

Zur Vorteilhaftigkeit von alters- und bonitätsgegliederten Sortentafeln

Aus der Nordwestdeutschen Forstlichen Versuchsanstalt, der Abteilung Forstökonomie und der Abteilung Forstökonomie und nachhaltige Landnutzungsplanung der Universität Göttingen, sowie der Professur für Waldinventur und nachhaltige Nutzung der Technischen Universität München

(Mit 8 Abbildungen und 5 Tabellen)

M. ALBERT^{*)}, V. VON GROß, K. HUSMANN, R.-V. NAGEL und J. FIBICH

(Angenommen Juli 2024)

DOI-Nummer: 10.23765/afz00098

SCHLAGWÖRTER – KEY WORDS

Sortentafeln; Bestandessortentafeln; einzelstammweise Sortimentierung; aktuelles Zuwachsniveau; gestaffelte Hochdurchforstung; Forsteinrichtung; Waldbewertung.

Assortment tables; stand assortment tables; tree-wise assortment; current increment level; graduated thinning from above; forest management; forest valuation.

1. EINLEITUNG

In der Forsteinrichtung, der Waldbewertung und der forstökonomischen Modellierung spielen klassische Reinbestands-Ertragstafeln auch heutzutage eine wichtige Rolle (PRETZSCH, 2016; ALBERT et al., 2021b, 2022). Neben den in den Ertragstafeln in Abhängigkeit von der Bonität und des unterstellten Waldbaukonzepts abgebildeten Altersverläufen von Bestandessummen- und -mittelwerten besteht in der Forstplanung und der Waldbewertung weitergehender Informationsbedarf. Insbesondere interessiert die zu erwartende Aufteilung des inhomogenen Rohholzvolumens in Produktklassen. Sortentafeln gliedern diesbezüglich den Bestandesvorrat in verkaufsbliche Sortimente und ermöglichen so eine Holzeinschlagsplanung hinsichtlich anfallender Massen und Werte. Darüber hinaus sind Sortentafeln bei der Bewertung von Bestandesvorräten im Sinne der Waldwertrechnung notwendig.

Eine der ersten Sortentafeln stammt von PRESSLER (1857, S. 106). In der Folge wurden zahlreiche Sortentafeln für verschiedene Baumarten und Geltungsbereiche aufgestellt. In Deutschland sind z. B. die frühen Arbeiten von DANCKELMANN (1887) für die Hauptbaumarten Fichte, Kiefer und Buche, SCHWAPPACH (1893) für Buche und MITSCHERLICH (1939a,b) für Fichte, Kiefer, Buche und Eiche zu nennen. WENK et al. (1984) entwickelten eine Fich-

tensortentafel für das Gebiet der DDR. Neuere und heute noch in Deutschland gebräuchliche Tafeln stammen von SCHÖPFER und DAUBER (1989) sowie OFFER und STAUPENDAHL (2009). STERBA et al. (1986) stellten für Österreich Sortentafeln für Tanne, Lärche, Kiefer und Buche auf. Aus Großbritannien stammen die Sortentafeln von HAMILTON und CHRISTIE (1971) und weitere Beispiele liefern PETRÁŠ et al. (2008) zur Pappel in der Slowakei, PRKA und KRPAŇ (2010) zur Buche in Kroatien und LOJO et al. (2020) zur Fichte in Bosnien-Herzegowina. Grundsätzlich können Sortentafeln anhand von drei Kriterien charakterisiert werden, nämlich bezüglich (1) der Datengrundlage zur Tafelerstellung, (2) der Methode zur Herleitung der Sortimentsanteile bei Tafelerstellung und (3) der Eingangsgrößen, die bei der Anwendung der Tafel genutzt werden. Die Datengrundlage für die Sortimentsanteile kann laut MITSCHERLICH (1939a) entweder idealisiert sein, d. h. es wird eine optimale Aushaltung der Sortimente unterstellt, oder es werden reale Daten einer praxisüblichen Aushaltung statistisch ausgeglichen. Die Herleitung der Sortimentsanteile kann entweder über die Sortimentierung einer ausreichenden Anzahl repräsentativer Einzelbäume oder anhand von Klassenmittelstämmen, z. B. dem Grundflächenmittelstamm, und Stammzahlverteilungen ermittelt werden (MITSCHERLICH, 1939a). Der Aufbau der Tafeln kann über unterschiedliche Eingangsgrößen gestaltet werden, z. B. (1) über den Durchmesser des Grundflächenmittelstammes (Dg) wie bei HAMILTON und CHRISTIE (1971), SCHÖPFER und DAUBER (1989) und OFFER und STAUPENDAHL (2009), (2) in Anlehnung an den klassischen Ertragstafelaufbau über Alter und Bonität wie bei DANCKELMANN (1887), SCHWAPPACH (1893) und MITSCHERLICH (1939a,b)¹⁾ oder (3) über den Dg und einen Maximaldurchmesser zur Bestimmung des Verteilungstyps wie bei WENK et al. (1984). Unseres

^{*)} Korrespondierender Autor: PD Dr. MATTHIAS ALBERT. Nordwestdeutsche Forstliche Versuchsanstalt, Abt. Waldwachstum, Grätzelstr. 2, D-37079 Göttingen.
E-Mail: matthias.albert@nw-fva.de

¹⁾ Es ist zu beachten, dass es sich hierbei nur um eine andere Darstellung der Tafelwerte handelt. Denn bei unterschiedlichen Alters-Bonitätskombinationen, die in demselben Dg-Wert resultieren, sind die Sortimentsverteilungen dieser Tafeln identisch.

Wissens nach ist allen diesen Prinzipien folgenden Tafeln die bereits von DANCKELMANN (1887) formulierte Annahme gemein, „[...] daß die Sortiment-Procente für normal bestockte Hochwaldbestände von gleichem Durchmesser des Mittelstammes [...] bei gleicher Holzart annähernd gleich, also unabhängig von Standortsgüte und Bestandesalter sind“. Eine Ausnahme stellen die Sortentafeln für Fichte in Österreich dar, bei denen die Sortimentsanteile je nach Genauigkeitsanforderung in Abhängigkeit unter anderem von BHD, Höhe des Grundflächenmittelstammes, Bestandesoberhöhe, Stammzahl und Bestandesdichte regressionsanalytisch geschätzt wird (STERBA, 1983).

Die in Deutschland aktuell gebräuchlichen Bestandessortentafeln sind so aufgebaut, dass das Bestandesvolumen in Abhängigkeit vom Dg baumartenweise in Sortimente und Stärkeklassen ohne Unterscheidung nach verbleibendem und ausscheidendem Bestand aufgegliedert wird (z. B. SCHÖPFER und DAUBER, 1989). WENK et al. (1984) verfeinern diese Aufteilung des Bestandesvolumens noch, indem sie unterschiedliche Tafeln für drei Typen der Durchmesser-Verteilung (eng, mittel und weit) ausgeben. Neuere Tafeln differenzieren darüber hinaus nach Wertklassen und Holzernteverfahren (OFFER und STAUPENDAHL, 2009). Die Sortimentsverteilung wird in allen diesen Tafeln allein über der Dg unabhängig von Bonität und Bestandesbehandlung beschrieben.

In der hier vorgestellten Abhandlung wird die Hypothese aufgestellt, dass sich die Sortimentsverteilung identisch behandelte Bestände unterschiedlicher Bonität nicht hinreichend genau über den Dg beschreiben lässt. Ziel dieser Untersuchung ist es somit, die Unterschiede zwischen einer klassisch über den Dg aufgebauten Sortentafel und einer neuartigen Konstruktion, deren Sortimentsverteilung über dem Alter bonitätsabhängig ist, zu quantifizieren.

Für die Beantwortung der Fragestellung wird das neuartige Konstruktionsprinzip einer Sortentafel basierend auf den neuen Ertragstafeln der Nordwestdeutschen Forstlichen Versuchsanstalt (NW-FVA) entwickelt (ALBERT et al., 2021a,b sowie NUSKE et al., 2022). Die Ertragstafeln für die Baumarten EICHE (*Quercus petraea* [Mattuschka] Liebl. resp. *Quercus robur* L.), Buche (*Fagus sylvatica*, L.), Fichte (*Picea abies*, [L.] Karst), Douglasie (*Pseudotsuga menziesii*, [Mirb.] Franco) und Kiefer (*Pinus silvestris*, L.) unterstellen als waldbauliches Handlungskonzept eine gestaffelte Hochdurchforstung, die den Einzelbaumzuwachs gezielt auf die Z-Bäume lenkt (vgl. ALBERT et al., 2021b). Die vorgegebene Grundflächenhaltung definiert die anzustrebende Bestandesdichte bei einer bestimmten Bestandesoberhöhe. Bei der Ertragstafelerstellung wurde demnach vor-

gegeben, dass über alle Bonitäten hinweg die gleiche Bestandesdichte bei gegebener Oberhöhe herrscht. Allerdings wurde eine, den Waldbauempfehlungen der NW-FVA folgend, nach Bonitäten gestaffelte Anzahl an Z-Bäumen unterstellt, wodurch die Stärke der Freistellung der geförderten Individuen variiert. Das Konzept der gestaffelten Hochdurchforstung ist gekennzeichnet durch drei Pflegephasen, die sich an in der Praxis leicht einschätzbaren Oberhöhenbereichen („Höhenfenstern“) orientieren und durch bestimmte Grundflächenhaltungen des Ober- und Zwischenstandes gekennzeichnet sind, die durch gezielte Eingriffe im Herrschenden realisiert werden. Dies sind zu Beginn (erstes Höhenfenster) starke Eingriffe zugunsten der Z-Bäume, ein Übergang (zweites Höhenfenster) von starker zu mäßiger Begünstigung der Z-Bäume und schließlich (drittes Höhenfenster) nur noch mäßige Eingriffe im Gesamtbestand. Folglich ist es plausibel anzunehmen, dass sich bei gegebenem Dg unterschiedliche Durchmesser-Verteilungen und entsprechend abweichende Sortimentsstrukturen für die verschiedenen Bonitäten in Abhängigkeit des Alters ergeben. Zusätzlich damit verbunden ist eine Variation in der Sortimentsstruktur bei gegebenem Dg durch bonitätsabhängige Unterschiede in der Formigkeit bzw. Abholzigkeit, die sich in abweichenden H100/D100- bzw. Hg/Dg-Verhältnissen bei gleichen Dg-Werten zwischen den Bonitäten ausdrückt (vgl. z. B. SCHÖBER, 1995; ALBERT et al., 2021a). Letztendlich wird in dieser Untersuchung der Frage nachgegangen, ob bonitätsabhängige Unterschiede der Durchmesser-Verteilung und die Variation in den H/D-Verhältnissen einen relevanten, d. h. für die praktische Anwendung der Sortentafeln bedeutsamen Effekt auf die Sortimentsstruktur haben.

2. MATERIAL UND METHODEN

Die Fragestellung wird am Beispiel der Baumart Fichte bearbeitet. Dazu wird die neu zu entwickelnde Fichten-Sortentafel für eine realitätsnahe Abbildung der Sortimente und Stärkeklassen auf einer breiten Basis von Einzelbaumdaten differenziert nach verbleibendem und ausscheidendem Bestand hergeleitet.

2.1 Datengrundlage für die neue Sortentafel

Als Datengrundlage für die neue Sortentafel dienen die Modellbestände und Simulationsdaten, welche bereits bei der Erstellung der neuen Fichten-Ertragstafel genutzt wurden (ALBERT et al., 2021a,b, 2022). Die direkte Verknüpfung zwischen den neuen Ertragstafeln und der hier vorgestellten Sortentafeln bewirkt, dass die Sortentafel das in der Ertragstafel abgebildete aktuelle Zuwachsniveau und die empfohlene waldbauliche Behandlung einer gestaffelten Hochdurchforstung widerspiegelt. Das

Tab. 1

Datengrundlage für die Erstellung der Fichten-Ertragstafel: Anzahl der generierten Modellbestände mit ihren Alters- und Oberhöhenbonitätskennwerten.

¹⁾ Die Anzahl ergibt sich aus der in Klammern angegebenen Anzahl der Versuchspartellen multipliziert mit den verwendeten Aufnahmen abzüglich ausgesonderter Startkonstellationen.

Data base to derive the yield table for Norway spruce:

number of generated model stands, stand age before simulation and site index.

