

Eine neue Ertragstafel für die Roteiche (*Quercus Rubra* L.) in Nordwestdeutschland

Ralf-Volker Nagel¹

Abstract

A new yield table of Northern red oak for Northwest Germany, starting from the basic relationships between age and top height as well as top height and total volume growth, prescribes a staggered thinning from above. Relative yield classes refer to the top heights at the age of 100 of the yield classes of the yield table for West Germany by Bauer (1955), supplemented by a 0th yield class. The new age-to-height function causes changes in height growth. Other features of the new yield table are lower basal areas and tree numbers of the remaining stand, achieving the desired higher DBH. A differentiation in productivity due to site conditions is much more apparent in the new yield table. Given non-stationary growth conditions resulting from the dynamics of site factors, which manifest themselves in changes in the growth behavior of long-term trial plots and cause some methodological difficulties, the new yield table displays the current growth conditions.

Keywords: Roteiche; Ertragstafel; Alters-Höhenbeziehung; Gesamtwuchsleistung; gestaffelte Durchforstung

1 Einleitung

Die Roteiche (*Quercus rubra* L.) ist eine Laubbaumart der Mischwälder des östlichen Nordamerikas. Ihre forstliche Anbaugeschichte in Europa reicht bis zum Ende des 17. Jahrhunderts zurück. Bezogen auf Deutschland wird ihre Anbauwürdigkeit nach 140-jähriger wissenschaftlicher Überprüfung der Anbaueignung vielfach hervorgehoben (u. a. Otto 1993, Spellmann 1994, Nagel 2015, in Vor et al. 2015). Mit einer Nettofläche von knapp 50.000 ha im Hauptbestand (BMEL 2014), ca. 0,5 % der Waldfläche der Bundesrepublik Deutschland (Bindewald et al. 2021), ist sie hier die flächenmäßig bedeutendste eingeführte Laubbaumart. Eine Ertragstafel der Roteiche für Westdeutschland erstellte Bauer (1953). Deren überarbeitete Version (Bauer 1955, in: Schober (Hrsg.) 1987; im Folgenden kurz: Bauer 1955) wird bis heute verwendet.

2 Untersuchungsziel

Mit der Einführung von Konzepten eines naturnahen Waldbaus haben sich Produktionsmodelle auch in Bezug auf die Roteiche gewandelt. Starkes Wert- und Sägeholz soll in kürzeren Produktionszeiten erzielt werden und zwar im Rahmen

struktureicher Mischbestände mit heimischen Laubbaumarten, die eine ökologische Integration der eingeführten Roteiche gewährleisten (Otto 1993) und sich natürlich verjüngen. Auch im Hinblick auf die derzeitigen Klimaänderungen sehen aktuelle Waldbauplanungen eine stärkere Beteiligung der Roteiche, insbesondere im Waldumbau von Kiefernreinbeständen des Tieflandes auf schwächeren Standorten, vor, wo anspruchsvollere heimische Laubbäume als Hauptbaumarten ausscheiden (NMLELV (Hrsg.) 2004). Diese neuen waldbaulichen Zielsetzungen sowie zwischenzeitliche Veränderungen der Wuchsbedingungen (Schmidt 2020) legen die Überarbeitung der über 70 Jahre alten Ertragstafel für die Roteiche in Nordwestdeutschland nahe.

Die Erstellung einer neuen Roteichen-Ertragstafel für Nordwestdeutschland ist deshalb Gegenstand des vorliegenden Beitrages.

3 Material und Methoden

3.1 Versuchs- und Probeflächen

Die Grundlage der Ertragstafelerstellung bilden die zahlreichen ertragskundlichen Aufnahmen von Versuchs- und Probeflächen zur Roteiche, über die die Nordwestdeutsche Forstliche Versuchsanstalt (NW-FVA) verfügt. Insgesamt liegen 457 ertragskundliche Bestandesaufnahmen von 58 Parzellen in 38 langfristig beobachteten Versuchsanlagen und weitere 37 einmalige Probeflächenaufnahmen vor. Die Beobachtungen erstrecken sich über eine Altersspanne von 14 bis 118 Jahren. Die Flächen verteilen sich über die

¹ Abt. Waldwachstum
Nordwestdeutsche Forstliche
Versuchsanstalt
Göttingen, Deutschland
ralf.nagel@nw-fva.de

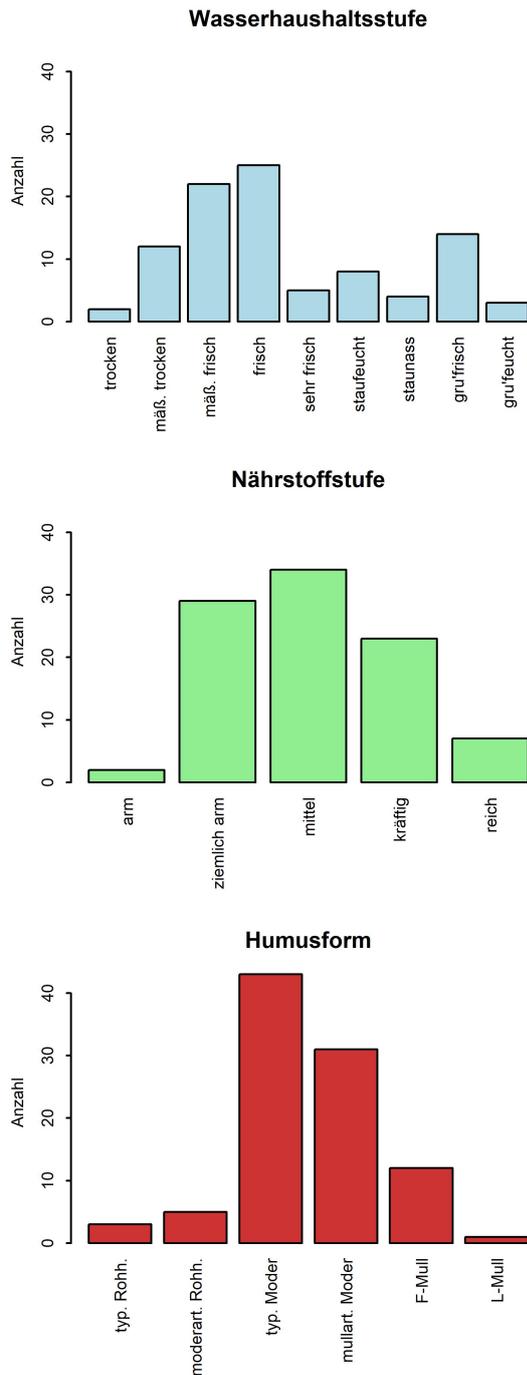


Abbildung 1: Standorte der Versuchs- und Probeflächen nach Wasserhaushaltsstufe, Nährstoffstufe und Humusform (vereinheitlicht nach Wolff et al. 1998)

Bundesländer Schleswig-Holstein, Niedersachsen, Nordrhein-Westfalen, Hessen, Rheinland-Pfalz und Sachsen-Anhalt und decken einen relativ breiten standörtlichen und klimatischen Gradienten ab (Abbildung 1 und Tabelle 1).

