

Methodische Ansätze und Ergebnisse zur Quantifizierung des Buchen-Rotkerns in Hessen

Prof. Dr. Dr. h.c. KLAUS VON GADOW zum 70. Geburtstag gewidmet

(Mit 4 Abbildungen und 5 Tabellen)

MATTHIAS SCHMIDT¹⁾, STEFAN NOWACK²⁾ und R. RIEBELING³⁾

(Angenommen Mai 2011)

SCHLAGWÖRTER – KEY WORDS

Rotbuche; Rotkern; Kategorische Regression; non proportional odds Modell; Standortsensitivität.

European beech; red heartwood; categorical regression; non proportional odds model; site-sensitivity.

1. EINLEITUNG

Die Rotbuche ist sowohl vom Einschlagsvolumen (ZMP, 2007) als auch von der Waldfläche die mit Abstand wichtigste Laubholzart Deutschlands (BUNDESMINISTERIUM FÜR VERBRAUCHERSCHUTZ, ERNÄHRUNG UND LANDWIRTSCHAFT (BMVEL) 2004). Trotz der starken Nachfrage- und Preisschwankungen für Buchenwertholz in den letzten Jahren wird das Produktionsziel aufgrund der großen dimensions- und qualitätsbedingten Preisstaffelung (Wertholzbaumart) auch zukünftig starkes, wertholzhaltiges Stammholz sein. Einer optimalen Ausnutzung des spät kulminierenden und auf vielen Standorten hohen durchschnittlichen Zuwachses dieser Baumart (KRAMER, 1988: S. 103 und 220 ff.) steht jedoch häufig die Entwertung durch eine fakultative Verkerung entgegen (SEELING, 1991; SACHSSE, 1991; SEELING und SACHSSE, 1992). Immer wieder initiierte Werbekampagnen (z.B. WAGEMANN, 2001) haben – mit Ausnahmen bei geringfügigen Sonderverkäufen – nichts an den deutlichen Preisabschlägen für rotkerniges, ansonsten aber hochwertiges Buchenstammholz geändert. Die besondere Bedeutung des Buchenrotkernes, der häufig zu mehr als 50% das für eine Abwertung in die Güteklasse C (BK) ausschlaggebende Kriterium ist (HAPLA und STEINFATT, 2001), wird sowohl in der Handelsklassensortierung für Rohholz (HKS, 1969) als auch in der Gütesortierung nach der EU-Norm EN 1316-1 durch die Ausweisung von Unterklassen berücksichtigt (DIN EN 1997). Auch KNOKE et al. (2006) unterstreichen mit einer umfangreichen Untersuchung von Submissionsgeboten für hochwertiges Stammholz die besondere Bedeutung des Buchenrotkerns für die Preisbildung. Andere Kerntypen wie der Spritzkern werden noch negativer beurteilt, da hier eine besonders starke Zellverthyllung (SACHSSE, 1991) oder sogar beginnende Holzzersetzung

(NECESANY, 1958) auftritt. Die statistische Beschreibung des Auftretens und Ausmaßes der unterschiedlichen fakultativen Kerntypen in Abhängigkeit von Einzelbaum-, Bestandes- und Standortvariablen ist somit von besonderem wirtschaftlichem Interesse. Daher sind schon früh Untersuchungen zum Buchenrotkern durchgeführt worden (RACZ, 1961; ZYCHA, 1948), wobei das Thema in den letzten Jahren noch einmal an Aktualität gewonnen hat und zahlreiche Ergebnisse auch aus neueren Untersuchungen vorliegen (KNOKE et al., 2006; WERNSDÖRFER et al., 2005a; SCHMIDT und HEIN, 2005; SCHMIDT et al., 2005; ZELL et al., 2004; KNOKE, 2003; BÖRNER, 2002; BÜREN, 2002; KNOKE und SCHULZ-WENDEROTH, 2001; REDDE, 1998; BÜREN, 1998; HÖWECKE, 1998). Allerdings dienen die Erkenntnisse trotz eines relativ hohen Forschungsaufwandes bisher kaum der Entscheidungsunterstützung in der Forstwirtschaft. Als Ursachen sind die uneinheitlichen Ergebnisse, die hohe nicht erklärte Reststreuung bei der Modellierung des Kerntyps und der Kerndimension sowie die fehlende Einbindung in Planungssoftware zu vermuten. Die uneinheitlichen Ergebnisse vieler Untersuchungen können dahingehend interpretiert werden, dass die Zusammenhänge zwischen den unabhängigen Variablen und der Ausbildung des Rotkerns durch zufällige, d.h. nicht beobachtete bzw. erfasste Einflüsse überlagert werden. Als Beispiele für derartige Einflüsse können das Auftreten von Astnarben (WERNSDÖRFER et al., 2005a), Totästen (ZYCHA, 1948) und Rindenbrand (RACZ et al., 1961) oder aber auch nicht erfasste Bodeneigenschaften wie ein StauhORIZONT genannt werden. Für eine statistisch einwandfreie Quantifizierung der Effekte der beobachteten Einflussfaktoren werden daher sehr große Datenmengen benötigt. Nur dann kann davon ausgegangen werden, dass alle Kombinationen von berücksichtigten Einflussfaktoren in einem ähnlichen Ausmaß von zufälligen Einflüssen überlagert werden. Sehr große Datenmengen sind auch notwendig, wenn der Einfluss von kategorischen Standortvariablen zusätzlich zu den Effekten des Alters und des BHD auf überregionaler Ebene quantifiziert werden soll. Die neueren Untersuchungen zum Buchenrotkern können somit eher als exemplarische Pilotstudien denn als verallgemeinerbare Grundlage für ein Rotkerninformationssystem betrachtet werden, da ihre Datenbasis nur einige hundert bis einige tausend Datensätze umfasst.

Im Folgenden wird ein Ansatz vorgestellt, der die Verkernungsmuster adäquat beschreibt und die Effekte der

¹⁾ Nordwestdeutsche Forstliche Versuchsanstalt, Grätzelstraße 2, D-37079 Göttingen. Tel.: +49-551-69401-110, Fax: +49-551-69401-160. E-mail: Matthias.Schmidt@nw-fva.de

²⁾ Hessen-Forst FENA, Europastraße 10–12, D-35394 Gießen.

³⁾ Ehemals: Hessische Landesanstalt für Forsteinrichtung, Waldforschung u. Waldökologie (HLFWW).

vermutlich wichtigsten Einflussgrößen anhand einer sehr umfangreichen Datenbasis quantifiziert. Um eine hohe Praxistauglichkeit zu gewährleisten, wurden neben dem BHD und der Erdstammlänge ausschließlich Variablen als Eingangsgrößen verwendet, die der forstlichen Praxis durch die Forsteinrichtung und Standortskartierung zur Verfügung stehen.

Das Modell soll zukünftig in zwei unterschiedlichen Anwendungsbereichen eingesetzt werden: (1) die Verwendung in einem Rotkerninformationssystem für die Einschätzung der aktuellen Verkernung von Einzelbäumen und Beständen auf der Grundlage von Waldinventuren. (2) die Verwendung in einem Entscheidungsunterstützungssystem zur Ableitung optimaler Nutzungszeitpunkte bzw. Zieldurchmesser unter Berücksichtigung des zukünftigen Verkernungsrisikos durch die Kombination mit einem Wachstumssimulator und ökonomischen Bewertungsmodellen im Rahmen der Waldbauplanung.

2. DATENGRUNDLAGE

Die vorliegende Untersuchung basiert auf 80.155 Erdstämmen, an denen die Verkernung am Fuß- und Zopfende in ordinaler Form angesprochen wurde. Die Daten wurden im Rahmen des regulären Bucheneinschlages in hessischen Forstämtern im Zeitraum von 1993–1999 erhoben. Dabei wurde je Schnittfläche der maximale Kerndurchmesser gutachterlich einer der 6 sortierrelevanten Kerndurchmesserklassen zugeordnet (*Tab. 1*). Die okulare Schätzung geschah in praxisüblicher Weise und wurde durch gelegentliche orientierende Messungen ergänzt. Der Erdstammmittdurchmesser wurde mittels Kreuzkluppung und die Erdstammlänge mittels Maßband gemessen und die Informationen mit mobilen Datenerfassungsgeräten gespeichert. Die Teilnahme an der Rotkernaufnahme war freiwillig und es wurden nur Einschlüsse im Landeswald erfasst. Es erfolgte keine Unterscheidung nach unterschiedlichen Kerntypen wie Rot- und Spritzkern, was aus heutiger Sicht als nachteilig beurteilt werden muss. Die Ergebnisse der Rotkernansprache wurden abschließend mit Forsteinrichtungs- und Standortsinformationen verschnitten, um deren Zusammenhänge zur Verkernung prüfen zu können.

Einen ersten Überblick über die Datenstruktur erhält man durch die Stratifizierung nach Kenngrößen, die als relevant für die Verkernung eingestuft werden. Im Folgenden werden dabei nur die Variablen verwendet, für die bei der späteren Modellbildung ein signifikanter Effekt identifiziert wurde. Diese Variablen sind das geologische Ausgangsgestein, die Wasserhaushaltsstufe, die Trophiestufe, die Seehöhe, das Bestandesalter, der BHD und die Erdstammlänge.

Die Datenbelegung der geologischen Ausgangsgesteine ist dabei sehr unterschiedlich (*Abb. 1*, links). Auf Basalt, Buntsandstein und die Gruppe der Tonschiefer und Grauwacken entfallen 71% der Datensätze. Die Bezeichnung Buntsandstein umfasst hier den mittleren und unteren Buntsandstein. Ebenso wurden die Tonschiefer und Grauwacken sowie deren Mischformen zusammengefasst. Neben den 3 dominierenden Ausgangsgesteinsgruppen weisen Diabas, Quarzit, die Gruppe Gneis-Granit sowie Löß noch jeweils mehrere tausend Datensätze auf. Die Zusammenfassung von Ausgangsgesteinen erfolgte, wenn aus bodenkundlicher Sicht große Ähnlichkeiten bezüglich der Zusammenhänge zur Verkernung angenommen werden können und sich diese Annahmen während der Modellbildung auch aus statistischer Sicht bestätigten. Die übrigen Ausgangsgesteine umfassen in der Summe nur noch knapp 5% der Datensätze.