¹⁾ The number results from the number of trial stands in parenthesis multiplied by the number of applied inventories minus excluded starting constellations.

	Anzahl Modellbestände ¹⁾	Alter zu Beginn der Projektion [Jahre]					Oberhöhenbonität HBon ₁₀₀ [m]		
		Min.	1.Qu.	Mittelw.	3.Qu.	Max.	1.Qu.	Mittelw.	3.Qu.
Fichte	278 (61)	19	28	42	45	99	36,7	37,9	40,3

Konstruktionsprinzip der neuen Fichten-Ertragstafel beruht auf einer neuartigen Kombination von empirischen Versuchsfächendaten und Wachstumsprojektionen von Modellbeständen mit dem Einzelbaum-Waldwachstumssimulator TreeGrOSS (HANSEN und NAGEL, 2014) für eine 30-jährige Periode (ALBERT et al., 2021b). Die Beschränkung der Projektion auf 30 Jahre wurde gewählt, da für diesen Zeitraum annähernd Standortkonstanz unterstellt werden kann und gleichzeitig der Zuwachs für die Modellbestände hinreichend gut geschätzt werden kann. Die Modellbestände wurden auf der Grundlage von Versuchsfächendaten generiert (Tab. 1).

Der nach 30-jähriger Fortschreibung aufgespannte Altersbereich von 19 bis 129 Jahren deckt den Gültigkeitsbereich der erstellten Fichten-Ertragstafel vom Beginn der Durchforstungseingriffe bis zur einsetzenden End- bzw. Zielstärkenutzung gut ab. Der Schwerpunkt des Bonitätsspektrums der Fichten-Versuchsfächen liegt zwischen der 0,5 und der I. Ertragsklasse, wobei einzelne Bestände den Bereich von der -I. bis zur III. Ertragsklasse abdecken. Für die Leistungseinschätzung der Bestände wird in der neuen Fichten-Ertragstafel der funktionalisierte Bonitätsfächer von STAUPEN-DAHL (2021) verwendet, der auf den Werten der Wiedemannschen Tafel (1936/42) basiert.

TreeGrOSS bildet das aktuelle Zuwachsniveau ab (vgl. NW-FVA, 2023). Mittels biometrisch-statistischer Funktionen wurden aus den simulierten Einzelbaumwachstumsgängen die Altersverläufe der ertragskundlichen Kenngrößen für die Fichten-Ertragstafel der -I bis III. Ertragsklasse abgeleitet. Dieselben Einzelbauminformationen werden zur Herleitung der neuen Fichten-Sortentafel verwendet.

Aufgrund der 30-jährigen Fortschreibung von Modellbeständen unterschiedlichen Alters kommt es

in den Übergängen zu Sprüngen und Brüchen in den Datenreihen. Mit Hilfe von biometrisch-statistischen Funktionen wurden diese Brüche für die Bestandessummen- und -mittelwerte ausgeglichen. Eingangsdaten für die abzuleitenden Sortimentanteile sind jedoch nicht mittlere Bestandeskennwerte wie der Dg, sondern die Entwicklungen der Durchmesserverteilungen über dem Alter. Ziel ist es daher, auch die Durchmesserverteilungen so auszugleichen bzw. zu modellieren, dass sie kontinuierlich und geglättet über dem Alter und der absoluten Oberhöhenbonität (HBon₁₀₀) verlaufen. Insofern wird je Alter und HBon₁₀₀ eine bedingte Dichteverteilung der Durchmesser benötigt. Um potenziell nicht-symmetrische Muster der Durchmesserverteilung abbilden zu können, wird die flexible Weibull-Verteilung verwendet.

2.2 Modellierung der BHD-Verteilungen

Die Weibull-Verteilungen werden nicht diskret für jedes Baumalter und jede HBon₁₀₀, sondern kontinuierlich geschätzt, um nahtlose Übergänge zu gewährleisten. Hierzu werden die beiden Parameter der Weibull-Verteilung separat durch ein verallgemeinertes additives Modell (GAM) geschätzt. Des Weiteren werden die Verteilungen der Durchmesser des Z-Baum-Kollektivs, des Füll- und des ausscheidenden Bestandes separat modelliert. Zusätzlich werden Monotonie-Bedingungen für die geschätzten Parameter vorgegeben, um zu gewährleisten, dass die Entwicklung über dem Alter und der HBon₁₀₀ stetig verläuft. Die Häufigkeitsverteilung der Durchmesser ist demnach durch die 2-parametrische Weibull-Verteilung definiert (Formel 1), wobei y der BHD [cm] und b und c Skalierungs- und Formparameter sind. Die allgemeine Dichtefunktion der 2-parametrischen Weibull-Verteilung lässt sich wie folgt beschreiben:

$$f(y|b,c) = \frac{c}{b} \left(\frac{y}{b}\right)^{c-1} \exp\left[-\left(\frac{y}{b}\right)^c\right], y \geq 0, b \geq 0, c \geq 0 \quad [1]$$

Die auf das Bestandesalter und $H\text{Bon}_{100}$ bedingte Weibull-Verteilung ergibt sich als: $f(y_i | b_i, c_i)$, wobei y_i der i -te BHD und b_i und c_i die bedingten Parameter sind. Die simulierten Einzelbaumdaten berücksichtigen nur das Derbholz, weshalb die Verteilungsannahme abschließend als eine bei 7 cm linksseitig-trunkierte, 2-parametrische Weibull-Verteilung definiert wird:

$$g(y_i | b_i, c_i) = \frac{f_i(y_i | b_i, c_i)}{\int_7^{\infty} f_i(x | b_i, c_i) dx} \quad [2]$$

Die Parameter der bedingten trunkierten Weibull-Verteilung werden separat geschätzt:

$$b_i = h_b^{-1}(\eta_{bi}), \quad c_i = h_c^{-1}(\eta_{ci}) \quad [3]$$

wobei h_b und h_c die Verknüpfungsfunktionen beschreiben und η_b und η_c die linearen Prädiktoren. Als Verknüpfungsfunktion wird in beiden Fällen der natürliche Logarithmus verwendet. Die spezifizierten linearen Prädiktoren lassen sich wie folgt beschreiben:

$$b_i = \exp(\beta_b + f_{1b}(\text{Alter}_i) + f_{2b}(H\text{Bon}_{100,i})) \quad [3.1]$$

$$c_i = \exp(\beta_c + f_{1c}(\text{Alter}_i) + f_{2c}(H\text{Bon}_{100,i})) \quad [3.2]$$

Der bedingte Erwartungswert des Durchmessers ist gegeben durch [4], die bedingte Varianz des Durchmessers durch [5].

$$E(Y_i | b_i, c_i) = b_i \cdot \Gamma\left(\frac{1}{c_i} + 1\right) \quad [4]$$

seine bedingte Varianz durch:

$$\text{Var}(Y_i | b_i, c_i) = b_i^2 \cdot \left(\Gamma\left(\frac{2}{c_i} + 1\right) - \left(\Gamma\left(\frac{1}{c_i} + 1\right) \right)^2 \right) \quad [5]$$

wobei Γ die Gamma-Funktion bezeichnet. Da sich im Verteilungsregressionsansatz mit Beeinflussung beider Verteilungsparameter durch dieselben Kovariablen eine getrennte Interpretation der einzelnen Effekte auf den bedingten Erwartungswert $E(Y_i | b_i, c_i)$ und die bedingte Varianz $\text{Var}(Y_i | b_i, c_i)$ nicht sinnvoll durchführen lässt, werden am Bei-

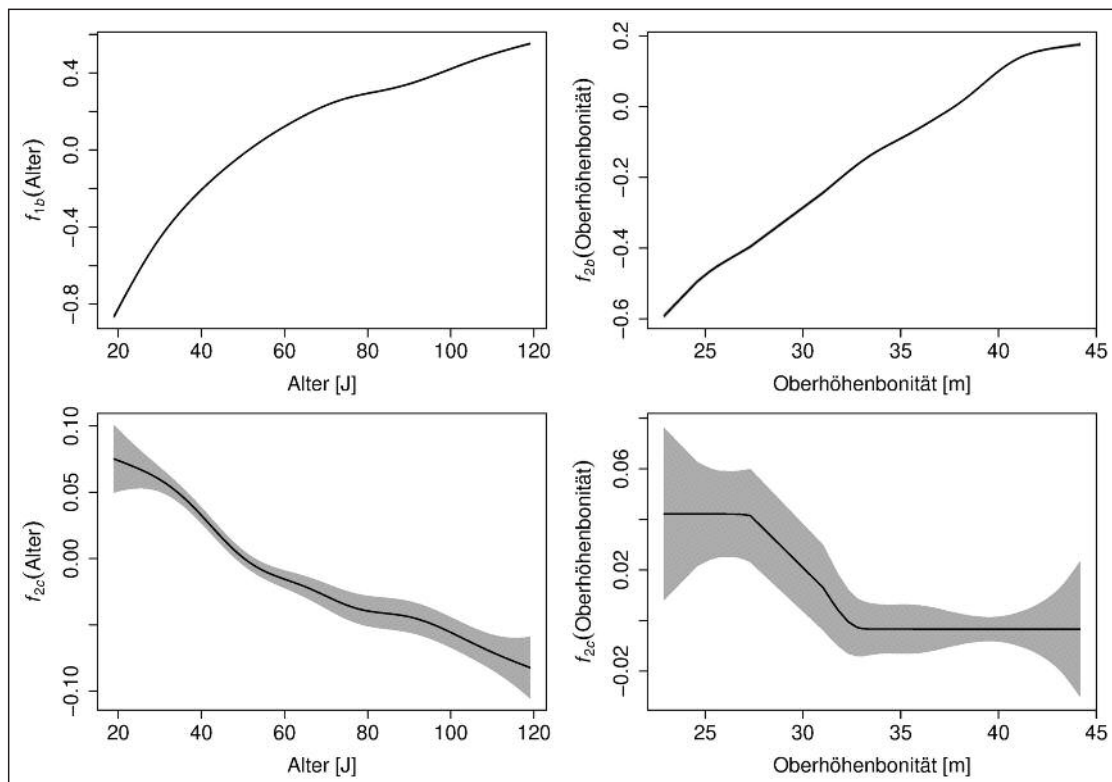


Abb. 1

Monotone Effekte des Alters und der Oberhöhenbonität ($H\text{Bon}_{100}$) auf den Skalierungs- (oben) und den Formparameter (unten) der Dichtefunktion der Weibull-Verteilung für das Z-Baum-Kollektiv der Baumart Fichte, gestaffelte Durchforstung. Die grauen Bänder kennzeichnen die 95 % Konfidenzintervalle.

Monotonous effects of age and site index ($H\text{Bon}_{100}$) on the scale (top) and form parameter (bottom) of the Weibull density function for Norway spruce future crop trees managed under graduated thinning from above. The gray range indicates 95 % confidence intervals.

