

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

Methods and results of quantifying beech red heartwood in Hesse

*Matthias Schmidt, Stefan Nowack und Rüdiger Riebeling*

## **Zusammenfassung**

Im Zeitraum von 1993 - 1999 erfolgte im Rahmen des regulären Bucheneinschlages in ausgewählten hessischen Forstämtern eine umfangreiche Rotkernerhebung. Die in fast allen Landesteilen durchgeführte Erhebung umfasst über 80.000 angesprochene Erdstämme<sup>1</sup>. Eine adäquate Auswertung dieser Daten stand bisher aus. Der vorliegende Beitrag präsentiert ein Modell, das Zusammenhänge zwischen unabhängigen Variablen und der Wahrscheinlichkeit, eine bestimmte Verkernung aufzuweisen, auf der Grundlage dieser Daten quantifiziert. Dabei kann neben den Einflüssen des BHDs und des Bestandesalters u. a. auch der Einfluss von Standortvariablen wie dem Ausgangsgestein und der Wasserhaushaltsstufe beschrieben werden. Das entwickelte Modell ist die Grundlage für ein umfassendes Entscheidungsunterstützungssystem zur Rotkernproblematik für die forstliche Praxis.

---

<sup>1</sup> Die Autoren danken Herrn Wolfgang Raschka und Herrn Volker Graumann (Servicestelle Forsteinrichtung und Naturschutz - FENA) für die Verschneidung der Rotkerndaten mit Forsteinrichtungs- und Geometriedaten.

Zukünftig wird es somit möglich sein, optimale Zielstärken in Abhängigkeit des Standortes, des Bestandesalters und des aktuellen Einzelbaum-BHDs zu definieren

**Stichworte:** Rotbuche, Rotkern, non-proportional odds Modell, Standortsensivität

## Abstract

Between 1993 - 1999, an extensive survey of red heartwood was conducted as part of a scheduled beech harvest in selected forest districts in Hesse. The survey, carried out in almost all regions of the state, investigated more than 80.000 butt logs. Until now, an adequate analysis of these data had not been undertaken. This paper presents a model that defines relationships between independent variables and the probability of a particular heartwood formation occurring, and then quantifies them using these data. In addition to the influences of DBH and stand age, the influence of site variables such as the parent rock material and hydrology class also can be described. The model developed forms the basis of a comprehensive decision support system for addressing problems associated with red heartwood in forestry practice. In future this model will facilitate definitions of optimum target diameters in relation to site, stand age and actual single-tree diameters.

**Keywords:** Common beech, red heartwood, non-proportional odds model, site-sensitivity

## 1 Einleitung

Die Rotbuche ist sowohl vom Einschlagsvolumen (ZMP 2007) als auch von der Waldfläche her die mit Abstand wichtigste Laubholzart Deutschlands (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 Verkernung entgegen (SEELING 1991, SACHSSE 1991, SEELING u. 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 u. STEINFATT 2001), wird sowohl in der Handelsklassensortierung für Rohholz (HKS 1969) als auch in der Gütesor-

tierung nach der EU-Norm EN 1316-1 durch die Ausweisung von Unterklassen berücksichtigt (DIN EN 1997). 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. Erkenntnisse über Zusammenhänge zum Bruthöhendurchmesser (BHD), Einzelbaumalter oder Standort könnten dafür genutzt werden, optimale Produktionszeiträume und Zielstärken auf unterschiedlichen Standorten für die Rotbuche zu bestimmen. 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 (SCHMIDT u. HEIN 2005, SCHMIDT et al. 2005, KNOKE 2003, BÖRNER 2002, BÜREN 2002, KNOKE u. 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 Auftretens (Kerntyp) und Ausmaßes (Durchmesser) der Verkernung sowie die fehlende Einbindung in Planungssoftware zu vermuten. Gleichzeitig muss jedoch darauf hingewiesen werden, dass die verwendeten Methoden das Muster der fakultativen Buchenverkernung in vielen Fällen nur unzureichend erfassen. Im Folgenden wird ein Ansatz vorgestellt, der eine adäquate Beschreibung dieser Erscheinungsmuster und damit die Entwicklung eines umfassenden Entscheidungsstützungssystems ermöglicht.

## 2 Datengrundlage

Die uneinheitlichen Ergebnisse vieler Untersuchungen können dahingehend interpretiert werden, dass die Zusammenhänge zwischen Variablen wie dem Alter, dem BHD sowie Standortvariablen und der Ausbildung des Buchenkerns durch zufällige, d. h. nicht beobachtete bzw. erfasste Einflüsse überlagert werden. Als Beispiele für derartige Einflüsse können das Auftreten von Totästen (ZYCHA 1948) und Rindenbrand (RACZ et al. 1961) oder aber auch nicht erfasste Bodeneigenschaften wie ein Stauhorizont genannt werden. Für eine statistisch saubere Quantifizierung der Effekte der beobachteten Einflussfaktoren werden daher große Datenmengen benötigt. Nur dann kann davon ausgegangen werden, dass alle Kombinationen von berücksichtigten Einflussfaktoren in einem ähnlichen Ausmaß von zufälligen Einflüssen überlagert werden. Große Datenmengen sind auch notwendig, wenn der Einfluss von kategorischen Standortvariablen wie dem geologischen Ausgangsgestein oder der Wasserhaushaltsstufe zusätzlich zu den Effekten von (Bestandes)alter und BHD auf überregionaler Ebene quantifiziert

werden soll. Die neueren Untersuchungen zum Buchenrotkern (s. Einleitung) können somit eher als exemplarische Pilotstudien denn als Grundlage für den Aufbau eines umfassenden Rotkerninformationssystems betrachtet werden, da ihre Datenbasis nur einige hundert bis einige tausend Datensätze umfasst. Die vorliegende Untersuchung basiert dagegen auf 80.155 Erdstämmen, an denen die Verkernung am Fuß- und Zopfende in kategorialer Form angesprochen wurde (s. Tab. 1). Die Daten wurden im Rahmen des regulären Bucheneinschlages in hessischen Forstämtern im Zeitraum von 1993 - 1999 mittels mobiler Datenerfassungsgeräte erhoben. Damit stehen auch der Mittendurchmesser und die Stammhöhe als Informationen für Auswertungen zur Verfügung. Die Teilnahme an der Erhebung war freiwillig, und es wurden nur Einschläge im Staatswald erfasst. An der Erhebung der Buchenverkernung beteiligten sich im Einschlagsjahr 1993 insgesamt 12 Forstämter des Lahn-Dill-Berglandes, des Östlichen Hinter-Taunus, des Vorderen Vogelsberges und des Amöneburg-Neustädter Gebietes. Ab dem Jahr 1994 kamen Forstämter aus dem westlichen Taunus, der Hessischen Rheinebene, dem Odenwald, dem östlichen Vogelsberg, dem Nordost- sowie Nordwesthessischen Bergland und aus dem Weserbergland hinzu. Dadurch erhöhte sich die Zahl zunächst auf 19, später zeitweise auf 29 Forstämter.