Die Verteilung nach Wasserhaushaltsstufen wird von den Ausprägungen 'frisch' und 'mäßig frisch' dominiert (85% der Datensätze). Die Ausprägungen 'feucht' und 'trocken' wurden aufgrund ihrer extrem geringen Belegung den Ausprägungen 'betont frisch' bzw. 'mäßig trocken' zugeordnet. Die Ausprägungen 'mäß. trockentrocken' und 'wechselfeucht' umfassen dabei relativ geringe Anzahlen an Datensätzen (*Abb. 1*, rechts).

Die Trophiestufen oligo- und mesotroph wurden zusammengefasst, da die Trophiestufe oligotroph nur selten vorkommt. Damit werden nur die Trophiestufen eutroph (36% der Datensätze, $n=28.797$) bzw. meso – oligotroph (64% der Datensätze, $n=51.358$) unterschieden. Neben der Seehöhe als weiterer StandortsvARIABLEN wurden auch das Bestandesalter, der BHD sowie die Erdstammlänge als Kenngrößen mit signifikantem Effekt identifiziert (*Tab. 2*). Sowohl die Alters- als auch

Tab. 1

Definition der Rotkernklassen, die bei der Ansprache des Buchenrotkerns an Erdstämmen verwendet wurden (n = Anzahl Erdstämme).

Definition of red heartwood classes used to rate beech heartwood formation of butt logs (n = number of butt logs).

Rotkernklasse	Definition	n	%
0	kein Rotkern	18.494	23
1	bis 12 cm Kerndurchmesser	18.966	24
2	12 cm Kerndurchmesser – 1/3 des Stammdurchmessers	19.300	24
3	1/3 – 1/2 des Stammdurchmessers	14.109	17
4	1/2 – 2/3 des Stammdurchmessers	7.142	9
5	> 2/3 des Stammdurchmessers	2.144	3

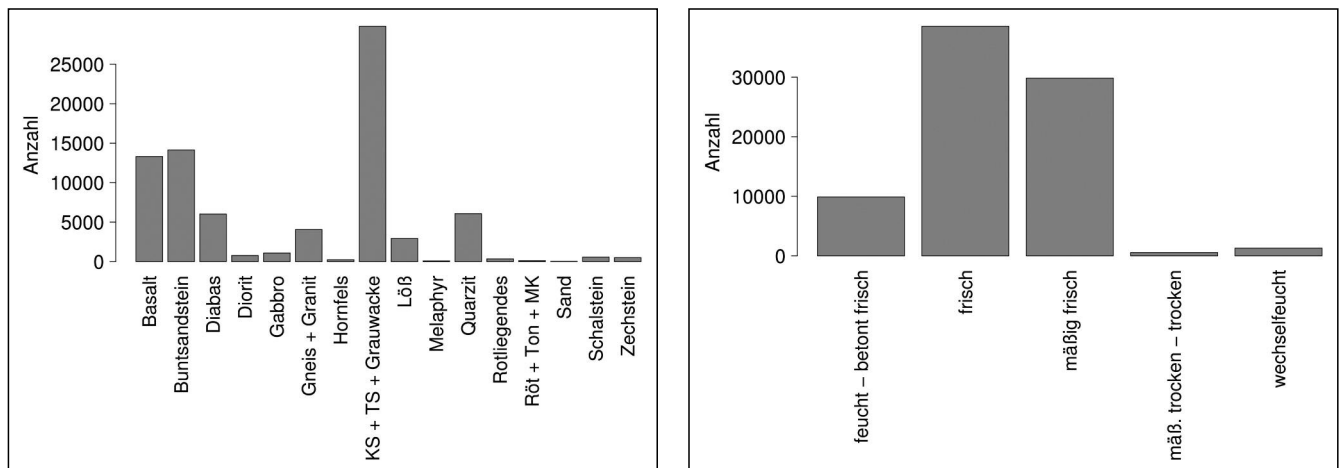


Abb. 1

Häufigkeitsverteilungen der erfassten Erdstämme nach geologischem Ausgangsgestein (links) und Wasserhaushaltsstufe (rechts).

Die Gruppe 'KS + TS + Grauwacke' umfasst Tonschiefer, Grauwacke sowie den seltenen Kieselschiefer, die Gruppe 'Buntsandstein' den mittleren und unteren Buntsandstein sowie den seltenen Glimmersandstein, die Gruppe 'Röt + Ton + MK' kombiniert die seltenen Ausgangsgesteine Oberer Buntsandstein (Röt), Ton und Muschelkalk.

Frequency distributions of butt logs by bed-rock (left) and soil water class (right).

The 'KS + TS + Grauwacke' class comprises clay shale, graywacke and the infrequent chert, the 'Buntsandstein' class comprises middle and lower sandstone (Triassic) and the infrequent micaceous sandstone, the 'Röt + Ton + MK' class comprises the infrequent bed-rock upper sandstone (Triassic), clay and limestone (Triassic).

Tab. 2

Kennwerte der Häufigkeitsverteilungen und Korrelationskoeffizienten der metrischen Variablen, für die ein signifikanter Einfluss auf die Verkernung identifiziert wurde.

Statistics of frequency distributions and correlations for continuous predictor variables with significant effects on heartwood formation.

Variable	25%		75%		Max.	Korrelationskoeffizienten		
	Min.	Quantil	Mittel	Quantil		Alter [J]	Stammlänge [m]	Seehöhe [m]
BHD [cm]	21,5	39,5	48,6	56,5	123,0	0,32	0,21	-0,20
Alter [J]	42	126	142	158	227		0,05	0,18
Stammlänge [m]	2,1	5,7	7,6	9,0	24,0			0,01
Seehöhe [m]	150	300	369	440	670			

die BHD-Häufigkeitsverteilung weisen eine breite Spreitung mit einem mittleren Alter von 142 Jahren bzw. einem mittleren BHD von 48,6 cm auf (Tab. 2). Die Korrelationskoeffizienten zwischen den metrischen unabhängigen Variablen sind gering, was vorteilhaft für die spätere kausale Interpretation der einzelnen Modelleffekte ist (Tab. 2). Insbesondere die geringe Korrelation zwischen dem BHD und dem Bestandesalter spiegelt wider, dass Bäume mit geringerer Dimension zum Teil auch aus älteren Beständen stammen.

3. METHODIK

3.1 Modellierung des BHD

Eine spezielle Problematik resultiert daraus, dass der BHD im Gegensatz zu den übrigen Variablen nicht gemessen bzw. direkt erfasst wurde, sondern aus dem Mittendurchmesser und der Erdstammlänge hergeleitet werden musste. Eine Verwendung des BHD's als Ein-

gangsgröße ist aber unbedingt erforderlich, da die Ernteentscheidung am BHD (Zielstärke) und nicht am Mittendurchmesser orientiert ist. Aufgrund der großen Variation der Erdstammlängen und Mittendurchmesser (Tab. 2), erscheint es jedoch unzulässig, den BHD unter Annahme einer einheitlichen Abholzigkeit von z.B. 1 cm pro laufendem Meter direkt aus dem Mittendurchmesser herzuleiten. Stattdessen wurde mit Hilfe eines über dem Bestandesalter funktionalisierten Höhen-Durchmesser-Modells für jeden Bestand eine altersspezifische Höhenkurve geschätzt (SCHMIDT, 2010). Bonitätsunterschiede konnten dabei nicht berücksichtigt werden, da nicht auf Höhenmessungen oder Bonitätsschätzungen zurückgegriffen werden konnte. Anschließend wurden iterativ BHD-Höhen-Paare aus den Bestandeshöhen abgegriffen und zur Initialisierung des Schaftformmodells BDATPro (KUBLIN, 2003) verwendet. Der BHD wurde dabei ausgehend vom Wert des zugehörigen Mittendurchmessers schrittweise um 0,5 cm erhöht. Für jedes der resultie-

renden BHD-Höhen-Paare wurde unter Vorgabe einer Stockhöhe von 30 cm der Stammdurchmesser auf der Hälfte der Erdstammlänge bestimmt und mit dem Wert aus der Holzaufnahme verglichen. Dem jeweiligen Erdstamm wurde dann der BHD zugeordnet, für den die zugehörige Abweichung zwischen erfasstem und berechnetem Mittendurchmesser minimal ist.

3.2 Rotkernmodellierung

In Untersuchungen zum Rotkern wird häufig sowohl der Kerntyp angesprochen als auch der maximale Kerndurchmesser erfasst. Bezüglich des Kerntyps werden entweder nur die Ausprägungen 'kein Kern' und 'Rotkern' unterschieden (KNOKE und SCHULZ-WENDEROTH, 2001) oder es erfolgt eine weitere Differenzierung nach Rot- und Spritzkern (SCHMIDT et al., 2005) und sogar Wundkern sowie abnormem Kern (SACHSSE, 1991) oder Wolkenkern sowie unregelmäßigem Kern (HÖWECHE, 1998). Jede der verschiedenen Erfassungsarten erfordert spezifische Modellansätze, um eine adäquate Auswertung der Daten zu gewährleisten. Liegt eine exakte Vermessung des Kerndurchmessers vor, werden typischerweise 2-stufige Modellansätze verwendet. Dabei werden erst die Auftretenswahrscheinlichkeiten der Kerntypen in Abhängigkeit von Kovariablen und anschließend der Kerndurchmesser als Funktion des Kerntyps und gegebenenfalls weiterer Kovariablen geschätzt. Werden bei der Datenerhebung nur die zwei Ausprägungen 'kein Kern' und 'Rotkern' angesprochen, können die Auftretenswahrscheinlichkeiten mit Hilfe eines verallgemeinerten Regressionsmodells mit binomial verteilter Zielvariable geschätzt werden (KNOKE, 2003). Liegt eine Unterscheidung nach mehr als 2 Kerntypen vor, sollte ein multinomiales Regressionsmodell verwendet werden (SCHMIDT et al., 2005).

Da in der vorliegenden Untersuchung nur die Typen 'kein Kern' und 'Rotkern' unterschieden wurden und der Kerndurchmesser in ordinaler Form erfasst wurde, kann ein 1-stufiger Modellansatz verwendet werden. Dabei werden die Auftretenswahrscheinlichkeiten für die verschiedenen Rotkernklassen direkt über ein multinomiales Regressionsmodell mit rangskalierten Zielvariablen geschätzt. Zielvariable ist die Auftretenswahrscheinlichkeit für die stärkere und damit sortierrelevante Verkernung am Zopf oder Stammfuß eines Erdstammes. In der Methodik der hier verwendeten logistischen Regressionsmodelle werden anstelle der Wahrscheinlichkeiten transformierte Erwartungswerte geschätzt (Formel 1a). Die transformierten Erwartungswerte werden durch den sogenannten linearen Prädiktor $X\beta$ mit der Designmatrix X und dem Parametervektor β bestimmt. Die Transformation erfolgt mit Hilfe der Logit-Funktion g . Die zugehörigen (kumulierten) Wahrscheinlichkeiten lassen sich durch eine Rücktransformation mit Hilfe der Responsefunktion (inverse Logit-Funktion) berechnen (Formel 1b) (FAHRMEIR et al., 2007). Die Ebene des linearen Prädiktors ist vor allem für den Bereich der Modellselektion und -interpretation von Bedeutung. Dagegen bilden die geschätzten Auftretenswahrscheinlichkeiten die eigentliche Basis für die Entscheidungsunterstützung der forstlichen Praxis.

