of the predictions of the increment model (lines) according to formulae (2)–(5), conditional on classed yield classes and stocking degrees. The model predictions depend on the age and the means of the particular yield class and stocking degree classes.

sieht allerdings gerade in der Vielfalt der erfassten Ausgangszustände einen großen Vorzug dieses Verfahrens, wenn es im Sinne des Intervallflächenkonzepts durch mindestens einmalige Wiederholungsinventuren erweitert wird.

Sicher kann aber ein auf diese Weise entwickeltes Wachstumsmodell wegen des vergleichsweise kurzen ausgewerteten Zeitintervalls und insbesondere unter den Bedingungen anthropogener Immissionen und eines sich ändernden Klimas nur für begrenzte Zeiträume gültig sein¹⁰. Der Verlust der Standortkonstanz ist allerdings v. a. für langfristige, weniger jedoch für kurzfristige Pro-

gnosen problematisch, da bei letzteren die Standortsensitivität weitgehend dadurch gegeben ist, dass das Modell im Sinne einer dynamischen Bonitierung immer wieder neu an Daten eingehängt wird, die die Historie der Wuchsbedingungen beinhalten. Sollten aber z.B. in der Forsteinrichtung zur Erhöhung der Flächenleistung die in der Vergangenheit festgestellten Bonitäten ohne überprüfende Höhenmessungen übernommen werden, wäre ein systematischer Fehler sehr wahrscheinlich. Dies könnte eine weitere Ursache für die in der Praxis festgestellte unterschätzende Tendenz der ET-Zuwächse sein.

Durch die Einbeziehung der erklärenden Variablen Ertragsklasse und B° ist sichergestellt, dass der bei statischer Betrachtung auch in den BWI-Daten mit zunehmendem Alter zu beobachtende Abfall von Bonitäten und Bestockungsgraden, der keinesfalls als Beschrei-

¹⁰ Bei einem Verlust der Standortkonstanz gilt dies allerdings auch für Wachstumsmodelle, die auf der Basis echter Zeitreihen (Versuchsflächen) parametrisiert wurden und nicht klimasensitiv sind.

bung einer dynamischen Entwicklung missverstanden werden darf (vgl. Gerold und Gerold 2013), vom Modell „gefiltert“ wird, sodass die Zuwachsschätzungen von diesem Effekt unbeeinflusst bleiben. Für die Kalibrierungsfunktionen gemäß Formel (1) gilt diese Problematik ohnehin nicht, da hier nur das *Verhältnis* von beobachteten und ET-Werten geschätzt wird. Dadurch werden die Schätzungen jedes Mal in die Bonität eingehängt (s. o.), eine dynamische Größe wird somit gar nicht modelliert.

4. ANPASSUNG DER ERTRAGSTAFELN

Um die Kalibrierungsmodelle in die Ertragstafeln zu integrieren, müssen folgende Anpassungen durchgeführt werden:

- Ersatz der **Zuwächse** und der **Mitteldurchmesser des verbleibenden Bestandes** durch die kalibrierten Werte. Falls keine Zielstärkennutzung abgebildet werden soll, müssen die Originalwerte beibehalten werden, wenn die kalibrierten *Dg* geringer sein sollten als die ET-Werte.

- Berechnung der **Stammzahlen** durch Division der ET-Grundfläche mit der dem kalibrierten *Dg* entsprechenden mittleren Baumgrundfläche.

- Erhöhung der **Vornutzungen** um die Differenz zwischen kalibriertem und unkalibriertem ET-Zuwachs. Die Grundflächenhaltung der ET wird somit beibehalten und der Mehrzuwachs vollständig abgeschöpft:

$$VN_{kal} = VN_{ET} + (i\hat{V}_{BWI} - iV_{ET}) \cdot (Alter_i - Alter_{i-1}) \quad (6)$$

mit VN_{kal} = kalibrierte Vornutzung
 VN_{ET} = Vornutzung gemäß Ertragstafel
 $i\hat{V}_{BWI}$ = geschätzter tatsächlicher Zuwachs (gemäß BWI)
 iV_{ET} = Zuwachs gemäß Ertragstafel
 $Alter_i - Alter_{i-1}$ = Altersdifferenz zwischen den Ertragstafelzeilen *i* und *i-1*.

Wichtig: Da das nichtlineare Zuwachsmodell den periodischen Zuwachs innerhalb der letzten 10 Jahre schätzt, müssen bei Anwendung dieses Modelltyps bei allen Ertragstafeln, die die Bestandesentwicklung in 5-Jahres-Schritten beschreiben, zum eingehenden Alter 2,5 Jahre addiert werden. Dadurch wird das mittlere Alter der 10-jährigen Periode auf das mittlere Alter der zurückliegenden 5-jährigen Zuwachsperiode der ET (s. Anhang) verschoben, sodass der resultierende Zuwachs als Schätzung für letztere verwendet werden kann.

- Kalibrierung des **Mitteldurchmessers des ausscheidenden Bestandes** durch Multiplikation mit dem Quotient aus kalibriertem und ET-Durchmesser des verbleibenden Bestandes. Dem liegt die Annahme zugrunde, dass sich parallel zum *Dg* des verbleibenden Bestandes auch der *Dg* des ausscheidenden Bestandes erhöht. In den Ertragstafeln mit Niederdurchforstung dürfte dies aufgrund der heute üblichen hochdurchforstungsartigen Eingriffe zu einer sehr moderaten Erhöhung führen. Ggf. könnten für den *Dg* des ausscheidenden Bestandes auch die kalibrierten Werte des verbleibenden Bestandes übernommen werden.