Tabelle 1: Spannweite wichtiger Klimakenngrößen für die Referenzperiode 1961 bis 1990 (nach Gauer u. Aldinger 2005) für die Versuchs- und Probeflächen

Klimavariablen	Einheit	Spannweite
Länge Veg'zeit	[d]	150 – 180
Jahrestemperatur	[°C]	7,5 – 9,7
Temp. Veg'zeit	[°C]	13,5 – 17,0
Jahresniederschlag	[mm]	560 – 1030
Niederschl. Veg'z.	[mm]	270 – 460
Ariditätsindex Veg'z.	-	10,0 – 17,5

3.2 Datenverarbeitung

Flächenbezogene ertragskundliche Kennwerte zu den Aufnahmen der Versuchs- und Probeflächen wurden berechnet mit dem Versuchsflächeninformationssystem der NW-FVA (VIS) gemäß der DESER-Norm (Johann 1993). Diese sind baumartenweise aufgeschlüsselt nach Gesamtbestand, Oberstand (vorherrschende, herrschende und mitherrschende Bäume) und Unterstand (beherrschter Bestand). Neben den übernommenen Standardkennwerten wurden zusätzliche Kenngrößen wie der Gesamtvorrat als Summe des verbleibenden und ausscheidenden Bestandes, die Gesamtwuchsleistung (GWL) und der durchschnittliche Gesamtzuwachs (dGZ) berechnet. In Abhängigkeit der Vollständigkeit erfasster Vornutzungen einer Versuchspartzele wurde die Verwendbarkeit für ein GWL-Modell im Datensatz vermerkt. Für die Ertragstafelaufstellung akzeptiert wurden Aufnahmen mit einem Mischungsanteil im Oberstand von $\leq 10\%$, deren Kennwerte zu ideellen Reinbeständen hochgerechnet wurden. Die einzelnen Standardauswertungen der Flächenaufnahmen wurden nach sorgfältiger Überprüfung mit Hilfe der Statistiksoftware R, Version 3.6.1 (R Core Team 2019) zu einem Gesamtdatensatz vereinigt. Auch die weitere Modellierung im Zuge der Ertragstafelerstellung erfolgte mithilfe dieser Statistik-Software.

3.3 Methodisches Vorgehen

Die Erstellung der neuen Roteichenertragstafel folgte der klassischen Top-Down-Methode (Pretzsch 2002) und umfasste folgende Teilschritte:

- (1) Ableitung der sogenannten Einordnungsbeziehung (Kramer 1988) bzw. Grundbeziehung I (Assmann 1961) der Spitzenhöhe (h_{100}) in Abhängigkeit des Alters

- (2) Beschreibung der Grundbeziehung (Kramer 1988) bzw. Grundbeziehung II (Assmann 1961) der GWL in Abhängigkeit der Kovariablen h100 und ggf. des Faktors Ertragsklasse (Ekl, synonym für relative Oberhöhenbonität; zu den Begriffsverwendungen siehe Assmann 1961)
- (3) Vorgabe der Grundfläche des verbleibenden Bestandes in Abhängigkeit der h100 gemäß der normativen Behandlungsvorgabe einer gestaffelten Hochdurchforstung mit zunächst starken, später mäßigen Eingriffen
- (4) Ableitung einer funktionalen Beziehung des Durchmessers des Grundflächenmittelstammes (dg) in Abhängigkeit der h100 und ggf. der Ekl
- (5) Modellierung bzw. Berechnung weiterer Kennwerte wie durchschnittlicher Gesamtzuwachs (dGZ), laufender Volumenzuwachs (IZ), Stammzahlen (N) und Volumina des verbleibenden (VVB) und des ausscheidenden Bestandes (Va)

Beibehalten wurden die Derbholzformzahlen für Roteiche von Bergel (1974), die auf einer gegenüber Bauer (1953) deutlich erweiterten Datengrundlage beruhen und die, außer bei sehr schwachen Bäumen, zu gleichen Brusthöhen-durchmessern (BHD) und Höhen etwas geringere Einzelbaumvolumina ergeben.

Für die Einbeziehung der Ekl in die Modelle ertragskundlicher Kennwerte der neuen Ertragstafel wurden alle Versuchspartellen nach ihrer h100 im Alter 50 Jahre bonitiert, bei wiederholten Beobachtungen nach dem arithmetischen Mittel der h100, und davon ausgehend in mathematischer Rundung der entsprechenden ganzzahligen Ekl des neuen Bonitätsfächers zugeordnet.

Roteichenbestände können einen stammzahlreichen Unterstand ausbilden und dauerhaft erhalten. Aufgrund einer großen, von vielen Faktoren abhängigen Variabilität entzieht sich dieser jedoch der Abbildung in einer Ertragstafel. Deshalb gilt die neue Roteichen-Ertragstafel, wie bereits jene von Bauer (1953), nur für den Oberstand. In diesem sind gemäß Aufnahmeanweisung (Niedersächsische Forstliche Versuchsanstalt 2005) die Baumklassen 1 bis 3 nach VDFV 1902 berücksichtigt.

3.4 Statistische Modellierung

3.4.1 Alters-Höhenbeziehung

Für die Ableitung der Alters-Höhenbeziehung und eines entsprechenden Bonitätsfächers wurden zunächst zwei methodische Ansätze mit verschiedenen Ausgangsfunktionen verfolgt und verglichen. In beiden Versionen sollten sich die

festzulegenden Ekl des neuen Bonitätsfächers an den h100 im Alter 100 Jahre bei Bauer (1955) orientieren und so eine Anschlussfähigkeit an diese etablierte Ertragstafel gewährleisten. Der erste Ansatz verwendete die dreiparametrische Chapman-Richards-Funktion (CR3) (1) und folgte dem Vorgehen von Nagel (1994). Die absolute Höhenbonität (Sight Index) jeder Versuchseinheit im Alter von 50 Jahren, bei mehreren Aufnahmen als arithmetischer Mittelwert, wurde in den A-Parameter für die Bestimmung der Asymptote einbezogen. Die Funktion:

$$h100 = a \cdot h_{bon} \cdot (1 - e^{-k \cdot \text{Alter}})^p \quad (1)$$

wurde direkt an alle beobachteten Wertepaare von Alter und h100 der gesamten Datengrundlage angepasst. Dafür konnten 425 Wertepaare verwendet werden. Ausgeschlossen wurden Aufnahmen mit fortgeschrittener Zielstärkenutzung. Der zweite Ansatz beruht auf der Anpassung der Zuwachsform der Sloboda-Funktion (Sloboda 1971) (2) und deren anschließender Überführung in die Wachstumsform (3):

$$ih100 = p_0 \cdot \frac{h100}{t^{p_1}} \cdot \frac{\ln(65^{p_2})}{h100} \quad (2)$$

$$h100 = 65^{p_2} \cdot \left(\frac{h100_0}{65^{p_2}} \right)^{e^{-\frac{p_0}{(1-p_1)} \cdot (\text{Alter}_1^{(1-p_1)} - \text{Alter}_0^{(1-p_1)})}} \quad (3)$$

Hierfür standen nur 339 Beobachtungen zur Verfügung, da eine Zuwachs- bzw. Differenzenberechnung nur bei Wiederholungsaufnahmen möglich war. Einmalige Probeflächenaufnahmen fielen demzufolge weg. Davon betroffen waren Einmalaufnahmen zur Datenergänzungen für bestimmte Standorte und Regionen. Diese Methode entspricht dem Vorgehen von Klädtke (2016) bei der Parametrisierung von Alters-Höhenbeziehungen u. a. für die Roteiche in Baden-Württemberg.

3.4.2 Statistische Modelle für weitere Kennwerte

Weitere grundlegende Zusammenhänge der Ertragstafel wurden mithilfe linearer Modelle bestimmt, in welche die erklärenden Variablen teilweise in exponentieller, logarithmischer, bzw. quadratischer Transformation eingingen. Da aufgrund von Wiederholungsaufnahmen langfristiger ertragskundlicher Versuchsfächen Zufallseffekte zu berücksichtigen waren, wurden überwiegend gemischte lineare Modelle mit dem

Software-Paket ‚lme4‘ (Bates et al. 2015) der Statistik-Software R genutzt. Wo sich Zufallseffekte als nicht signifikant herausstellten, wurden die Modelle vereinfacht.