Die einfachste Form multinomialer Regressionsmodelle für ordinale Zielvariablen ist das sogenannte 'proportional odds model' (McCULLAGH, 1980; ANDERSON und PHILIPS, 1981), das ein Spezialfall des kumulativen logistischen Regressionsmodells ist. Das Modell unterstellt bezogen auf die Rotkernproblematik für alle Kovariablen jeweils einheitliche und konstante Modelleffekte auf die Wahrscheinlichkeiten der Rotkernklassen (Formel 1a/1b). Der Modellansatz unterstellt somit, dass die Verhältnisse der kumulierten Chancen konstant und nicht von den Kovariablen anhängig sind. Dabei wird angenommen, dass die Beobachtungen (bedingt) multinomial verteilt sind:

$$Y_{ir} | x_i \sim M(1, \pi_i), \quad \pi_i = (\pi_{i1}, \dots, \pi_{iR})'$$

mit $\pi_{ir} = E(y_{ir})$ und

$$\text{Cov}(y_{ir}, y_{is}) = y_{ir}(1 - y_{is}), \quad r \leq s.$$

(siehe Formel [1a], Seite 150)

(siehe Formel [1b], Seite 150)

mit:

- $g_r(y_i)$: Erwartungswert der transformierten kumulierten Wahrscheinlichkeiten aller Rotkernklassen $\leq r$ für die i -te Kovariablenkombination (Regressoren). Als Link-Funktion wird die logistische Funktion verwendet. Die Rotkernklasse resultiert aus dem jeweils höheren Verkernungsprozent am Zopf oder Stammfuß des Erdstammes,
- $P(y_i \leq r | x_i)$: Kumulierte Wahrscheinlichkeit aller Rotkernklassen $\leq r$ für die i -te Kovariablenkombination,
- y_{ir} : Empirischer Anteil der Rotkernklasse r für die i -te Kovariablenkombination, wobei eine multinomiale Verteilung mit $M(1, \pi_i)$, $\pi_i = (\pi_{i1}, \dots, \pi_{iR})'$ unterstellt wird,
- $\pi_{ir} = E(y_{ir})$: Erwartungswert der (bedingten) Wahrscheinlichkeit der Rotkernklasse r für die i -te Kovariablenkombination,
- x'_i : i -ter Vektor von Kovariablen,
- r : r -te Rotkernklasse der 1 bis $R-1$ Rotkernklassen, wobei R gleich der Anzahl Rotkernklassen = 6 ist,
- q : Anzahl der unabhängigen Variablen (Regressoren),
- β : Vektor der Regressionskoeffizienten.

4. ERGEBNISSE

Anhand von Modellvergleichen mit Hilfe der Prüfstatistik 'Bayesian Information Criterion' (BIC, BURNHAM und ANDERSON, 2004) wurde deutlich, dass das 'proportional odds Modell' eine unzulässige Vereinfachung des zugrunde liegenden Datenmusters darstellt. Der weiterführende Prozess der Modellentwicklung resultierte schließlich in einem verallgemeinerten kumulativen logistischen Regressionsmodell mit teilweise kategorie-spezifischen Regressionskoeffizienten und nicht-linearen Modelleffekten zur Beschreibung des Verkernungsmusters (Formel 6). Der BIC dieses Modells

(Formel 6) beträgt 237027 und der BIC des 'proportional odds Modells' mit den ansonsten identischen Modelltermen (Formel 5) 238036.2. Die gesamte Datenanalyse und Modellentwicklung wurde mit dem Statistikpaket R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2007) unter Verwendung der Zusatzbibliothek VGAM (YEE, 2005) durchgeführt. Zusätzlich werden die BIC-Werte für eine Auswahl von weniger komplexen Modellen angegeben, die im Rahmen der Modellselektion getestet worden sind: Formel 2: BIC 263018, Formel 3: BIC 244309.7 und Formel 4: BIC 238373.9. Das Modell entsprechend Formel 6 beschreibt somit bei Verwendung des Selektionskriteriums BIC die Verteilung der Rotkerntypen am besten. Modelle noch höherer Komplexität weisen keine signifikante Modellverbesserung mehr auf oder bei der Modellparametrisierung wurde keine Konvergenz erreicht. Entsprechend der Schreibweise von McCULLAGH (1980) erhalten alle Regressionskoeffizienten außer dem Interzept ein negatives Vorzeichen:

(siehe Formel [2])

(siehe Formel [3])

(siehe Formel [4])

(siehe Formel [5])

Als Ergebnis der Modellauswahl wurden lineare kategorie-spezifische Effekte für die Variable BHD und zusätzlich nicht-lineare Effekte für die Variablen Bestandesalter und Erdstammlänge spezifiziert. Die

übrigen unabhängigen Variablen gehen weiterhin nur über einen linearen kategorie-unspezifischen Effekt in das Modell ein (Formel 6):

(siehe Formel [6])

mit:

- Alter_i : Bestandesalter des *i*-ten Bestandes [J],
- BHD_{ij} : Brusthöhendurchmesser des *j*-ten Baumes im *i*-ten Bestand [cm],
- SL_{ij} : Erdstammlänge des *j*-ten Baumes im *i*-ten Bestand [m],
- AG_i^T : Indikatorvektor zur Kodierung des geologischen Ausgangsgesteins des *i*-ten Bestandes,
- WH_i^T : Indikatorvektor zur Kodierung der Wasserhaushaltsstufe des *i*-ten Bestandes,
- Trophie_i^T : Indikatorvektor zur Kodierung der Trophiestufe des *i*-ten Bestandes,
- HNN_i : Seehöhe des *i*-ten Bestandes [m],
- f*₁, *f*₃ : kategorie-unspezifische glättende Spline-Funktionen,
- β_{0r} : kategorie-spezifisches Interzept,
- β_{2r} : kategorie-spezifischer Regressionskoeffizient,
- β₄, β₅, β₆ : kategorie-unspezifische Koeffizientenvektoren,
- β₇ : kategorie-unspezifischer Koeffizient.

Formel 1–6

$$g_r(y_i) = \ln \frac{\sum_{j=1}^r \pi_{ij}}{1 - \sum_{j=1}^r \pi_{ij}} = \beta_{0r} + x'_i \beta, \text{ mit } y_{ir} = \pi_{i1} + \dots + \pi_{ir} \text{ und } y_{iR} = 1. \quad [1a]$$

$$P(y_i \leq r | x_i) = \frac{\exp(\beta_{0r} + \sum_{k=1}^q x_{ik} \beta_k)}{1 + \exp(\beta_{0r} + \sum_{k=1}^q x_{ik} \beta_k)} \quad [1b]$$

$$P(y_i \leq r | x_i) = \frac{\exp(\beta_{0r})}{1 + \exp(\beta_{0r})} \quad [2]$$

$$P(y_i \leq r | x_i) = \frac{\exp(\beta_{0r} - \beta_1 \text{Alter}_i - \beta_2 \text{BHD}_{ij} - \beta_3 \text{SL}_{ij})}{1 + \exp(\beta_{0r} - \beta_1 \text{Alter}_i - \beta_2 \text{BHD}_{ij} - \beta_3 \text{SL}_{ij})} \quad [3]$$

$$P(y_i \leq r | x_i) = \frac{\exp(\beta_{0r} - \beta_1 \text{Alter}_i - \beta_2 \text{BHD}_{ij} - \beta_3 \text{SL}_{ij} - \text{AG}_i^T \beta_4 - \text{WH}_i^T \beta_5 - \text{Trophie}_i^T \beta_6 - \beta_7 \text{HNN}_i)}{1 + \exp(\beta_{0r} - \beta_1 \text{Alter}_i - \beta_2 \text{BHD}_{ij} - \beta_3 \text{SL}_{ij} - \text{AG}_i^T \beta_4 - \text{WH}_i^T \beta_5 - \text{Trophie}_i^T \beta_6 - \beta_7 \text{HNN}_i)} \quad [4]$$

$$P(y_i \leq r | x_i) = \frac{\exp(\beta_{0r} - f_1(\text{Alter}_i) - \beta_2 \text{BHD}_{ij} - f_3(\text{SL}_{ij}) - \text{AG}_i^T \beta_4 - \text{WH}_i^T \beta_5 - \text{Trophie}_i^T \beta_6 - \beta_7 \text{HNN}_i)}{1 + \exp(\beta_{0r} - f_1(\text{Alter}_i) - \beta_2 \text{BHD}_{ij} - f_3(\text{SL}_{ij}) - \text{AG}_i^T \beta_4 - \text{WH}_i^T \beta_5 - \text{Trophie}_i^T \beta_6 - \beta_7 \text{HNN}_i)} \quad [5]$$

$$P(y_i \leq r | x_i) = \frac{\exp(\beta_{0r} - f_1(\text{Alter}_i) - \beta_{2r} \text{BHD}_{ij} - f_3(\text{SL}_{ij}) - \text{AG}_i^T \beta_4 - \text{WH}_i^T \beta_5 - \text{Trophie}_i^T \beta_6 - \beta_7 \text{HNN}_i)}{1 + \exp(\beta_{0r} - f_1(\text{Alter}_i) - \beta_{2r} \text{BHD}_{ij} - f_3(\text{SL}_{ij}) - \text{AG}_i^T \beta_4 - \text{WH}_i^T \beta_5 - \text{Trophie}_i^T \beta_6 - \beta_7 \text{HNN}_i)} \quad [6]$$

Die Ergebnisse werden zuerst für die Ebene des linearen Prädiktors und anschließend auf Ebene der resultierenden Wahrscheinlichkeiten der Rotkernklassen dargestellt. Für die nicht-linearen Effekte können Bereiche unterschieden werden, in denen Änderungen der unabhängigen Variablen in besonders starken oder geringen Veränderungen der Verkernung resultieren. Für die kategorialen Variablen ist von besonderem Interesse, wie sich die Effekte ihrer verschiedenen Ausprägungen unterscheiden.