Übergeordnete Motivation für die Erhebung war es, Informationen über die Auftretenswahrscheinlichkeit und das Ausmaß der Kernbildung in älteren Buchenbeständen auf unterschiedlichen Standorten in verschiedenen Regionen Hessens zu gewinnen und für Entscheidungsprozesse zu nutzen. Die Erhebung sollte zusätzlich dazu dienen, den örtlichen Umfang der Verkernung in den Forstämtern selbst zu dokumentieren. Darüber hinaus wollte man aus längeren Zeitreihen Entscheidungshilfen für die mittelfristige Planung und für die laufende Bewirtschaftung einzelner Waldteile ableiten. Nach einigen Erhebungsjahren erwartete man umfangreiche Informationen für die Entwicklung von Strategien (Zielstärken) zur Nutzung älterer Buchenbeständen auf unterschiedlichen Standorten. Das übergeordnete Ziel der Entwicklung eines umfassenden Rotkerninformationssystems ist bisher aber nicht erreicht worden.

Die Erhebung der Kernparameter geschah in praxisüblicher Weise durch okulare Einschätzung, die durch gelegentliche Kontrollmessungen ergänzt wurde. Es erfolgte keine Unterscheidung nach unterschiedlichen Kerntypen wie Rot- und Spritzkern. Die Ergebnisse der Rotkernansprache wurden abschließend mit Forsteinrichtungs- und Standortsinformationen verschnitten, um deren Zusammenhänge zur Verkernung prüfen zu können. Eine zusätzliche Erfassung von Merkmalen wie Totästen und die Quantifizierung ihres potenziellen Einflusses erscheinen vor allem aus wissenschaftlicher Sicht interessant. Gegen ihre Verwendung spricht jedoch, dass diese Informationen in der Praxis für die Anwendung eines zukünftigen Rotkerninformationssystems im Allgemeinen nicht zur Verfügung stehen. Das heißt ein derartiges System sollte nur auf relativ einfach zu erhebenden Daten basieren, wie sie von der Forsteinrichtung und Standortkartierung zur

Verfügung gestellt werden. Gleichzeitig zeigen viele Untersuchungen, dass Kenngrößen wie Totäste oder Zwiesel im Vergleich zum (Bestandes)alter oder dem BHD nur eine nachrangige oder keine signifikante Bedeutung für die Verkernung haben (z. B. KNOKE u. SCHULZ WENDEROTH 2001).

Tabella 1: *Definition der Kategorien, die bei der Ansprache des Buchenrotkerns an Erdstämmen verwendet wurden*

Rotkern-kategorie	Definition	Rotkern-kategorie	Definition
0	kein Rotkern	3	1/3 – 1/2 des Stammdurchmessers
1	bis 12 cm Kerndurchmesser	4	1/2 - 2/3 des Stammdurchmessers
2	12 cm Kerndurchmesser – 1/3 des Stammdurchmessers	5	> 2/3 des Stammdurchmessers

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 (s. 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. Die Zusammenfassung der Ausgangsgesteine erfolgte, da aus bodenkundlicher Sicht große Ähnlichkeiten bezüglich der Zusammenhänge zur Verkernung angenommen wurden. Die Annahmen bestätigten sich während des Modellbildungsprozesses auch aus statistischer Sicht, da für die entsprechenden Ausgangsgesteine keine signifikanten Unterschiede auftraten. Neben den 3 dominierenden Ausgangsgesteinsgruppen weisen Diabas, Quarzit, die Gruppe Gneis und Granit sowie Löß noch jeweils mehrere tausend Datensätze auf. Die Zusammenfassung von Gneis und Granit zu einer Gruppe erfolgte unter den bereits erwähnten bodenkundlichen und statistischen Gesichtspunkten. Die übrigen Ausgangsgesteine umfassen in der Summe nur noch knapp 5 % der Datensätze, was bei der späteren Quantifizierung und Interpretation ihrer Effekte auf die Verkernung berücksichtigt werden muss.

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 Aus-

prägungen 'betont frisch' bzw. 'mäßig trocken' zugeordnet. Die Ausprägungen 'mäß. trocken – trocken' und 'wechselfeucht' umfassen dabei relativ geringe Anzahlen an Datensätzen (s. Abb. 1 rechts).

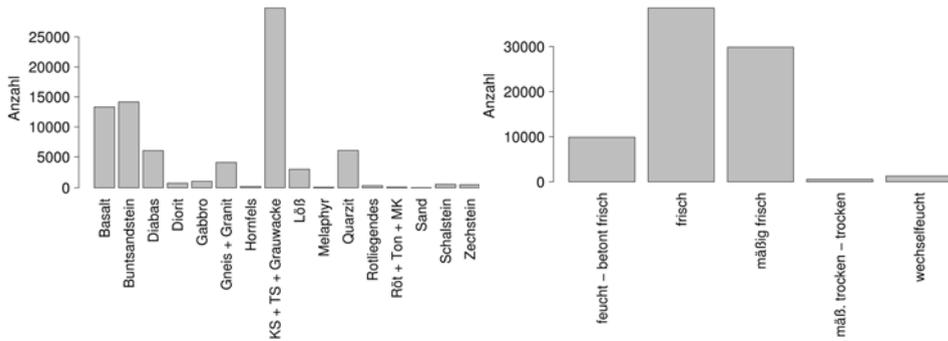


Abbildung 1: Häufigkeitsverteilungen der erfassten Erdstämme nach geologischem Ausgangsgestein (links) und Wasserhaushaltsstufe (rechts). Die Gruppe 'KS + TS + Grauwacke' umfasst Tonschiefer, Grauwacke sowie den seltenen Kieselschiefer, die Gruppe 'Buntsandstein' den mittleren und unteren Buntsandstein sowie den seltenen Glimmersandstein, die Gruppe 'Röt + Ton + MK' kombiniert die seltenen Ausgangsgesteine Oberer Buntsandstein (Röt), Ton und Muschelkalk.