Bei der Anpassung der Stammzahlen und Nutzungen wird davon ausgegangen, dass die Grundflächenhaltung

der ET unverändert bleiben soll. Die in den untersuchten Daten gefundenen mittleren Bestockungsgrade, die bei oder knapp unter 1,0 liegen, stützen diese Annahme. Allerdings sagen diese Mittelwerte natürlich nichts über den zeitlichen Verlauf der Grundflächenentwicklung aus, der sich bei gestaffelter Durchforstung deutlich von der Grundflächenhaltung der ET unterscheiden kann. Zudem ist fragwürdig, ob die Grundflächenhaltung, die in der Realität vorgefunden wird, als Maßstab gelten sollte. Im optimalen Fall sollte die Ertragstafel eine Norm vorgeben, nach der sich die Praxis richtet und nicht umgekehrt. In diesem Sinne ist die Grundflächenhaltung der Ertragstafeln in den meisten Fällen sicher nicht mehr als optimal zu bezeichnen (vgl. SPELLMANN et al., 1999; PRETZSCH, 2004; WÖRDEHOFF et al., 2014).

Selbstverständlich dürfen die Kalibrierungs- und Zuwachsmodelle nur mit den ihnen jeweils zugrundeliegenden Ertragstafeln (s. *Tab. 1*) verwendet werden!

5. AUSBLICK

Mit dieser Arbeit konnte gezeigt werden, dass es möglich ist, auf der Basis der Daten der Bundeswaldinventuren Anpassungen der Ertragstafeln vorzunehmen, die sie wieder näher an die heutige Realität heranzuführen. So können mit relativ geringem Aufwand bessere Grundlagen für die praktische Forsteinrichtung und die Waldbewertung zur Verfügung gestellt werden, ohne das „System Ertragstafel“ verlassen zu müssen. Existierende Arbeitsabläufe und Datenmodelle können somit beibehalten werden. Ein weiterer Vorteil ist, dass die hier vorgestellten Modelle mit jeder weiteren BWI verbessert werden können. Werden zusätzlich die Daten der seit einigen Jahren im hessischen Staatswald durchgeführten Betriebsinventuren genutzt, wird eine weitere Erhöhung der Prognosegenauigkeiten möglich sein. Und natürlich lässt sich der hier vorgestellte Ansatz auf andere Bundesländer und die gesamte Bundesrepublik (dann vermutlich mit Berücksichtigung von Variablen zur Beschreibung regionaler Wachstumsfaktoren) übertragen.

Dennoch soll nicht unerwähnt bleiben, dass eine kalibrierte Ertragstafel kein Wachstumsmodell „aus einem Guss“ ist und daher als vorläufige Lösung betrachtet werden sollte. Gegebenenfalls wäre zu prüfen, ob Waldwachstumssimulatoren für die Erstellung neuer Ertragstafeln genutzt werden können, indem mit ihnen je Baumart und Ertragsklasse unter Vorgabe realistischer Startwerte und standardisierter Behandlungsschemata die vollständige Entwicklung ideeller Modellbestände simuliert wird. In ungleichaltrigen Rein- und Mischbeständen sollte allerdings die individuelle Beschreibung und Nutzungsplanung mithilfe einzelbaumbezogener Waldwachstumssimulatoren obligatorisch sein, da ansonsten nennenswerte Fehler bei der Zuwachsschätzung und Nutzungsplanung auftreten können.

Als Alternative zur Ertragstafel sollten für annähernd gleichaltrige Reinbestände, für die Einzelbaummodelle unnötig komplex sind, neue flexible Bestandeswachstumsmodelle entwickelt werden, die wie die Ertragstafeln die Entwicklung der Mittelwerte des verbleibenden und ausscheidenden Bestandes über dem Alter beschreiben,

aber in Form von Formelsätzen verfügbar gemacht werden können (z. B. ZHANG et al., 2009). Diese wären z. B. auch in Tabellenkalkulationen einsetzbar und gerade bei forstökonomischen Kalkulationen von großem Nutzen. Die Anwendung in Form ausgedruckter Ertragstafeln wäre dann nur eine von mehreren Nutzungsarten. Wünschenswert wäre außerdem eine Verknüpfung von Bestandes- und Einzelbaummodellen in einer Weise, die im Sinne des Teleskop-Prinzips (GADOW, 2003; S. 184) die Kompatibilität der Ergebnisse beider Modelltypen sicherstellt (BURKHART, 1987; HEVIA et al., 2015). Auch wenn diese Aufgaben nicht allein mit Daten aus permanenten Inventuren wie der Bundeswaldinventur oder den Betriebsinventuren gelöst werden können (NAGEL et al., 2012), stellen sie doch einen wertvollen Fundus dar, dessen Nutzungspotenzial noch lange nicht ausgeschöpft ist.

6. ZUSAMMENFASSUNG

In den letzten Jahrzehnten hat sich der Zuwachs der Wälder gegenüber der Vergangenheit aufgrund veränderter Umweltbedingungen teilweise deutlich erhöht. Dabei wird sowohl eine flächige Verbesserung der Bonitäten beobachtet als auch eine Zunahme der Volumenzuwächse bei gegebener Bonität. Gleichzeitig haben veränderte Standortfaktoren und/oder weiterentwickelte waldbauliche Behandlungskonzepte dazu geführt, dass sich die Durchmesserstrukturen der Bestände deutlich von denen der Versuchsflächen unterscheiden, die zur Erstellung der Ertragstafeln verwendet wurden. Damit weichen die Ertragstafelschätzungen sowohl für den periodischen Volumenzuwachs (iV) als auch für den Mitteldurchmessers (Dg) zunehmend von der Realität ab, sodass es zu einer Fehleinschätzung wesentlicher bewertungs- und planungsrelevanter Größen kommt.