Die verschiedenen geologischen Ausgangsgesteine weisen teilweise sehr unterschiedliche Effekte auf die Verkernung auf (Abb. 2, links). Zur Abschätzung der Signifikanz der Unterschiede zwischen den Effekten sind 95% Konfidenzintervalle der Effekte dargestellt. Aller-

dings geben die Konfidenzintervalle nur einen Anhalt, da sie aufgrund der hierarchischen Datenstruktur (mehrere Beobachtungen aus einem Bestand) bzw. der Verletzung der Unabhängigkeitsannahme tendenziell zu niedrig geschätzt werden. Viele der Unterschiede können trotz dieser Einschränkung bei der Interpretierbarkeit, die insbesondere für die seltenen Ausgangsgesteine gilt, als gesichert angesehen werden. Die Effekte sind so zu interpretieren, dass die Verkernungsmuster umso ungünstiger sind, je kleiner der Wert des Effektes ist. Innerhalb der 3 dominierenden Ausgangsgesteine weist Basalt somit ein deutlich ungünstigeres Verkernungsmuster auf als die Buntsandstein- und die Tonschiefer-Grauwacken-Gruppe (Abb. 2, links). Die Buntsandstein- und die Tonschiefer-Grauwacken-Gruppe unterscheiden sich kaum von einander. Von den 4 weiteren Ausgangs-

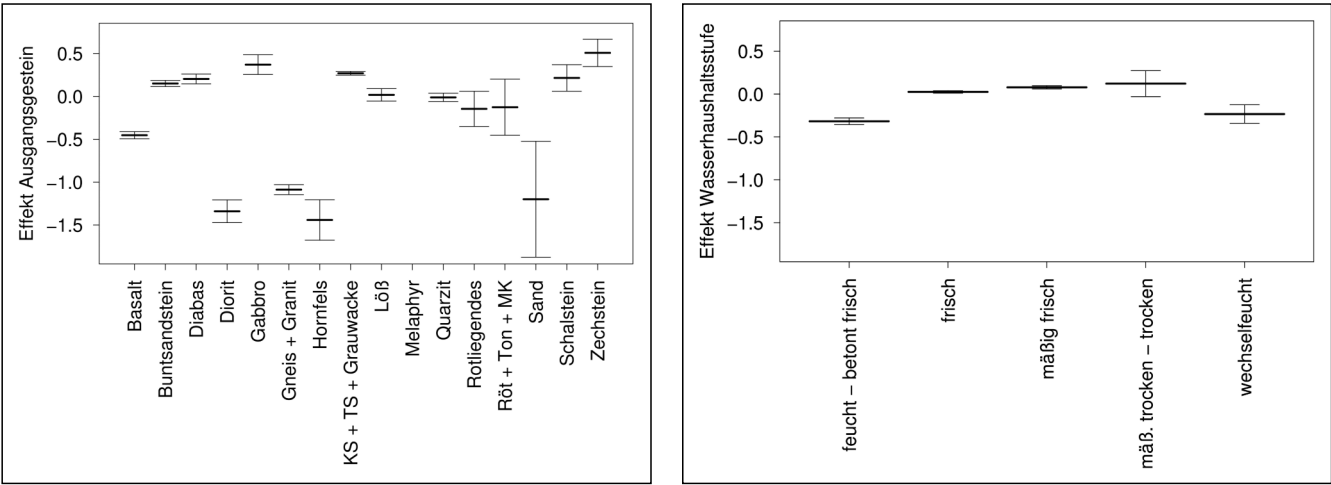


Abb. 2

Modelleffekte der verschiedenen Ausprägungen der Variablen 'Ausgangsgestein' (links) und 'Wasserhaushaltsstufe' (rechts) mit Angabe der 95% Konfidenzintervalle.
 Model effects of the different categories of predictor variables 'bed-rock' (left) and 'soil water class' (right) with 95% confidence intervals.

Tab. 3

Regressionskoeffizienten der linearen Effekte für die metrischen Variablen BHD und Seehöhe sowie für die 2 Ausprägungen der Trophiestufe.
Regression coefficients of linear effects for the continuous variables dbh and altitude and for the 2 categories of soil nutrient class.

	Koeffizient	2-facher Standardfehler
BHD (Rotkernklasse 1)	-0,0785	0,00212
BHD (Rotkernklasse 2)	-0,0646	0,00162
BHD (Rotkernklasse 3)	-0,0457	0,00153
BHD (Rotkernklassen 4 und 5) *	-0,0558	0,00343
HNN (Seehöhe)	-0,0027	0,00023
Trophiestufe eutroph	-0,2188	0,03143
Trophiestufe meso - oligotroph	0,1227	0,01762

* Für die Rotkernklassen 4 und 5 wurde ein einheitlicher BHD-Effekt geschätzt, da hier kein signifikanter Unterschied auftritt.
 A unique effect for red heartwood categories 4 and 5 is estimated since no significant difference exists.

gesteinsgruppen, die noch mit mehreren tausend Erdstämmen vertreten sind, weist die Gneis-Granit-Gruppe den ungünstigsten Einfluss auf die Verkernung auf. Diabas ähnelt der Buntsandstein-Gruppe während Löß und

Quarzit etwas ungünstiger zu beurteilen sind. Die ungünstigsten Effekte weisen Diorit (768 Datensätze) und Hornfels (235 Datensätze), den günstigsten weist Zechstein auf (509 Datensätze).

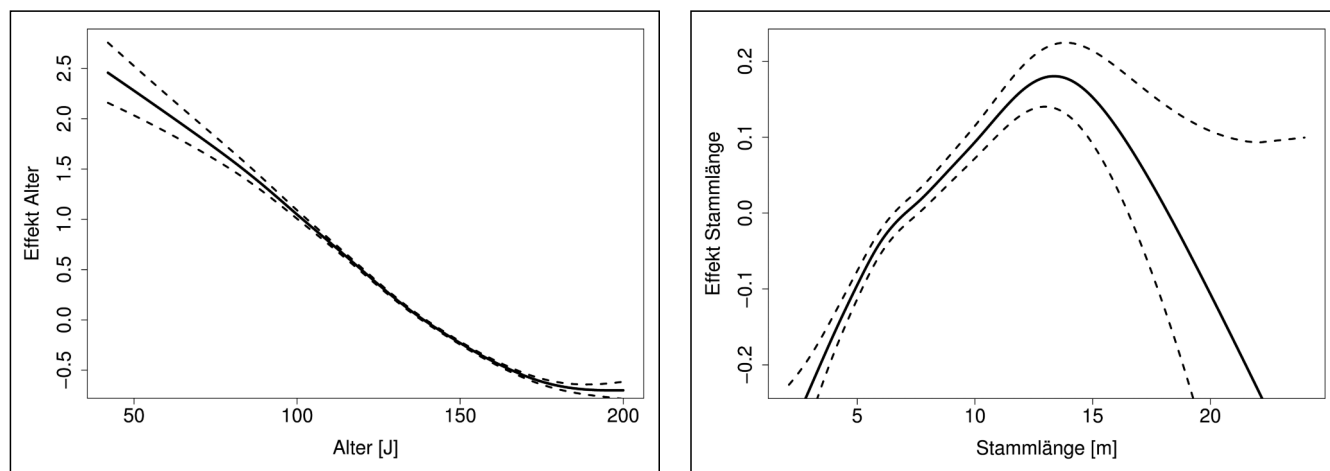


Abb. 3

Nicht-lineare Modelleffekte für das Alter (links) und die Erdstammlänge (rechts) mit Angabe des 95%-Konfidenzintervalls (gestrichelte Linien).

Non-linear model effects for age (left) and butt log length (right) with 95 % confidence intervals (dashed lines).

Tab. 4

Kombinationen von unabhängigen Variablen für die der Vektor der Auftretenswahrscheinlichkeiten der Rotkernklassen dargestellt wird. Die konstanten Werte der Variablen Erdstammlänge (7,6 m) und Seehöhe (370 m) entsprechen den Mittelwerten in der Datenbasis

Combinations of predictor variables for which the corresponding probability vector of heartwood classes is presented. The constant values of butt log length (7.6 m) and altitude (370 m) are the averages of the data base.

	Alter	BHD	Erdstamm- länge	Geologisches Ausgangsgestein	Wasserhaus- haltstufe	Trophie- stufe	Seehöhe
	[J]	[cm]	[m]				[m]
Kombination Bas_fri_80	80	20-90	7,6	Basalt	frisch	meso - oligotroph	370
Kombination Bas_feu_80	80	20-90	7,6	Basalt	feucht - betont frisch	meso - oligotroph	370
Kombination Bun_fri_80	80	20-90	7,6	Buntsandstein	frisch	meso - oligotroph	370
Kombination Bun_feu_80	80	20-90	7,6	Buntsandstein	feucht - betont frisch	meso - oligotroph	370
Kombination Bas_fri_140	140	20-90	7,6	Basalt	frisch	meso - oligotroph	370
Kombination Bas_feu_140	140	20-90	7,6	Basalt	feucht - betont frisch	meso - oligotroph	370
Kombination Bun_fri_140	140	20-90	7,6	Buntsandstein	frisch	meso - oligotroph	370
Kombination Bun_feu_140	140	20-90	7,6	Buntsandstein	feucht - betont frisch	meso - oligotroph	370