Die Trophiestufen oligo- und mesotroph wurden zusammengefasst, da die Trophiestufe oligotroph nur selten vorkommt. Damit werden nur die Trophiestufen eutroph (36 % der Datensätze) bzw. meso – oligotroph (64 % der Datensätze) unterschieden. Neben der Seehöhe als weiterer Standortvariablen wurden auch das Bestandesalter, der BHD sowie die Erdstammlänge als Kenngrößen mit signifikantem Effekt identifiziert (s. Tab. 2). Sowohl die Alters- als auch die BHD-Häufigkeitsverteilung weisen eine breite Spreitung mit einem mittleren Alter von 142 Jahren bzw. einem mittleren BHD von 48,6 cm auf (s. Abb. 2 / Tab. 2).

Tabelle 2: Kennwerte der Häufigkeitsverteilungen und Korrelationskoeffizienten der metrischen Variablen, für die ein signifikanter Einfluss auf die Verkernung identifiziert wurde

Variable	Min.	Mittel	Max.	Korrelationskoeffizienten		
				Alter [J]	Stammlänge [m]	Seehöhe [m]
BHD [cm]	21,5	48,6	123,0	0,32	0,21	-0,20
Alter [J]	42	142	227		0,05	0,18
Stammlänge [m]	2,1	7,6	24,0			0,01
Seehöhe [m]	150	369	670			

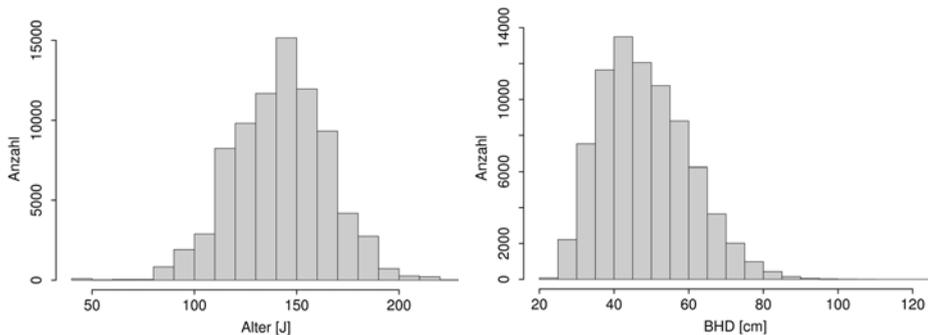


Abbildung 2: Häufigkeitsverteilungen der erfassten Erdstämme nach Alters- [10 J] (links) und Durchmesserstufen [5 cm] (rechts)

Die Korrelationskoeffizienten zwischen den metrischen Variablen sind gering, was vorteilhaft für die spätere unverzerrte Quantifizierung der einzelnen Modelleffekte ist. Insbesondere die geringe Korrelation zwischen dem BHD und dem Bestandesalter spiegelt wider, dass auch die Bäume mit geringerer Dimension aus älteren Beständen stammen.

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 BHDs als Eingangsgröße ist aber unbedingt erforderlich, da die Ernteentscheidung am BHD (Zielstärke) und nicht am Mittendurchmesser orientiert ist. Aufgrund der großen Variation der Erdstammlängen (s. Tab. 2) und Mittendurchmesser, 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. Bonitätsunterschiede konnten dabei nicht berücksichtigt werden, da nicht auf Höhenmessungen oder Bonitäts-schätzungen 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 resultierenden 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 Methodik

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 '(Rot)kern' unterschieden (KNOKE u. 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 (HÖWECKE 1998).

Bei den in dieser Arbeit verwendeten Daten wurde bei einer vorhandenen Verkernung nicht nach Rot- und Spritzkern unterschieden. Der Kerntyp wurde immer als Rotkern angesprochen. Weiterhin wurde der maximale Kerndurchmesser nicht exakt vermessen, sondern in Form einer ordinalen (rangskalierten) Variablen beschrieben (s. Tab. 1).

Jede der verschiedenen Erfassungsarten erfordert spezifische Modellansätze, um eine adäquate Auswertung der Daten zu gewährleisten. Modelle sind die Voraussetzung für die Überprüfung und Quantifizierung von Variablen-Effekten auf die Verkernung und damit die Grundlage für die Entwicklung eines Rotkern-informationssystems. 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 '(Rot)kern' angesprochen, können die Auftretenswahrscheinlichkeiten mit Hilfe eines verallgemeinerten linearen (additiven) Modells 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 Kerndurchmesserstufen direkt über ein multinomiales Regressionsmodell mit ordinaler Zielvariable geschätzt. Zielvariable ist die Auftretenswahrscheinlichkeit für die stärkere (sortierrelevante) Verkernung am Zopf oder Stammfuß eines Erdstammes. Allerdings werden in der Methodik der hier verwendeten logistischen Regressionsmodelle anstelle der Wahrscheinlichkeiten transformierte Erwartungswerte geschätzt (Formel 1a). Die transformierten Erwartungswerte werden durch den sogenannten linearen Prädiktor  $X_i\beta$  mit der Designmatrix  $X_i$  und dem Parametervektor  $\beta$  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. 1996).