3.4.3 GWL in Abhängigkeit der h100 und ggf. der Ekl

Für die Berechnung der GWL in Abhängigkeit der h100 und der Ekl ergibt sich das folgende gemischte Modell:

$$gwl_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot \exp\left(\frac{h100_i}{11}\right) \cdot ekl_i + \sum_{j=1}^J (\gamma_j \cdot I_{\{vers_i=j\}}) + \epsilon_i \quad (4)$$

mit dem Beobachtungseinheitsindex i und den Kategorien für $vers$, durchnummeriert von 1 bis J . Weiterhin bezeichnen β_0 und β_1 Regressionsparameter, γ_j sind Random-Interzept-Parameter mit $\gamma_j \sim N(0, \sigma_\gamma^2)$ und ϵ_i sind die Residuen bei der Normalverteilungsannahme $\epsilon_i \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$. Die Funktion I bezeichnet eine Indikatorfunktion, die den Wert 1 annimmt, wenn die im Index angegebene Bedingung wahr wird, und sonst den Wert 0. Dabei ist gwl die Zielvariable, die metrische $h100$ und die kategoriale ekl sind erklärende Variablen und $vers$ ist die Zufallsvariable auf die Wiederholungsaufnahmen einer Versuchsparzelle. Der Wert des konstanten Quotienten wurde mithilfe einer Funktion nach dem Kriterium des höchsten Bestimmtheitsmaßes des Modells iterativ bestimmt.

3.4.4 Grundfläche des verbleibenden Bestandes (gVB)

Eine standortabhängige maximale Grundfläche i. S. des natürlichen Bestockungsgrades (Assmann 1956) als Referenz der Grundflächensteuerung war für die Roteiche angesichts der Datelage mit nur zwei Nullflächen nicht bestimmbar. Alternativ wurde für die Herleitung der Grundflächenhaltung auf sorgfältig ausgewählte Versuchs- und Probeflächen zurückgegriffen, die der abzubildenden Behandlungsnorm möglichst nahe kamen. Als Auswahlkriterien wurden neben der qualitativen Behandlungsvorgabe des Versuchskonzeptes das N/dg-Verhältnis des ausscheidenden Bestandes, das dg-Verhältnis ausscheidender zu verbleibendem Bestand und das N/G-Maß (Gadow 2003) herangezogen. Da nur der Oberstand betrachtet wird, deuten auch N/G-Verhältnisse von etwas über 1 noch auf eine

Hochdurchforstung hin (Staupendahl 1999). Bei der Auswahl einbezogener Beobachtungen blieben Kompromisse erforderlich. Versuchsflächen der ältesten Versuchsserie zeigten häufiger einen späten Durchforstungsbeginn und tlw. in mittleren Altern einen Grundflächenanstieg, auf den anschließend noch einmal stärkere Durchforstungen folgten, weil die Herausarbeitung der besten Zuwachsträger nicht konsequent abgeschlossen worden war. Versuchsparzellen bzw. Aufnahmen, in denen dies stark ausgeprägt war, wurden von der Herleitung der Grundflächenhaltung und weiterer ertragskundlicher Kennwerte der neuen Ertragstafel ausgeschlossen. Aufnahmen mit fortgeschrittener Zielstärkennutzung blieben ebenfalls unberücksichtigt. Einen gewissen Sonderfall stellten die Versuchsflächen der III. Ertragsklasse dar. Deutlich herausgearbeitete, großkronige Z-Bäume und ein stammzahlreicher Unterstand waren hier die verbreiteten Kennzeichen guter Pflegezustände. Dies korrespondierte jedoch mit dauerhaft geringen Grundflächenhaltungen bis in fortgeschrittene Alter, was auf eine eher lichtungsartige Behandlung schließen ließ. Da dies auf den Großteil der Bestände der III. Ertragsklasse zutraf, erschien der Befund verallgemeinerungsfähig und die Daten wurden so verwendet.

Das gemischte lineare Modell der gVB erhielt folgende Form:

$$g_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot h100_i + \beta_2 \cdot \exp\left(\frac{h100_i}{10}\right) + \sum_{j=1}^J (\gamma_j \cdot I_{\{vers_i=j\}}) + \epsilon_i \quad (5)$$

mit dem Beobachtungseinheitsindex i und den Kategorien für $vers$, durchnummeriert von 1 bis J . Es bezeichnen $\beta_0 \dots \beta_2$ Regressionsparameter, γ_j die Random-Interzept-Parameter mit $\gamma_j \sim N(0, \sigma_\gamma^2)$ und ϵ_i die als normalverteilt angenommenen Residuen mit $\epsilon_i \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$. Die Funktion I ist eine Indikatorfunktion, die den Wert 1 annimmt, wenn die im Index angegebene Bedingung wahr wird, und sonst den Wert 0. Der Response ist die Grundfläche des verbleibenden Bestandes g , $h100$ ist die erklärende Variable und $vers$ die Zufallsvariable auf die Wiederholungsaufnahmen einer Versuchsparzelle. Der Wert 10 des Quotienten wurde auch hier nach dem Kriterium des höchsten Bestimmtheitsmaßes des Modells iterativ mit einer Funktion bestimmt.

3.4.5 Mitteldurchmesser des verbleibenden Bestandes (dgVB)

Der Mitteldurchmesser ist durch die Stammzahlhaltung bei gegebener Grundfläche beeinflusst, worin sich letztlich seine Standraumabhängigkeit ausdrückt. Von beiden komplementär in der Bestandesgrundfläche enthaltenen Größen erwies sich die direkte Schätzung des dgVB aufgrund der geringeren Streuung verlässlicher. Grundsätzlich unterliegt der dgVB durch die Art der Durchforstungseingriffe ggf. einer rechnerischen Beeinflussung (Kramer 1988). Niederdurchforstungsartige Eingriffe oder Mortalität im Bereich der beherrschten Bestandesglieder führen zu seiner Anhebung. Da der Unterstand außerhalb der Betrachtungen liegt und die Flächen hochdurchforstet wurden, besitzt dieser Aspekt hier kaum Relevanz. Die Datengrundlage für die dgVB-Schätzung ist die gleiche wie für die Herleitung der Grundfläche des verbleibenden Bestandes. Für den funktionalen Ausgleich des dgVB über der h100 wurde wiederum mit der Versuchspartelle als Zufallseffekt das folgende Modell parametrisiert:

$$dg_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot h100_i + \beta_2 \cdot \exp\left(\frac{h100_i}{8}\right) \cdot ekl_i + \sum_{j=1}^J (\gamma_j \cdot I_{\{vers_i=j\}}) + \epsilon_i \quad (6)$$

mit dem Beobachtungseinheitsindex i und den Kategorien für $vers$, durchnummeriert von 1 bis J . Es bezeichnen $\beta_0 \dots \beta_2$ Regressionsparameter, γ_j die Random-Interzept-Parameter mit $\gamma_j \sim N(0, \sigma_\gamma^2)$ und ϵ_i die Residuen unter der Annahme, dass $\epsilon_i \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$. Die Funktion I ist eine Indikatorfunktion, die den Wert 1 annimmt, wenn die im Index angegebene Bedingung wahr wird, und sonst den Wert 0. Der Response ist der Mitteldurchmesser des verbleibenden Bestandes dg , $h100$ und die Ertragsklasse ekl sind die erklärenden Variablen und $vers$ die Zufallsvariable auf die Wiederholungsaufnahmen einer Versuchspartelle. Der Wert 8 des Quotienten war das Ergebnis der iterativen Suche mit einer Funktion nach dem Kriterium des höchsten Bestimmtheitsmaßes des Modells.