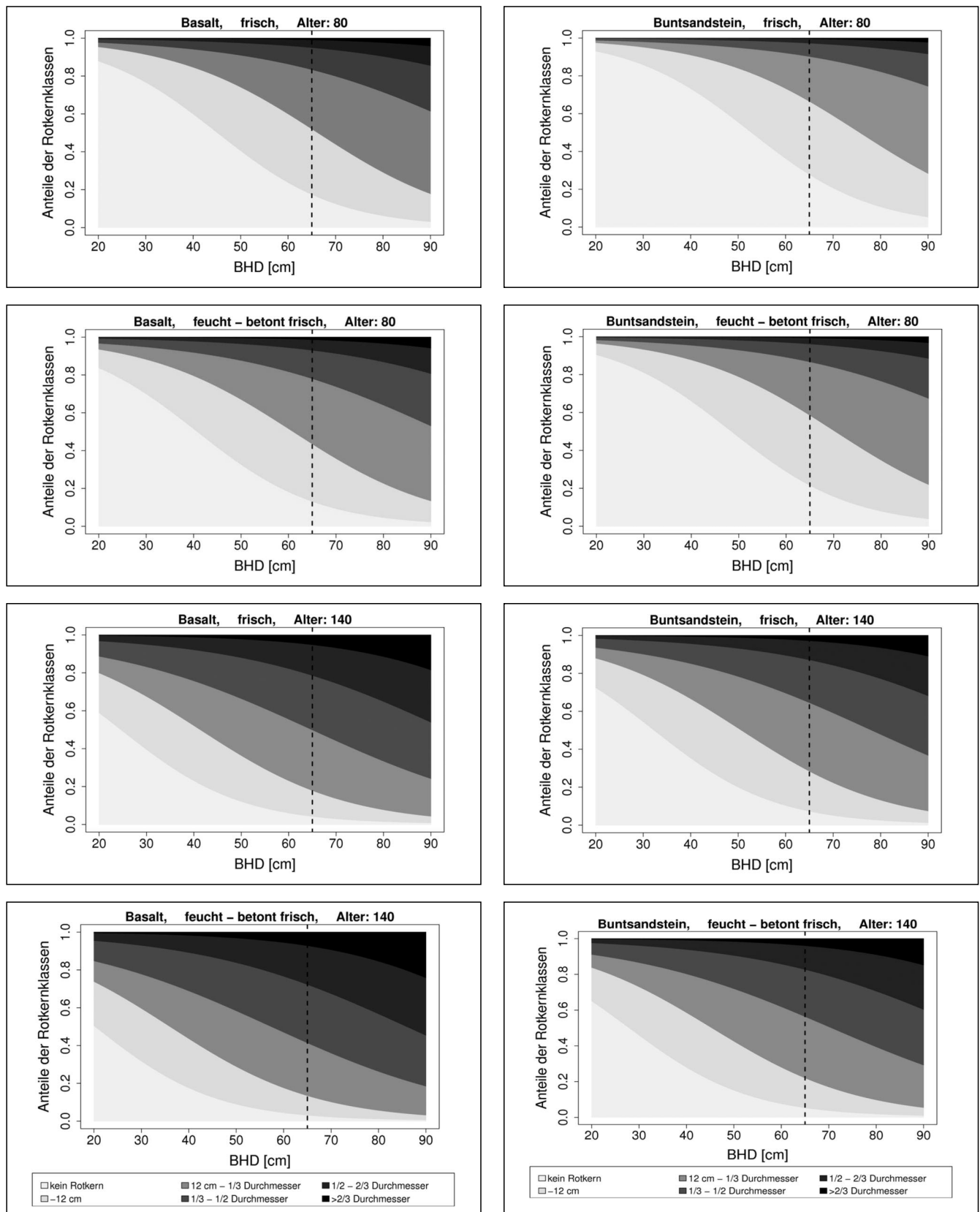


Abb. 4

Über das kumulierte logistische Regressionsmodell (*Formel 6*) geschätzte Vektoren der Auftretenswahrscheinlichkeiten der Rotkernklassen für unterschiedliche in *Tab. 4* definierte Kombinationen von Kovariablen.

Die gestrichelte Linie markiert eine Zielstärke von 65 cm BHD bzw. den zugehörigen Wahrscheinlichkeitsvektor

Probability vectors of heartwood classes estimated by the logistic regression model (*equation 6*) for different combinations (*table 4*) of predictor variables. The dashed line highlights a target diameter of 65 cm and the corresponding probability vector respectively.

Die Unterschiede zwischen den Wasserhaushaltsstufen sind insgesamt weniger stark ausgeprägt als zwischen den Ausgangsgesteinen (Abb. 2, rechts). Dabei sind die Unterschiede zwischen den Stufen 'frisch', 'mäßig frisch' und 'mäßig trocken – trocken' bei einem leicht positiven Trend nur geringfügig. Deutlich ungünstiger wirken sich die Stufen 'feucht – betont frisch' und 'wechselfeucht' aus. Die Differenz der Effekte zwischen den beiden Trophiestufen 'eutroph' und 'meso – oligotroph' ist mit 0,34 noch etwas geringer (Tab. 3) als die Differenz zwischen der ungünstigsten und günstigsten Ausprägung der Wasserhaushaltsstufe (die Differenz von 'feucht – betont frisch' zu 'mäßig trocken – trocken' beträgt 0,44). Für die metrischen Variablen BHD und Seehöhe wurden lineare Effekte spezifiziert, wobei für den BHD kategorie-spezifische Koeffizienten geschätzt wurden (Tab. 3). Die negativen Vorzeichen der Effekte von BHD und Seehöhe sind so zu interpretieren, dass das Verkernungsmuster mit steigendem BHD und steigender Seehöhe ungünstiger wird.

Der nicht-lineare Alterseffekt zeigt ebenfalls eine deutlich abnehmende Tendenz mit einem annähernd linearen Verlauf bis zu einem Alter von ca. 150 und einer anschließend degressiven Abnahme bis ab ca. 190 Jahren kein Alterseffekt mehr zu beobachten ist (Abb. 3, links). Somit beschreibt das Modell bis zu einem Alter von ca. 190 Jahren ein immer ungünstiger werdendes Verkernungsmuster, wobei sich diese Entwicklung ab einem Alter von ca. 150 verlangsamt. Der Effekt der Erdstammlänge weist bis ca. 14 m eine positive Steigung auf und nimmt ab einem deutlichen Maximum wieder ab (Abb. 3, rechts). Oberhalb von 14 m Stammlänge nimmt die statistische Unsicherheit jedoch aufgrund der immer geringeren Datengrundlage schnell zu. Die Effekte der Erdstammlänge und der Seehöhe auf die Verkernung sind schwächer als die Effekte der übrigen metrischen Variablen Alter und BHD.

Für eine umfassende Modelldarstellung unter spezieller Berücksichtigung der von der forstlichen Praxis benötigten Informationen ist es notwendig, neben der Ebene des linearen Prädiktors auch die Schätzungen auf der Wahrscheinlichkeitsebene zu betrachten. Im Folgenden sollen daher die durch das Modell prognostizierten Wahrscheinlichkeiten für ausgewählte Kombinationen von Kovariablen dargestellt werden (Tab. 4/Abb. 4).

Der Vektor der Wahrscheinlichkeiten für die verschiedenen Rotkernklassen lässt sich, wie hier exemplarisch dargestellt, für beliebige Kombinationen der unabhängigen Variablen schätzen (Abb. 4). Die bereits auf der Ebene des linearen Prädiktors beschriebenen Unterschiede werden auch auf der Wahrscheinlichkeitsebene deutlich. So weist Basalt bei sonst gleichen Bedingungen ein deutlich ungünstigeres Verkernungsmuster als Buntsandstein auf (jeweils zeilenweiser Vergleich in Abb. 4). Die Wasserhaushaltsstufe 'frisch' ist günstiger als die Stufe 'feucht – betont frisch' zu beurteilen (Vergleiche Kombinationen Bas_fri_80 versus Bas_feu_80, Bun_fri_80 versus Bun_feu_80, Bas_fri_140 versus Bas_feu_140, Bun_fri_140 versus Bun_feu_140 in Abb. 4). Auch der negative Effekt des Bestandesalters (Vergleiche Kombinationen Bas_fri_80 versus Bas_fri_140, Bas_feu_80 versus Bas_feu_140, Bun_fri_80 versus Bun_fri_140, Bun_feu_80 versus Bun_feu_140 in Abb. 4) und des BHD (jeweils innerhalb einer Graphik in Abb. 4) sind deutlich zu erkennen.

Die Unterschiede in der Verkernung sind für Bäume im Bereich der Zielstärke besonders interessant. Daher werden die Wahrscheinlichkeitsvektoren der Kernaussprägungen für eine potenzielle Zielstärke von 65 cm BHD noch einmal gesondert betrachtet. Die Wahrscheinlichkeiten können auch als Stammzahlprozent interpretiert werden, das bei einer bestimmten Kombination von unabhängigen Variablen einer bestimmten Verkernungs-

Tab. 5
Stammzahlprozente, die auf die verschiedenen Rotkernaussprägungen entfallen, für einen Baum mit 65 cm BHD und zusätzlichen Kovariablenkombinationen, wie sie in Tabelle 4 definiert sind.
Percent frequencies of different red heartwood formation for a tree with 65 cm dbh and additional predictor variable combinations as defined in table 4.

Kombination	Rotkernklasse					
	0 kein Rotkern	1 bis 12 cm des Ø	2 12 cm – 1/3 des Ø	3 1/3 – 1/2 des Ø	4 1/2 – 2/3 des Ø	5 > 2/3 des Ø
Stammzahlprozent						
Bas_fri_80	17,2	34,6	31,4	11,6	4,1	1,1
Bas_feu_80	12,8	30,4	34,5	15	5,6	1,6
Bun_fri_80	27,5	38,7	23,8	7,1	2,3	0,6
Bun_feu_80	21,2	37	28,3	9,4	3,2	0,9
Bas_fri_140	4	13,7	32	28,8	16,2	5,4
Bas_feu_140	2,9	10,3	27,9	30,9	20,5	7,4
Bun_fri_140	7	21,1	36,1	22,6	10,1	3
Bun_feu_140	5,1	16,7	34,4	26,4	13,3	4,2

klasse zuzurechnen ist (Tab. 5). Graphisch ist der zugehörige Wahrscheinlichkeitsvektor in *Abbildung 4* durch eine gestrichelte Linie markiert. Dabei setzt das Erreichen einer Zielstärke von 65 cm innerhalb von 80 Jahren optimale Wuchsbedingungen für den Einzelbaum voraus. Dagegen kann das Erreichen dieser Zielstärke in einem Alter von 140 Jahren eher als typisch bei der Buche betrachtet werden.

Vergleicht man exemplarisch zu beiden Altern die ungünstigste und günstigste Kombination (Kombination Bas_feu_80 versus Bun_fri_80 und Kombination Bas_feu_140 versus Bun_fri_140) so fallen die teilweise beträchtlichen Unterschiede auf (Tab. 5). Die Kombination Bun_fri_80 übertrifft die Kombination Bas_feu_80 in der Rotkernklasse 0 um ca. 15% und in der Klasse 1 um ca. 8%. Die Kombination Bas_feu_80 weist ab der Klasse 2 höhere Werte auf, wobei die beiden ungünstigsten Klassen im Alter 80 in beiden Kombinationen mit zusammen nur ca. 7 bzw. 3% vertreten sind. In den mittleren Klassen 2 und 3 weist die Kombination Bas_feu_80 ca. 11 und 8% mehr auf als die Kombination Bun_fri_80. Im Alter 140 übertrifft die günstigste Kombination Bun_fri_140 die ungünstigste Kombination Bas_feu_140 in den Klassen 0, 1 und 2 um ca. 4, 11 und 8%. Ab der Klasse 3 weist dann die Kombination Bas_feu_140 höhere Prozente auf.