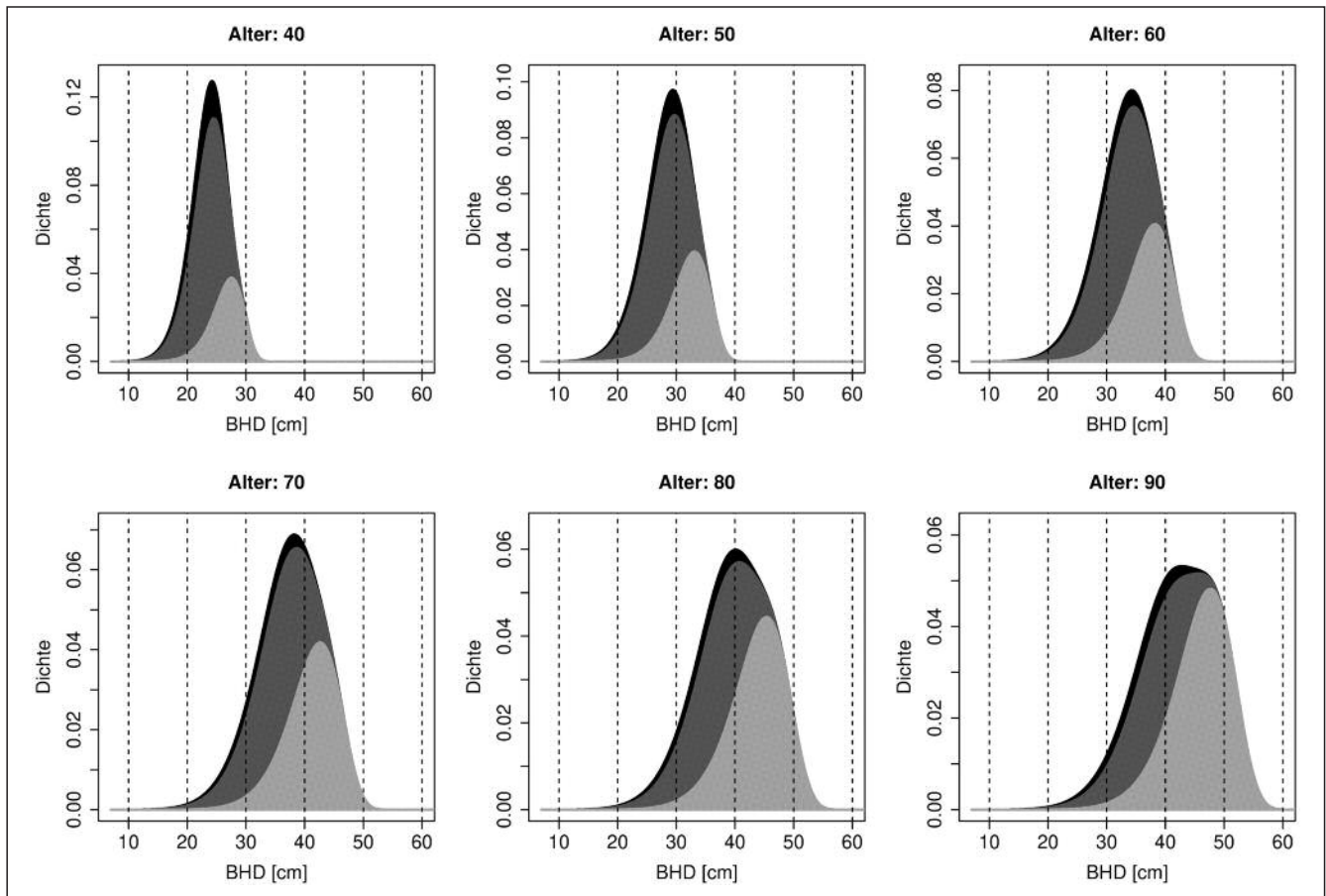


Abb. 2

Modellierte Häufigkeitsverteilung der Durchmesser für das Z-Baum-Kollektiv (hellgrau), den Füllbestand (dunkelgrau) und den ausscheidenden (schwarz) Bestand der Baumart Fichte, gestaffelte Durchforstung, für den Altersbereich 40 bis 90 Jahre bei einer Oberhöhenbonität ($H_{Bon_{100}}$) von 35 m.

Modelled dbh density distributions for standing trees (dark gray), removed trees (black) and future crop trees (light gray) in 40 to 90 year old Norway spruce stands of site index 35, managed under graduated thinning from above.

spiel ausgewählter $H_{Bon_{100}}$ - und Alters-Kombinationen die Wirkung der Modelleffekte (Abb. 1) auf die resultierenden Dichteverteilungen für das Z-Baumkollektiv verdeutlicht (Abb. 2 und 3). In dieser gemeinsamen Visualisierung erkennt man, dass die monoton steigenden bzw. fallenden Effekte des Alters und der $H_{Bon_{100}}$ (Abb. 1) auf die Verteilungsparameter dazu führen, dass sich die Lage der Durchmesserverteilung mit steigendem Alter und steigender $H_{Bon_{100}}$ in den stärkeren Durchmesserbereich verlagert, sowie die Durchmesserverteilung gestreckt wird (Abb. 2 und 3). Das generelle Niveau des Formparameters kennzeichnet die Dichteverteilungen des Z-Baumkollektivs grundsätzlich als deutlich linksschief, da der Wert für keine der betrachteten Alters-Bonitäts-Kombinationen in den Sortentafeln unterhalb von 10 liegt. Linksschiefe Verteilungen treten generell bei Formparameter-

werten größer ca. 3,7 auf (GROENEVELD, 1986). Die monoton sinkenden Effekte auf den Formparameter (Abb. 1, unten) führen aber dazu, dass die Linksschiefe mit steigendem Alter und steigender $H_{Bon_{100}}$ etwas nachlässt (Abb. 2 und 3).

Die getrennte Modellierung der verschiedenen Teilkollektive eines Bestandes (Z-Bäume, Füllbestand, ausscheidender Bestand) ermöglicht es, die in den Simulationsdaten enthaltene Information auch nach der Glättung vollumfänglich zu erhalten. Gleichzeitig wird die Flexibilität der Beschreibung der Durchmesserverteilungen des verbleibenden und Gesamtbestandes erhöht, da diese durch gewichtete Addition der einzelnen modellierten Verteilungen erzeugt werden können. Diese Flexibilität ist insbesondere dann hilfreich, wenn die Durchforstungsart zu zweigipfligen Durchmesserverteilungen des Gesamtbestandes führt. Am Beispiel der

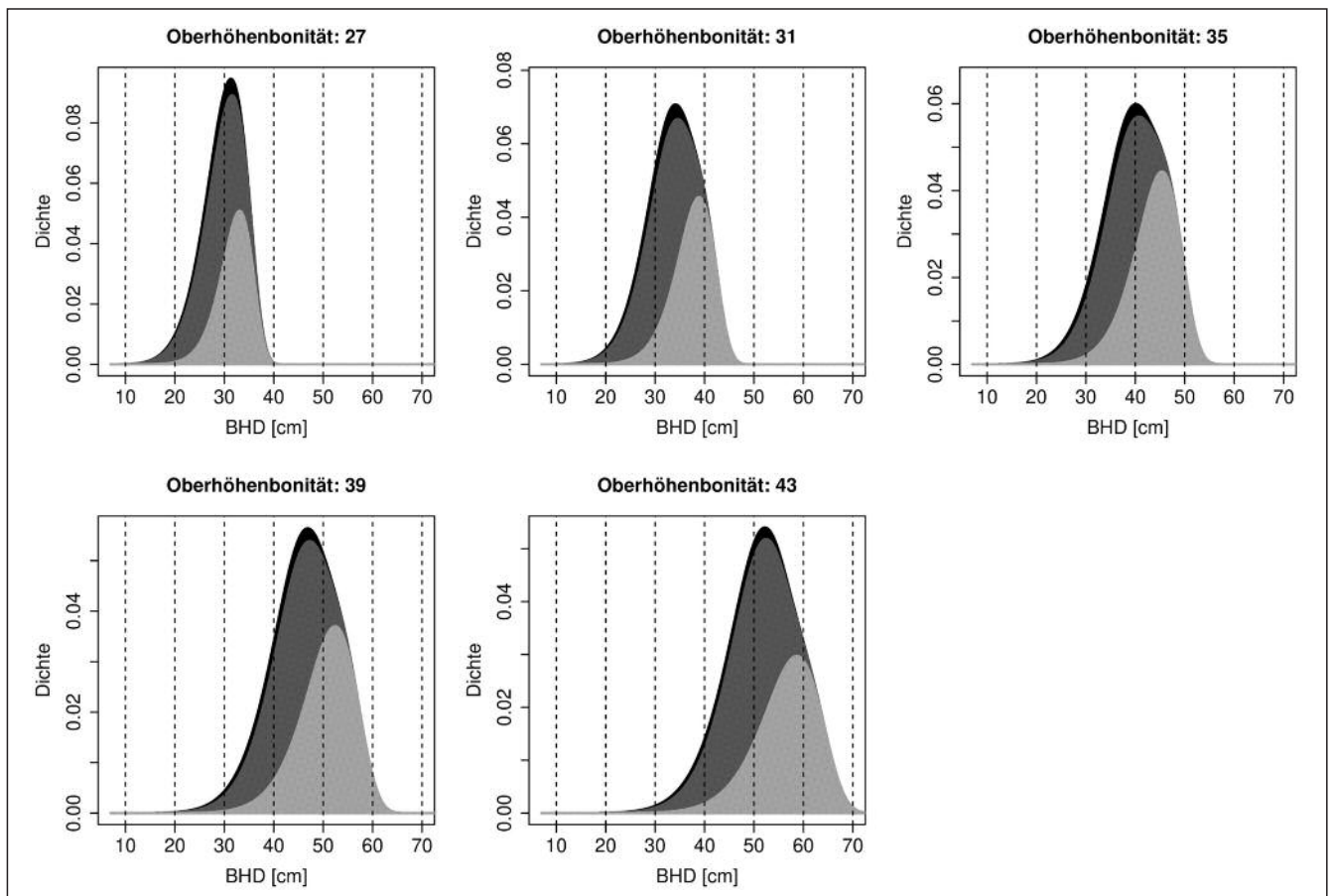


Abb. 3

Modellierte Häufigkeitsverteilung der Durchmesser für das Z-Baum-Kollektiv (hellgrau), den Füllbestand (dunkelgrau) und den ausscheidenden (schwarz) Bestand der Baumart Fichte, gestaffelte Durchforstung, im Alter 80 für Oberhöhenbonitäten ($HBon_{100}$) zwischen 27 und 43 m.

Modelled dbh density distributions for standing trees (dark gray), removed trees (black) and future crop trees (light gray) in 80 year old Norway spruce stands with site index ($HBon_{100}$) between 27 and 43 m, managed under graduated thinning from above.

$HBon_{100}$ 35 m wird deutlich, dass die Durchmesserverteilungen aller Teilkollektive und damit auch die des Gesamtbestandes mit steigendem Alter (Abb. 2) in den stärkeren Durchmesserbereich gestreckt werden. Gleiches gilt für eine Erhöhung der $HBon_{100}$ bei gegebenem Alter (Abb. 3). Diese Muster sind für die Teilkollektive unterschiedlich stark ausgeprägt.

Als Eingangsdaten zur Schätzung der Sortiments- und Stärkeklassenanteile werden mit Hilfe des Modells in 5-Jahresschritten für den Altersrahmen der neuen Fichten-Ertragstafel und für die –I. bis III. Ertragsklasse jeweils 5000 Durchmesser erzeugt. Für die Sortimentierung der Einzelbäume müssen darüber hinaus die Baumhöhen unter Verwendung der Höhe des Grundflächenmittelstammes (H_g) geschätzt werden. Zu jeder generierten Häufigkeitsverteilung der Durchmesser wird in einem ersten Schritt die dazugehörige H_g nach folgender Formel geschätzt:

$$H_{g_{jt}} = -0,437 + 0,831 \cdot H100_{jt} + 0,0025 \cdot H100_{jt}^2 + 0,026 \cdot HBon_{100_j} \quad [6]$$

mit

$H_{g_{jt}}$ = Höhe des Grundflächenmittelstammes für Durchmesserverteilung j (entspricht einem Bestand) im Alter t

$H100_{jt}$ = Oberhöhe (100 stärksten Stämme pro ha) der Durchmesserverteilung j im Alter t ; ergibt sich aus dem Bonitätsfächer²⁾ bei gegebener Bonität $HBon_{100_j}$ und Alter t

$HBon_{100}$ = absolute Oberhöhenbonität zum Bezugsalter 100.

²⁾ Für Informationen zum neu funktionalisierten Bonitätsfächer von STAUPENDAHL (2021) siehe ALBERT et al. (2021).

In einem zweiten Schritt werden die Einzelbaumhöhen über die in der Bundeswaldinventur verwendete Funktion der Einheitshöhenkurve nach SLOBODA et al. (1993) ergänzt (RIEDEL et al., 2017, S. 28):

$$h_{ijt} = 1,3 + (Hg_{jt} - 1,3)e^{(0,183 \cdot \left(1 - \frac{Dg_{jt}}{BHD_{ijt}}\right))} e^{(5,688 \cdot \left(\frac{1}{Dg_{jt}} - \frac{1}{BHD_{ijt}}\right))} \quad [7]$$

mit

h_{ijt} = Höhe des Baumes i der Durchmesser-
verteilung j im Alter t

Hg_{jt} = Höhe des Grundflächenmittelstammes
aus *Formel 6*

Dg_{jt} = Durchmesser des Grundflächenmittel-
stammes der Durchmesser-
verteilung j im
Alter t

BHD_{ijt} = Durchmesser des Baumes i der Durch-
messer-
verteilung j im Alter t

Der Status der Einzelbäume, verbleibender Füllbestand, Z-Baum oder ausscheidend, wird entsprechend der Anteile aus der Simulation zur Ertragstafelerstellung aus den drei getrennt geschätzten Dichtefunktionen der Durchmesser-
verteilung bestimmt. Im Folgenden wird jedoch nur noch nach verbleibendem und ausscheidendem Bestand unterschieden.