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 u. 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 Kerndurchmesserstufen (Formel 1a / 1b). Der Modellansatz unterstellt somit, dass die Verhältnisse der kumulierten Chancen konstant und nicht von den Kovariablen anhängig sind.

$$y_{ir} \sim \text{multinomiale rangskalierte Zielvariable } (1, \pi_{ir}) \quad \text{mit } \pi_{ir} = E(y_{ir}) \text{ und} \\ \text{cov}(y_{ir}, y_{is}) = y_{ir}(1-y_{is})/n_i, r \leq s$$

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

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

mit:

- $g(y_{ir})$  : Erwartungswert der transformierten kumulierten Wahrscheinlichkeiten aller Rotkernklassen  $\leq r$  für die  $i$ -te Kovariablenkombination (unabhängige Variablen/Regressoren). Als Link-Funktion wird die logistische Funktion verwendet. Die Rotkernklasse resultiert aus dem jeweils höheren Verkernungsprozent am Zopf oder Stammfuß des Erdstammes.
- $P(y \leq r | x_i)$  : 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  $\sim$  *multinomial mit geordneten Kategorien*  $(1, \pi_{ir})$  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 (hier 6) ist
$P$	: Anzahl der unabhängigen Variablen
$\beta$	: Vektor der Regressionskoeffizienten

Anhand von Modellvergleichen mit Hilfe der Prüfstatistik 'Bayesian Information Criterion' (BIC, BURNHAM u. 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. Die gesamte Datenanalyse und Modellentwicklung wurde mit dem Statistikpaket R (R DEVELOPMENT CORE TEAM 2007) unter Verwendung der Zusatzbibliothek *VGAM* (YEE 2005) durchgeführt.

## 4 Ergebnisse

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. In der Schreibweise von MCCULLAGH (1980) erhalten alle Regressionskoeffizienten außer dem Interzept ein negatives Vorzeichen, womit sich das resultierende Modell wie folgt beschreiben lässt (Formel 2):

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

mit:

$\text{Alter}_i$	: Bestandesalter des $i$ -ten Bestandes [J]
$\text{BHD}_{ij}$	: Brusthöhendurchmesser des $j$ -ten Baumes im $i$ -ten Bestand [cm]
$\text{SL}_{ij}$	: Erdstammlänge des $j$ -ten Baumes im $i$ -ten Bestand [m]
$\text{AG}_i$	: Geologisches Ausgangsgestein des $i$ -ten Bestandes (kategorial)
$\text{WH}_i$	: Wasserhaushaltsstufe des $i$ -ten Bestandes (kategorial)

- $Trophie_i$  : Trophiestufe des  $i$ -ten Bestandes (kategorial)
- $HNN_i$  : Seehöhe des  $i$ -ten Bestandes [m]
- $f_1, f_3$  : kategorie-unspezifische glättende Spline-Funktionen zur Beschreibung des nicht-linearen Alterseffektes bzw. des nicht-linearen Effektes der Erdstammlänge
- $\alpha_{0r}$  : kategorie-spezifisches Interzept
- $\beta_{2r}$  : kategorie-spezifischer Regressionskoeffizient des BHD
- $\beta_4, \beta_5, \beta_6$  : kategorie-unspezifische Regressionskoeffizienten der übrigen Regressoren

Die Ergebnisse werden zuerst für die Ebene des linearen Prädiktors dargestellt, da hier die statistische Beurteilung des Modells erfolgen muss. Allerdings erlaubt auch diese Ebene eine inhaltliche Interpretation. Anschließend werden exemplarisch Ergebnisse auf der Wahrscheinlichkeitsebene dargestellt, da diese die letztlich für die forstliche Praxis notwendigen Informationen bereitstellt. Die Integration der kategorialen Variablen Ausgangsgestein, Wasserhaushalts- und Trophiestufe führte zu signifikanten Verbesserungen der Modellgüte, wobei als Kriterium das BIC verwendet wurde. Neben dem Aspekt einer Verbesserung des Gesamtmodells ist für kategoriale Variablen von besonderem Interesse, wie sich ihre verschiedenen Ausprägungen unterscheiden. Dabei weisen die verschiedenen geologischen Ausgangsgesteine teilweise sehr unterschiedliche Koeffizienten bzw. Effekte auf die Verkernung auf (s. Abb. 3 links). Zur Abschätzung der Signifikanz der Unterschiede zwischen den Effekten sind 2-fache Standardfehler der Koeffizienten dargestellt. Allerdings geben diese 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. Trotz der Einschränkung, insbesondere die Unterschiede für seltene Ausgangsgesteine vorsichtig zu interpretieren, können viele der Unterschiede als gesichert angesehen werden. Die Effekte sind dabei 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. Dabei unterscheiden sich die Buntsandstein- und die Tonschiefer-Grauwacken-Gruppe kaum von einander. Von den 4 weiteren Ausgangsgesteinsgruppen, die noch mit mehreren tausend Erdstämmen vertreten sind, weist die Gneis-Granit-Gruppe den ungünstigsten Einfluss auf die Verkernung auf. Diabas ähnelt der Buntsandstein- und der Tonschiefer-Grauwacken-Gruppe während Löß und Quarzit etwas ungünstiger zu beurteilen sind. Die ungünstigsten Eigenschaften weisen Diorit (768 Datensätze) und Hornfels (235

Datensätze), die günstigsten weist Zechstein auf (509 Datensätze), wobei die geringen Datenumfänge beachtet werden müssen.

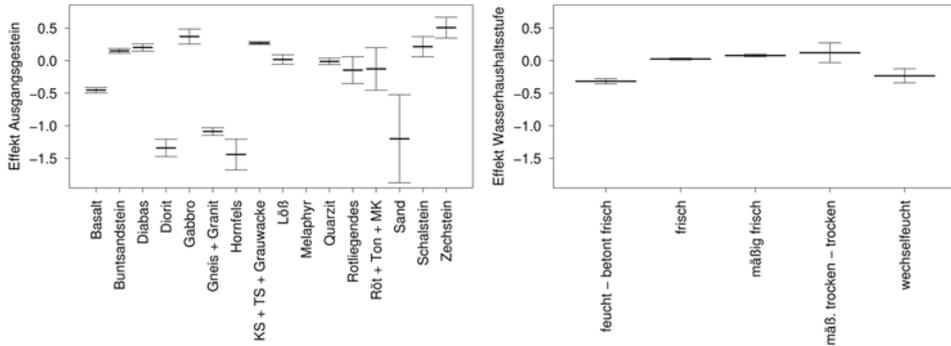


Abbildung 3: Modelleffekte der verschiedenen Ausprägungen der Variablen 'Ausgangsgestein' (links) und 'Wasserhaushaltsstufe' (rechts) mit Angabe des zugehörigen 2-fachen Standardfehlers

Die Unterschiede zwischen den Wasserhaushaltsstufen sind insgesamt weniger stark ausgeprägt als zwischen den Ausgangsgesteinen (s. Abb. 3 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 (s. 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).

