

- HALL, D. O. (1983): Financial maturity for even-aged and all-aged stands. *Forest Science* **29**: 833–836.
- HARTMAN, R. (1876): The harvesting decision when a standing forest has value. *Economic Inquiry* **14**: 52–58.
- HOOKE, R. and T. JEEVENS (1961): "Direct search" solution of numerical and statistical problems. *Journal of Association of Computational Machinery* **8**: 212–229.
- HYNYNEN, J., R. OJANSUU, H. HÖKKÄ, J. SIIPILEHTO, H. SALMINEN and P. HAAPALA (2002): Models for predicting stand development in MELA system. Finnish Forest Research Institute, Research Papers 835. 116 pp.
- KOSKELA, E., M. OLLIKAINEN and T. PUKKALA (2006a): Biodiversity conservation in commercial boreal forestry. Optimal rotation age and retention tree volume. Manuscript.
- KOSKELA, E., M. OLLIKAINEN and T. PUKKALA (2006b): Biodiversity policies in commercial boreal forests. Optimal design of subsidy and tax combinations. Manuscript.
- KUULUVAINEN, T. and T. PUKKALA (1989): Effect of Scots pine seed trees on the density of ground vegetation and tree seedlings. *Silva Fennica* **23(2)**: 159–167.
- LAASASENAHO, J. (1982): Taper curve and volume functions for pine, spruce and birch. *Communications Instituti Forestalis Fenniae* 108. 74 pp.
- MIINA, J. and T. PUKKALA (2000): Using numerical optimization for specifying individual-tree competition models. *Forest Science* **46(2)**: 277–283.
- MIINA, J. and T. SAKSA (2006): Predicting regeneration establishment in Norway spruce plantations using a multivariate multilevel model. *New Forests*. (in press)
- PRETZSCH, H. (2001): Modellierung des Waldwachstums. Parey, Berlin. 341 p.
- PUKKALA, T. (2004): Dealing with ecological objectives in the MonSU planning system. *Silva Lusitana, Special issue (2004)*: 1–15.
- PUKKALA, T., S. KELLOMÄKI and E. MUSTONEN (1988): Prediction of the amenity of a tree stand. *Scandinavian Journal of Forest Research* **3**: 533–544.
- PUKKALA, T. and J. MIINA (1997): A method for stochastic multi-objective optimization of stand management. *Forest Ecology and Management* **98**: 189–203.
- POUTA, E. (2005): Sensitivity to scope of environmental regulation in contingent valuation of forest cutting in Finland. *Forest Policy and Economics* **7**: 539–550.
- SIITONEN, J. (2001): Forest Management, coarse woody debris and saproxylic organisms: Fennoscandian boreal forests as an example. *Ecological Bulletin* **49**: 11–41.
- TRASOBARES, A. and T. PUKKALA (2004): Optimising the management of uneven-aged *Pinus sylvestris* L. and *Pinus nigra* Arn. mixed stands in Catalonia, north-east Spain. *Annals of Forest Science* **61(8)**: 747–758.
- VALKONEN, S., J. RUUSKA and J. SIIPILEHTO (2002): Effect of retained trees on the development of young Scots pine stands in Southern Finland. *Forest Ecology and Management* **166**: 227–243.
- VALSTA, L. (1992): An optimization model for Norway spruce management based on individual-tree growth models. *Acta Forestalia Fennica* 232. 20 pp.
- YATSKOV, M., M. E. HARMON and O. N. KRANKINA (2003): A chronosequence of wood decomposition in the boreal forests of Russia. *Canadian Journal of Forest Research* **33**: 1211–1266.

Ein statistisches Modell zur Auswertung ordinaler Merkmale dargestellt am Beispiel der Ausprägung von Ästigkeit in Douglasien-Provenienzversuchen (*Pseudotsuga menziesii* [MIRB.] FRANCO)

(Mit 5 Abbildungen und 3 Tabellen)

Von M. SCHMIDT^{1),*} und A. WELLER²⁾

(Angenommen Mai 2006)

SCHLAGWORTER – KEY WORDS

Douglasien-Provenienzversuch; Kategorische Regression; Proportionales Odds Modell; Ästigkeitsklassen.

Douglas fir provenance trial; categorical regression; proportional odds model; branchiness classes.