2.3 Sortierungsregeln und Volumenbestimmung

Tab. 2 spezifiziert die Sortierkriterien, die im Anhalt an die Rahmenvereinbarung für den Rohholzhandel RVR (DFWR und DHWR, 2015) formuliert und für die neue Fichten-Sortentafel zugrunde gelegt werden. Abgesehen von dem obligatorisch im Stubben verbleibenden Derbholzanteil werden die Sortimente gemäß ihrem Wert in der Aushaltungspriorität abgestuft.

Nach erfolgter einzelstammweiser Aushaltung entsprechend der in Tab. 2 aufgeführten Sortierungsregeln unter Verwendung der Schaftformmodelle von SCHMIDT (2001, S. 155) werden die Volumina der einzelnen Stammsegmente über ihre Länge, Mittendurchmesser und ihre Schaftform berechnet. Die finale Sortentafel entsteht durch die Aggregation der Sortiments-Volumina und der Ausgabe ihrer relativen Anteile in Abhängigkeit von Alter und Oberhöhenbonität.

2.4 Konstruktion des Dg-abhängigen Pendants

Um die Auswirkungen der neuen, alters- und bonitätsabhängigen Konstruktion der Sortentafel einschätzen und bewerten zu können, ist ein Ver-

Tab. 2

Sortierungsregeln für Fichte (ST = Stammholz, ABS = Abschnitte, IL = Industrieholz lang). Die Aushaltung wird nach Priorität der Sortimente durchgeführt.

**Assortment rules for Norway spruce (Stubben = stump, ST = logwood, ABS = logwood sections, IL = industrial timber, X-Holz = wastewood).
Sectioning of logs into assortments is prioritized (see column 'Priorität').**

Sortiment	Mittendurchmesser [cm]		Zopf [cm]	Länge [m]		Priorität
	min	max		min	max	
Stubben	7		7	0,1	0,3	immer
ST	25	70	14	8	18	hoch
ABS	12	99,9	12	4	4	mittel
IL	7	99,9	7	3	6	gering
X-Holz	7		7	0,1		sehr gering

Tab. 3

Exemplarische Darstellung der Datenstruktur der neuen, alters- und bonitätsabhängigen Sortentafel.

Example of the new, age- and site index-dependent assortment table's structure.

Teilkollektiv	Alter [m]	Bonität h_{100} [m]	Anteil	[...]	Anteil
			Industrieholz Stk. 0		Stammholz_lang Stk. 4+
<i>ausscheidend</i>	60	43	0.0033	[...]	0.0094
<i>ausscheidend</i>	65	43	0.0022	[...]	0.0172
<i>ausscheidend</i>	70	43	0.0014	[...]	0.0553
[...]	[...]	[...]	[...]	[...]	[...]

Tab. 4

**Exemplarische Ausschnitte der Datenstruktur
der erstellten Dg-abhängigen Vergleichstafel.**

**Example of the compiled quadratic mean diameter
(QMD)-dependent reference assortment table's structure.**

Teilkollektiv	Dg [cm]	Anteil Industrieholz Stk. 0	[...]	Anteil Stammholz_lang Stk. 4+
<i>ausscheidend</i>	14	0,1329	[...]	0
<i>ausscheidend</i>	16	0,14315		0
<i>ausscheidend</i>	18	0,0808		0
[...]	[...]	[...]	[...]	[...]

gleich mit einer herkömmlichen, d.h. primär Dg-abhängig konstruierten Sortentafel erforderlich. Um Effekte, die sich aus der neuartigen Konstruktion ergeben, nicht durch unterschiedliche Datengrundlagen zu überlagern, wurde dieses Dg-abhängige Sortentafel-Pendant aus den identischen Ausgangsdaten hergeleitet. *Abweichungen zwischen Sortierungsprognosen resultieren somit ausschließlich aus den unterschiedlichen Konstruktionsmethoden!*

Hierzu wurden zunächst die mithilfe der Weibull-Verteilungen modellierten Dg-Werte (vgl. Kapitel 2.2) in Abhängigkeit von $HBon_{100}$, Alter und Teilkollektiv des Bestandes an die neuartig konstruierte Sortentafel angefügt. Eine anschließende Rundung der Durchmesserinformationen auf die in etablierten Sortentafeln üblichen 2-cm-Stufen erlaubte im nächsten Schritt eine aggregierte Mittelwertbildung der ausgewiesenen Sortimentanteile. Innerhalb identischer Teilkollektive und Dg-Stufen wurden die Anteilsprognosen der neuartigen Bestandessortentafel innerhalb identischer Sortimente arithmetisch gemittelt. Hierdurch wurde die zuvor alters- und bonitätsabhängige Konstruktion in eine herkömmlich durchmesserabhängige Form überführt.

In *Tab. 3* wird exemplarisch der Aufbau der neuartigen, alters- und bonitätsabhängigen Sortentafel verdeutlicht, während *Tab. 4* die abgeleitete durchmesserabhängige Vergleichstafel zeigt. Die Trennung in ausscheidenden resp. verbleibenden Bestand wurde auch in der durchmesserabhängigen Form beibehalten.

2.5 Methodik des Sortentafelvergleichs

Ausgangspunkt des Vergleichs von neuer Sortentafel und ihrem Dg-abhängigen Pendant bildet die Sortierung ideeller Ertragstafel-Reinbestände mit jeweils beiden Sortentafelkonstruktionen. Diese ideellen Bestände entsprechen hinsichtlich ihrer sortierungsrelevanten Kennwerte (Dg bzw. Alter und Bonität) den in der Fichten-Ertragstafel

(ALBERT et al., 2021a) aufgeführten Alters-Bonitätskombinationen. Die Sortierung der ausscheidenden resp. der verbleibenden Volumina erfolgt also je einmal nach der neuen Sortentafel unter Berücksichtigung von Alter und Bonität der jeweiligen Ertragstafelzeile sowie einmal anhand des in der Zeile angegebenen Dg des verbleibenden bzw. des ausscheidenden Bestandes mit der Dg-abhängigen Sortentafel.

Um Unterschiede in den resultierenden Sortierungsprognosen der beiden Sortentafelvarianten zu quantifizieren, bietet sich die Verwendung der relativen Diskrepanz nach GREGORIUS (1974) an. Diese Maßzahl repräsentiert jenen Anteil einer gegebenen diskreten Verteilung, der ausgetauscht werden müsste, um sie in eine gegebene zweite Verteilung zu überführen. Übertragen auf Sortimentsverteilungen berechnet sie sich damit nach:

$$rD_{a,HBon100,K} = \frac{1}{2} \cdot \sum_{i=1}^n |\hat{H}_i - H_i| \quad [8]$$

mit:

$rD_{a,HBon100,K}$: relative Diskrepanz der Sortierungsprognosen im Alter a unter Oberhöhenbonität $HBon_{100}$ in Bezug auf das Kollektiv K (verbleibend bzw. ausscheidend)

\hat{H}_i : Anteil des Sortiments i im Alter a in der Prognose der neuen Sortentafel

H_i : Anteil des Sortiments i im Alter a in der Prognose des durchmesserabhängigen Pendants

n : Anzahl der vorkommenden Sortimente

Die relative Diskrepanz zweier Sortierungsprognosen in einem gegebenen Alter schwankt demzufolge zwischen 0 (vollständige Übereinstimmung in allen Sortimentanteilen) und 1 (maximaler Diszens, keinerlei Übereinstimmung).

Der oben dargelegte Bewertungsansatz gewichtet dabei sämtliche Anteilsverschiebungen grundsätzlich gleich, auch wenn diese nur Änderungen der

prognostizierten Stärkeklassenanteile innerhalb einer Sortimentsgruppe betreffen. Aus forstpraktischer Sicht sind jedoch Anteilsverschiebungen zwischen Sortimentsgruppen, etwa zwischen starken Industrie- und schwachen Stammholz-Sortimenten,

weitaus bedeutsamer als Differenzen zwischen Sortimenten innerhalb dieser Gruppen (Nds.MELV 2019, Durchschnittserlöse und -aufarbeitungskosten). Um die Auswirkungen des neuartigen Konstruktionsprinzips aus forstpraktischer Sicht besser

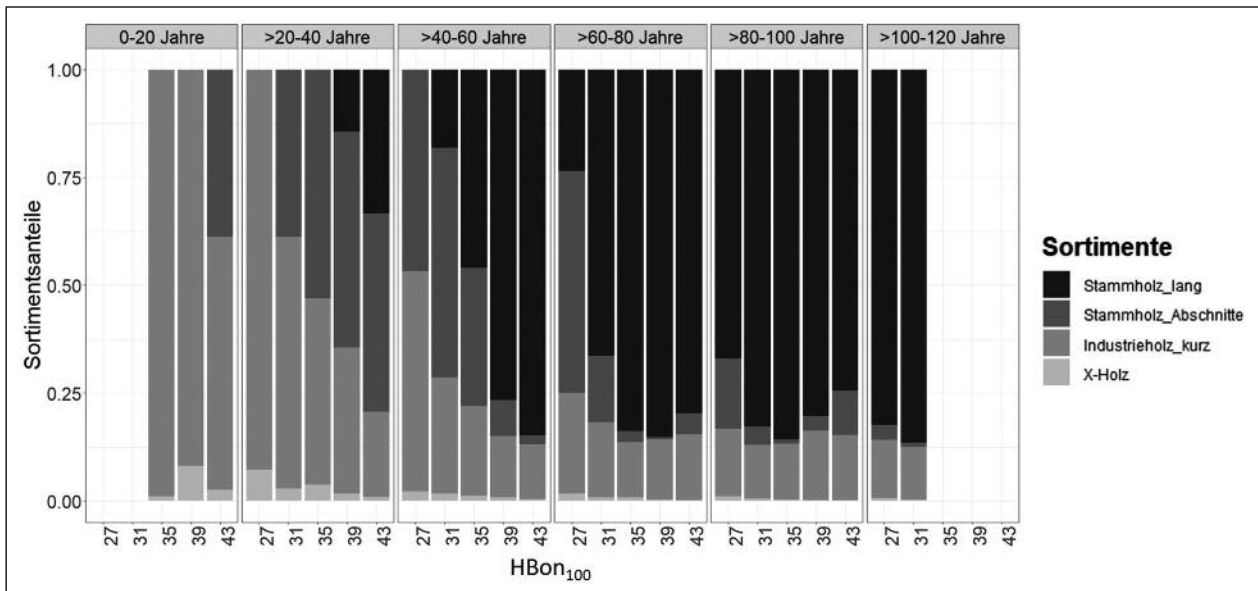


Abb. 4

Anteile der Volumina des **verbleibenden** Bestandes für die verschiedenen Sortimente in 20-jährigen Altersklassen und verschiedenen absoluten Oberhöhenbonitäten für Fichte, gestaffelte Hochdurchforstung.

Proportions of **standing** volumes for different assortment classes in 20-year classes and different site indices for Norway spruce under graduated thinning from above.