Im Rahmen dieses Beitrags werden die Ergebnisse eines durch den Landesbetrieb HESSENFORST in Auftrag gegebenen und vom Consultingbüro ARGUS FORSTPLANUNG erstellten Gutachtens vorgestellt. Darin werden verallgemeinerte (generalisierte) lineare Regressionsmodelle (GLM) für Eiche, Buche, Fichte, Douglasie, Kiefer und Lärche in Hessen beschrieben, die realitätsnahe Schätzungen des Mitteldurchmessers und des periodischen Zuwachses ermöglichen (Formel (1)). Da diese Modelle die zugehörigen Schätzungen der Ertragstafeln als Eingangsgrößen verwenden, erfolgt eine Kalibrierung der Ertragstafelwerte. Die Ertragsklasse und der Bestockungsgrad (B°) wurden in allen Modellen als weitere Kovariablen integriert, wenn dies zu einer signifikanten Verbesserung der Anpassung führte. Zusätzlich wurde ein auf der Chapman-Richards-Funktion basierendes nichtlineares Modell entwickelt, das den periodischen Volumenzuwachs in Abhängigkeit von Alter, Ertragsklasse und B° schätzt (Formeln (2) bis (5)). Grundlage der Modellentwicklung sind die in Hessen im Zeitraum 1986–2012 erhobenen Daten der bisherigen drei Bundeswaldinventuren.

Die resultierenden Modelle ergeben für alle Baumarten und beide Zielvariablen im Mittel signifikant über den Ertragstafelwerten liegende Schätzungen. Für den Dg lassen sich auf dieser Basis Veränderungen gegen-

über der Ertragstafel feststellen, deren Mittelwert je Baumart zwischen +3,1 cm bzw. +13% (Eiche) und +6 cm bzw. +25% (Buche) liegt (Tab. 3). Im Bereich hoher Durchmesser nähern sich die Modellschätzungen bei fast allen Baumarten den Ertragstafelwerten wieder an (Abb. 1), für die besten Kiefern- und besseren Eichen-Ertragsklassen unterschreiten sie diese sogar. Als Ursache hierfür werden insbesondere die Zielstärkennutzung und eine hohe Grundflächenhaltung in früheren Wachstumsphasen der heute älteren Bestände vermutet. Generell ist die absolute positive Abweichung der Mitteldurchmesser umso höher, je niedriger der B° ist. Für Eiche und Kiefer steigt sie zusätzlich mit sich verschlechternder Bonität, bei Buche und Fichte zeigt sich der entgegengesetzte Effekt (Abb. 1).

Beim Zuwachs liegt die Spannweite der durchschnittlichen Differenzen zwischen den Vorhersagen der GLM und den Ertragstafelwerten zwischen +0,7 Vfm $ha^{-1} a^{-1}$ bzw. +12% (Kiefer) und +2,5 Vfm $ha^{-1} a^{-1}$ bzw. +26% (Buche) (Tab. 4). Erwartungsgemäß steigen die geschätzten Zuwächse bei allen Baumarten mit steigendem B° (Abb. 2), während der Effekt der Ertragsklasse nur bei Fichte und Douglasie signifikant ist. Die nicht-linearen Modelle liefern nur für Buche, Fichte und Kiefer stabile Zuwachsschätzungen. Deren Gesamtfehler (Tab. 5) ist gegenüber den GLM nicht verringert, allerdings ermöglicht die Chapman-Richards-Funktion dank ihrer größeren Flexibilität eine differenziertere Abbildung des Einflusses von Alter, Bonität und Dichte (Abb. 3 und Abb. 4). Infolgedessen nimmt die mittlere Differenz zwischen Modell- und ET-Zuwachs im Vergleich zu den GLM bei der Buche um 0,3 Vfm $ha^{-1} a^{-1}$ ab, während sie sich bei Kiefer und Fichte um 0,2 Vfm $ha^{-1} a^{-1}$ erhöht (Tab. 5).

Ein Vergleich mit den in der Literatur beschriebenen Veränderungen von Volumenzuwachs und Mitteldurchmesser in Mitteleuropa ergibt zwar teilweise abweichende Werte innerhalb der Baumarten (die auch auf methodische Unterschiede zurückzuführen sein dürften), insgesamt aber weitgehend ähnliche Größenordnungen und Spannweiten. Es wird gezeigt, wie die Ertragstafeln, die noch immer ein wichtiges Werkzeug für Forstplanung und Waldbewertung darstellen, basierend auf den entwickelten Modellen als Ganzes kalibriert und damit wieder näher an die Realität herangeführt werden können. Schließlich werden Vor- und Nachteile dieses Ansatzes, die Grenzen seiner Anwendung sowie Möglichkeiten der Weiterentwicklung diskutiert. Die Anwendung der hier vorgestellten Methodik auf die BWI-Daten weiterer Bundesländer und Daten aus Betriebsinventuren erscheint in jedem Fall lohnenswert.

7. SUMMARY

Title of the paper: *Calibration of the yield tables for the main tree species in Hesse, Germany, using the data of the National Forest Inventory.*

Over the last decades forest growth has increased significantly compared to the past due to the change of environmental conditions. Though not only a large-scale improvement of site indices is observed, but also accelerated volume growth for a given site index. At the same

time changed growth conditions and/or enhanced silvicultural treatments as staggered thinnings have caused diameter distributions, which differ significantly from those of the experimental plots used to develop the yield tables. Hence, the yield table based estimates for the periodic annual volume increment (PAIV) as well as the mean quadratic diameter (D_q) deviate increasingly from current measurements, which leads to a misspecification of values being substantial for forest management and valuation.