1. EINLEITUNG

Seit mehr als 100 Jahren wird die im pazifischen Raum Nordamerikas beheimatete Baumart Douglasie (*Pseudotsuga menziesii* (MIRB.) FRANCO) in Deutschland angebaut. Die positiven ertragskundlichen Erfahrungen der Vergangenheit mit standortangepassten Herkünften haben dabei zu einer stetigen Zunahme der Douglasien-Anbauten geführt. Der derzeitige Waldflächenanteil der Douglasie in der Bundesrepublik Deutschland beträgt über alle Besitzarten 1,7% (BUNDESMINISTERIUM FÜR VERBRAUCHERSCHUTZ, ERNÄHRUNG UND LANDWIRTSCHAFT, 2004). Ähnlich anderer Landesforstverwaltung werden der Douglasie auch in Niedersachsen in

den langfristigen waldbaulichen Planungen künftig nennenswerte Flächenanteile vor allem bei der Begründung von Mischbeständen zugewiesen (NIEDERSÄCHSISCHES MINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND FORSTEN, 1992). Ihr Anbauswerpunkt liegt in Niedersachsen im pleistozänen Bereich (PRETZSCH und SPELLMANN, 1994), und aktuell weist die Baumart im Landeswald einen Flächenanteil von etwa 4% (rd. 11.900 ha) auf (PUSCH, 2002).

Die Verwendung geeigneter Herkünfte spielt für einen erfolgreichen Douglasienanbau eine entscheidende Rolle. So hat die herkunftsspezifische genetische Konstitution einen wesentlichen Einfluss auf das Wachstumspotential und die Risikodisposition der Bestände (KENK und THREN, 1984a; KENK und THREN, 1984b). Differenzierte Herkunftsempfehlungen für die Baumart Douglasie sind somit eine wichtige Voraussetzung für ihren wertleistungsoptimalen und risikoarmen Anbau.

Anfängliche Vorbehalte holzverarbeitender Betriebe in Deutschland gegenüber der Douglasie sind im Zusammenhang mit den steigenden Anteilen am Einschlag, der veränderten Sortenstruktur und der zunehmenden Wertschätzung der holztechnologischen Eigenschaften einer gesteigerten Nachfrage gewichen. Dabei wird jedoch die Holzqualität bedingt durch die größere artspezifische Aufgliederung zukünftig eine wichtigere Rolle als bei der Fichte spielen. Als Folge der artspezifischen starken Eigendifferenzierung (SPELLMANN, 1995) weisen Douglasien bei gleichen Einzelbaumdimensionen stärkere Astdurchmesser als z.B. vergleichbare Fichten auf

¹⁾ Dr. MATTHIAS SCHMIDT, Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, Abteilung Waldwachstum, Wonhaldestr. 4, D-79100 Freiburg.

²⁾ Diplom-Forstwirt ANDREAS WELLER, Nordwestdeutsche Forstliche Versuchsanstalt, Abteilung Waldwachstum, Grätzelstrasse 2, D-37079 Göttingen.

*) Korrespondenzadresse: Dr. MATTHIAS SCHMIDT. E-mail: Matthias.Schmidt@forst.bwl.de

(SCHMIDT, 2001). Auch werden Z-Baum-bezogene Hochdurchforstungen mit vergleichsweise großen Standraumhaltungen zwar der Wuchsdynamik der Douglasie am ehesten gerecht, sie fördern jedoch das Aststärkenwachstum der Hauptzuwächsträger (KENK und UNFRIED, 1980). Somit erscheint es für die Prüfung der Anbau-eignung von Douglasien-Provenienzen unerlässlich, neben quantitativen ertragskundlichen Merkmalsgrößen zusätzlich Qualitätsmerkmale zu bewerten. Insbesondere dem Merkmal Astigkeit kommt für die Qualitätssortierung von Douglasien-Rund- und -Schnittholz eine herausragende Bedeutung zu. HAPLA (1986) sieht in der Astigkeit sogar das alleinige Kriterium für die Sortierung und Verwendung von Douglasien-Schnittholz. Die Bedeutung der Rundholzeigenschaften bzw. ihrer differenzierten Klassifikation scheint gegenüber den Kennwerten der reinen Volumenleistung und des quantitativen Sortenertrags aktuell noch zuzunehmen. Beispielsweise wurden in der europäischen Vornorm zur Qualitätssortierung von Nadelrundholz erstmals artspezifische metrische Grenzwerte für die Douglasie definiert (ENV 1927-3, DEUTSCHES INSTITUT für NORMUNG, 1998).