5. DISKUSSION

Im Folgenden soll ein Vergleich mit anderen Untersuchungen bezüglich der selektierten Einflussgrößen und der zugehörigen Effekte erfolgen und der vorgestellte Ansatz abschließend bewertet werden. Dabei muss noch einmal darauf hingewiesen werden, dass sich die verschiedenen Arbeiten sowohl methodisch als auch bezüglich der Datenumfänge deutlich unterscheiden. So sind die 2-stufigen Ansätze, in denen erst das Auftreten der Verkernung und anschließend der Kerndurchmesser geschätzt wird, nur eingeschränkt mit dem hier vorgestellten 1-stufigen Ansatz vergleichbar. Deshalb muss der Modellvergleich auf die Variablenselektion und eine qualitative Beurteilung ihrer Effekte beschränkt bleiben. Bei den 2-stufigen Ansätzen werden die Kovariableneffekte beider Modellebenen für den Vergleich mit der vorliegenden Arbeit herangezogen. Ein weiterer Unterschied besteht darin, dass in den meisten Arbeiten alle Schnittflächen eines Stammes (in der Regel 2) in die Untersuchung mit einbezogen werden. Die Verkernungen am Fuß- und Zopfende werden dabei unzulässigerweise fast immer als 2 unabhängige Beobachtungen betrachtet und nur in Ausnahmefällen wurde die Korrelation zwischen Beobachtungen an ein und demselben Stamm erfasst (SCHMIDT et al., 2005). In der vorliegenden Arbeit wird nur die jeweils stärkere (sortierrelevante) Verkernung eines Stammes berücksichtigt, so dass an dieser Stelle keine Verletzung der Unabhängigkeitsannahme auftritt.

5.1 Bestandesalter und BHD

In fast allen Rotkernuntersuchungen finden sich Aussagen zum Einfluss des Bestandesalters und des BHD. In einigen der Untersuchungen konnten dabei Einzel-

baumalter verwendet werden. Abweichend wurde in Untersuchungen, die auf regulären Einschlagsdaten basieren, deren Erhebung vor Ort nicht wissenschaftlich begleitet wurde, das Bestandesalter verwendet. Das betrifft die Untersuchung von SCHMIDT und HEIN (2005), SCHMIDT et al. (2005), HÖWECKE (1998), RACZ et al. (1961) und die hier vorgestellte Untersuchung.

BÖRNER (2002) und SCHMIDT et al. (2005) konnten keinen bzw. keinen biologisch plausiblen Alterseffekt zusätzlich zum BHD-Effekt identifizieren. SCHMIDT und HEIN (2005) konnten einen biologisch plausiblen Alterseffekt nur über zusätzliche Modellbeschränkungen integrieren. In Übereinstimmung mit forstlichem Expertenwissen führt in diesen Untersuchungen ein steigender BHD zu einer Zunahme der Verkernung. KREMPL und MARK (1962) betrachten den BHD-Effekt nicht gesondert, stellen aber einen Alterseffekt fest, der nach einem sprunghaften Anstieg im Bereich von 100–120 Jahren ein anschließend langsames Fortschreiten der Verkernung beschreibt. RACZ et al. (1961) betrachten den BHD und das Alter und stellen dabei einen deutlich stärkeren BHD- als Alterseffekt fest. KNOKE und SCHULZ-WENDEROTH (2001) beschreiben einen BHD-Effekt und über den durchschnittlichen Durchmesserzuwachs indirekt auch einen Alterseffekt. KNOKE (2003) verwendet das Alter und den durchschnittlichen Durchmesserzuwachs eines Baumes als unabhängige Variablen. In beiden Untersuchungen führt ein höheres Alter bzw. ein höherer BHD zu einer stärkeren Verkernung. Dabei hängt es von der jeweiligen Modellformulierung ab, ob der Alters- oder der BHD-Effekt einen degressiven Trend aufweist. Auch BÜREN (1998) stellt eine steigende Kernwahrscheinlichkeit mit steigendem Alter und BHD fest. Allerdings werden beide Effekte getrennt betrachtet und es werden keine Aussagen bezüglich ihrer Einflussrelation gemacht. Auch HÖWECKE (1998) betrachtet das Alter und den BHD getrennt. Der BHD-Effekt ist in Übereinstimmung mit der hier dargestellten Untersuchung stärker, wobei der Alterstrend nur undeutlich ausgeprägt ist.

Bezüglich der Modelleffekte von BHD und Alter (*Formel 6*) besteht eine grundlegende Übereinstimmung mit den übrigen Untersuchungen. Die Verwendung von Splinetermen macht es allerdings möglich, flexibler und damit objektiver zu erfassen, welche Dynamik die Verkernung in Abhängigkeit vom BHD und Alter aufweist. Auch ermöglichen erst der große Datenumfang und die geringe Korrelation die klare Trennung und verallgemeinerbare Schätzung der BHD- und Alterseffekte.

Der bis zum Alter von ca. 150 Jahren deutliche Alterseffekt unterstreicht, dass ein waldbaulich gefördertes Dickenwachstum bzw. ein schnelleres Erreichen der Zielstärke das Entwertungsrisiko durch die Rotkernbildung senkt. In der Zusammenschau aller Untersuchungen kann unter Berücksichtigung der extrem unterschiedlichen Datenumfänge sowie methodischen Unterschiede davon ausgegangen werden, dass der BHD einen stärkeren Einfluss auf die Verkernung hat als das Alter und dass der Alterseffekt im höheren Alter immer stärker nachlässt (*Abb. 3, links*).

5.2 Erdstammlänge

Eine Abhängigkeit von der absoluten oder relativen Höhe am Stamm wird fast ausnahmslos beobachtet. Sowohl bei KNOKE und SCHULZ-WENDEROTH (2001), BÖRNER (2002) als auch KREMPL und MARK (1962) werden die identifizierten Verläufe eher der häufig beschriebenen asymmetrischen Spindelform zugeordnet (SEELING und SACHSSE, 1992). Die auf einer sehr viel breiteren Datengrundlage basierende Untersuchung von RACZ et al. (1961) in Niedersachsen weist als weitaus häufigste Kernmuster den Spindel- und den Kegel-Typ zu etwa gleichen Anteilen auf. HÖWECKE (1998) beschreibt den Effekt der Stammhöhe nur bezüglich verschiedener Kerntypenanteile nicht aber bezüglich des Kerndurchmesseranteils. Aber auch er beobachtet einen deutlich geringeren Anteil von Erdstämmen, die am Stammfuß verkern sind. Die höchsten Anteile verkerner Schnittflächen treten bei ca. 5 m Stammhöhe auf, danach nehmen die Anteile wieder langsam ab. Als methodisch ungünstig muss in vielen der Modellansätze beurteilt werden, dass der Verlauf durch relativ starre Modellterme beschrieben wird. In der vorliegenden Arbeit kann durch die Verwendung von glättenden Splinetermen das eigentliche empirische Muster stärker berücksichtigt werden (Abb. 3, rechts).

Der hier identifizierte Verlauf lässt sich gut mit der asymmetrischen Spindelform in Einklang bringen. Bei Vorliegen der Kegelform würde die stärkere Verkernung immer am Stammfuß und damit in Stockhöhe auftreten und wäre somit unabhängig von der Stammlänge. Bei Vorliegen der asymmetrischen Spindelform jedoch, die nach den Erkenntnissen von RACZ et al. (1961) im Mittel ein Maximum bei ca. 4 m aufweist, würde die stärkere Verkernung über einen weiten Bereich von Stammlängen am Zopf auftreten und bei kurzen Stammlängen um 4 m die höchsten Werte aufweisen. Mit zunehmender Stammlänge erfolgt der Zopfschnitt im sich langsam verjüngenden oberen Spindelteil. Damit würde die Verkernung um so mehr abnehmen, je weiter man sich vom Maximum nach oben entfernt. Die stärkere Verkernung würde aber immer noch am Zopfende auftreten. Bei 13–15 m Stammlänge schwächt sich der Trend deutlich ab (Abb. 3, rechts), bevor bei noch größeren Längen keine statistisch abgesicherten Aussagen mehr möglich sind. Der schwache Effekt der Stammlänge auf die Verkernung im Bereich von 13–15 m könnte so interpretiert werden, dass sich der obere Teil der Kernspindel so stark verjüngt hat, dass die stärkere Verkernung jetzt überwiegend am Stammfuß auf Stockhöhe auftritt und damit unabhängig von der Stammlänge ist. In einer potentiellen Anwendung könnte der Effekt durch einen linearen Verlauf bis zu einer Erdstammlänge von ca. 13 m und durch eine Konstante für größere Erdstammlängen approximiert werden, um das ansonsten unplausible Absinken des Effektes in diesem Bereich zu unterdrücken (Abb. 3, rechts).

In den meisten Arbeiten dürfte die ausgehaltene Stammlänge von der Kronenansatzhöhe und äußeren Holzmerkmalen abhängig sein, da überwiegend auf Daten aus regulären Nutzungen zurückgegriffen wurde. Der ermittelte Effekt dürfte somit durch weitere Fakto-

ren überlagert sein. Abweichend wurde in der Untersuchung von BÖRNER (2002) einheitlich bei 7 m und in der Untersuchung von KREMPL und MARK (1962) teilweise auch nach versuchstechnischen Gesichtspunkten abgelängt.

5.3 Standortvariablen

Modellansätze zur Rotkernproblematik auf geringerer Datenbasis sind häufig nicht standortssensitiv oder auf wenige Standorttypen begrenzt. Entweder ist die Datengrundlage bei gleichzeitig hoher Variabilität der Verkernung so begrenzt, dass keine signifikanten Effekte auftreten (BÖRNER, 2002). Nicht signifikante Zusammenhänge können auch in einer geringen Standortvariabilität der Datenbasis begründet sein (REDDE, 1998). Falls eine Einbeziehung dennoch direkt über Standortvariablen (KNOKE und SCHULZ-WENDEROTH, 2001) oder indirekt über die Bonität (KREMPL und MARK, 1962) erfolgt, sollten die gewonnenen Ergebnisse aufgrund der unzureichenden Datenbasis auf keinen Fall verallgemeinert sondern als exemplarische Auswertungen betrachtet werden. Ungeachtet dessen stimmen die Ergebnisse von KNOKE und SCHULZ-WENDEROTH (2001) aber tendenziell mit den Ergebnissen der vorliegenden Untersuchung überein. So weisen übereinstimmend Bäume, die auf eher trockeneren und ärmeren Standorten stocken, bei sonst gleichen Eigenschaften im Schnitt eine geringere Verkernung auf.