3.4.6 Weitere Ertragstafelkennwerte

Für die Konstruktion einer Ertragstafel wurden weitere unmittelbar aus den empirischen Daten

zu schätzende Kenngrößen benötigt. Ein Oberhöhendurchmessers wie der Durchmesser des Grundflächenmittelstamms der 100 stärksten Bäume je ha ($d100$) ist in der Ertragstafel von Bauer (1955) nicht enthalten, aber für das standörtliche Potenzial einer oberen Durchmesserleistungen wichtig. In das $d100$ -Modell, das als Kovariable den dgVB in einem linearen Term enthält, ging außerdem die Wechselwirkung der Ekl mit dem quadrierten dgVB ein.

Die Höhe des Grundflächenmittelstamms, kurz Mittelhöhe (hg), wurde mit zwei unterschiedlichen Ansätzen modelliert. Der erste ist die Ableitung aus der $h100$. Die zweite Option basiert auf dem Mitteldurchmesser dg. Das dg-abhängige Modell bietet die Möglichkeit, die hg des ausscheidenden Bestandes zu berechnen, was zusammen mit der entsprechenden Formzahl zum Volumen des Mittelstammes des ausscheidenden Bestandes führte.

Als am besten geeignete Größe für die Modellschätzung des Durchmessers des ausscheidenden Bestandes (dga) wurde der dgVB identifiziert. Das lineare Modell blieb sehr einfach, da weder die Ertragsklasse noch ein Zufallseffekt der Versuchspartelle signifikant wurden. Die erklärende Variable dgVB ist mit einem linearen Term und in quadratischer Transformation im Modell enthalten.

Die übrigen Kennwerte der Ertragstafel ließen sich aus den modellierten Größen anschließend einfach berechnen. Mit der Formzahlfunktion von Bergel (1974) wurden für den verbleibenden Bestand aus dgVB und den $h100$ -abhängigen hg die Einzelbaumderbholzvolumina des Grundflächenmittelstammes zum jeweiligen Zeitpunkt errechnet. Unter der Annahme, dass der Grundflächenmittelstamm annähernd dem Volumenmittelstamm entspricht, ergab sich der Vorrat des verbleibenden Bestandes (VVB) durch Multiplikation mit der Stammzahl. Analog erfolgte die Herleitung des Volumens des Mittelstammes des ausscheidenden Bestandes über den dga und die zugehörige hg, in diesem Fall berechnet als Funktion des dg. Das Volumen des ausscheidenden Bestandes Va ergab sich nach folgender Formel aus der Differenz der Gesamtwuchsleistung zum entsprechenden Zeitpunkt t_i und der Summe aus dem Volumen des verbleibenden Bestandes V_{VB} und den Vornutzungen VN bis zum vorherigen Zeitpunkt t_{i-1} :

$$V_{a_{t_i}} = GWL_{t_i} - (V_{VB_{t_i}} + \sum_{t=0}^{t_i-1} VN) \quad (7)$$

Aus dem dga und der ausscheidenden Stammzahl berechnete sich schließlich die Grundfläche des ausscheidenden Bestandes ga.

4 Ergebnisse

4.1 Alters-Höhenbeziehung und Bonitätsfächer

Den Vergleich der Alters-Höhenbeziehung nach der CR3 und der Sloboda-Funktion und daraus konstruierter Bonitätsfächer zeigt Abbildung 2.

Aufgrund des aktuellen Befundes vieler im Höhenwachstum sehr leistungsfähiger Bestände wird der Bonitätsfächer um eine 0. Ertragsklasse ergänzt. Das Maximalalter wurde für die Alters-Höhenbeziehung wie für alle Kennwerte der neuen Ertragstafel aufgrund einer entsprechenden Datenlage auf 120 Jahre angehoben.

Der Großteil an Höhenbeobachtungen wird durch beide Bonitätsfächer gut abgedeckt. Für die neue Ertragstafel wird im Folgenden der Bonitätsfächer auf der Grundlage der dreiparametrischen Chapman-Richards-Funktion weiter verwendet. Begründet ist dies vor allem durch den stärker asymptotischen Trend bei höheren Altern, der mit der Mehrzahl an Beobachtungen und allgemeinem ertragskundlichem Wissen besser übereinstimmt, sowie der bestmöglichen regionalen Repräsentanz durch die vollständige Datenverwendung.

Diese Asymptoten-Annäherung fällt jedoch im Vergleich zur alten Ertragstafel immer noch weniger streng aus. Außerdem ergibt sich nach der CR3 jetzt ein ab mittleren Altern stärker gestreckter Verlauf der Spitzhöhenentwicklung. Dieser schließt an ein rasantes Jugendwachstum ohne klar erkennbaren Wendepunkt an, was weniger realistisch erscheint. Letzterer Eindruck verstärkt sich bei Hinzuziehung für die Modellparametrisierung nicht genutzter Höhenbeobachtungen aus Verjüngungsversuchen (Mittelwerte aus den relativ höchsten 10 % der Beobachtungen zum jeweiligen Alter). Durch die Sloboda-Funktion wird die Höhenentwicklung sehr junger Roteichenbestände offenbar wirklichkeitsnäher wiedergegeben. Der polymorphe Fächer nach dieser Funktion ist durch zeitlich unterschiedliche Wendepunkte gekennzeichnet. Der schließlich zur Ablehnung führende Nachteil dieses zweiten Mo-

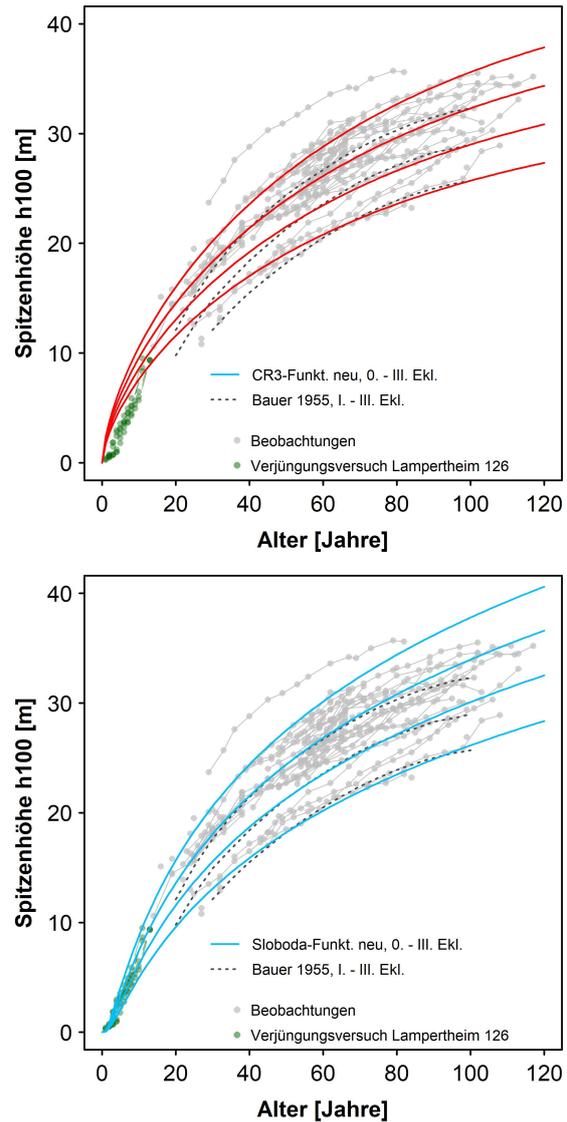


Abbildung 2: Alters-Höhenbeziehung der Roteiche in Nordwestdeutschland mit Anpassung der CR3 (oben) und der Sloboda-Funktion (unten) und daraus abgeleitete Bonitätsfächer jeweils im Vergleich zum Bonitätsfächer von Bauer (1955); dargestellte Verjüngungsdaten nicht in der Parametrisierung verwendet

dells sind die unplausibel starken Höhenzunahmen alter Bestände. Der diesbezügliche Funktionsverlauf entsteht durch den starken Einfluss einiger Beobachtungen zu hohen Altern mit sehr großen Höhenzunahmen. Messfehler können für die fraglichen Beobachtungen nicht ausgeschlossen, aber auch nicht zweifelsfrei bestätigt werden.