2. ZIELSETZUNG

Problematisch für die Auswertung vieler Herkunftsversuche bezüglich qualitätsrelevanter Merkmale war bisher, dass an stehenden Bäumen ansprechbare Qualitätseigenschaften aus Kostengründen nicht metrisch sondern lediglich in (ordinal) klassifizierter Form gutachtlich beurteilt und erfasst wurden. An diesem Problem scheiterte auch die statistische Trennung des Einflusses von Einzelbaumdimension (BHD) und Provenienz auf die Rundholzeigenschaften. So überwiegen in ertragskundlichen Arbeiten zur Herkunftsforschung bisher Untersuchungen, die sich zwar mit dem Zusammenhang zwischen Herkunft und Rundholzqualität befassen, ohne jedoch den differenzierenden Effekt der Einzelbaumdimension/-situation oder weiterer Einflussfaktoren zu berücksichtigen.

Ziel dieses Beitrags ist es am Beispiel der Ästigkeit ausprägung bei herkunftsgesicherten Douglasienprovenienzen darzustellen, wie sich solche Fragestellungen zur Identifizierung des Einflusses verschiedener Faktoren auf ordinale Zielgrößen methodisch mithilfe eines verallgemeinerten linearen Regressionsmodells bearbeiten lassen. Es muss an dieser Stelle jedoch betont werden, dass es sich

bei etwaigen Zusammenhängen zwischen Herkunft und Astigkeit selbst bei Berücksichtigung weiterer potentieller Einflussgrößen wie der Einzelbaumdimension und dem Versuchsort lediglich um Korrelationsmuster handelt und damit Aussagen zur genetischen Fixierung der Astigkeit problematisch sind.

Zwei zentrale Fragestellungen werden im Rahmen des Parametrisierungsprozesses bearbeitet. Zum einen wird überprüft, ob die Variable Herkunft zusätzlich zum BHD einen Einfluss auf die Auftretenswahrscheinlichkeit der Astigkeitsklassen hat und ob ein Effekt des Versuchsortes festgestellt werden kann. Die Variable Versuchsort subsummiert letztlich alle potentiellen Einflussgrößen wie Standortvariablen oder (unbeabsichtigte) Behandlungsunterschiede zwischen Versuchsorten, die aufgrund mangelnder Informationen oder der geringen Anzahl Versuchsorte vorerst nicht direkt im Modell integriert wurden. Insgesamt erscheint diese Vorgehensweise unter Verwendung einer Dummy-Variablen für den Versuchsort angemessen, da das Ziel in erster Linie eine exakte Quantifizierung des herkunftsspezifischen Erklärungsanteils ist.

Die zweite Fragestellung betrifft die Modelltypen-Auswahl. Für die Beschreibung kommen grundsätzlich verschiedene Modelltypen in Frage, die sich bezüglich ihrer Komplexität und bestimmter Voraussetzungen der Datenstrukturen unterscheiden. Die zwei am häufigsten verwendeten Typen sind dabei das multinomiale logistische Regressionsmodell (z.B. MCCULLAGH und NELDER, 1983; FAHRMEIR und HAMERLE, 1984: S. 223) und das deutlich parameterkargere Proportional-Odds-Modells (MCCULLAGH, 1980; ANDERSON und PHILIPS, 1981), die auch hier miteinander verglichen werden.

3. DATENGRUNDLAGE

Der II. Internationale Douglasien-Provenienzversuch wurde 1954 durch die Sektion „Ertragskunde“ im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten (DVFFA) initiiert. Zielsetzung war es, Resistenzeigenschaften, qualitative Entwicklung und Wachstum verschiedener herkunftsgesicherter Douglasien-Provenienzen in Vergleichsanbauten zu prüfen. 1958 kam das kontrolliert beerntete Saatgut zur Aussaat; zusätzlich zu verschiedenen autochthonen Douglasienbeständen in Nordamerika wurden für die niedersächsischen Vergleichsanbauten auch zwei Bestände im deutschen

Tab. 1

Standortsdaten der durch die Nordwestdeutsche Versuchsanstalt betreuten Teilversuche des II. Internationalen Douglasien-Provenienzversuches.

Site conditions of trial areas within the 2nd International Provenance Trial supervised by the Northwestern German Forest Research Institute.