Eine Zwischenstellung nehmen die Arbeiten von SCHMIDT und HEIN (2005), BÜREN (1998) und HÖWECKE (1998) ein, die bei deutlich größeren Datenumfängen bereits besser abgesicherte Aussagen bezüglich ausgewählter Standortstypengruppen zulassen. Sollen die Effekte einer Vielzahl von geologischen Ausgangsgesteinen, Wasserhaushalts- und Trophiestufen quantifiziert werden, so sollten pro Ausprägungskombination mindestens tausend Stämme aus möglichst vielen unterschiedlichen Beständen vorliegen, da die Effekte sonst nicht mit einer ausreichenden Genauigkeit geschätzt werden können (Abb. 2). Trotz der umfangreichen Datenbasis der Untersuchung von RACZ et al. (1961), werden in dieser Arbeit nur wenige Zusammenhänge zu Standortvariablen identifiziert. Wichtigste Erkenntnis, die auch in einer neueren Untersuchung zumindest für die Relation zum Buntsandstein bestätigt wird (SCHMIDT und HEIN, 2005), ist eine stärkere Verkernung auf Muschelkalk- als auf Buntsandstein- und Geschiebelehmsandorten. Muschelkalk kommt in Hessen nur selten vor und spielt daher in der vorliegenden Untersuchung keine Rolle. BÜREN (1998) betrachtet nicht direkt das geologische Ausgangsgestein, sondern stärker differenziert den Bodentyp, die Humusform, die pflanzensoziologische Gesellschaft und die Wuchsregion. Gewisse Übereinstimmungen mit der vorliegenden und anderen Untersuchungen treten dennoch auch hier auf. So wird die stark erhöhte Wahrscheinlichkeit für das Auftreten von Rotkern auf Karbonat-Gesteinsböden bestätigt, wobei es sich hierbei überwiegend um Böden auf Jurakalken handelt. Abgesehen vom negativen Einfluss der Kalkböden treten in der Untersuchung von BÜREN (1998) höhere Verkernungsprozente eher auf schwächeren Standorten

auf. Damit würde die hier beobachtete Relation von Granit zu Basalt nicht aber die von Basalt zu Grauwacke bestätigt (Abb. 2, links). Übereinstimmend tritt ein negativer Effekt der Seehöhe auf. Letztlich aber erscheint die Datenbasis von BÜREN (1998) für die Vielzahl gleichzeitig abgeleiteter und potentiell korrelierter Zusammenhänge insgesamt zu gering. In der Untersuchung von HÖWECKE (1998) wird vor allem für Buntsandstein ein gegenüber anderen Ausgangsgesteinen geringeres Verkernungsrisiko beobachtet.

5.4. Äußere Stammholzmerkmale

Eine zusätzliche Erfassung von äußeren Stammholzmerkmalen wie Astnarben, Totästen und die Quantifizierung ihrer potenziellen Effekte erscheinen vor allem aus wissenschaftlicher Sicht insbesondere der Forstbenutzung interessant. In diesem Zusammenhang sind Untersuchungen zur Beeinflussung der radialen und axialen Form des Rotkerns durch äußere Stammholzmerkmale zu nennen (WERNSDÖRFER et al., 2006; WERNSDÖRFER et al., 2005b; WERNSDÖRFER et al., 2005a). Derartige Untersuchungen sind allerdings sehr zeitintensiv und erfordern die Entwertung des Stammholzes, da Trennschnitte in geringen Sektionsabständen notwendig sind. Sie sind somit eher als Ergänzung zu den bisher diskutierten Untersuchungen zu sehen. Auch spricht gegen die Verwendung äußerer Stammholzmerkmale, dass diese Informationen in der Forstplanungspraxis für die Anwendung eines zukünftigen Rotkerninformationssystems im Allgemeinen nicht zur Verfügung stehen. Gleichzeitig werden die Effekte äußerer Stammholzmerkmale wie Astnarben, Totäste oder Zwiesel unterschiedlich beurteilt (z.B. KNOKE und SCHULZ-WENDE-ROTH, 2001; WERNSDÖRFER et al., 2006). Letztlich sollte der Forstpraktiker basierend auf der Vorgabe eines Rotkerninformationssystems, das den Standort, Alters- und Dimensionseinfluss bereits quantifiziert, die äußeren Stammholzmerkmale bei der Erntentscheidung vor Ort gutachterlich unter Einbeziehung neuerer Erkenntnisse (WERNSDÖRFER et al., 2006; WERNSDÖRFER et al., 2005b) berücksichtigen.

8. SCHLUSSFOLGERUNGEN UND ANWENDUNG

Die in dieser Arbeit verwendete sehr umfangreiche Datenbasis erfasst eine große Bandbreite von Ausgangsgesteinen mit einer ausreichenden bis hohen Repräsentativität und übertrifft diesbezüglich alle übrigen überwiegend exemplarischen Studien bei weitem. Damit wird erstmals eine geeignete Grundlage für die Entwicklung eines überregional gültigen Entscheidungsunterstützungssystems für die Rotkernproblematik bereitgestellt. Prinzipiell sind zukünftig weitere Modellverbesserungen wie die Modellierung der Korrelation zwischen der Verkernung am Zopf und Stammfuß und damit die Verwendung beider Schnittflächen denkbar. Auch eine Quantifizierung zufälliger bestandsspezifischer Abweichungen vom hier vorgestellten Modell sowie der zeitlichen Korrelation innerhalb von Beständen ist denkbar. Letztlich ist der Ansatz in der jetzigen Form aber bereits praxistauglich. Die relativ einfache

Datenstruktur würde auch eine weitere Ergänzung der Datenbasis im Rahmen von regulären Nutzungen insbesondere für bisher unzureichend belegte Variablenkombinationen und unzureichend berücksichtigte geographische Gebiete zulassen.

Aus dem deutlichen Einfluss der verschiedenen Standortvariablen auf die Verkernung resultiert, dass eine einheitliche Zielstärke das Ertragspotential der Baumart Buche nur unzureichend ausschöpft und Zielstärken standortsabhängig definiert werden müssen. Durch die Abhängigkeit von der veränderlichen Einflussgröße Alter variiert die optimale Zielstärke zusätzlich mit dem erreichten Bestandesalter. Schlussendlich variiert die optimale Zielstärke sogar zu einem Zeitpunkt innerhalb eines Bestandes in Abhängigkeit vom aktuellen BHD. Die optimale Zielstärke ist bei einer Erntemaßnahme somit für jeden Baum individuell zu bestimmen. Ein auf dem eigentlichen Rotkernmodell, einem Durchmesserzuwachs- und einem Schaftformmodell basierendes Entscheidungsunterstützungssystem könnte vor jeder Erntemaßnahme mit den notwendigen Informationen initialisiert werden. Neben den unabhängigen Variablen des Rotkernmodells müssten Preise für die verschiedenen kernabhängigen Güteklassen hinterlegt sein. Bis auf den BHD ließen sich alle Variablen einschließlich einer mittleren Erdstammlänge vor der Erntemaßnahme bereits ermitteln oder einschätzen. Ausgehend von diesen Informationen würde für einen beliebigen Durchmesserbereich, der optimale durchmesserspezifische Erntezeitpunkt berechnet und auf eine elektronische Kluppe übertragen. Durch die BHD-Messung im Bestand würde die letzte fehlende Einflussgröße ermittelt und das optimale Erntealter für den Einzelbaum bestimmt. Selbstverständlich müsste in die Entscheidungsfindung noch die äußere Holzqualität gutachterlich mit einfließen. So macht es keinen Sinn, Bäume, die bereits aufgrund äußerer Holzmerkmale in die Güteklasse C fallen, vor einem Absinken in die Güteklasse C aufgrund von Verkernung zu nutzen.

Neben der Einschätzung der aktuellen Verkernungssituation und der skizzierten Herleitung von einzelbaumspezifischen Zielstärken und Erntezeitpunkten kann das vorgestellte Modell auch zur Erhöhung der Aussagefähigkeit von waldbaulichen Szenariosimulationen eingesetzt werden. Waldbauliche Szenariosimulationen mit Hilfe von Wachstumssimulatoren dienen der Herleitung optimaler waldbaulicher Eingriffsfolgen. Um unterschiedliche Szenarien adäquat miteinander vergleichen zu können, müssen Werterträge ermittelt werden. Diese werden üblicherweise aus Stärkeklassenverteilungen abgeleitet. Für die Buche könnte die Herleitung der Werterträge zukünftig unter Einbeziehung des Verkernungsrisikos erfolgen und damit zu realistischeren Ergebnissen und verbesserten Empfehlungen für die forstliche Praxis führen.

7. ZUSAMMENFASSUNG

Der vorliegende Beitrag präsentiert ein verallgemeinertes additives Regressionsmodell *gam*, das Zusammenhänge zwischen Einzelbaum, Bestandes- und Standortvariablen und der Wahrscheinlichkeit verschiedener

Rotkernausprägungen an Buche (*Fagus sylvatica* L.) beschreibt. Die Datenbasis sind über 80.000 Erdstämme, die im Zeitraum von 1993–1999 im Rahmen des regulären Holzeinschlags in Hessen angesprochen wurden. Die Rotkernansprache erfolgte in ordinaler Form, so dass ein multinomiales Regressionsmodell für rangskalierte Daten verwendet wird. Um eine hohe Praxistauglichkeit zu gewährleisten, werden neben dem BHD und der Erdstammlänge ausschließlich Variablen als Eingangsgrößen verwendet, die der forstlichen Praxis durch die Forsteinrichtung und Standortkartierung zur Verfügung stehen. Das Modell quantifiziert neben den Einflüssen des BHDs, der Erdstammlänge und des Bestandesalters den Einfluss der Seehöhe, des Ausgangsgesteins, der Trophie- und der Wasserhaushaltsstufe. Das Modellverhalten stimmt mit forstlichem Expertenwissen überein: Basaltstandorte weisen ein höheres Verkernungsrisiko als Buntsandstein- und Grauwackenstandorte auf; das Verkernungsrisiko nimmt mit steigender Nährstoff- und Wasserversorgung zu; das Verkernungsrisiko steigt mit zunehmendem Alter und BHD.