This article presents the results of an expert opinion commissioned by HESSENFORST State Forest Enterprise and prepared by the consulting bureau ARGUS FORSTPLANUNG. It describes generalized linear regressions models (GLM) for Pedunculate and Sessile oak, European beech, Norway spruce, Douglas fir, Scots pine and European larch in Hesse, which provide unbiased predictions of PAIV and D_q (Formula (1)). Because the models use the related estimates of the yield tables as covariates, the yield table values are calibrated to actual conditions. The yield class and stocking degree were integrated as additional covariates if this resulted in a significant improvement of the model fit. In addition, a nonlinear model based on the Chapman-Richards function was developed, which estimates the PAIV depending on age, yield class and stocking degree (Formulae (2) to (5)). The model development is based on the data of the so far three National Forest Inventories (NFI) collected in Hesse in the period from 1986 to 2012.

The resulting models show estimates that in average exceed the values of the yield tables significantly for all tree species and both target variables. Based on these models changes of the D_q can be found, whose mean value per tree species is between +3.1 cm or rather +13% (oak) and +6 cm or rather +25% (beech) (Table 3). For high diameters of almost all tree species the model estimates converge to the values of the yield tables (Fig. 1), for the best yield class of pine and the better yield classes of oak they even fall below them. As a reason for this, in particular, the girth limit felling and maintenance of a high density in the earlier stages of the currently old stands are discussed. In general the lower the stocking degree the higher the absolute positive deviation of the mean diameter. For oak and pine, it also increases with declining site index, while the opposite is true for beech and spruce (Fig. 1).

For the PAIV, the range of the average differences between the predictions of the GLM and the yield tables is between +0.7 $V_{fm} \text{ ha}^{-1} \text{ a}^{-1}$ or rather 12% (pine) and +2.5 $V_{fm} \text{ ha}^{-1} \text{ a}^{-1}$ or rather +26% (beech) (Table 4). As expected, the estimated growth of all tree species studied here increases with increasing stocking degree (Fig. 2), whereas the effect of the yield class is only significant for spruce and Douglas fir. The nonlinear models provide stable growth estimates for beech, spruce and pine only. Their overall error (Table 5) is not reduced compared to the GLM, however, the Chapman-Richards function allows a more differentiated description of the influence of age, site index and density (Fig. 3 and Fig. 4). As a result, compared to the GLM the mean difference between the model predictions and the esti-

mates from the yield table decreases for beech by 0.3 $V_{fm} \text{ ha}^{-1} \text{ a}^{-1}$, whereas it increases by 0.2 $V_{fm} \text{ ha}^{-1} \text{ a}^{-1}$ for pine and spruce (Table 5).

A comparison with the changes in periodical volume growth and mean diameter in Central Europe described in the literature reveals partly deviating values within the tree species (which may also be due to methodological differences), but overall largely similar magnitudes and spans. It is shown how the yield tables, which are still an important tool for forest planning and evaluation, can be calibrated as a whole based on the developed models and thus brought back closer to reality. Finally, the advantages and disadvantages of this approach, the limitations of its application as well as possibilities for further development are discussed. The application of the methodology presented here to NFI data from other Federal States and data from continuous forest inventories on enterprise level is certainly worth considering.

8. RÉSUMÉ

Titre de l'article: *Étalonnage des tables de production pour les espèces ligneuses principales du Land de Hesse à l'aide de données de l'inventaire forestier fédéral.*

Durant les dernières décennies l'accroissement des forêts a en partie largement augmenté en comparaison avec le passé, en raison d'un changement des conditions environnementales. A cet égard, on observe aussi bien une amélioration en surface de la fertilité qu'une augmentation de l'accroissement en volume pour la fertilité considérée. En même temps les facteurs stationnels modifiés et/ou les concepts de gestion sylvicole qui ont continué à être développés, ont conduit à ce que la répartition des diamètres des peuplements se distingue clairement de celle des parcelles expérimentales qui ont été utilisées pour la construction des tables de production. Ainsi les estimations des tables de production diffèrent aussi bien pour l'accroissement en volume périodique (iV) qu'également pour le diamètre moyen (D_g) qui est supérieur à la réalité, de telle sorte que cela conduit à une estimation erronée des grandeurs essentielles relevant de l'évaluation et de la planification.

Dans le cadre de cette contribution sont présentés les résultats d'une expertise réalisée par l'Administration forestière de Hesse et le bureau de consultants ARGUS chargé de planification forestière. Pour cela des modèles de régression linéaire généralisés (GLM) sont décrits pour le chêne, le hêtre, l'épicéa, le douglas, le pin et le mélèze en Hesse, permettant d'obtenir des estimations proches de la réalité sur les diamètres moyens et l'accroissement périodique (Formule (1)). Comme ces modèles utilisent les estimations propres aux tables de production comme les grandeurs d'entrée, un étalonnage des valeurs des tables de production s'ensuit. La classe de production et la densité du peuplement (B°) ont été intégrés dans tous les modèles comme co-variables suivantes quand cela conduisait à une amélioration significative de l'ajustement. En outre, il a été développé un modèle non linéaire basé sur la fonction de Chapman-Richard qui estime l'accroissement en volume périodique en relation avec l'âge, la classe de production et la densité de peuplement (Formules (2) à (5)). Les bases du déve-

loppement des modèles sont les données relevées en Hesse dans la période 1986–2012 par les trois derniers inventaires forestiers fédéraux.