Tabelle 3: Regressionskoeffizienten der linearen Effekte für die metrischen Variablen BHD und Seehöhe sowie für die 2 Ausprägungen der Trophiestufe

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

\* Für die Rotkernkategorien 4 und 5 wurde ein einheitlicher BHD-Effekt spezifiziert, da hier kein signifikanter Unterschied auftritt

Für die metrischen Variablen BHD und Seehöhe wurden lineare Effekte spezifiziert, wobei für den BHD kategorie-spezifische Koeffizienten geschätzt wurden (s. Tab. 3). Die negativen Vorzeichen der Effekte von BHD und Seehöhe sind dahin 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 (s. Abb. 4 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 (s. Abb. 4 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.

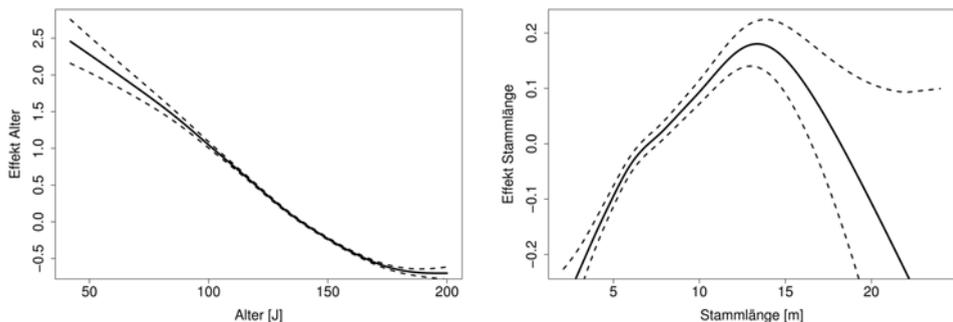


Abbildung 4: Nicht-lineare Modelleffekte für das Alter (links) und die Erdstammlänge (rechts) mit Angabe des 2-fachen punktweisen Standardfehlers (gestrichelte Linien)

Die bisher dargestellten Modelleffekte und zugehörigen Standardfehler dienen sowohl der Beurteilung des Modells aus statistischer Sicht, als auch der Einschätzung, wie sich die verschiedenen Ausprägungen der kategorialen Variablen bzw. Veränderungen der metrischen Variablen auf die Verkernung auswirken. Für die metrischen Variablen mit nicht-linearen Effekten können Bereiche unterschieden werden, die eine größere oder geringere Dynamik der Verkernung aufweisen (s. Abb. 4). Für die kategorialen Variablen können die verschiedenen Ausprägungen miteinander verglichen werden und dabei Ähnlichkeiten und Unterschiede identifiziert werden (s. Abb. 3). Für eine umfassende Modelldarstellung unter spezieller Berücksichtigung der von der forstlichen Praxis benötigten Informationen ist es jedoch notwendig, neben der Ebene des linearen Prädiktors auch die Schätzungen auf der Wahrscheinlichkeitsebene zu betrachten. Im Folgenden sollen daher die

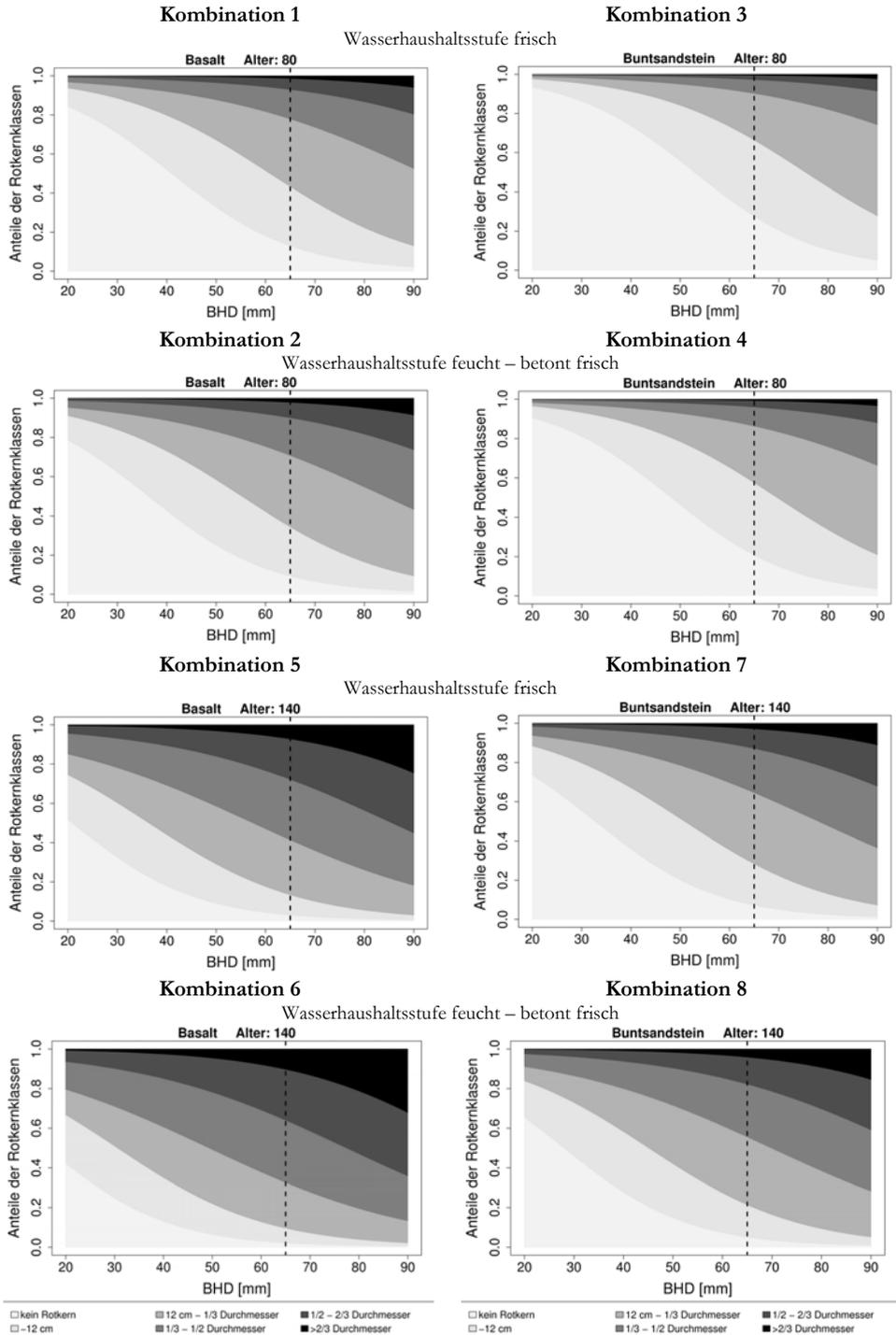
durch das Modell prognostizierten Wahrscheinlichkeiten für ausgewählte Kombinationen von Kovariablen dargestellt werden (s. Tab 4 / Abb. 5).