Durch die Verwendung als Umrechnungsgrundlage anderer über der Oberhöhe modellierter Ertragstafelkennwerte in altersabhängige Beziehungen erlangt die Entscheidung für eine Alters-

Höhenbeziehung großen Einfluss auf die weitere Ertragstafelkonstruktion.

4.2 GWL in Abhängigkeit der h100 und laufender Volumenzuwachs

Ein an der Gesamtheit verwendbarer Daten parametrisiertes GWL-Modell in Abhängigkeit der h100 erscheint formal korrekt und zunächst plausibel. Neben der Spitzenhöhe ist auch der Einfluss der Ekl auf die GWL signifikant (Abbildung 3, oben).

Allerdings ergibt sich im weiteren Fortschritt der Ertragstafelkonstruktion für im Höhenwachstum sehr leistungsfähige, aktuell junge Bestände ein Problem mit den nach diesem Modell hergeleiteten Gesamtwuchsleistungen. Hier ergeben sich im Rahmen der nach dem Modell berechneten GWL im Zusammenspiel mit den separat hergeleiteten und plausiblen Vorräten des verbleibenden Bestandes keine Vornutzungsmassen zum Zeitpunkt der Erstdurchforstung. Ein Versuch der Problemlösung führt zur Modifizierung der am Gesamtdatensatz hergeleiteten GWL-Funktion. Dafür wird an die Daten der aktuell jungen Roteichenbestände, die aus Probeflächenaufnahmen zur Datenergänzung dieses bisher unterrepräsentierten Altersbereiches stammen, ein separates GWL-Modell angepasst (Abbildung 3, unten). Ein Einfluss der Ekl wird in diesem Modell auch aufgrund der beschränkten Datenbasis nicht gefunden. Dieses separate Modell der aktuell jungen Bestände bildet für die fraglichen, überwiegend der 0. bzw. I. Ertragsklasse angehörenden Probeflächen ein ähnlich hohes Niveau der GWL in Abhängigkeit der h100 ab, wie es sich nach dem Gesamtmodell nur für die III. Ertragsklasse darstellte.

Die Extrapolation eines so hohen Leistungs-niveaus auf das gesamte Bestandesleben erschien jedoch mit Blick auf das gut mit Daten belegte allgemeine GWL-Modell unrealistisch. Deshalb wurde die GWL des allgemeinen, bonitäts-abhängigen Modells für die 0. bis II. Ertragsklasse, bezogen auf den Zeitpunkt der Erstdurchforstung, mit einem GWL-Aufschlag in Höhe der Differenz zwischen dem allgemeinen und dem GWL-Modell der aktuell jungen Bestände versehen. Dieser Zuschlag fällt für die 0. Ertragsklasse mit 60 Vfm je ha zum Zeitpunkt der Erstdurchforstung am höchsten aus und nimmt bis hin zur II. Ertragsklasse ab. Für die III. Ertragsklasse ergab sich kein GWL-Zuschlag gegenüber dem

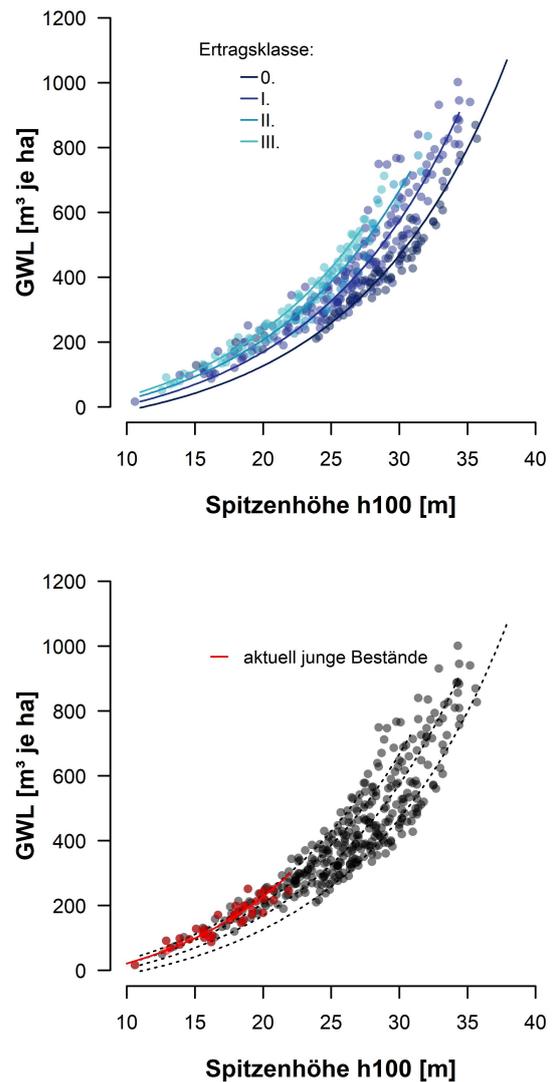


Abbildung 3: GWL-Modell für hochdurchforstete Roteichenbestände über der h100 mit significantem Einfluss der Ekl für den Gesamtdatensatz (oben) und separates GWL-Modell auf der Basis aktueller Aufnahmen leistungsfähiger junger Probeflächen bis zum Alter von 32 Jahren ohne Einfluss der Ekl (unten).

allgemeinen Modell. Im weiteren Altersverlauf werden die Zuschläge allmählich abgeschmolzen, und mit zunehmendem Alter nähert sich so die GWL wieder der des allgemeinen Modells für die jeweilige Ekl an. Die Zuschläge in jeder Ekl für die Fünfjahresschritte der Ertragstafel berechnen sich nach folgender Formel:

$$GWL.Zugabe_{t_i} = GWL.Zugabe_{t_0} \cdot \frac{(GWL_{t_i} - GWL_{t_{i-1}})}{GWL_{t_i}} \quad (8)$$

$t_0 \dots$ Zeitpunkt der Erstdurchforstung

t_i weitere Zeitpunkte des Ertragstafelverlaufes in 5-Jahres-Schritten

Die modifizierten GWL-Verläufe in Abhängigkeit des Alters rücken eng zusammen und der Effekt der Ekl verliert sich nahezu vollständig. Die laufenden Volumenzuwächse (IZ) für die Ertragsklassen der neuen Ertragstafel berechnen sich aus den GWL-Differenzen über dem Alter. Als unerwünschter Nebeneffekt der GWL-Modifikation stellt sich eine zeitliche Verschiebung der Kulmination des IZ ein. Ein lokales Maximum wird nun zuerst von der III. Ekl erreicht und von den leistungsfähigeren Ekl erst danach in ihrer umgekehrten Reihenfolge. Da auch die Alters-Höhenbeziehung als Umrechnungsgrundlage für den Altersverlauf der GWL dieses Phänomen beeinflusst, könnte ein polymorpher Bonitätsfächer, wie z. B. nach der Sloboda-Funktion mit nach den Ertragsklassen zeitlich versetzten Wendepunkten des Höhenwachstums, ggf. Abhilfe schaffen. Da die laufenden Volumenzuwächse innerhalb einer Ekl jedoch ohnehin nur vergleichsweise geringen Veränderungen mit dem Alter unterliegen, sind die Kulminationspunkte schwach ausgeprägt, was die Umkehr der zeitlichen Reihenfolge noch tolerierbar erscheinen lässt.