Les modèles qui en résultent, livrent les estimations suivantes pour toutes les espèces ligneuses et les deux variables-objectifs significatives en moyenne, à partir des valeurs de la table de production. Pour le diamètre moyen (D_g) il apparaît des changements sur cette base par rapport à la table de production dont la valeur moyenne par espèce ligneuse se situe entre +3,1 cm, respectivement +13% (chêne) et +6 cm respectivement +25% (hêtre) (Tableau 3). Dans la zone des diamètres élevés, les estimations des modèles se rapprochent à nouveau pour presque toutes les espèces ligneuses des valeurs de tables de production (Figure 1); pour les meilleures classes de production des pins et des chênes, elles sont mêmes inférieures à celles-ci. On présume que la raison de cela est plus particulièrement liée à la récolte à diamètre d'exploitabilité et au maintien d'une surface terrière élevée dans les phases de croissance plus précoces des peuplements actuellement plus âgés. D'une manière générale, l'écart absolu positif du diamètre moyen est d'autant plus élevé que la densité de peuplement est plus faible. Pour le chêne et le pin il augmente en outre avec une diminution de la fertilité; pour le hêtre et l'épicéa il apparaît un effet contraire (Figure 1).

Au niveau de l'accroissement il apparaît un éventail de différences moyennes entre les prévisions du modèle de régression linéaire et les valeurs de la table de production: entre +0,7 m³ en volume de bois fort/ha/an respectivement +12% (pin) et +2,5 m³ en volume de bois fort/ha/an respectivement +26% (hêtre) (Tableau 4). Conformément aux attentes, les accroissements estimés pour toutes les espèces ligneuses augmentent avec une densité croissante (Figure 2) tandis que l'influence de la classe de production n'est significative que pour l'épicéa et le douglas. Les modèles non linéaires ne livrent d'estimations stables de l'accroissement que pour le hêtre, l'épicéa et le pin. Leur erreur générale (Tableau 5) n'est pas diminuée par rapport au modèle de régression linéaire; toutefois, la fonction de Chapman-Richard permet, grâce à sa plus grande flexibilité, d'obtenir une image différenciée de l'influence de l'âge, de la fertilité et de la densité (Figures 3 et 2). Dès lors, la différence moyenne diminue de 0,3 m³ de volume de bois fort/ha/an pour le hêtre entre l'accroissement du modèle et l'accroissement de la table de production en comparaison avec le modèle de régression linéaire, tandis qu'elle augmente de 0,1 à 0,2 m³ de volume de bois fort/ha/an pour le pin et l'épicéa (légèrement) (Tableau 5).

Une comparaison avec les changements d'accroissement en volume et de diamètre moyen donnés par la littérature pour l'Europe centrale fait apparaître, certes partiellement, des valeurs différentes au sein des espèces ligneuses (qui peuvent être rapportées aux différences de méthodes), dans l'ensemble mais largement des ordres de grandeur et des fourchettes de valeurs semblables. Il apparaît que les tables de production – qui restent toujours un outil important pour la planification et l'évaluation forestières – peuvent être étalonnées sur la base du développement de modèles et de ce fait se

rapprochent davantage de la réalité. En conclusion sont discutés les avantages et les inconvénients de cette approche, les limites de son application comme les possibilités de développement ultérieur. L'application de la méthode présentée ici à partir de données de l'Administration fédérale et des inventaires forestiers, apparaît être intéressante dans tous les cas.

9. DANKSAGUNG

Die Autoren danken dem Bundesministerium für Ernährung und Landwirtschaft, Bonn, vertreten durch Herrn FRIEDRICH SCHMITZ, für die Freigabe und Bereitstellung der Daten der Bundeswaldinventur und Herrn Dr. GERALD KÄNDLER, Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, Freiburg, für die Aufbereitung und Ergänzung der BWI-Rohdaten und zahlreiche fruchtbare Gespräche zur Auswertung permanenter Inventuren. Weiterhin danken wir zwei anonymen Gutachtern für ihre wertvollen Hinweise und Verbesserungsvorschläge. Last but not least sei dem Landesbetrieb HESSENFORST für den Projektauftrag und besonders Herrn ARMIN OFFER, HESSENFORST, Servicestelle Waldbewertung, Gießen, für die Initiierung dieser Arbeit und die vertrauensvolle und produktive Zusammenarbeit gedankt.

10. LITERATUR

- BÖSCH, B. (2002): Neue Bonitierungs- und Zuwachshilfen. In: Freiburger Forstliche Forschung, Bd. 18. Wissenstransfer in Praxis und Gesellschaft, FVA-Forschungstage, 5.–6. Juli 2001: S. 266–276.
- BUNDESMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG UND LANDWIRTSCHAFT (Hrsg.) (2016): Der Wald in Deutschland – Ausgewählte Ergebnisse der dritten Bundeswaldinventur. 2. korrigierte Auflage, April 2016, Berlin, 52 S.
- BUNDESMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND VERBRAUCHERSCHUTZ (Hrsg.) (2011): Aufnahmeanweisung für die dritte Bundeswaldinventur (2011–2012). 2. geänderte Auflage, Mai 2011, Bonn, 107 S.
- BUNDESMINISTERIUM DER FINANZEN (1956): Richtlinien für die Bemessung von Nutzungssätzen. IV B/2 – S. 2143 – 12/56 vom 28. 4. 1956.
- BURKHART, H. E. (1987): Data collection and modelling approaches for forest growth and yield prediction. In: Predicting Forest Growth and Yield – Current Issues, Future Prospects. Inst. of Forest Resources. Univ. of Washington. Contribution Nr. 58: P. 3–16.
- ELFVING, B. and L. TEGNHAMMAR (1996): Trends of tree growth in Swedish forests 1953–1992: An analysis based on sample trees from the national forest inventory. Scand. J. For. Res. 11: P. 26–37.
- ELZHOF, T. V., K. M. MULLEN, A.-N. SPIESS and B. BOLKER (2013): minpack.lm: R interface to the Levenberg-Marquardt nonlinear least-squares algorithm found in MINPACK, plus support for bounds. R package version 1.1-8. <http://CRAN.R-project.org/package=minpack.lm>
- FAHRMEIR, L., T. KNEIB und S. LANG (2009): Regression – Modelle, Methoden und Anwendungen. 2. Aufl., Springer, Heidelberg, 501 S.
- GADOW, K. v. (2003): Waldstruktur und Wachstum. Universitätsverlag, Göttingen, 241 S.
- GADOW, K. v. (2005): Forsteinrichtung – Analyse und Entwurf der Waldentwicklung. Universitätsverlag, Göttingen, 342 S.