*Tabelle 4: Kombinationen von unabhängigen Variablen, für die der Vektor der Auftretenswahrscheinlichkeiten der Kerndurchmesserstufen dargestellt wird. Die konstanten Werte der Variablen Erdstammlänge (7,6 m) und Seehöhe (370 m) entsprechen den Mittelwerten in der Datenbasis*

	Alter	BHD	Erdstamm- länge	Geolog. Aus- gangs- gestein	Wasser- haushalts- stufe	Trophie- stufe	See- höhe
	[J]	[cm]	[m]				[m]
Kombination 1	80	20-90	7,6	Basalt	frisch	meso - oligotroph	370
Kombination 2	80	20-90	7,6	Basalt	feucht - betont frisch	meso - oligotroph	370
Kombination 3	80	20-90	7,6	Bunt- sandstein	frisch	meso - oligotroph	370
Kombination 4	80	20-90	7,6	Bunt- sandstein	feucht - betont frisch	meso - oligotroph	370
Kombination 5	140	20-90	7,6	Basalt	frisch	meso - oligotroph	370
Kombination 6	140	20-90	7,6	Basalt	feucht - betont frisch	meso - oligotroph	370
Kombination 7	140	20-90	7,6	Bunt- sandstein	frisch	meso - oligotroph	370
Kombination 8	140	20-90	7,6	Bunt- sandstein	feucht - betont frisch	meso - oligotroph	370

Folgende Seite:

*Abbildung 5: Über das kumulierte logistische Regressionsmodell (Formel 2) geschätzte Vektoren der Auftretenswahrscheinlichkeiten der Kerndurchmesserstufen für unterschiedliche in Tab. 4 definierte Kombinationen von Kovariablen. Die gestrichelte Linie markiert eine Zielstärke von 65 cm BHD bzw. den zugehörigen Wahrscheinlichkeitsvektor.*



Der Vektor der Wahrscheinlichkeiten für die verschiedenen Rotkernstufen lässt sich, wie hier exemplarisch dargestellt, für beliebige Kombinationen der unabhängigen Variablen schätzen (s. Abb. 5). 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. 5). Die Wasserhaushaltsstufe 'frisch' ist günstiger als die Stufe 'feucht - betont frisch' zu beurteilen (Vergleiche Kombination 1 versus 2, Kombination 3 versus 4, Kombination 5 versus 6, Kombination 7 versus 8). Auch der negative Effekt des Bestandesalters (Vergleiche Kombination 1 versus 5, Kombination 2 versus 6, Kombination 3 versus 7, Kombination 4 versus 8) und des BHDs (jeweils innerhalb einer Graphik) sind deutlich zu erkennen.

Die Unterschiede der Kombinationen in der Verkernung sind für Bäume im Bereich der Zielstärke besonders interessant und beispielsweise bedeutungsvoller als für unterständige Bäume schwächerer Dimension. Daher werden die Wahrscheinlichkeiten für die Kernaussprägung für eine potenzielle Zielstärke von 65 cm BHD noch einmal gesondert betrachtet. Die Wahrscheinlichkeiten können auch als Schätzung des Stammzahlprozents interpretiert werden, das bei einer bestimmten Kombination von unabhängigen Variablen einer bestimmten Verkernungsstufe zuzurechnen ist (s. Tab. 5). Graphisch ist der zugehörige Wahrscheinlichkeitsvektor in Abbildung 5 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 2 versus 3 und Kombination 6 versus 7) so fallen die teilweise beträchtlichen Unterschiede auf (s. Tab. 5). Die Kombination 3 übertrifft die Kombination 2 in der Rotkernkategorie 0 um ca. 15 % und in der Kategorie 1 um ca. 8 %. Die Kombination 2 weist ab der Kategorie 2 höhere Werte auf, wobei die beiden ungünstigsten Kategorien im Alter 80 in beiden Kombinationen mit zusammen nur ca. 7 bzw. 3 % vertreten sind. In den mittleren Kategorien 2 und 3 weist die Kombination 2 ca. 11 und 8 % mehr auf als die Kombination 3.

Im Alter 140 übertrifft die günstigste Kombination 7 die ungünstigste Kombination 6 in den Kategorien 0, 1 und 2 um ca. 4, 11 und 8 %. Ab der Kategorie 3 weist dann die Kombination 6 höhere Prozente auf.