Vers. Nr.	Versuchsbezeichnung	Höhe ü. NN	Wuchsbezirk	Geologie	T ₁ °C	T _{vz} °C	mm _v	mm _{vz}	GW-Stufe	Trophie
873	Rantzau 783	20m	Holsteinische Vorgeest	Diluvium	8,0	14,4	800	379	mäßig frisch	oligotroph
874	Ankum 1093	45m	Ems-Hase-Hunte-Geest	Diluvium	8,0	14,1	767	361	frisch	mesotroph (-)
875	Riefensbeek 1235	320m	Nördl. u. Westl. Oberharz	Karbon	7,6	12,2	1.000	465	frisch	mesotroph
876	Lauterberg 3265	570m	Hoher Mittel- u. Oberharz	Devon	5,8	12,2	1.340	522	frisch	mesotroph
877	Rantzau 225	32m	Holsteiner Geest	Diluvium	8,0	14,4	777	368	mäßig frisch	mesotroph (-)
878	Seesen 1037	580m	Hoher Mittel- u. Oberharz	Devon	6,3	12,8	1.300	530	frisch-feucht	mesotroph
879	Ankum 35	30m	Ems-Hase-Hunte-Geest	Diluvium	8,6	14,7	727	333	mäßig frisch	mesotroph (-)
880	Neuhaus 2157	500m	Hoher Solling	Trias	6,3	12,5	1.050	473	frisch	mesotroph
881	Oerrel 1320	70m	Hohe Heide	Diluvium	7,6	14,1	726	436	frisch	mesotroph
882	Harsefeld 1144	45m	Wesermünder Geest	Diluvium	8,5	14,6	644	323	frisch	mesotroph (-)
883	Trier 137	380m	Moseleifel	Trias	7,5	14,0	765	380	mäßig trocken	oligotroph
884	Soonwald 41	400m	Soonwaldvorstufe	Perm	7,6	13,8	630	300	trocken	mesotroph (+)
885	Ahlhorn 1374	33m	Geest-Mitte	Diluvium	8,9	15,3	708	330	wechselfeucht	mesotroph (-)
886	Westerhof 139	300m	Südwestl. Harzvorland	Trias	7,6	14,2	811	389	frisch	mesotroph

Anbaugelände bepflanzt. Im Frühjahr 1961 wurden die einjährig verschulten Douglasien im Verband 1,5 x 1,5 m (4.440 N/ha) an den Versuchsorten ausgebracht. Die „niedersächsische Serie“ umfasst 14 Anbauorte, deren standörtlich-klimatische Charakteristika *Tabelle 1* zu entnehmen sind.

An allen Versuchsorten erfolgte die Bestandesbehandlung nach gleicher waldbaulicher Vorgehensweise. 1975 setzte die Bestandespflege ein. Auf allen Flächen wurde eine mäßige Niederdurchforstung (B-Grad) vorgenommen. Schneebruch im Winter 1978/79 erforderte eine nochmalige Durchforstung. Ab 1981 bis zum Jahre 1987 erfolgten die Durchforstungen in 3-jährigem Turnus als starke Niederdurchforstungen (C-Grad). 1990 wurden einheitlich 200 Z-Bäume/ha ausgewählt und durch eine kombinierte Auslese-/Niederdurchforstung zur Förderung der Z-Bäume die Schaffung vergleichbarer Bestandesstrukturen angestrebt. Ab 1996 erfolgte die weitere Förderung der Z-Bäume i. S. einer Auslese-Durchforstung. Die Zeitreihe ertragskundlicher Aufnahmen reicht von 1978-2001. Der Annahme, dass die Z-Bäume über der Zeit vergleichbare Wachstumsbedingungen/Standräume aufweisen, kommt bei der Identifizierung von qualitätsbestimmenden Einflussfaktoren eine entscheidende Rolle zu, da Baumverteilungspläne nicht für alle Parzellen vorliegen und somit unterschiedliche Standräume nicht als eine mögliche Einflussgröße auf die Astigkeit berücksichtigt werden können.