- GADOW, K. v. and G. Y. HUI (1999): Modelling forest development. Kluwer Academic Publisher, Dordrecht, 213 P.
- GEROLD, DE. und DO. GEROLD (2013): Ertragstabellen und/oder Wachstumsmodelle – Chancen und Risiken für den Forstsachverständigen. Wertermittlungsforum **31 (3)**: S. 90–101.
- HANSEN, J. und J. NAGEL (2014): Waldwachstumskundliche Softwaresysteme auf Basis von TreeGrOSS – Anwendungen und theoretische Grundlagen. Beiträge aus der Nordwestdeutschen Forstlichen Versuchsanstalt **11**, Universitätsverlag, Göttingen, 224 S.
- HESSISCHES MINISTERIUM FÜR UMWELT, LANDWIRTSCHAFT UND FORSTEN (2002): Hessische Anweisung für Forsteinrichtungsarbeiten (HAFEA): Zustandserfassung, Planung und Ausführung. Staatsanzeiger Seite 3680, 74 S.
- HEVIA, A., Q. V. CAO, J. G. ÁLVAREZ-GONZÁLEZ, A. D. RUIZ-GONZÁLEZ and K. v. GADOW (2015): Compatibility of whole-stand and individual-tree models using composite estimators and disaggregation. For. Ecol. Manage. **348**: P. 46–56, <http://dx.doi.org/10.1016/j.foreco.2015.03.035>
- HUNTER, I. and A. SCHUCK (2002): Increasing forest growth in Europe – possible causes and implications for sustainable forest management. Plant Biosyst. **136 (2)**: P. 133–141.
- KÄNDLER, G. und J. HRADETZKY (2005): Methodik zur Berechnung von Zuwachs und Nutzung aus permanenten Waldinventuren am Beispiel der Bundeswaldinventur II. In: WUNN, U., QUEDNAU, H. D. (Hrsg.): 15./16. Tagung der Sektion Forstliche Biometrie und Informatik des Deutschen Verbandes Forstlicher Forschungsanstalten, Freiburg, 9.-10. Okt. 2003, und Freising, 4.–5. Okt. 2004, Die Grüne Reihe: S. 204–216.
- KENK, G., H. SPIECKER und G. DIENER (1991): Referenzdaten zum Waldwachstum. Projekt Europäisches Forschungszentrum für Maßnahmen zur Luftreinhaltung, Forschungsbericht KfK-PEF 82, Karlsruhe, 59 S.
- KENNEL, E. (2002): Schätzfunktionen für Bestandesmitteldurchmesser in Abhängigkeit von Bonität und Alter. AFZ/Der Wald **57(22)**: S. 1191–1193.
- KRAMER, H. (1990): Nutzungsplanung in der Forsteinrichtung. 2. Auflage. J. D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt a. M., 157 S.
- KÜSTERS, E., M. BACHMANN, L. STEINACKER, G. SCHÜTZE und H. PRETZSCH (2004): Die Kiefer im Rein- und Mischbestand: Produktivität, Variabilität, Wachstumstrend. Mitt. Bayer. Staatsforstverw. **52**, 345 S.
- LANDESBETRIEB FORST BRANDENBURG (2013): Betriebliche Anweisung zur Forsteinrichtung des Landeswaldes im Land Brandenburg (BA FE Bbg. 2013-04-15). Potsdam, 533 S.
- LANDESFORSTANSTALT EBERSWALDE (Hrsg.) (2016): Hilfstafeln für den Forstbetrieb – Grafische Ertragstabellenauszüge für das nordostdeutsche Tiefland. 3. Auflage als PDF-Version, 125 S., http://forst.brandenburg.de/cms/media.php/lbm1.a.4595.de/hilfstaf_2016.pdf
- McFADDEN, D. (1973): Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior. In: ZAREMBKA, P. (ed.) Frontiers in Econometrics, Wiley, New York: P. 105–142.
- MOOSMAYER, H. U., W. SCHÖPFER, G. MÜHLHÄUSER, E. KUBLIN und H. U. BURGER (1996): Schätzfunktionen zur Ermittlung der standortstypischen Wuchsleistung von Fichte und Buche. Allg. Forst- u. J.-Ztg. **167(5)**: S. 95–103.
- NAGEL, J., H. SPELLMANN und H. PRETZSCH (2012): Zum Informationspotenzial langfristiger forstlicher Versuchsfelder und periodischer Waldinventuren für die waldwachstumskundliche Forschung. Allg. Forst- u. J.-Ztg. **183 (5/6)**: S. 111–116.
- PRETZSCH, H. (1999): Waldwachstum im Wandel. Forstw. Cbl. **118**: S. 228–250.
- PRETZSCH, H. (2004): Gesetzmäßigkeiten zwischen Bestandesdichte und Zuwachs. Lösungsansatz am Beispiel von Reinbeständen aus Fichte (*Picea abies* [L.] KARST.) und Buche (*Fagus sylvatica* L.) Allg. Forst- u. J.-Ztg. **175 (12)**: S. 225–234.
- PRETZSCH, H. (2005): Wachstum von Rein- und Mischbeständen bei veränderten Umweltbedingungen. AFZ/Der Wald **60(9)**: S. 465–468.
- PRETZSCH, H. (2016): Ertragstafel-Korrekturfaktoren für Umwelt- und Mischungseffekte. AFZ/Der Wald **71(14)**: S. 47–50.
- PRETZSCH, H., P. BIBER and J. DURSKY (2002): The single tree-based stand simulator SILVA. Construction, application and evaluation. For. Ecol. Manage. **162**: P. 3–21,
- PRETZSCH, H., P. BIBER, G. SCHÜTZE and K. BIELAK (2014a): Changes of forest stand dynamics in Europe. Facts from long-term observational plots and their relevance for forest ecology and management. For. Ecol. Manage. **316**: P. 65–77.
- PRETZSCH, H., P. BIBER, G. SCHÜTZE, E. UHL and T. RÖTZER (2014b): Forest stand growth dynamics in Central Europe have accelerated since 1870. Nat. Commun. **5**: 4967, doi:10.1038/ncomms5967.
- R CORE TEAM (2012): R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, <http://www.R-project.org>.
- REIMEIER, S. (2001): Analyse der Zuwachsveränderungen von Waldbeständen und Möglichkeiten der Prognose aus Daten permanenter Stichprobeninventuren. Diss. Techn. Univ. München, 142 S.
- RÖHLE, H. (1997): Änderung von Bonität und Ertragsniveau in südbayerischen Fichtenbeständen. Allg. Forst- u. J.-Ztg. **168 (6/7)**: S. 110–114.
- SACHS, L. und J. HEDDERICH (2006): Angewandte Statistik – Methodensammlung mit R. 12. Aufl., Springer, Berlin, 702 S.
- SCHMITZ, F., H. POLLEY, P. HENNIG, K. DUNGER und F. SCHWITZGEBEL (2008): Die zweite Bundeswaldinventur BWI² – Inventur- und Auswertungsmethoden zu den Bundeswaldinventuren 2001 bis 2002 und 1986 bis 1988. Arbeitsbericht aus dem Institut für Waldökologie und Waldinventuren Nr. 2008/1, Thünen-Institut, Braunschweig, 80 S.
- SCHNELL, A. und A. BAUER (2005): Die zweite Bundeswaldinventur 2002: Ergebnisse für Bayern. Berichte der Bayerischen Landesanstalt für Wald und Forstwirtschaft, LWF Wissen **49**, Freising, 102 S.
- SCHOBER, R. (1995): Ertragstabellen wichtiger Baumarten. 4. Aufl., J. D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt a.M., 166 S.
- SCHÖPFER, W., J. HRADETZKY und E. KUBLIN (1997): Wachstumsvergleich von Fichte und Tanne in Baden-Württemberg. Forst u. Holz **52 (16)**: S. 443–448.
- SKOVSGAARD, J. P. and J. K. VANCLAY (2008): Forest productivity: a review of the evolution of dendrometric concepts for even-aged stands. Forestry **81 (1)**: P. 13–31.
- SPELLMANN, H., J. NAGEL and T. BÖCKMANN (1999): Summarische Nutzungsplanung auf der Basis von Betriebsinventurdaten. Allg. Forst- u. J.-Ztg. **170(7/8)**: S. 122–128.