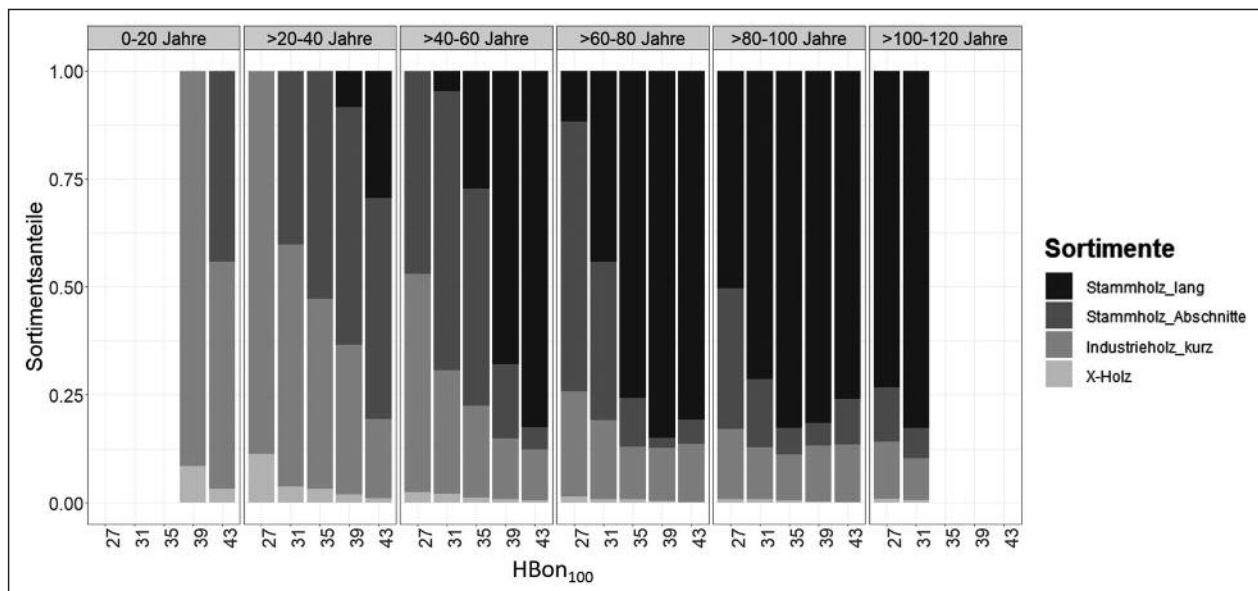


Abb. 5

Anteile der Volumina des **ausscheidenden** Bestandes für die verschiedenen Sortimente in 20-jährigen Altersklassen und verschiedenen absoluten Oberhöhenbonitäten für Fichte, gestaffelte Hochdurchforstung.

Proportions of **thinned** volumes for different assortment classes in 20-year classes and different site indices for Norway spruce under graduated thinning from above.

einschätzen zu können, empfiehlt es sich daher, relative Diskrepanzen mit einer ökonomischen Bewertung zu gewichten. Die Herleitung durchschnittlicher Deckungsbeiträge auf Basis der entsprechenden Sortierungsprognosen hat gegenüber einer rein quantitativen Betrachtung den wesentlichen Vorteil, dass gerade Verschiebungen, die aus Sicht des Bewirtschafters besonders relevant sind, eine hohe Gewichtung erfahren. Dies gilt etwa für die bereits erwähnte Verschiebung von Industrieholz in schwache Stammholzsortimente. Da letztere für gewöhnlich höhere Erlöse erzielen, sind derartige Verschiebungen besonders relevant – etwa dann, wenn die betroffenen Sortentafeln im Rahmen der Waldbewertung oder der Vorab-Kalkulation von Holzerntemaßnahmen eingesetzt werden sollen.

Die durchgeführte ökonomische Bewertung der jeweiligen Sortierungsprognosen stützt sich dabei auf die naturalen Informationen der Fichten-Ertragstafeln (Dg und Volumina) sowie auf die Hilfstabellen der niedersächsischen Waldbewertungsrichtlinie (Nds.MELV 2019, Durchschnitts-

erlöse und -aufarbeitungskosten). Die Bewertung von Industrie- und Stammholz erfolgt dabei separat, wobei die Sortimentsgruppen „Stammholz (lang)“ und „Stammholz (Abschnitte)“ identisch behandelt wurden. Stärkeklasseninformationen zu den Industrieholzsortimenten bleiben – im Gegensatz zu den Stammholzsortimenten – unberücksichtigt. Ausgewiesene X-Holz-Anteile finden ebenfalls Berücksichtigung, indem anfallende Aufarbeitungskosten (jedoch keine Rückekosten, da das X-Holz im Bestand verbleibt) in die Kalkulation einfließen.

3. ERGEBNISSE

Grundsätzlich lässt sich die neue Fichten-Sortentafel nach den eingangs genannten drei Kriterien wie folgt charakterisieren:

1. Die Datengrundlage der Sortimentierung bilden die auf ausgewählten Langzeitversuchsflächen basierenden Wachstums- und Nutzungssimulationen einer hohen repräsentativen Anzahl von Einzelbäumen (vgl. Kap. 2.1).

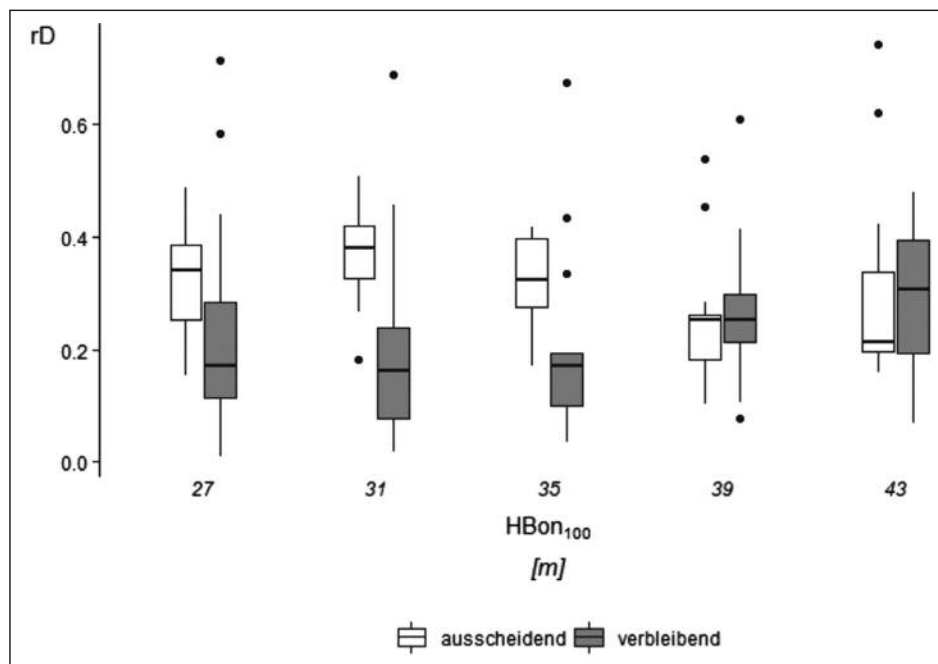


Abb. 6

Boxplots der beobachteten relativen Diskrepanzen rD (siehe *Formel 8*) zwischen den Sortierungsprognosen der alters- und bonitätsabhängigen Fichten-Sortentafel und dem Dg-abhängigen Pendant für den ausscheidenden Bestand (weiss) und den verbleibenden Bestand (grau). Gruppirt nach den jeweiligen Oberhöhenbonitäten.

Boxplots of the observed relative discrepancies rD (see *formula 8*) between the predicted assortment shares of the new assortment table (age- and site-index dependent) and the QMD-dependent alternative. Relative discrepancies within predictions concerning the remaining stand compartment are printed in grey, concerning the removed stand compartment in white. Grouped boxplots represent identical site indexes.

2. Es erfolgt eine idealisierte Sortierung von Bäumen ertragstafelkonform behandelter Bestände (vgl. Kap. 2.2 und 2.3).

3. Als Eingangsgrößen werden das Alter und die Bonität verwendet (vgl. Kap. 3.1).

3.1 Neue Fichten-Sortentafel

Die Abb. 4 und 5 stellen aggregiert die Sortierungsprognosen der neuartigen Sortentafel exemplarisch für den verbleibenden bzw. ausscheidenden Bestand dar. Die tabellarische Form der neuen Fichten-Sortentafel ist am Beispiel des verbleibenden Bestands im Anhang dargestellt. Aus Gründen der Übersichtlichkeit erfolgt die grafische Darstellung in 20-jährigen Altersklassen, während die tatsächliche Tafel in 5-jähriger Auflösung vorliegt und in dieser Form auch im oben beschriebenen Konstruktionsvergleich Anwendung fand. Zudem lösen sowohl die neue Sortentafel als auch das für den späteren Vergleich erzeugte Dg-abhängige Pendant die Sortimente bis auf Stärkeklassenebene auf. Die

Abb. 4 und 5 unterstreichen, dass aus der Gliederung der neuen Sortentafeln nach Alter und Bonität sowie der Trennung von verbleibendem und ausscheidendem Bestand wichtige Zusatzinformationen resultieren. Erstens treten zwischen den Bonitäten innerhalb einer Altersklasse deutliche Unterschiede in den Volumenanteilen der verschiedenen Sortimente auf. Zweitens werden teilweise erhebliche Differenzen in der Sortimentsstruktur zwischen dem verbleibenden und dem ausscheidenden Bestand deutlich.

3.2 Unterschiede zwischen der neuen Sortentafel gegenüber dem Dg-abhängigen Pendant

Einen ersten Eindruck der Unterschiede zwischen der neuartig konstruierten Sortentafel und ihrem durchmesserabhängigen Pendant bietet die Darstellung der innerhalb der einzelnen Bonitäten beobachteten relativen Diskrepanzen rD (Formel 8) des verbleibenden und des ausscheidenden Bestandes (Abb. 6).

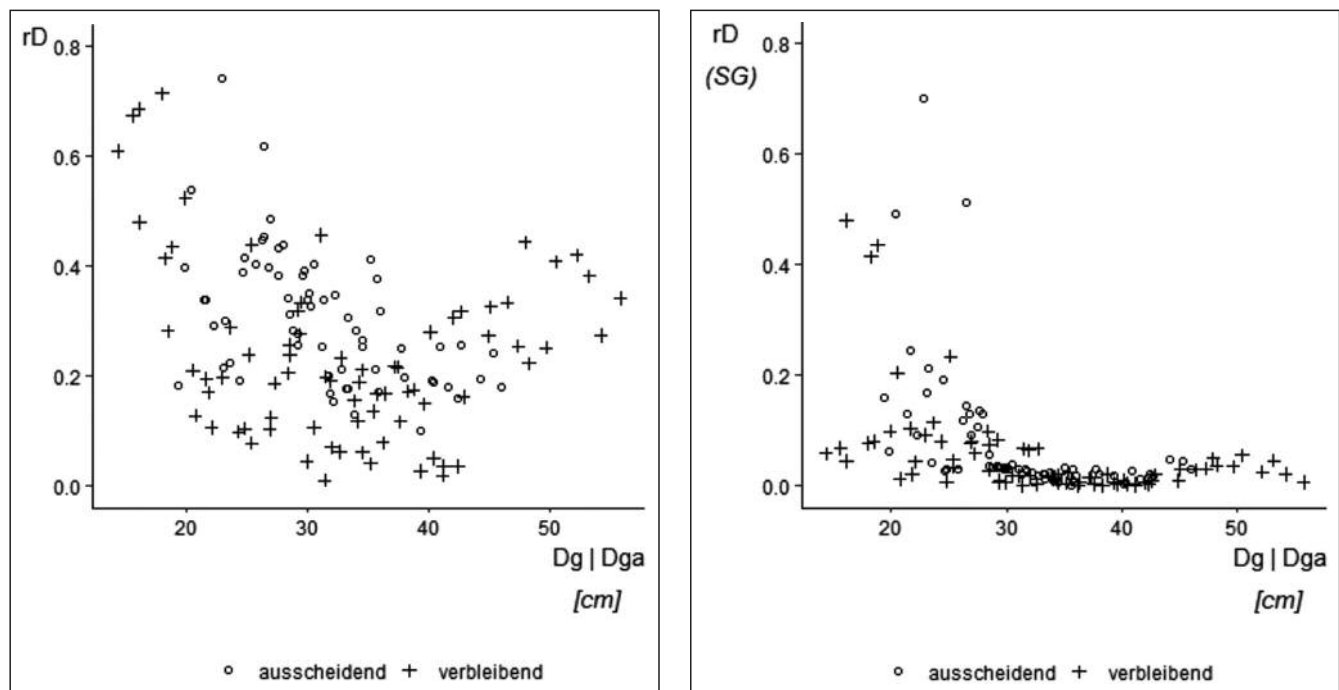


Abb. 7

Beobachtete relative Diskrepanz rD zwischen den Sortierungsprognosen der alters- und bonitätsabhängigen Fichten-Sortentafel für den ausscheidenden Bestand (Kreise) und den verbleibenden Bestand (Kreuze) über dem Dg (links). Entsprechende Darstellung für das Dg-abhängige Pendant, wobei die relativen Diskrepanzen rD nur auf Sortimentsgruppenverschiebungen (SG) (vgl. Kap. 2.5) beruhen (rechts).