Der Versuchsaufbau folgt dem Prinzip der unbalancierten Blöcke, d.h. innerhalb der 14 Teilversuche enthalten die Blöcke neben jeweils gleichen in Wiederholung vorhandenen Provenienzen auch nicht-wiederholte Herkünfte. In die vorliegende Untersu-

chung wurden aus statistischen Überlegungen nur die 26 Herkünfte einbezogen, welche im Gesamtversuch mindestens zweifach wiederholt sind; *Tabelle 2* enthält über alle Versuchsorte gemittelte waldbachstumskundliche Kenngrößen der 26 Herkünfte. Anhand der weitgehend behandlungsunempfindlichen aber standortsensitiven Oberhöhe (z.B. ECKMÜLLNER, 1999; NEUMANN, 1999) sind deutliche Unterschiede der Wuchsleistung erkennbar. Wie bereits erwähnt, muss angenommen werden, dass die herkunftsspezifischen unterschiedlichen Wachstumsgeschwindigkeiten nicht zu (unbeabsichtigten) Behandlungsunterschieden der Z-Bäume geführt haben. Anderenfalls wären Herkunftsunterschiede bezüglich der Astigkeit zumindest teilweise das Resultat unterschiedlicher Bestandesbehandlungen. Wenn man jedoch die Vorgabe des einheitlichen Behandlungsprogramms berücksichtigt, können die mit zwei Ausnahmen relativ ähnlichen mittleren herkunftsspezifischen Grundflächenhaltungen als ein (grobes) Indiz für ähnliche Standräume der Z-Bäume interpretiert werden.

Der Fragestellung, inwieweit sich die Herkunft auf die Ausprägung des Merkmals Astigkeit auswirkt, wird auf der Grundlage einer gutachtlichen Einschätzung an 6.423 Zukunfts-Bäumen nachgegangen, die im Rahmen der turnusmäßigen ertragskundlichen Aufnahme der 14 nordwestdeutschen Teilversuche des II. Internationalen Douglasien-Provenienzversuches in einem Alter von 32 Jahren erfolgte. Anhand der Schätzung des Durchmesser des stärksten Astes im näherungsweise in 5 m-Höhe gelegenen Quirl wurden die Z-Bäume drei verschiedenen Kategorien von Astigkeitsgüteklassen zugeordnet (feinastig, normalastig, grobastig). Aufgrund der unbalancierten Versuchsanordnung streuen die Datenumfänge der untersuchten Herkünfte stark (*Abbildung 1*).

Tab. 2

Untersuchte Douglasien-Herkünfte, wobei ihre originären physiografischen Einheiten von Nord nach Süd und von West nach Ost geordnet sind.

Douglas fir provenances under investigation ordered by their original physiographic regions from north to south and from west to east.

Physiografisches Gebiet	Prüf-Nr.	Herkunft, Staat, Land	Höhe ü. NN	Gesambestand n. Df.		
				d ₁₀₀ [cm]	h ₁₀₀ [m]	G/ha [m ²]
Vancouver-Insel	D 62	South Wellington, B.C., CDN	60 m	30.2	18.4	25.7
	D 45	Cameron Lake, B.C., CDN	210 m	27.8	18.1	23.2
	D 40/60	Duncan Paldi, B.C., CDN	260 m	29.4	18.7	23.6
Olympic-Gebirge	D 68	Humptulips, Wash., USA	55 m	32.4	23.6	24.7
	D 86	Louella, Wash., USA	85 m	28.5	19.9	25.5
Küstengebirge	D 78	Stella, Wash., USA	100 m	30.4	20.0	25.3
	D 41/59	Timber, Or., USA	270 m	29.8	19.8	26.5
Puget-Senke	D 72	Vader, Wash., USA	110 m	30.8	20.2	25.6
	D 69	Orting, Wash., USA	130 m	27.5	20.3	21.7
	D 71	Baker, Wash., USA	300 m	30.2	19.6	25.2
Willamette-Tal	D 74	Molalla, Or., USA	260 m	31.2	19.9	27.0
Nordkaskadengebirge	D 83	Gold Hill, Wash., USA	150 m	28.8	19.6	25.0
	D 43	Conrad Creek, Wash., USA	280 m	29.0	19.6	25.1
	D 47	Tenas Creek, Wash., USA	485 m	27.5	20.1	24.6
	D 85	Mt. Christo Lake, Wash., USA	610 m	28.7	19.9	24.9
Südwestkaskadengebirge	D 87	Carson, Wash., USA	280 m	29.6	18.7	25.1
	D 67	Ashford, Wash., USA	460 m	29.3	19.4	25.8
	D 82	Greenwater, Wash., USA	600 m	28.2	20.0	23.5
Westkaskadengebirge	D 79	Gates, Or., USA	500 m	32.7	21.2	27.5
	D 76	Detroit, Or., USA	530 m	30.9	18.8	27.3
	D 44	Pamelia Creek, Or., USA	750 m	29.9	18.9	26.2
	D 77	Marion Creek, Or., USA	870 m	26.3	18.3	24.6
	D 42/58	Santiam River, Or., USA	600-1.000 m	29.1	18.9	24.8
Mittleres Binnenland	D 88	Fraser River, B.C., CDN	750 m	23.5	15.5	18.3
Südliches Binnenland	D 63	Salmon Arm I, B.C., CDN	580 m	29.3	18.7	25.5
	D 46	Salmon Arm II, B.C., CDN	650 m	28.1	17.9	25.0