- SPIEKER, H., K. MIELIKÄINEN, M. KÖHL and J. P. SKOVSGAARD (eds.) (1996): Growth trends in European forests. European Forest Institute Research Report 5. Springer, Berlin, Heidelberg, 372 p.
- STADIE, A. (2002): Überprüfung stochastischer Modelle mit Pseudo-Residuen. Diss. Univ. Göttingen, 266 S.
- UTSCHIG, H., H. HERLING und H. PRETZSCH (2006): Wachstumstrends der Eiche – Veränderte Umweltbedingungen schaffen 13 Prozent mehr Wachstum. LWF aktuell 52: S. 42–46.
- WIEDEMANN, E. und R. SCHÖBER (1957): Ertragstafeln wichtiger Holzarten. Schaper, Hannover, 194 S.
- WISSENSCHAFTLICHER BEIRAT AGRARPOLITIK, ERNÄHRUNG UND GESUNDHEITLICHER VERBRAUCHERSCHUTZ UND WISSENSCHAFTLICHER BEIRAT WALDPOLITIK BEIM BMEL (2016): Klimaschutz in der Land- und Forstwirtschaft sowie den nachgelagerten Bereichen Ernährung und Holzverwendung. Gutachten, Berlin, 410 S.
- WÖRDEHOFF, R., M. SCHMIDT, R.-V. NAGEL und H. SPELLMANN (2014): Prognose der maximalen Bestandesgrundfläche mithilfe von Quantilsregressionen und Entwicklung eines grundflächengesteuerten Nutzungskonzeptes für die Baumarten Buche und Fichte in Nordwestdeutschland. In: KLÄDTKE, J., KOHNLE, U. (Hrsg.): Jahrestagung der Sektion Ertragskunde des Deutschen Verbandes Forstlicher Forschungsanstalten in Lenzen an der Elbe vom 2.–4.6.2014: S. 88–92, <http://sektion-ertragskunde.fvabw.de/2014/Band2014.pdf>
- WOLLBORN, P. und T. BÖCKMANN (1998): Ein praktikables Modell zur Strukturierung des Vorrates aus Ertragstafelschätzung. Forst u. Holz 53 (18): S. 547–550.
- ZEIDE, B. (1993): Analysis of growth equations. For. Sci. 39 (3): P. 594–616.
- ZHANG, C., R. PETRÁŠ, X. ZHAO and K. v. GADOW (2010): Estimating Beech Growth and Survival. A study based on longterm experiments in Slovakia, Allg. Forst- u. J.-Ztg. 181(3/4): P. 45–52.