Das Modell soll zukünftig in zwei unterschiedlichen Anwendungsbereichen eingesetzt werden: (1) die Verwendung in einem Rotkerninformationssystem für die Einschätzung der aktuellen Verkernung von Einzelbäumen und Beständen auf der Grundlage von Waldinventuren. (2) die Verwendung in einem Entscheidungsunterstützungssystem zur Ableitung optimaler Nutzungszeitpunkte bzw. Zieldurchmesser unter Berücksichtigung des zukünftigen Verkernungsrisikos durch die Kombination mit einem Wachstumssimulator und ökonomischen Bewertungsmodellen im Rahmen der Waldbauplanung.

8. SUMMARY

Title of the paper: *Methods and results of quantifying beech heartwood in Hesse.*

This paper presents a generalized additive model *gam* that quantifies relationships between tree, stand and site variables and the probability of different types of heartwood formation occurring on European beech (*Fagus sylvatica* L.). The data base consists of more than 80.000 butt logs assessed during an extensive survey of red heartwood. The survey was conducted as part of the scheduled beech harvest in selected forest districts in Hesse, Germany, between 1993–1999. The red heartwood formation was rated in ordinal form and a multinomial distribution for rang scaled data is assumed. To guarantee a high practical capability only predictors are used that are available from forest management planning and site mapping in addition to dbh and butt log length. The model quantifies effects for dbh, butt log length, stand age, altitude, bed-rock, soil nutrient class and soil water class. Model predictions are consistent with forest expert knowledge: basalt sites show a higher risk of heartwood than sandstone and graywacke sites; the risk of heartwood increases with increasing nutrient and water supply; the risk of heartwood increases with increasing age and dbh.

In the future this model shall be applied in two different areas: (1) To predict the current heartwood formation of single trees and stands based on forest inventories within a computer-based heartwood information system. (2) To define optimum target diameters taking into account heartwood risk in relation to site, stand age and single tree diameter within a forest management decision support system.

9. DANKSAGUNG

Die Autoren danken Herrn WOLFGANG RASCHKA und Herrn VOLKER GRAUMANN (Hessen-Forst Forsteinrichtung und Naturschutz) für die Verschneidung der Rotkerndaten mit Standort- und Forsteinrichtungsdaten und zwei anonymen Gutachtern für die wertvollen Kommentare zur Verbesserung des Manuskriptes.

10. LITERATUR

- ANDERSON, J. und P. PHILIPS (1981): Regression, discrimination and measurement models for ordered categorical variables. *Applied Statistics* **30**: 22–31.
- BÖRNER, M. (2002): Zieldurchmesser und Rotkern bei der Buche. *Forst und Holz* **57** (5): 123–128.
- BUNDESMINISTERIUM FÜR VERBRAUCHERSCHUTZ, ERNÄHRUNG UND LANDWIRTSCHAFT (BMVEL) (2004): Die zweite Bundeswaldinventur – BWI?. Das Wichtigste in Kürze. Referat Öffentlichkeitsarbeit (Berlin): 87 S.
- BURNHAM, K. P. und D. R. ANDERSON (2004): Multimodel Inference: Understanding AIC and BIC in Model Selection. *Sociological Methods and Research*, Vol. **33**: 261–304.
- BÜREN, S. (1998): Buchenrotkern: Erkennung, Verbreitung und wirtschaftliche Bedeutung. *Schweiz. Z. Forstwes.* **149** (12): 955–970.
- BÜREN, S. (2002): Der Farbkern der Buche (*Fagus sylvatica* L.) in der Schweiz nördlich der Alpen. Beiheft zur Schweizerischen Zeitschrift für Forstwesen Nr. 86 (Dissertation, Professur für Holzwissenschaften, ETH Zürich): 137 S.
- DIN EN (1997): Laub-Rundholz-Qualitäts-Sortierung – Teil 1: Eiche und Buche; DIN EN 1316-1: 1997; Beuth Verlag, Berlin.
- FAHRMEIR, L., T. KNEIB und S. LANG (2007): *Regression*. Springer, Berlin: 551 S.
- HAPLA, F. und H.-C. STEINFATT (2001): Kritische Analyse der EN 1316-1 bei Sortierung von Buchen-Starkholz im Vergleich zur HKS. *Allg. Forst- u. J.-Ztg.*, **173** (5): 86–94.
- HKS (1969): Gesetz über gesetzliche Handelsklassen für Rohholz vom 25.02.1968, Verordnung über gesetzliche Handelsklassen für Rohholz mit Anlage zu § 1 vom 31.07.1969. Die Rundholzsortierung in Deutschland mit Zusatzbestimmungen der Bundesländer.
- HÖWECHE, B. (1998): Untersuchungen zum Farbkern der Buche (*Fagus sylvatica* L.) in Baden-Württemberg. *Schweiz. Z. Forstwes.* **149** (12): 971–990.
- KNOKE, TH., S. STANG, N. REMLER und Th. SEIFERT (2006): Ranking the importance of quality variables for the price of high quality beech timber (*Fagus sylvatica* L.). *Ann. For. Sci* (2006) **63**: 399–413.
- KNOKE, TH. (2003): Predicting red heartwood formation in beech trees (*Fagus sylvatica* L.). *Ecological Modelling*, **169** (2-3): 295–312.

- KNOKE, TH. und S. SCHULZ-WENDEROTH (2001): Ein Ansatz zur Beschreibung von Wahrscheinlichkeit und Ausmaß der Farbkernbildung bei Buche (*Fagus sylvatica* L.) Forstw. Cbl. **120**: 154–172.
- KRAMER, H. (1988): Waldwachstumskunde. Verlag Paul Parey, Hamburg und Berlin: 374 S.
- KREMPL, H. und E. MARK (1962): Untersuchungen über den Kern der Rotbuche. Allgemeine Forstzeitung (Wien), **73**: 186–191.
- KUBLIN, E. (2003): Einheitliche Beschreibung der Schaftform – Methoden und Programme – BDATpro. Forstw. Cbl. **122**, 183–200.
- MCCULLAGH, P. (1980): Regression models for ordinal data (with discussion). J. R. Statist. Soc. B, **42**: 109–142.
- NECESANY, V. (1958): Die Vitalitätsveränderung parenchymatischer Zellen und die physiologische Grundlage der Kernbildung bei der Buche. Drevarsky Vyskum **3** (1): 13–26.
- KACZ, J., H. SCHULZ und W. KNIGGE (1961): Untersuchungen über das Auftreten des Buchenrotkerns. Der Forst- und Holzwirt **16** (19): 413–417.
- R DEVELOPMENT CORE TEAM (2007): R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org>.
- REDDE, N. (1998): Fakultative Farbkernbildung an wertholzhaltigen Starkbuchen. Diplomarbeit, Fakultät für Forstwiss. u. Waldökologie, Universität Göttingen: 104 S.
- SACHSSE, H. (1991): Kerntypen der Rotbuche. Forstarchiv **62**: 238–242.
- SCHMIDT, M., K. v. GADOW und H. HÖFLE (2005): Vorkommen und Ausprägung von fakultativen Kerntypen bei Rotbuche auf südniedersächsischen Kalk- und Rötstandorten. AFJZ **176** (11/12): 200–212.
- SCHMIDT, M. und S. HEIN (2005): Modelling different core types in European beech [*Fagus sylvatica* L.]. Proceedings of the 5th Workshop on Wood Quality Modelling, IUFRO Working Party 5.01.04.
- SCHMIDT, M., S. NOWACK und R. RIEBELING (2008): Methodische Ansätze und Ergebnisse zur Quantifizierung des Buchen-Rotkerns in Hessen. In NW-FVA (Herausgeber): Beiträge aus der Nordwestdeutschen Forstlichen Versuchsanstalt, Band **3**: 267–290.
- SCHMIDT, M. (2010): Ein standortsensitives, longitudinales Höhen-Durchmesser-Modell als eine Lösung für das Standort-Leistungs-Problem in Deutschland. Jahrestagung der Sektion Ertragskunde des DVFFA in Körbecke am Möhnesee vom 17.-19.05.2010: 131–152.
- SEELING, U. (1991): Abnorme Kernbildung bei Rotbuche und ihr Einfluss auf holzbiologische und holztechnologische Kenngrößen. Dissertation, Forstwissenschaftlicher Fachber., Univ. Göttingen: 167 S.
- SEELING, U. und H. SACHSSE (1992): Abnorme Kernbildung bei Rotbuche und ihr Einfluss auf biologische und holztechnologische Kenngrößen. Forst und Holz **47** (8): 210–217.
- YEE, T. W. (2005): VGAM: Vector Generalized Linear and Additive Models. R package version 0.6-3. <http://www.stat.auckland.ac.nz/~yee/VGAM/>.
- WAGEMANN, M. (2001): Vermarktungsoffensive Rotkernbuche. AFZ –Der Wald (**26**): 1406–1407.
- WERNSDÖRFER, H., G. LE MOGUÉDEC, T. CONSTANT, F. MOTHE, U. SEELING und G. NEPVEU (2005a): Approach to the estimation of red heart occurrence in *Fagus sylvatica* based on geometric relationships between branch scar development and knot dimensions. Scand. J. For. Res. **20**: 448–455.
- WERNSDÖRFER, H., T. CONSTANT, F. MOTHE, M. A. BADIA, G. NEPVEU und U. SEELING (2005b): Detailed analysis of the geometric relationship between external traits and the shape of red heartwood in beech trees. Trees **19**: 482–491.
- WERNSDÖRFER, H., G. LE MOGUÉDEC, T. CONSTANT, F. MOTHE, G. NEPVEU und U. SEELING (2006): Modelling of the shape of red heartwood in beech trees (*Fagus sylvatica* L.) based on external tree characteristics. Ann. For. Sci. **63** (8): 905–913.
- ZELL, J., M. HANEWINKEL und U. SEELING (2004): Financial optimisation of target diameter harvest of European beech (*Fagus sylvatica*) considering the risk of decrease of timber quality due to red heartwood. Forest Policy and Economics **6**: 579–593.
- ZMP (2007): Zentrale Markt- und Preisberichtsstelle GmbH Bonn. Marktbilanz Forst und Holz 2007.
- ZYCHA, H. (1948): Über die Kernbildung und verwandte Vorgänge im Holz der Rotbuche. Forstw. Cbl. (**67**): 80–109.