Relative discrepancies rD (see formula 8) between predicted assortments according to the age- and site index-dependent Norway spruce assortment table and the QMD-dependent reference table for the removed trees (circles) and the standing trees (crosses) over QMD (left). Equivalent graphics, however relative discrepancies rD calculated based on changes in assortment groups (SG) (see ch. 2.5) only (right).

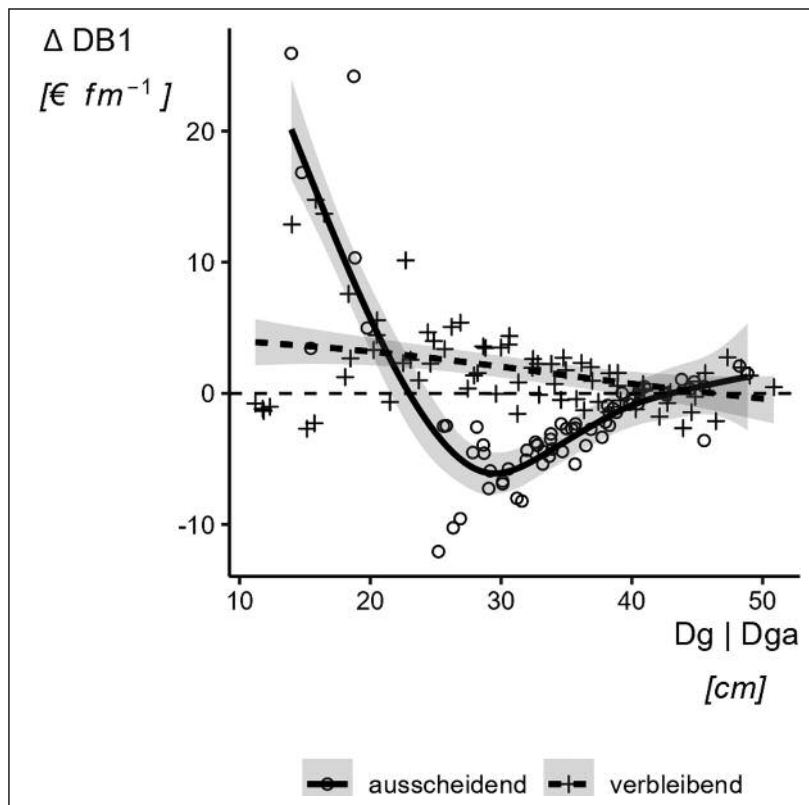


Abb. 8

Differenzen im Deckungsbeitrag I (DB I der neuen alters- und bonitätsabhängigen Tafel – DB I des Dg-abhängigen Pendants) nach Bewertung auf Basis der alters- und bonitätsabhängigen Sortentafel und des Dg-abhängigen Pendants in Abhängigkeit vom Dg für den verbleibenden Bestand (Kreuze) bzw. Dga für den ausscheidenden Bestand (Kreise).

Differences in wood net revenues (new age and site index dependent table – QMD-dependent reference table) calculated according to the age- and site index-dependent Norway spruce assortment table and the QMD-dependent reference table the removed trees (circles) and the standing trees (crosses) over QMD.

Die mittlere relative Diskrepanz über alle Bonitäten hinweg beträgt für das Teilkollektiv des ausscheidenden Bestandes 0,31 und ist für den verbleibenden Bestand mit 0,24 etwas geringer. Ein deutlicher Trend über die Bonitäten hinweg ist für beide Teilkollektive nicht auszumachen.

Teilweise erhebliche Abweichungen offenbart dagegen der detailliertere Vergleich innerhalb der einzelnen Alters-Bonitäts-Kombinationen. *Abb. 7* verdeutlicht diese Unterschiede anhand der relativen Diskrepanzen, aufgetragen gegen den jeweiligen Dg.

Insbesondere in Beständen mit geringem Dg treten weitgehend unabhängig vom betrachteten Teil-

kollektiv große Abweichungen auf (*Abb. 7*, links). Für den verbleibenden Bestand kommt es bei hohen Dg-Werten ebenfalls zu hohen relativen Diskrepanzen.

Dieser Befund wird insbesondere dann deutlich, wenn bei der Bewertung der Diskrepanzen ausschließlich Sortimentsgruppen-Verschiebungen (vgl. Kap. 2.5) betrachtet werden (*Abb. 7*, rechts). Besonders bedeutsame Diskrepanzen treten in niedrigen Dg-Bereichen kleiner 30 cm in erheblichen Umfängen auf. In einigen Alters-Bonitätskombinationen werden dabei im ausscheidenden Bestand rD-Werte von 0,5 und mehr erreicht. Zwar finden sich auch Konstellationen innerhalb niedriger Dg-Bereiche, in

DAUBER, 1989, OFFER und STAUPENDAHL, 2009) ist allerdings die mit der feineren Aufgliederung nach Bonitäten, der Auflösung in 5-jährige Perioden und der Trennung von verbleibendem und ausscheidendem Bestand verbundene Komplexität. STERBA (1983) zeigt jedoch am Beispiel der österreichischen Sortentafeln für Fichte praktikable Wege auf, wie höhere Komplexität durch Verwendung flexibler Funktionen handhabbar wird.

4.2 Bewertung der Unterschiede zur durchmesserabhängigen Sortentafel

Die vorgestellten Ergebnisse untermauern die eingangs aufgestellte Hypothese, dass sich die Sortimentsverteilungen von identisch behandelten Beständen unterschiedlicher Bonität nicht hinreichend genau über den Dg beschreiben lassen. Das Ziel dieser Untersuchung, die Unterschiede zwischen der Sortierungsprognose mittels Alter und Bonität gegenüber der nur über dem Dg zu quantifizieren, ergibt sowohl aus naturaler als auch aus ökonomischer Sicht bedeutsame Differenzen. Der Vergleich zwischen der Sortierung mit der neuen Sortentafel und ihrem durchmesserabhängigen Pendant (Kap. 3.2) ergab immerhin Prognoseabweichungen von bis zu 30%. Die zu Beginn gestellte Frage nach der forstpraktischen Bedeutung der Unterschiede wird mit der Differenz der erntekostenfreien Holzerlöse von bis zu 26 € fm⁻¹ beantwortet. Dabei bewegt sich der Schwerpunkt der beobachteten ökonomischen Differenzen in niedrigen Dg-Bereichen (Abb. 7). Wie gezeigt, liegen die größten Genauigkeitsvorteile der neuen Sortimentschätzung nach Alter und Bonität, getrennt nach ausscheidend und verbleibend, gegenüber der ausschließlichen Verwendung des Dg in schwächer dimensionierten Beständen. Dieser Vorteil besteht allerdings nur unter der Voraussetzung, dass der Bestand der in der hinterlegten neuen Fichten-Ertragstafel (ALBERT et al., 2021a) unterstellten Behandlungsnorm entspricht oder dieser zumindest nahekommt. Je weiter andererseits behandlungsbedingte Bestandesparameter von dieser Norm entfernt sind, desto unzuverlässiger ist das angewandte Schätzverfahren. Beispiel hierfür sind etwa Bestände weit außerhalb der Ertrags- und damit Sortentafel-Norm, wie z.B. nur schwach durchforstete Bestände mit sehr hohen H/D-Werten oder Bestände in Lagen besonderer Wind- und Schneeexposition mit besonders geringen H/D-Werten (vgl. z. B. FOETZKI et al., 2004). Doch auch herkömmlich konstruierte, in der Regel auf dem Dg basierte Sortentafeln beziehen sich stets auf einen bestimmten Normbereich, der entweder auf einer anderen Ertragstafel oder mittleren Sortierergebnissen eines bestimmten Zeitraums und einer bestimmten Region beruht. Auch hier führt eine Anwendung auf

Bestände außerhalb der Norm zugrunde liegender Bestandesdaten zu Abweichungen.³⁾

In der forstlichen Praxis kommt zur Frage der reinen Prognosegüte der Aspekt hinzu, dass die nötigen Eingangsgrößen mit überschaubarem Aufwand und akzeptabler Genauigkeit erhebbare sein müssen, damit das jeweilige Konstruktionsprinzip seine Prognosegüte voll entfalten kann. Die Eingangsgrößen Alter und Bonität, respektive Bestandesoberhöhe werden grundsätzlich für jede forstplanerische Maßnahme erhoben. Der Dg des betreffenden Bestandes(kollektivs) als Eingangsgröße der traditionellen Sortentafeln muss vielfach zusätzlich erhoben oder geschätzt werden. Der Aufwand der Bereitstellung der jeweilig nötigen Eingangsgrößen und deren Schätzgenauigkeit werden jedoch je nach Forstbetrieb und Bestandessituation sehr unterschiedlich ausfallen.

4.3 Anpassungsmöglichkeiten, Erweiterungspotenzial und Limitationen der Sortentafel

Die Konstruktion der neuen Sortentafel beschränkt sich vorerst auf die Stärkeklassensortierung und unterstellt dabei definierte Sortierungsregeln (vgl. Tab. 2). Diese Sortierungsregeln können neuen Entwicklungen der Sortimentsbildung oder modifizierten Vorgaben von Holzkäufern angepasst werden. Wichtig ist hierbei, den Referenzcharakter als wesentliches Charakteristikum, der für die vorgestellten Sortentafeln auf ihrem Bezug zur Rahmenvereinbarung für den Rohholzhandel (DFWR und DHWR, 2015) beruht, beizubehalten.

In einem nächsten Schritt müsste, wie bereits bei OFFER und STAUPENDAHL (2009), die Bestandesqualität als weiteres differenzierendes Merkmal in die Sortentafel integriert werden. Dieses ist insbesondere wichtig, da die Klassenanteile bei idealisierten Sortierungen über dem tatsächlichen Durchschnitt liegen, weil Schäden, Zwiesel, Wipfelbrüche, Fäule etc. nicht erfasst werden. Diese Erweiterung kann entweder über eine qualitative Einordnung des Bestandes in Wertklassen geschehen oder aber im Zuge einer Qualitätsmodellierung z. B. beim Nadelholz anhand von Aststärkenmodellen (vgl. SCHMIDT, 2001) oder bei Buche unter zusätzlicher Beachtung des Rotkernrisikos (vgl. SCHMIDT et al., 2009) erfolgen.

Darüber hinaus zeigen OFFER und STAUPENDAHL (2009) auch die grundsätzliche Notwendigkeit der

³⁾ Prominent sichtbar wird dieser Umstand etwa im standörtlich stark heterogenen Alpenraum. So gliedert STERBA (1983) seine Sortentafeln für Fichte analog zu den gebräuchlichen österreichischen Ertragstafeln in vier Gebiete – von alpiner Hoelage bis Niederösterreich – um die Vielfalt der Bestände hinreichend abbilden zu können.

Berücksichtigung des Holzernteverfahrens, da es direkt die Sortimentsstruktur des ausscheidenden Bestandes beeinflusst und somit im Bereich der Forstplanung und Holzerntekalkulation Bedeutung hat. Hingegen bleibt die Sortimentsbildung des stehenden Vorrates im Rahmen der Waldwertrechnung hiervon unberührt.

Durch die Prämisse einer ertragstafelkonformen Bestandesentwicklung unterliegt die Sortentafel denselben Limitationen wie auch die Fichten-Ertragstafel von ALBERT et al. (2021a). Hier sind insbesondere die Annahmen von homogenen, gleichaltrigen und vollbestockten Reinbeständen und die Realisierung des unterstellten waldbaulichen Behandlungskonzeptes einer gestaffelten Hochdurchforstung zu nennen. Bei den Nadelbaumarten überwiegen diese heute noch. In der hier dominierenden IV. Altersklasse sind dank mittlerweile mindestens 30-jähriger stärkerer Bestandespflege im Zuge der Hochmechanisierung auch die Behandlungsannahmen der neuen Ertrags- und Sortentafeln weitgehend zutreffend. Selbst bei bereits erfolgtem Voranbau sollten also für diese Bestände die neuen Sortentafeln gut anwendbar sein. Je stärker sich Bestände jedoch von diesen Annahmen entfernen, desto größer werden die Abweichungen zur Sortentafel sein.