11. ANHANG: BERECHNUNG DER BAUMARTENMITTELWERTE UND DER ZUGEHÖRIGEN ERTRAGSTAFELWERTE JE TRAKTECKE

Grundlage der Berechnung der Baumartenmittelwerte je Traktecke und Inventurzeitpunkt waren die von der Forstlichen Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg vervollständigten und vorprozessierten BWI-Daten, die für jeden Probestaum neben den Messwerten die abgeleiteten Parameter Scheitelhöhe, Volumen, Standfläche und Stammzahl pro ha enthielten (zur Berechnung dieser Variablen s. SCHMITZ et al., 2008).

Das Durchschnittsalter je Baumart wurde als mit den Standflächen gewichteter Mittelwert und deren ideale Anteilfläche als Summe der Einzelbaumstandflächen berechnet. Wenn eine Baumart mit mindestens drei Bäumen je Traktecke vorkam, wurde die Mittelhöhe über eine logarithmische Höhenkurve hergeleitet, bei zwei Bäumen wurde das flächengewichtete Mittel berechnet und bei nur einem Baum wurde die Höhe dieses Baumes als Mittelhöhe verwendet.

Die Berechnung des Zuwachses erfolgte nach dem Endwert-Verfahren (KÄNDLER und HRADETZKY, 2005);

dabei wurde von Probestäumen, die in der Vorinventur zwar vorhanden waren, aber noch nicht zum Hauptbestand gehörten, nur der halbe Zuwachs berücksichtigt, dafür aber zusätzlich der halbe Zuwachs von Bäumen, die seit der Vorinventur aus dem Haupt- in den Nebenbestand gewechselt sind.

Bei der Bonitierung und Ermittlung der Ertragstafelwerte wurde zwischen den Ertragsklassen und zwischen den Altersangaben der Ertragstafeln linear interpoliert bzw. bei Ertragsklassen und Altern, die außerhalb der Ertragstafeln lagen, linear extrapoliert.

Aufgrund der tlw. geringen Anzahl an Probestäumen je Traktecke reagiert die Mittelhöhe als Eingangswert für die Bonitierung empfindlich auf Änderungen des Probestaumbaukollektivs, die z. B. aufgrund von Einwuchs und Nutzungen zu erwarten sind. Dies gilt insbesondere dann, wenn es dadurch, wie z. B. beim Einwuchs von früherem Unterstand, zu Verschiebungen des Durchschnittsalters kommt. Dies kann zu unterschiedlichen Ertragsklassenwerten am Anfang und Ende der Inventurperiode führen, ohne dass sich die Bonität innerhalb dieses Zeitraums tatsächlich verändert hat. Daher wurde zur Modellierung des Zuwachses für die Ertragsklasse je Traktecke und Baumart der Mittelwert aus den Anfangs- und Endwerten der jeweiligen Inventurperiode berechnet, da angenommen werden darf, dass über diesen Durchschnittswert stabilere und für die Standortverhältnisse je Traktecke repräsentativere Schätzungen für die Ertragsklasse möglich sind, die zudem die mittleren Verhältnisse in der jeweiligen Inventurperiode widerspiegeln.

Für die bonitätsabhängigen Größen B° und ET-Zuwachs waren somit aus den jeweiligen Anfangs- und Endwerten ebenfalls Durchschnittswerte zu berechnen. Dabei musste sich der Anfangswert des ET-Zuwachses auf die nächsten 10 Jahre und der Endwert auf die zurückliegenden 10 Jahre beziehen, um mit den BWI-Werten vergleichbare Zuwächse zu erhalten. Da die Bestandesentwicklung in den hier verwendeten Ertragstafeln (s. Tab. 1) in 5-Jahres-Schritten angegeben ist, wurde zunächst zu jedem Alter a der Ertragstafeln der Mittelwert der Zuwächse zu den Altern a und $a-5$ berechnet, der somit den mittleren jährlichen ET-Zuwachs zu einem gegebenen Alter für die zurückliegenden 10 Jahre angibt¹¹⁾. Basierend auf diesen Werten konnten dann in Abhängigkeit von Alter und Ertragsklasse die Anfangs- und Endwerte für die jeweilige BWI-Periode bestimmt werden, wobei beim Anfangswert zum Alter der Baumart 10 Jahre addiert werden mussten, um den periodischen Zuwachs für die kommenden 10 Jahre zu ermitteln.

¹¹⁾ Zu einem gegebenen Alter wird der Zuwachs in den hier verwendeten Ertragstafeln (der dort meist als laufender Zuwachs bezeichnet wird, tatsächlich aber der periodische Zuwachs ist) für die zurückliegende 5-jährige Periode angegeben. Dies ergibt sich aus der durch 5 dividierten Summe aus Vorratsdifferenz und Vornutzungsvolumen zwischen zwei aufeinander folgenden Altern.