Tabelle 5: Stammzahlprozente, die auf die verschiedenen Rotkernausprägungen entfallen, für einen Baum mit 65 cm BHD und zusätzlichen Kovariablenkombinationen, wie sie in Tabelle 4 definiert sind

Kombination	Rotkernkategorie					
	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						
1	17,2	34,6	31,4	11,6	4,1	1,1
2	12,8	30,4	34,5	15	5,6	1,6
3	27,5	38,7	23,8	7,1	2,3	0,6
4	21,2	37	28,3	9,4	3,2	0,9
5	4	13,7	32	28,8	16,2	5,4
6	2,9	10,3	27,9	30,9	20,5	7,4
7	7	21,1	36,1	22,6	10,1	3
8	5,1	16,7	34,4	26,4	13,3	4,2

## 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 Variablen-selektion 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. Daher ist der Effekt der Erdstammlänge (s. Abb. 4 rechts) aber nur indirekt mit den Aussagen anderer Autoren zum Einfluss der Stammhöhe auf die Verkernung zu vergleichen. Die Abhängigkeit von der absoluten oder relativen Höhe am Stamm wird fast ausnahmslos beobachtet. Sowohl bei KNOKE und SCHULZ WENDEROTH (2001; 195 Stämme), BÖRNER (2002; 146 Stämme) als auch KREMPL u. MARK (1962; 187 Stämme) werden die identifizierten Verläufe eher der häufig beschriebenen (asymmetrischen) Spindelform zugeordnet (SEELING u. SACHSSE 1992). Die auf einer sehr viel breiteren Datengrundlage basierende Untersuchung von RACZ et al. (1961; 41291 Stämme) in Niedersachsen weist als weitaus häufigste Kernmuster den Spindel- und den Kegel-Typ zu etwa gleichen Anteilen auf. HÖWECKE (1998: 3961 Stämme) 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 verkernt sind. Die höchsten Anteile verkernter Schnittflächen treten bei ca. 5 m Stammhöhe auf, danach nehmen die Anteile wieder langsam ab. Als methodisch suboptimal muss in denjenigen dieser Arbeiten, die Regressionsmodelle entwickeln, beurteilt werden, dass der Verlauf durch relativ starre Modellterme beschrieben wird. In der vorliegenden Arbeit wird durch die Verwendung eines glättenden Splineterms das eigentliche empirische Muster stärker berücksichtigt (s. Abb. 4 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 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 (s. Abb. 4 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.

Einschränkend wird noch einmal darauf verwiesen, dass in den meisten Arbeiten eine Korrelation zwischen der Kronenansatzhöhe und der ausgehaltenen Stammlänge auftritt und die ermittelten Effekte somit durch weitere Zusammenhänge überlagert sein dürften. Die Korrelation tritt auf, da überwiegend auf Daten aus regulären Nutzungen zurückgegriffen wird, in denen die Aushaltung durch äußere Holzmerkmale bestimmt wird. Abweichend wurde in der Untersuchung

von BÖRNER (2002) einheitlich bei 7 m und in der Untersuchung von KREMPL u. MARK (1962) teilweise auch nach versuchstechnischen Gesichtspunkten abgelängt.

In allen Rotkernuntersuchungen finden sich Aussagen zum Einfluss des Bestandesalters und des BHD. Allerdings konnten BÖRNER (2002) und SCHMIDT et al. (2005: 1252 Stämme) keinen bzw. keinen biologisch plausiblen Alterseffekt zusätzlich zum BHD-Effekt identifizieren. SCHMIDT u. HEIN (2005: 1728 Stämme) konnten einen biologisch plausiblen Alterseffekt nur über zusätzliche Modellbeschränkungen integrieren. Wie zu erwarten, führt in diesen Untersuchungen ein steigender BHD zu einer Zunahme der Verkernung. KREMPL u. 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 u. 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: 2402 Stämme) 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. In einigen der Untersuchungen werden Einzelbaumalter verwendet. Abweichend wird in Untersuchungen, die auf regulären Einschlagsdaten basieren, die nicht bei jeder einzelnen Aufnahme direkt wissenschaftlich begleitet wurden, das Bestandesalter verwendet. Das betrifft die Untersuchung von SCHMIDT u. HEIN (2005), SCHMIDT et al. (2005), HÖWECKE (1998), RACZ et al. (1961) und die hier dargestellte Untersuchung.

In der vorliegenden Untersuchung weisen sowohl der BHD als auch das Alter einen deutlichen Modelleffekt auf. Insofern besteht eine grundlegende Übereinstimmung mit den übrigen Untersuchungen. Die Verwendung von Spline termen macht es allerdings möglich, objektiver zu erfassen, welche Dynamik die Verkernung in Abhängigkeit vom BHD und Alter aufweist. Danach konnte für den BHD ein linearer Trend (s. Tab. 3) und für das Alter ein erst linearer und später degressiv nachlassender Trend identifiziert werden (s. Abb. 4 links). Allerdings treten durch die spezifische Formulierung des Modells mehrere kategorie-spezifische BHD-Effekte auf (s. Formel 2 und Tab. 3). In der Zusammenschau aller Untersuchungen muss 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 Alters-effekt im hohen Alter ab ca. 150 Jahren immer stärker nachlässt. Nichtsdestotrotz ist der Alterseffekt sehr deutlich. Ein durch die waldbauliche Behandlung geförder-tes Dickenwachstum bzw. ein schnelleres Erreichen der Zielstärke senkt damit das Entwertungsrisko durch die Rotkernbildung.

Für die Quantifizierung der Effekte von Bestandesvariablen, d. h. Variablen, die für alle Bäume eines Bestandes den gleichen Wert aufweisen, sind große Daten-mengen zwingend notwendig. Die hierarchischen Datenstrukturen mit mehreren Beobachtungen aus demselben Bestand verstärken diese Notwendigkeit noch. Modellansätze zur Rotkernproblematik mit geringer Datenbasis sind deshalb häufig nicht standortssensitiv. 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 Standortsvariabilität der Datenbasis begründet sein (REDDE 1998). Falls eine Einbeziehung dennoch direkt über Standortvariablen (KNOKE u. SCHULZ WENDEROTH 2001) oder indirekt über die Bonität (KREMPL u. MARK 1962) erfolgt, ist dies kritisch zu beurteilen. Die daraus gewonnenen Ergebnisse sollten auf keinen Fall verallgemeinert werden sondern sind als exemplarische Auswertungen zu betrachten. Ungeachtet dessen stimmen die Ergebnisse von KNOKE u. SCHULZ WENDEROTH (2001) aber tendenziell mit den Ergebnissen der vorliegenden Untersuchung überein. So weisen in ihrer Arbeit die Bäume, die auf eher trockeneren und ärmeren, sandigen Standorten stocken, bei sonst gleichen Eigenschaften im Schnitt eine geringere Verkernung auf.