Im skizzierten Spannungsfeld zwischen Prognosegüte und Datenverfügbarkeit erscheinen grundsätzlich weitere Konstruktionsansätze denkbar, um die Vorteile durchmesserabhängiger Konstruktionen (einfache Verfügbarkeit notwendiger Eingangsdaten) mit denen komplexerer Konstruktionen (bessere Repräsentation der vielfältigen Bestandessituationen) zu vereinen. Einen Kompromiss, der Vorteile beider Methoden kombiniert, bieten möglicherweise durchmesserabhängige Konstruktionen mit höhenabhängigen Korrekturfaktoren für fakultative Anpassungen der Sortierung (FIBICH, 2021). Ein solcher Ansatz würde am in der Praxis etablierten durchmesserabhängigen Schätzverfahren festhalten und gleichzeitig in Situationen mit erhöhten Anforderungen an die Schätzgüte oder bei behandlungs- oder standortbedingt stark abweichenden Bestandeskonstellationen eine Ausnutzung von Höheninformation gestatten.

5. SCHLUSSFOLGERUNGEN

Waldwachstumskundliche Gesetzmäßigkeiten und waldbauliche Behandlungskonzepte, wie die gestaffelte Hochdurchforstung, widerlegen die lange Zeit bei der Erstellung von Sortentafeln bestehende Annahme, dass die Sortimentsanteile unabhängig von Bonität und Bestandesalter allein über den Mitteldurchmesser charakterisiert werden können. Der in dieser Untersuchung durchgeführte Vergleich zeigt jedenfalls nicht unerhebliche Unterschiede in

den geschätzten Sortimentsverteilungen zwischen der Sortentafel nach der neuen komplexeren Konstruktion und einer ausschließlich auf dem Dg basierten, welche sich auch in erheblichen Differenzen der Kalkulation holzerntekostenfreier Erlöse niederschlagen. Ob aus dieser Feststellung zwangsläufig die Schlussfolgerung für die Konstruktion und Anwendung komplexerer Sortentafeln gezogen werden muss, liegt in Abwägung zwischen Genauigkeit und Informationstiefe der neuen Tafel, die bei Anwendung auf der hinterlegten Norm entsprechenden Beständen erreichbar ist, und einer komplizierteren Handhabung entsprechender Tafelwerke sowie weniger robusten Schätzungen bei von der Norm abweichenden Beständen.

6. ZUSAMMENFASSUNG

Die Datengrundlage zur Erstellung von Sortentafeln, die Methode zur Herleitung der Sortimentsanteile und die Eingangsgrößen beim Tafelaufbau charakterisieren die unterschiedlichen Konzepte von Sortentafeln. In diesem Beitrag wird der Hypothese nachgegangen, ob sich die Sortimentsverteilung identisch behandelte Bestände unterschiedlicher Bonität hinreichend genau über den Dg beschreiben lässt. Es werden dafür die Unterschiede zwischen Sortentafeln, die herkömmlich über dem Mitteldurchmesser aufgebaut sind und einer neuen bonitätsabhängigen Konstruktion über dem Alter untersucht. Hierfür wird am Beispiel der Baumart Fichte eine Sortentafel vorgestellt, die auf ertragstafelkonform modellierten Bestandesentwicklungen fußt (*Tab. 1*), wobei die Anteile in den Stärke- und Produktklassen über eine einzelbaumweise Voluminierung und Sortierung bestimmt wird (*Tab. 2*) und die Tafeln im Gegensatz zum herkömmlichen Aufbau nicht über den Mitteldurchmesser sondern über Alter und Bonität gegliedert sind (*Abb. 4* und *5* sowie *Tab.* im Anhang).

Die konstruierte Sortentafel ist an die Fichten-Ertragstafel von ALBERT et al. (2021a) und deren Konstruktionsprinzip gekoppelt (vgl. ALBERT et al., 2021b). Während bei der Erstellung der Fichten-Ertragstafel die Bestandesmittel- und -summenwerte der simulierten Bestandesentwicklungen biometrisch-statistisch ausgeglichen wurden, müssen zur Ableitung der Sortimentsstruktur die Durchmesserverteilungen über dem Alter in Abhängigkeit von der absoluten Oberhöhenbonität modelliert werden (vgl. *Abb. 1* bis *3*). Mit den modellierten Durchmesserverteilungen als Eingangsgröße kann entsprechend den Sortimentierkriterien (*Tab. 2*) die Sortimentsstruktur geschätzt werden.

Der naturale und ökonomische Vergleich einer Sortimentsprognose mit Hilfe der neuen über Alter und Bonität konstruierten Sortentafel gegenüber dem durchmesserbezogenen Pendant (vgl. *Tab. 3*

und 4) ergibt je nach Bestandessituation relative Diskrepanzen in den prognostizierten Sortimentsverteilungen bis zu 30% (Abb. 6 und 7) bzw. Differenzen im Deckungsbeitrag I bis zu 26 € fm⁻¹ (Abb. 8).

Dieser Beitrag zeigt, dass die Annahme der Unabhängigkeit der Sortimentsanteile von Bonität und Bestandesalter nicht allgemeingültig ist. Die Konstruktion von bonitätsabhängigen Sortentafeln über dem Alter statt der herkömmlichen bonitätsunabhängigen Tafel über dem Mitteldurchmesser ist somit eine überlegenswerte Alternative.

7. SUMMARY

Title of the paper: *On the advantages of age and site index dependent assortment tables.*

The different designs of assortment tables are characterized by the data base used for deriving the tables, the methods used to estimate the assortment proportions and the input variables needed for table construction. We hypothesize that the assortment distribution of identically managed stands of different site productivity cannot be described with sufficient accuracy using the quadratic mean diameter (QMD). To this end, the differences between assortment tables that are conventionally constructed using the QMD and a new site index dependent construction are examined. For this purpose, an assortment table for Norway spruce is presented, which is based on stand developments modeled in accordance with yield tables (Table 1), whereby the proportions in the size and product classes are determined using individual tree volumes and sorting (Table 2). In contrast to the conventional structure, the tables are not structured according to QMD but according to age and site index (Fig. 4 and 5 and table in the appendix).

The constructed assortment table is linked to the Norway spruce yield table by ALBERT et al. (2021a) and its construction principle (cf. ALBERT et al., 2021b). While the mean and sum values of the simulated stand developments were biometrically and statistically balanced when creating the Norway spruce yield table, the diameter distributions over age must be modeled as a function of site index in order to derive the assortment structure (see Figs. 1 to 3). Using the modeled diameter distributions as input variables, the assortment structure can be estimated according to the assortment criteria (Table 2).

The comparison of an assortment prediction based on the new assortment table constructed on the basis of age and site index compared to the diameter-based counterpart (see Tables 3 and 4) shows relative discrepancies in the predicted assortment distributions of up to 30% (Figs. 6 and 7) and differ-

ences in the contribution margin I of up to 26 € fm⁻¹ (Fig. 8), depending on the stand characteristics.

This contribution shows that the assumption of the independence of the assortment proportions from site productivity and stand age is not generally valid. The construction of assortment tables depending on site index and age instead of the conventional tables independent of site index solely based on QMD is therefore an alternative worth considering.

8. RÉSUMÉ

Titre de l'article: *De l'avantage des tables de variétés construites en fonction de l'âge et de la classe de fertilité.*

La base de données pour l'élaboration des tables de variétés, la méthode de calcul des proportions de la composition et les paramètres d'entrée pour la construction des tables caractérisent les différents concepts de tables de variétés. Dans cet article, l'hypothèse est de savoir si la répartition de la composition de peuplements traités de manière identique et de différentes classes de fertilités peut être décrite de manière suffisamment précise par le Dg. Les différences entre les tables de variétés construites sur la base traditionnelle du diamètre moyen et une nouvelle construction dépendant de la classe de fertilité et basée sur l'âge sont examinées. A cet effet, une table de variétés est présentée avec l'exemple de l'épicéa, basé sur des développements de peuplements modélisés conformément à la table de production (Tableau 1), les proportions dans les classes de grosseur et de type de produit étant déterminées par un volume par arbre et une composition également par arbre (Tableau 2). 2) et, contrairement à la construction traditionnelle, les tables ne sont pas structurées en fonction du diamètre moyen, mais de l'âge et de la classe de fertilité (fig. 4 et 5, ainsi que les tableaux en annexe).

La table des variétés construite est liée à la table de production des épicéas d'ALBERT et al. (2021a) et à son principe de construction (voir ALBERT et al., 2021b). Alors que, lors de l'élaboration de la table de production de l'épicéa, les valeurs moyennes et totales des peuplements de simulation ont été équilibrées à l'aide de la biométrie et des statistiques, les répartitions des diamètres en fonction de l'âge doivent être modélisées pour en déduire la structure de la composition en fonction de la plus haute classe de fertilité absolue (cf. figures 1 à 3). Avec les distributions de diamètre modélisées comme grandeur d'entrée, il est possible d'estimer la structure de la composition conformément aux critères de composition (Tableau 2).

La comparaison naturelle et économique d'un pronostic de composition à l'aide de la nouvelle table de variétés construite sur la base de l'âge et de la classe

de fertilité par rapport à l'autre table basée sur le diamètre (cf. *Tableau 3* et *4*) montre, selon la situation du peuplement, des écarts relatifs dans les répartitions prévisionnelles de la composition allant jusqu'à 30 % (*fig. 6* et *7*) ou des différences de marge I allant jusqu'à 26 €/m³ (*fig. 8*).

Cette contribution montre que l'hypothèse de l'indépendance des proportions de composition de la classe de fertilité et de l'âge du peuplement n'est pas valable de manière générale. La construction de tables de variétés en fonction de la classe de fertilité et de l'âge, au lieu de la table traditionnelle indépendante de la classe de fertilité et basée sur le diamètre moyen, est donc une alternative qui mérite d'être considérée.

9. DANKSAGUNG

Das diesem Artikel zugrunde liegende Forschungsvorhaben wurde mit Mitteln des Bundesministeriums für Ernährung und Landwirtschaft (Förderkennzeichen 22027816 und 22027916) von der Fachagentur Nachwachsende Rohstoffe e.V. gefördert. Die Verantwortung für den Inhalt dieser Veröffentlichung liegt bei den Autoren. Der Vergleich der neukonstruierten Sortentafel mit dem Dg-abhängigen Pendant entstand im Rahmen der Masterarbeit von Herrn FIBICH an der Abteilung Forstökonomie der Universität Göttingen. Herrn Prof. MÖHRING, Leiter der Abteilung Forstökonomie, gilt unser Dank für seine wertvolle Unterstützung. Herrn Dr. MATTHIAS SCHMIDT danken wir für die Bereitstellung der Durchmesserverteilungsmodelle. Frau MERLIND RAUTER gebührt ebenfalls Dank, sie war maßgeblich an der Entwicklung der neuen Fichten-Sortentafel beteiligt. Zwei anonymen Gutachtern danken wir für die sorgfältigen Hinweise zur Verbesserung des Manuskriptes.

10. LITERATUR

ALBERT, M., J. NAGEL, M. SCHMIDT, R.-V. NAGEL und H. SPELLMANN (2021a): Eine neue Generation von Ertragstafeln für Eiche, Buche, Fichte, Douglasie und Kiefer [Datensatz]. Version 1.1. Zenodo. <https://doi.org/10.5281/zenodo.6343906>.

ALBERT, M., J. NAGEL, M. SCHMIDT, R.-V. NAGEL und H. SPELLMANN (2021b): Konstruktionsprinzip für eine neue Generation von Ertragstafeln erläutert am Beispiel der Baumart Buche. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung, **192**, Jg., 7/8, S. 173–191 (online veröffentlicht und gedruckt 2023).

ALBERT, M., J. NAGEL, M. SCHMIDT, R.-V. NAGEL und H. SPELLMANN (2022): Eine neue Generation von Ertragstafeln. AFZ-Der Wald, **(15)**, S. 39–43.

ASSMANN, E. (1961): Waldertragskunde. München, Bonn, Wien: BLV Verlagsgesellschaft.

ASSMANN, E. und F. FRANZ (1965): Vorläufige Fichten-Ertragstafel für Bayern. Forstwissenschaftliches Centralblatt, **84(1)**, S. 13–43.

DANCKELMANN, B. (1887): Vorertragstafeln, Sortimentstafeln und Gesamtertragstafeln für Kiefern-, Fichten- und Buchen-Hochwald. Zeitschrift für Forst- und Jagdwesen, **19(2)**, S. 73–80.