Der als Quotient aus modifizierter GWL und dem Alter berechnete durchschnittliche Gesamtzuwachs (dGZ) der neuen Ertragstafel (Tabelle 2), bleibt für die I. Ertragsklasse auf dem Niveau der Ertragstafel von Bauer (1955). Die II. und besonders die III. Ertragsklasse erbringen ein wenig geringere dGZ als bei Bauer (1955). Sehr leistungsfähig zeigt sich dagegen die neu ausgeschiedene und aktuell v. a. von jüngeren bis mittelalten Beständen nicht selten erreichte 0. Ertragsklasse.

Tabelle 2: Durchschnittlicher Gesamtzuwachs (dGZ) des Oberstandes nach der neuen Roteichen-Ertragstafel im Vergleich zur Ertragstafel von Bauer (1955)

Ekl	dGZ [Vfm je ha und Jahr]		
	Bauer 1955	neu 100 J.	neu 120 J.
0.	-	10,6	10,8
I.	8,4	8,3	8,4
II.	6,9	6,1	6,2
III.	5,7	4,6	4,6

Zu berücksichtigen bleibt, dass der in der Ertragstafel vernachlässigte Roteichen-Unterstand

noch eine additive Wuchsleistung erbringt, die nach den Versuchsflächendaten relativ bonitätsunabhängig bei ca. einem Vfm je ha und Jahr liegt.

4.3 Grundflächenhaltung des verbleibenden Bestandes (gVB)

Der Verlauf der gVB ist die zentrale Steuerungsgröße des Behandlungsmodells. Das in der neuen Ertragstafel unterstellte Produktionsmodell zielt durch eine in der Eingriffsstärke von stark zu mäßig gestaffelte Hochdurchforstung auf die möglichst rasche und risikoarme Durchmesserentwicklung von 100 bis 120 Zukunftsbäumen je ha. Die Staffelung der Eingriffsstärke korrespondiert mit dem Wachstumsgang der Roteiche. Das lineare Modell, das die Grundfläche des verbleibenden Bestandes aus den Grundflächen weitgehend der Behandlungsnorm entsprechenden Flächenbeobachtungen herleitet, enthält als erklärende Variable nur die h100 und einen Zufallseffekt der Versuchsparzelle. Die Einbeziehung der Ekl führt weder zu plausiblen Effekten, noch zu einem formal besseren Modell nach dem Kriterium des AIC. Das akzeptierte bonitätsunabhängige Grundflächenmodell erreicht für die festen Effekte ein Pseudo-R² von 62 % (mit Zufallseffekten 87 %), was, trotz sorgfältigster Flächenauswahl, auf die große Reststreuung verwendeter Beobachtungen hindeutet.

Umgerechnet auf den altersabhängigen Verlauf zeigt die gVB ein starkes Auffächern zwischen den Ertragsklassen. Die Unterschiede sind in höheren Altern sehr viel größer als die auffallend geringe ertragsklassenabhängige Differenzierung der alten Ertragstafel (Bauer 1955). Dortige Grundflächenhaltungen unterschieden sich zwischen den Ekl im Maximum um 1 m² je ha und liegen spätestens ab dem Alter von 45 Jahren für alle drei Ertragsklassen über den Grundflächen der I. Ertragsklasse der neuen Tafel.

4.4 Durchmesser des Grundflächenmittelstamms (dgVB) und Stammzahl des verbleibenden Bestandes (NVB)

Der dg gehört zu den wichtigen ertragsbildenden Kenngrößen von Waldbeständen. Er besitzt einen großen Einfluss auf die Volumenberechnung, insbesondere wenn vereinfachend angenommen wird, dass der Grundflächenmittelstamm in zulässiger Näherung dem Volumenumittelstamm entspricht (Kramer u. Akçaya 1995).

Das Globalmodell für die Schätzung des dgVB in Abhängigkeit der h100 und der Ekl erreicht ein Pseudo-R² von 94 % (mit Zufallseffekt 97,7 %). Für den exponentiellen Term der h100 liegt eine Wechselwirkung mit der Ekl vor. Die Schätzungen des linearen Koeffizienten I_{Ekl} für die vier Ertragsklassen sind hoch signifikant, ebenso der ertragsklassenunabhängige Koeffizient des linearen Modellterms. Die Durchmesser des Grundflächenmittelstammes der neuen Ertragstafel fallen wesentlich größer aus als Bauer (1955).

Die Stammzahl des verbleibenden Bestandes (NVB) ergibt sich aus gVB und dgVB. Während die dgVB der neuen Tafel deutlich höher sind als bei Bauer (1955), sind die zugehörigen NVB bei gleichem Alter nunmehr wesentlich geringer. Sie nehmen von Beginn an stärker ab und unterscheiden sich weniger zwischen den Ekl.

4.5 Weitere Bestandeskennwerte

Der d100 ist vom dgVB und zusätzlich von der Ekl abhängig. Für die I. und die gering mit Beobachtungen belegte II. Ertragsklasse liefert das Modell fast identische Schätzungen des d100, während sich ansonsten eine plausible Abstufung der Ekl ergibt.

Das Modell der hg in Abhängigkeit der h100 zeigt keinen Einfluss der Ekl. Es enthält signifikante Effekte der h100 in linearer Form und als quadratischer Term. Der negative, seinem Betrag nach sehr kleine Koeffizient des quadratischen Terms führt zu einer leichten Degression des ansonsten fast linearen Verlaufs der hg über der h100. Die auf diesem Wege berechnete hg wird als Mittelhöhe des verbleibenden Bestandes in die Ertragstafel aufgenommen und für die Vorratsberechnung des verbleibenden Bestandes verwendet.

Ein zweites hg-Modell basiert auf dem dg. Dieses lineare Modell der Mittelhöhe hg in Abhängigkeit des dg ist durch den signifikanten Zufallseffekt der Versuchsparzelle wiederum ein gemischtes Modell. Es enthält den logarithmisch transformierten dg in Wechselwirkung mit der Ertragsklasse als Faktor. Das Bestimmtheitsmaß des Modells erreicht für die festen Effekte 95 %. Die Modellvorhersagen der logarithmischen hg-Verläufe mit dem dg sind für die Ertragsklassen in plausibler Abfolge geschichtet, jedoch nicht äquidistant.

Dieser Ansatz bietet die Möglichkeit, für den Mitteldurchmesser des ausscheidenden Bestandes (dga) die zugehörige hg zu berechnen, was zusammen mit der entsprechenden Formzahl (Bergel 1974) zum Volumen des Mittelstammes des ausscheidenden Bestandes führt. Neben dem unmittelbaren praktischen Nutzen der durchschnittlichen Stückmasse als Kalkulationshilfe für Durchforstungen lässt sich damit auch die Stammzahl des ausscheidenden Bestandes berechnen. Diese Berechnung bietet eine Kontrollmöglichkeit der zunächst als Differenz der verbleibenden Stammzahl zweier aufeinanderfolgender Zeitpunkte berechneten Stammzahl des ausscheidenden Bestandes.

Der vorher berechnete dga selbst hat einen engen funktionalen Zusammenhang zum dgVB. Weder die Ekl noch ein Zufallseffekt der Versuchsparzelle werden signifikant. Gegenüber einer einfachen linearen Regression über dem Mitteldurchmesser ergibt sich durch den positiven, seinem Betrag nach sehr kleinen Koeffizienten des quadratischen Terms ein leicht progressiver Verlauf des dga über dem dgVB.