Eine Zwischenstellung nehmen die Arbeiten von SCHMIDT u. HEIN (2005), BÜREN (1998) und Höwecke (1998) ein, die bei deutlich größeren Datenumfängen bereits besser abgesicherte Aussagen bezüglich ausgewählter Standortgruppen oder Ökoserien zulassen. Sollen die Effekte einer Vielzahl von geologischen Ausgangs-gesteinen, Wasserhaushalts- und Trophiestufen quantifiziert werden, so sollten pro Ausprägungskombination mindestens tausend Stämme aus möglichst vielen verschiedenen Beständen vorliegen, da die Effekte sonst nicht mit einer aus-reichenden Genauigkeit geschätzt werden können (s. Abb. 3). Trotz der umfang-reichen 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 u. HEIN 2005), ist eine stärkere Verkernung auf Muschelkalk- als auf Buntsandstein- und Geschiebelehmstand-orten. Muschelkalk kommt in Hessen nur selten vor und spielt daher in der vorlie-genden Untersuchung keine Rolle. BÜREN (1998) betrachtet nicht direkt das geolo-gische Ausgangsgestein, sondern stärker differenziert den Bodentyp, die Humus-form, die pflanzensoziologische Gesellschaft und die Wuchsregion. Gewisse Über-einstimmungen 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 (s. Abb. 3 links). Übereinstimmend tritt ein negativer Effekt der Seehöhe auf. Letztlich aber erscheint die Datenbasis von BÜREN (1998) für die Vielzahl gleichzeitig abgeleiteter und untereinander korrelierter Zusammenhänge insgesamt zu gering.

In der Untersuchung von HÖWECKE (1998) wird vor allem für Buntsandstein ein gegenüber anderen Bodentypengruppen geringeres Verkernungsrisiko beobachtet.

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. Das auf dieser Basis entwickelte Modell ist den meisten der genannten Ansätze auch methodisch überlegen. 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 bestandespezifischer Abweichungen vom hier vorgestellten Modell sowie der zeitlichen Korrelation innerhalb von Beständen ist denkbar. Letztlich ist der Ansatz in der jetzigen Form aber bereits voll einsetzbar. 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. Auch ließen sich relativ umfangreiche Datenquellen mit höherer Informationsdichte, wie sie für südniedersächsische Buntsandstein- vor allem aber Röt- und Muschelkalkstandorte vorliegen, umkodieren und bei der Parametrisierung des Modells berücksichtigen.

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 in ein und demselben Bestand zusätzlich mit dem Alter. Schlussendlich variiert die optimale Zielstärke sogar zu einem Zeitpunkt innerhalb eines Bestandes in Abhängigkeit vom BHD. Die optimale Zielstärke ist bei einer Erntemaßnahme somit für jeden Baum individuell zu bestimmen. Ein auf dem eigentlichen Rotkernmodell, einem Durchmesserzuwachs- und einem Schaffformmodell basierendes Entscheidungsunterstützungssystem könnte vor jeder Erntemaßnahme mit den notwendigen Informationen ini-

tialisiert werden. Neben den unabhängigen Variablen des Rotkernmodells müssten Preise für die verschiedenen kernabhängigen Güteklassen hinterlegt sein. Bis auf den Einzelbaumdurchmesser ließen sich alle Variablen einschließlich einer mittleren Erdstammmlänge 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 gutachtlich miteinfließen. 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 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.

## Literatur

- ANDERSON, J. u. 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<sup>2</sup>. Das Wichtigste in Kürze. Referat Öffentlichkeitsarbeit (Berlin): 87 S.
- 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.
- BURNHAM, K. P. u. ANDERSON, D. R. (2004): Multimodel Inference: Understanding AIC and BIC in Model Selection. *Sociological Methods and Research*, Vol. 33: 261-304
- DIN EN (1997): Laub-Rundholz-Qualitäts-Sortierung – Teil 1: Eiche und Buche; DIN EN 1316-1:1997; Beuth Verlag, Berlin
- FAHRMEIR, L.; HAMERLE, A. u. TUTZ G. (1996): Multivariate statistische Verfahren. 2. überarbeit. Auflage, Walter de Gruyter, Berlin, New York: 902 S.
- HAPLA, F. u. STEINFATT, H.-C. (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.
- HÖWECKE, B. (1998): Untersuchungen zum Farbkern der Buche (*Fagus sylvatica* L.) in Baden-Württemberg. Schweiz. Z. Forstwes. 149 (12): 971-990
- KNOKE, TH. (2003): Predicting red heartwood formation in beech trees (*Fagus sylvatica* L.). Ecological Modelling, 169 (2-3): 295-312
- KNOKE, TH. u. SCHULZ WENDEROTH, S. (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. u. MARK, E. (1962): Untersuchungen über den Kern der Rotbuche. Allgemeine Forstzeitung (Wien), 73: 186-191
- KUBLIN, E. (2003): Einheitliche Beschreibung der Schaffform – 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
- RACZ, J.; SCHULZ, H. u. KNIGGE, W. (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.; GADOW, K. V. u. HÖFLE, H., (2005): Vorkommen und Ausprägung von fakultativen Kerntypen bei Rotbuche auf südniedersächsischen Kalk- und Rötstandorten. AFJZ 176 (11/12): 200-212
- SCHMIDT, M. u. HEIN, S. (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 (im Druck)
- SEELING, U. (1991): Abnorme Kernbildung bei Rotbuche und ihr Einfluss auf holzbiologische und holztechnologische Kenngrößen. Dissertation, Forstwissenschaftlicher Fachber., Univ. Göttingen: 167 S.
- SEELING, U. u. SACHSSE, H. (1992): Abnorme Kernbildung bei Rotbuche und ihr Einfluss auf biologische und holztechnologische Kenngrößen. Forst und Holz 47 (8): 210-217
- WAGEMANN, M. (2001): Vermarktungsoffensive Rotkernbuche. AFZ/Der Wald (26): 1406-1407
- 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/>
- 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

Korrespondierender Autor:

Dr. Matthias Schmidt

Nordwestdeutsche Forstliche Versuchsanstalt

Grätzelstr. 2

37079 Göttingen

E-Mail: [Matthias.Schmidt@nw-fva.de](mailto:Matthias.Schmidt@nw-fva.de)

URL: [www.nw-fva.de](http://www.nw-fva.de)

Stefan Nowack

Landesbetriebsleitung Hessen-Forst

Rüdiger Riebeling

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