DFWR (Deutscher Forstwirtschaftsrat) und DHWR (Deutscher Holzwirtschaftsrat) (Hrsg.) (2015): Rahmenvereinbarung für den Rohholzhandel in Deutschland (RVR). Berlin. 2. Auflage. 56 S.

FIBICH, J. (2021): Vergleich des neuartigen Prognoseansatzes der dyn-ET Sortentafeln mit einem durchmesserabhängigen Verfahren sowie Skizzierung eines alternativen Sortentafel-Konstruktionsprinzips. Masterarbeit an der Fakultät für Forstwissenschaften und Waldökologie der Universität Göttingen. 49 S.

FOETZKI, A., M. JONSSON, M. KALBERER und H. SIMON (2004): Die mechanische Stabilität von Bäumen: das Projekt Baumstabilität des FB Naturgefahren. Forum Für Wissen, 35–42. Retrieved from <http://wslf.ch/dienstleistungen/publikationen/pdf/6204.pdf>.

FVA BADEN-WÜRTTEMBERG (2020): Kalkulationsprogramm HOLZERNT. Entscheidungshilfe für Holzaufbereitung und -bringung, Holzvermarktung, Controlling und Waldbewertung. Version 8.2. Freiburg i.B.

GREGORIUS, H.-R. (1974): Genetischer Abstand zwischen Populationen. Silvae Genetica, **23**, S. 22–27.

GROENEVELD, R. A. (1986): Skewness for the Weibull Family. Statistica Neerlandica, **40(3)**, S. 135–140.

HAMILTON, G. J. und J. M. CHRISTIE (1971): Forest management tables (metric). For. Comm. Booklet, 34.

HANSEN, J. und J. NAGEL (2014): Waldwachstumskundliche Softwaresysteme auf Basis von TreeGROSS-Anwendung und theoretische Grundlagen. Ed. Spellmann: Beiträge aus der Nordwestdeutschen Forstlichen Versuchsanstalt Göttingen, Band **11**. Universitätsdrucke Göttingen. 224 S.

LOJO, A., J. MUSI, B. BALI und A. AVDAGI (2020): Wood assortment tables of Norway spruce (*Picea abies* Karst.) for Canton 10 of Federation B&H. Radovi Šumarskog Fakulteta Univerziteteta u Sarajevu, **50(2)**, S. 3–19. <https://doi.org/10.54652/rsf.2020.v50.i2.344>.

MITSCHERLICH, G. (1939a): Sortenertragstafel für Fichte. Mitteilungen der Forstwirtschaft und Forstwissenschaft, (**Heft 4**), S. 569–583.

MITSCHERLICH, G. (1939b): Sortentafeln für Kiefer, Buche und Eiche. Mitteilungen der Forstwirtschaft und Forstwissenschaft, (**Heft 4**), S. 484–568.

NUSKE, R., K. STAUPENDAHL und M. ALBERT (2022): et.nwfv: Forest Yield Tables for Northwest Germany and their Application (0.1.0). Zenodo. <https://doi.org/10.5281/zenodo.7207597>.

NW-FVA (2023): Merkblätter, Entscheidungshilfen und Leitfäden. Zugriff am 27.02.2023 auf <https://www.nw-fva.de/veroeffentlichen/merkblaetter>.

OFFER, A. und K. STAUPENDAHL (2009): Neue Bestandsortentafeln für die Waldbewertung und ihr Einsatz in der Bewertungspraxis. Forst und Holz, **64(5)**, S. 16–25.

PETRAŠ, R., J. MECKO und V. NOCIAR (2008): Models of assortment yield tables for poplar clones. Journal of

- Forest Science, **54**(5), S. 227–233. <https://doi.org/10.17221/3/2008-jfs>.
- PRESSLER, M. (1857): Presslers neue Holzwirtschaftliche Tafeln. Desden: Verlag von Woldemar Türk.
- PRETZSCH, H. (2016): Ertragstafel-Korrekturfaktoren für Umwelt- und Mischungseffekte. *AFZ-Der Wald*, **14**, S. 47–50.
- PRKA, M. und A. P. B. KRPA (2010): Impact of tending measures on assortment structure of fellings in central Croatian beech stands. *Acta Silvatica et Lignaria Hungarica*, **6**, S. 171–182.
- RIEDEL, T., P. HENNIG, F. KROIHER, H. POLLEY, F. SCHMITZ und F. SCHWITZGEBEL (2017): Die dritte Bundeswaldinventur (BWI 2012). Inventur- und Auswertungsmethoden.
- SCHMIDT, M. (2001): Prognosemodelle für ausgewählte Holzqualitätsmerkmale wichtiger Baumarten. Dissertation Universität Göttingen. 302 S.
- SCHMIDT, M., S. NOWACK und R. RIEBELING (2009): Methodische Ansätze und Ergebnisse zur Quantifizierung des Buchen-Rotkerns in Hessen. *Allgemeine Forst- und Jagdzeitung*, **182**(7/8), S. 146–159.
- SCHÖBER, R. (1995): Ertragstafeln wichtiger Baumarten bei verschiedener Durchforstung (4. Auflage). Frankfurt am Main: J. D. Sauerländers Verlag.
- SCHÖPFER, W. und E. DAUBER (1989): Bestandessortentafeln 82/85. Freiburg i.B.
- SCHWAPPACH, A. (1893): Wachstum und Ertrag normaler Rotbuchenbestände. Berlin: Verlag Julius Springer.
- SLOBODA, B., D. GAFFREY und N. MATSUMURA (1993): Regionale und lokale Systeme von Höhenkurven gleichartiger Waldbestände. *Allgemeine Forst- und Jagdzeitung*, **164**(12), S. 225–228.
- STAUPENDAHL, K. (2021): Mit der Hossfeld-, Sloboda- und Chapman-Richards-Funktion geschätzte Bonitätsfächer auf Basis der Daten der Ertragstafelsammlung Schober. R package, unveröffentlicht.
- STERBA, H. (1983): Die Funktionsschemata der Sortentafeln für Fichte in Österreich. *Mitteilungen der Forstlichen Bundesversuchsanstalt Wien*, Band **152**. Österreichischer Agrarverlag. 63 S.
- STERBA, H., M. KLEINE und P. ECKMÜLLNER (1986): Sortentafeln für Tanne, Lärche, Kiefer und Buche. Wien: Österreichischer Agrarverlag.
- WENK, G., K. RÖMISCH und D. GEROLD (1984): DDR-Fichtenertragstafeln. Dresden: Agrarwiss. Ges. d. DDR.
- WIEDEMANN, E. (1936/42): Ertragstafel für die Baumart Fichte (mäßige, starke und gestaffelte Durchforstung). In: R. SCHÖBER (Ed.), *Ertragstafeln wichtiger Baumarten* (4. Auflage). Frankfurt am Main: Sauerländer's Verlag.

11. ANHANG

Neue Fichten-Sortentafel für den verbleibenden Bestand bei gestaffelter Hochdurchforstung
 (HBon₁₀₀ = Oberhöhenbonität, IN_kurz = Industrieholz kurz, SH_lang = Stammholz lang,
 SH_Abs = Stammholzabschnitte, X-Holz = im Bestand verbleibendes Restholz).

New Norway spruce assortment table for standing trees under graduated thinning
 from above (HBon₁₀₀ = site index, IN_kurz = short industrial wood, SH_lang = long sawlogs,
 SH_Abs = short sawlogs, X-Holz = waste wood).

Alters- klasse	HBon ₁₀₀	Sortiment	Anteil [%]	Stärkeklassen								
				0	1a	1b	2a	2b	3a	3b	4	5
0-20 Jahre	35	IN_kurz	98.9	81.2	18.8							
		X-Holz	1.1	100.0								
	39	IN_kurz	91.9	51.5	48.4	0.1						
		X-Holz	8.1	100.0								
	43	SH_Abs	48.1		71.0	29.0						
		IN_kurz	72.7	42.6	57.4							
		X-Holz	3.2	100.0								
>20-40 Jahre	27	IN_kurz	92.8	2.7	85.1	12.2						
		X-Holz	7.2	100.0								
	31	SH_Abs	54.8		8.1	80.7	11.2					
		IN_kurz	82.4	16.0	75.1	8.9						
		X-Holz	3.9	100.0								
	35	SH_lang	0.0				100.0					
		SH_Abs	61.1		10.9	65.2	22.7	1.2				
		IN_kurz	49.9	7.7	87.5	4.8	0.0					
		X-Holz	4.3	100.0								
	39	SH_lang	15.5				89.5	10.5				
		SH_Abs	53.9		8.3	47.2	36.4	8.1				
		IN_kurz	36.5	8.9	59.6	31.5						
		X-Holz	1.8	100.0								
	43	SH_lang	36.4				76.6	23.2	0.2			
SH_Abs		50.2		6.1	45.0	38.8	10.1					
	IN_kurz	21.5	9.8	58.8	31.3	0.0						
	X-Holz	1.0	100.0	0.1								
>40-60 Jahre	27	SH_Abs	53.0		2.0	42.5	52.8	2.6				
		IN_kurz	57.8	6.1	52.6	41.2	0.1					
		X-Holz	2.5	100.0								
	31	SH_lang	19.9				77.2	22.8				
		SH_Abs	58.5		2.4	37.4	47.7	12.5				
		IN_kurz	29.6	5.9	57.7	35.9	0.5					
		X-Holz	1.9	100.0								
	35	SH_lang	46.0				58.0	40.1	1.9			
		SH_Abs	32.1		1.2	30.0	48.5	20.4				
		IN_kurz	20.7	5.5	34.9	59.0	0.6					
		X-Holz	1.2	100.0								
	39	SH_lang	76.7				26.1	53.3	19.7	1.0		
		SH_Abs	8.3		1.4	38.7	42.9	17.1				
		IN_kurz	14.2	2.7	31.6	57.8	7.9	0.0				
	X-Holz	0.8	94.4	5.6								
43	SH_lang	84.9				9.6	40.3	37.1	12.5	0.6		
	SH_Abs	2.0		2.3	46.2	40.5	11.0					
	IN_kurz	12.7	2.7	25.8	45.3	23.3	2.9	0.0				
	X-Holz	0.4	91.1	8.9								

((Fortsetzung Anhang)).
((Continued Attachment)).

Alters- klasse	HBon ₁₀₀	Sortiment	Stärkeklassen									
			Anteil [%]	0	1a	1b	2a	2b	3a	3b	4	5
>80-100 Jahre	27	SH_lang	66.98				42.68	55.35	1.97			
		SH_Abs	16.28	1.44	35.47	43.97	19.12					
		IN_kurz	15.74 3.27	40.74	55.7	0.28						
			X-Holz	1 98.68	1.32							
	31	SH_lang	82.84				15.91	47.61	34.42	2.06		
		SH_Abs	4.22	2.15	43.46	41.5	12.89					
		IN_kurz	12.36 3.12	30.7	53.24	12.9	0.04					
			X-Holz	0.58 92.98	7.02							
	35	SH_lang	85.8				4.36	24.28	45.68	25.28	0.4	
		SH_Abs	1.02	2.9	47.87	39.96	9.28					
		IN_kurz	12.94 1.68	21.28	32.33	41.54	3.17					
			X-Holz	0.24 87.32	12.68							
	39	SH_lang	80.35				0.7	5.52	21.21	38.78	33.78	0.02
		SH_Abs	3.29	1.16	25.51	32.7	35.32	5.3				
		IN_kurz	16.18 0.82	9.73	18.08	32.66	20.52	18.04	0.16			
			X-Holz	0.18 90.22	9.78							
	43	SH_lang	74.4				0.18	1.54	7.28	21.87	63	6.14
		SH_Abs	10.3	0.04	0.76	3.96	17.2	37.86	34.5	5.68		
IN_kurz		15.14 0.61	6.9	15.15	24.52	29.82	21.34	1.67				
		X-Holz	0.16 84.1	15.9								
>100- 120 Jahre	27	SH_lang	82.41				14.93	61.14	23.88	0.06		
		SH_Abs	3.48	1.38	39.02	42.86	16.74					
		IN_kurz	13.38 3.28	27.76	63.24	5.72						
			X-Holz	0.72 96.27	3.73							
	31	SH_lang	86.52				4.26	22.66	48.04	24.81	0.25	
		SH_Abs	0.96	3.02	49.47	37.71	9.81					
		IN_kurz	12.24 1.6	21.1	34.58	41.37	1.35					
		X-Holz	0.27 90.42	9.58								