5 Diskussion und Schlussfolgerungen

Trotz der im Folgenden diskutierten Verbesserungsmöglichkeiten, die sich v. a. auf die Alters-Höhenbeziehung, das GWL-Modell und die Grundflächenhaltung beziehen, ergibt sich eine in ihren Kennwerten konsistente und grundsätzlich verwendbare neue Roteichen-Ertragstafel für Nordwestdeutschland. Einer stärkeren Durchmesserzunahme im Vergleich zu Bauer (1955), vor allem im ersten Abschnitt der Bestandesentwicklung, stehen geringere Grundflächenhaltungen und schnellere Stammzahlabnahmen gegenüber. Aktuellen waldbaulichen Vorstellungen wie dem frühzeitigen Einstieg in eine zeitlich gestreckte Zielstärkennutzung und der Erhaltung eines vitalen Unterstandes als Element der Vertikalstruktur und der Lichtsteuerung für die natürliche Verjüngung kommt dies entgegen. An der neuen Ertragstafel hervorzuheben ist außerdem die stärkere Leitungsdifferenzierung zwischen den Ekl und damit den unterschiedlichen Anbaustandorten der Roteiche, ein Befund, der durch aktuelle Versuchsflächendaten und praktische Erfahrungen gestützt wird. Nur konsequent ist in diesem Zusammenhang die Einführung einer 0.

Ertragsklasse. Entsprechende Höhenwuchsleistungen von Roteichenbeständen sind gegenwärtig in Nordwestdeutschland, insbesondere auf besser wasser- und nährstoffversorgten Standorten und erst recht bei atlantischer Klimatönung, nicht selten. Bestände der I. Ertragsklasse sind sogar recht verbreitet. Ob durch die neue Ertragstafel allerdings das Ertragsniveau des dGZ in den Ertragsklassen (Oberhöhenbonitäten) richtig abgebildet oder bezogen auf die gegenwärtigen Verhältnisse eher unterschätzt wird, bleibt u. a. aufgrund der beschriebenen Probleme mit dem GWL-Modell etwas unsicher. Die Schwierigkeiten des GWL-Modells beruhen neben dem Einfluss des Verlaufs der verwendeten Alters-Höhenbeziehung, was separat noch kurz diskutiert wird, auf zwischenzeitlich veränderten, überwiegend verbesserten Wuchsbedingungen. Die dafür ursächlichen Umweltveränderungen betreffen selbstverständlich auch die vorliegende Datengrundlage, insbesondere während langer Beobachtungszeitreihen. Die angewendeten einfachen Methoden der Ertragstafelerstellung sind nicht geeignet, eine daraus entstehende Dynamik der Wachstumsgrößen separat abzubilden. Doch selbst wenn dies gewährleistet werden könnte, bleibt fraglich, ob es im Rahmen des bestechend einfachen, jedoch recht starren Konzeptes einer klassischen Ertragstafel der praktischen Anwendung zugänglich gemacht werden könnte. Der gegenwärtige Stand der neuen Roteichen-Ertragstafel muss deshalb als eine Vermittlung zwischen früheren Wuchsbedingungen, denen die heute ältere Bestände tatsächlich noch lange unterlegen haben, und den gegenwärtig verbesserten aufgefasst werden, durch die heute junge Bestände auf gleichen Standorten besser wachsen. Zu welchen künftigen Veränderungen der sich vollziehende Klimawandel in dieser Hinsicht führen wird, kann explizit wiederum nur mithilfe von Space-for-Time-Ansätze auf der Basis möglichst breiter, bereits heute bestehender Standort- und Klimagradienten mit einer anspruchsvollen Methodik wie z. B. bei Schmidt (2020) modelliert werden. Die Ergebnisse entsprechender Modellansätze sind im Rahmen einfacher, klassischer Ertragstafeln nicht fassbar, sondern bedürfen der Integration in deutlich komplexere klima- und standortsensitive Bestandes- und Einzelbaumwachstumsmodelle.

Wie bereits angedeutet, bestehen jedoch auch im Rahmen der einfachen methodischen Ansätze der vorliegenden Ertragstafel und ihrer Einzelmodelle noch Verbesserungsmöglichkeiten. Eine zentrale Bedeutung kommt dabei der Alters-Höhenbeziehung zu, da sie auch als zentrale „Umrechnungsgrundlage“ anderer über die h100 modellierter Kenngrößen in einen altersabhängigen Verlauf fungiert. In diesem Sinne ist die derzeit verwendete CR3-Anpassung sowohl hinsichtlich ihres anamorphen Bonitätsfächers und daraus resultierender Wachstumsverläufe, insbesondere hinsichtlich des Jugendwachstums und der Wendepunkte, als auch formal-mathematisch durch die direkte Anpassung an Zustands-, statt an Zuwachsbeobachtungen nicht unproblematisch. Verbesserungen versprechen Modellbildungen die doch auf dem Richtungsfeld von Zuwachsbeobachtungen einer nochmals gründlich geprüften und ggf. um die Daten anderer Versuchsanstalten erweiterten Datengrundlage basieren und die Eignung verschiedener infrage kommender Zuwachsfunktionen (Kindermann 2016) vergleichen. Zur raschen Gewinnung ergänzender Zuwachsdaten insbesondere in von langfristigen Versuchsflächen unterrepräsentierten Regionen könnten Stammanalysen herangezogen werden

Letztlich bleibt noch die praktisch relevante Frage, ob die Grundflächensteuerung der vorliegenden Ertragstafel im Hinblick auf die Volumen- und Durchmesserleistung das hohe Potenzial der Roteiche im Rahmen der vorgesehenen Behandlungsnorm der gestaffelten Hochdurchforstung bereits voll umfänglich abbildet. Auf die teilweisen Abstriche an der Behandlungskonformität von Versuchsflächen der Datengrundlage ist in diesem Zusammenhang bereits hingewiesen worden. Beispiele einzelner, uneingeschränkt vorbildlich behandelter Versuche deuten die Möglichkeit einer deutlich stärkeren Grundflächenanhebung nach Abschluss der Bestandesausformung in der ersten Phase starker Durchforstungen an, was letztlich auch die Erzielung höherer Gesamtwuchsleistungen ermöglichen würde (Abb. 4, oben). Dies wäre bei konzeptgemäßer früher Erstdurchforstung keinesfalls mit geringeren BHD-Zuwächsen der Z-Bäume verbunden (Abbildung 4, unten).