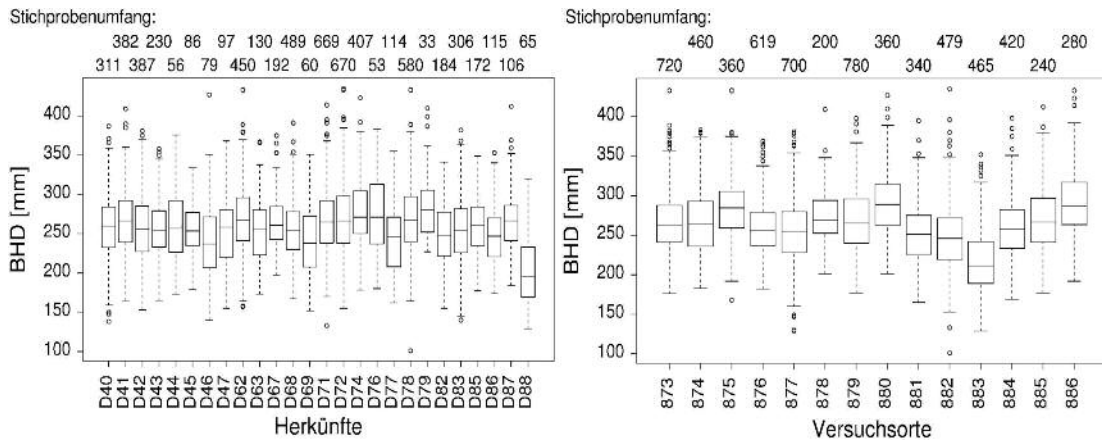


Abb. 1

Durchmesser-Verteilungen (Box-Plots) der zur Modellbildung verwendeten Z-Bäume zum Zeitpunkt der Aufnahme 1990 getrennt nach Herkünften (links) und Versuchsorten (rechts) im Baumalter von 32 Jahren (zur Kodierung vergleiche *Tabelle 1* und 2).

DBH distribution (box-plots) of crop trees at the inventory 1990 separated by provenances (graph on left) and trial areas (graph on right) at age 32 (for coding compare *table 1* and 2).

4. METHODIK

In der vorliegenden Untersuchung wird ein verallgemeinertes lineares Regressionsmodell zur Beschreibung der Auftretenswahrscheinlichkeiten (Anteile) von 3 Güteklassen der Astigkeit in Abhängigkeit von der Herkunft, des Versuchsortes und des Brusthöhendurchmessers (BHD) verwendet. Modelliert werden dabei die Stammzahl- und nicht etwa Volumenanteile. Die Kategorien der Zielvariable Astigkeit weisen eine ordinale Struktur auf, so dass das sogenannte Proportional-Odds-Modell (MCCULLAGH, 1980; ANDERSON und PHILIPS, 1981) anwendbar ist. Beim Proportional-Odds-Modell handelt es sich um einen Spezialfall des kumulativen logistischen Regressionsmodells, wobei lediglich das Interzept in Abhängigkeit von der Antwortkategorie variiert. Der Vorteil dieses Modells gegenüber dem multinomialen logistischen Regressionsmodell (z.B. MCCULLAGH und NELDER, 1983; FAHRMEIR und HAMERLE, 1984: S. 223) besteht in einer deutlich geringeren Parameterzahl und einer leichteren Interpretierbarkeit des Einflusses der Kovariablen auf die Auftretenswahrscheinlichkeiten. Für kategoriale, d.h. nicht ordinal skalierte, Variablen müssen jedoch im allgemeinen der multinomiale Ansatz oder zumindest komplexere Varianten des kumulativen logistischen Ansatzes verwendet werden.

Wie bei logistischen Regressionsmodellen mit einer dichotomen Zielvariablen werden auch bei der Methode des kumulativen Logits anstelle der Wahrscheinlichkeiten transformierte Erwartungswerte geschätzt (*Formel 1*). Die Transformation erfolgt mit Hilfe der Logit-Funktion. Die zugehörigen (kumulativen) Wahrscheinlichkeiten lassen sich durch eine Rücktransformation mit Hilfe der inversen Logit-Funktion berechnen (*Formel 2*). Im Spezialfall des Proportional-Odds-Modell werden r gleich $R-1$ Wahrscheinlichkeiten ($R =$ Anzahl vorhandener Kategorien) in Abhängigkeit des Kovariablenvektors x'_i (Kombination unabhängiger Variablen) und eines Parametervektors β geschätzt, wobei lediglich das Interzept β_{0r} von der Zielvariablenkategorie abhängt. MCCULLAGH (1980) sowie ANDERSON und PHILIPS (1981) geben allen Parametern mit Ausnahme des Interzepts ein negatives Vorzeichen, so dass *Formel 3* resultiert. Für die Berechnung der Klassen-Wahrscheinlichkeiten wird *Formel 4* verwendet. Die fehlende Wahrscheinlichkeit der letzten Kategorie resultiert aus der Differenz der übrigen Wahrscheinlichkeiten zu 1. Eine umfassende theoretische Beschreibung kategorialer Regressionsmodelle geben FAHRMEIR et al. (1996: S. 211 ff.).

$y_{ir} \sim$ multinomial mit ordinaler Zielgröße ($1, \pi_{ir}$)
mit $\pi_{ir} = E(y_{ir})$ und $\text{cov}(y_{ir}, y_{is}) = y_{ir}(1 - y_{is})/n_i, r \leq s$

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

$$P(Y \leq r | x_i) = \sum_{j=1}^r \pi_{ij} = \frac{\exp(x'_i \beta_{(r)})}{1 + \exp(x'_i \beta_{(r)})} \text{ (allgemeines kumulatives logistisches Regressionsmodell)} \quad [2]$$

$$P(Y \leq r | x_i) = \frac{\exp(\beta_{0r} - \sum_{k=1}^p x_{ik} \beta_k)}{1 + \exp(\beta_{0r} - \sum_{k=1}^p x_{ik} \beta_k)} \text{ (Proportional-Odds-Modell)} \quad [3]$$

$$P(Y = r | x_i) = \frac{\exp(\beta_{0r} - \sum_{k=1}^p x_{ik} \beta_k)}{1 + \exp(\beta_{0r} - \sum_{k=1}^p x_{ik} \beta_k)} \cdot \frac{\exp(\beta_{0,r-1} - \sum_{k=1}^p x_{ik} \beta_k)}{1 + \exp(\beta_{0,r-1} - \sum_{k=1}^p x_{ik} \beta_k)} \quad [4]$$

mit:

- $g_r(y_i)$ = mittels der Logit-Funktion transformierter Erwartungswert der Auftretenswahrscheinlichkeit der Kategorien kleiner gleich r für die Merkmalsausprägung x'_i ;
- y_{ir} = beobachteter Anteil der Kategorie r für die i -te Merkmalsausprägung, für die eine Multinomial-Verteilung für geordnete Zielgrößen mit \sim multinomial mit ordinaler Zielgröße ($1, \pi_{ir}$) und y_{ir} geordnet unterstellt wird;
- $\pi_{ir} = E(y_{ir})$ = Erwartungswert der (bedingten) Auftretenswahrscheinlichkeit der Kategorie r der Zielvariablen für die Merkmalsausprägung x'_i ;
- x'_i = Vektor der Merkmalsausprägungen der unabhängigen Variablen;
- r = r -te Kategorie der 1 bis $R-1$ Kategorien, wobei R gleich der Anzahl vorhandener Kategorien ist;
- p = Anzahl unabhängiger Variablen.