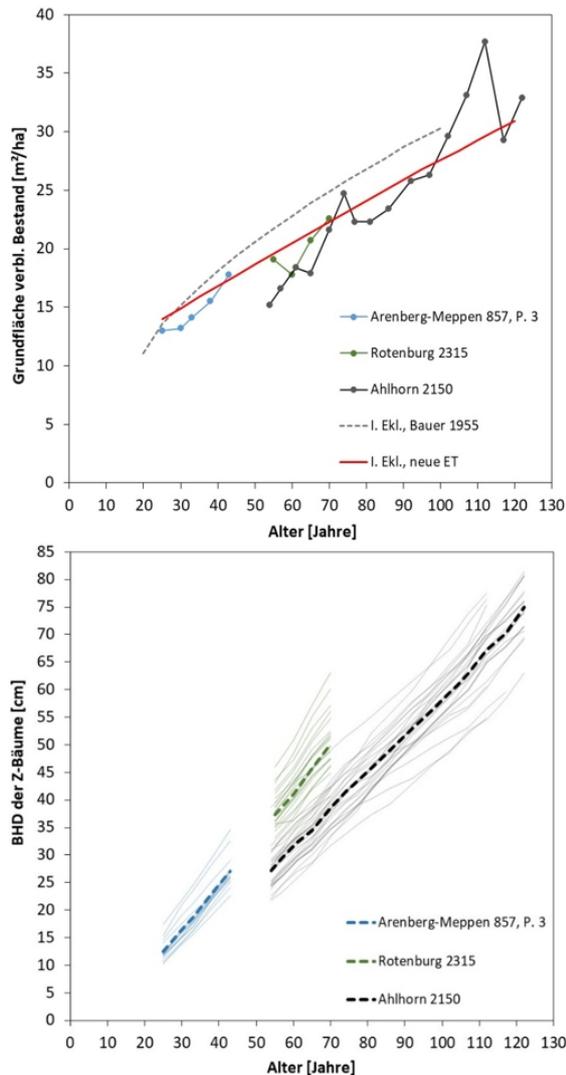


Abbildung 4: Grundflächenhaltung (oben) und BHD-Entwicklung der Z-Bäume, mittlere Entwicklungen fett gestrichelt (unten) von zwei jüngeren und einer älteren entsprechend dem Behandlungskonzept der neuen Ertragstafel vorbildlich behandelte Versuchsflächen in leistungsfähigen Roteichenbeständen. Einschränkung bei Ahlhorn: Verspäteter Durchforstungsbeginn

6 Literatur

- Assmann, E. (1956): Natürlicher Bestockungsgrad und Zuwachs. Forstwissenschaftliches Centralblatt 75: 257-265
- Assmann, E. (1961): Waldertragskunde. BLV Verlagsgesellschaft München, 490 S.
- Bates, D.; Mächler, M.; Bolker, B.; Walker, S. (2015): Fitting Linear Mixed-Effects Models Using lme4. Journal of Statistical Software, 67(1): 1–48. <https://doi.org/10.18637/jss.v067.i01>
- Bauer, F. (1953): Die Roteiche. J. D. Sauerländer's Vlg Frankfurt a. M., 108 S.
- Bauer, F. (1955): Ertragstafel Roteiche. In: Schober (Hrsg.) (1987): Ertragstafeln wichtiger Baumarten. Dritte, neubearb. u. erw. Aufl. (1. Aufl. 1975). J.D. Sauerländer's Vlg. Frankfurt a. M.: 26-28
- Bergel, D. (1974): Massentafeln II: Eiche, Roteiche, Kiefer. Niedersächsische Forstliche Versuchsanstalt Göttingen
- Bindewald, A.; Miocic, S.; Wedler, A.; Bauhus, J. (2021): Forest inventory-based assessments of the invasion risk of *Pseudotsuga menziesii* (mirb. Franco) and *Quercus rubra* L. in Germany. European Journal of Forest Research 140: 883-899. <https://doi.org/10.1007/s10342-021-01373-0>
- BMEL - Bundesministerium für Ernährung und Landwirtschaft (2014): Der Wald in Deutschland. Ausgewählte Ergebnisse der dritten Bundeswaldinventur, 52 S.
- Gadow, K. v. (2003): Waldstruktur und Waldwachstum. Beilage zur Vorlesung im Wintersemester 2003/2004. Universitätsdrucke Göttingen, 241 S.
- Gauer, J.; Aldinger E. (Hrsg.) (2005): Waldökologische Naturräume Deutschlands – Forstliche Wuchsgebiete und Wuchsbezirke – mit Karte 1:1.000.000, Mitteilungen des Vereins für Forstliche Standortskunde und Forstpflanzenzüchtung, 324 S.
- Johann K. (1993): DESER-Norm 1993. Normen der Sektion Ertragskunde im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten zur Aufbereitung von waldwachstumskundlichen Dauerversuchen. DVFFA, Sektion Ertragskunde, Tagungsbericht: 96-104
- Kindermann, G. (2016): Evaluation of growth functions for tree height modelling. Austrian journal of forest science 133(4): 353-376)
- Klädtker, J. (2016): Zum Wachstum eingeführter Baumarten in Baden-Württemberg. Allg. Forst- u. Jagd-Ztg. 187 (5/6), 81-93
- Kramer, H. (1988): Waldwachstumslehre. Paul Parey Verlag Hamburg u. Berlin, 374 S.
- Kramer, H.; Akkaya, A. (1995): Leitfaden zur Waldmeßlehre. JD Sauerländer's Verlag Frankfurt a. M., 266 S.
- Nagel, J. (1994): Ein Einzelbaumwachstumsmodell für Roteichenbestände. Forst u. Holz 49: 69-75
- Nagel, R.-V. (2015): Roteiche (*Quercus rubra* L.). In: Vor, T.; Spellmann, H.; Bolte, A.; Ammer, C. (Hrsg.) (2015): Potenziale und Risiken eingeführter Baumarten: Baumartenportraits mit naturschutzfachlicher Bewertung. Universitätsverlag Göttingen: 220-267 (296 S.)
- Niedersächsische Forstliche Versuchsanstalt (2005): Aufnahmeanweisung für ertragskundliche Versuchsflächen. unveröffentlicht
- NMLELV - Nds. Ministerium für den ländlichen Raum, Ernährung, Landwirtschaft u. Verbraucherschutz (Hrsg.) (2004): Langfristige ökologische Waldentwicklung: Richtlinie zur Baumartenwahl. Schriftenreihe Waldentwicklung in Niedersachsen, Bd. 54. Hannover, 144 S.

- Otto, H.-J. (1993): Fremdländische Baumarten in der Waldbauplanung. Forst u. Holz 48(16): 454-456
- Pretzsch, H. (2002): Grundlagen der Waldwachstumsforschung. Blackwell Verlag Berlin u. Wien, 414 S.
- R Core Team (2019): R: A Language and Environment for Statistical Computing (Version 3.6.1). <https://www.R-project.org/>
- Schmidt, M. (2020): Standortsensitive und kalibrierbare Bonitätsfächer: Wachstumspotenziale wichtiger Baumarten unter Klimawandel. Allgemeine Forst- u. Jagdztg. 190(5/6): 136–160
- Schober, R. (Hrsg.) (1987): Ertragstafeln wichtiger Baumarten. Dritte, neubearb. u. erw. Aufl. (1. Aufl. 1975). J.D. Sauerländer's Vlg. Frankfurt a. M., 166 S.
- Sloboda, B. (1971): Zur Darstellung von Wachstumsprozessen mit Hilfe von Differentialgleichungen erster Ordnung. Mitt. Baden-Württemb. FVA, Freiburg, Heft 32
- Spellmann, H. (1994): Ertragskundliche Aspekte des Fremdländeranbaus. Allg. Forst- u. Jagdztg. 165(2): 27-34
- Staupendahl, K. (1999): Modelling thinnings based on the ratio of relative removal rates. In: Pukkala, T.; Eerikäinen, K. (Hrsg.). Growth and yield modelling of tree plantations in South and East Africa - Proceedings of the meeting in Mombassa, Kenya, 12.-15. Oct. 1999. The Univ. of Joensuu, Faculty of Forestry Res. Notes 97: 183-194
- Vor., T.; Spellmann, H.; Bolte, A.; Ammer, C. (Hrsg.) (2015): Potenziale und Risiken eingeführter Baumarten. Baumartenportraits mit naturschutzfachlicher Bewertung. Reihe Göttinger Forstwissenschaften, Bd. 7. Universitätsverlag Göttingen, 296 S.
- Wolff, B.; Hölzer, W.; Frömdling, D.; Bonk, S. (1998): Datenaufbereitung für Modellrechnungen aus der Bundeswaldinventur (BWI) und dem Datenspeicher Waldfonds (DSW). Arbeitsbericht Institut für Forstökologie und Walderfassung der BFH 98(3). <https://www.pik-potsdam.de/to-pik/t6scs/safe/home/waldstudie/tp6.pdf>