Mit Hilfe des Proportional-Odds-Modell lässt sich zum einen der Vektor der Auftretenswahrscheinlichkeiten für die verschiedenen Astigkeitsgüteklassen in Abhängigkeit von beliebigen Ausprägungen der unabhängigen Variablen schätzen. Insbesondere bei Integration von metrischen Kovariablen – in diesem Fall des BHD – ist das Modell einer Verwendung von klassenspezifischen empirischen Anteilen eindeutig vorzuziehen. Es vermeidet zum einen alle aus einer Klassifizierung resultierenden Nachteile, wie Klassensprünge etc. (Abbildung 2). Zum anderen bietet der gewählte Ansatz prinzipiell alle Möglichkeiten eines Regressionsmodells, wie beispielsweise die Überprüfung der Variablenauswahl und Modellform sowie eine Schätzung von Prognoseintervallen für provenienz- und versuchsortspezifische Funktionsverläufe. Prognoseintervalle der Regressionsverläufe werden hier für eine Quantifizierung von Herkunftsunterschieden bezüglich der Astigkeit sowie für eine Einschätzung der Prognosegüte verwendet. Dabei werden Unterschiede durch den punktweisen Vergleich von (bedingten) Auftretenswahrscheinlichkeiten, d.h. durch den Vergleich der 95%-Vertrauensbereiche bei gegebenem BHD und für einen Versuchsort quantifiziert. Diese Vorgehensweise wird einer formalen statistischen Signifikanzprüfung vorgezogen, da nicht die Wahrscheinlichkeit der Abweichung von der Nullhypothese geprüft wird, sondern Aussagen zum Grad der Unterschiedlichkeit der Provenienzen gemacht werden können.

Eine simulative Bestimmung von Prognoseintervalle kann üblicherweise über Bootstrap- (EFRON und TIBSHIRANI, 1993) oder Monte-Carlo-Verfahren (z. B. SACHS, 1978: S. 190 ff.) erfolgen. Beim Bootstrap-Verfahren werden Ziehungen mit Zurücklegen aus

der Parametrisierungsgrundlage oder beim parametrischen Bootstrap aus den Modellresiduen wiederholt. Auf Basis dieser Zufallsziehungen werden die Prognoseintervalle bestimmt. Beim Monte-Carlo-Verfahren werden dagegen wiederholt zufällig Koeffizientensätze auf Basis des parametrisierten Modells (mit dem Vektor der Koeffizientenmittelwerte $\hat{\theta}$ und der zugehörigen Varianz-Kovarianzmatrix $\hat{\Sigma}(\hat{\theta})$) aus einer mehrdimensionalen Normalverteilung gezogen. Das Bootstrap-Verfahren wird von PRESS et al. (2002: S. 694 ff.) auch als 'Quick-and-Dirty-Monte-Carlo' bezeichnet, da es im Gegensatz zu Standard-Monte-Carlo-Verfahren auch dann verwendet werden kann, wenn keine ausreichenden Informationen über zugrundeliegende Verteilungen vorliegen.

In dieser Untersuchung wurde ein Monte-Carlo-Verfahren verwendet, wobei die zugehörige Normalverteilung aufgrund der 26 Provenienzen, der 14 Versuchsorte, der Kovariablen BHD und der 3 Astigkeitsgüteklassen 41-dimensional ist. Die Parametrisierung des Proportional-Odds-Modells sowie die Monte-Carlo-Simulationen wurden mit Hilfe des Statistikpakets R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2003) und der Programmbibliothek MASS (VENABLES und RIPLEY, 2002) durchgeführt. Die Parameterschätzung erfolgt mit dem Maximum-Likelihood-Verfahren. Die Modell- und Variablenauswahl wurde über die Beurteilung des AIC (Akaiikes Informationskriterium) vorgenommen (SAKAMOTO et al., 1986). Das AIC ermöglicht einen Vergleich von unterschiedlichen und ungeschachtelten Modellen (für den gleichen Datensatz) und berücksichtigt die 'Modell-Deviance' als Diskrepanzmaß sowie die Parameterzahl des Modells.

Tab. 3

Koeffizienten und statistische Kennwerte des Proportional Odds Modells zur Beschreibung der Astgüteklassenanteile als Funktion von Versuchsort, BHD und Herkunft (zur Kodierung vergleiche Tabelle 1 und 2).
Coefficients and statistical characteristics of the Proportional Odds model for predicting proportions of branchiness classes as a function of trial area, DBH and provenance (for coding compare table 1 and 2).

	Koeffizient	Std. Error	t Wert		Koeffizient	Std. Error	t Wert
BHD	0.038	0.001	35.747	Versuchsort 874	0.316	0.307	1.031
Herkunft D41/59	-1.403	0.223	-6.301	Versuchsort 875	1.134	0.085	13.416
Herkunft D42/58	0.077	0.234	0.329	Versuchsort 876	1.458	0.035	41.929
Herkunft D43	-1.249	0.252	-4.951	Versuchsort 877	3.187	0.730	4.367
Herkunft D44	-1.635	0.423	-3.868	Versuchsort 878	-11.940	0.003	-4275.48
Herkunft D45	-0.887	0.330	-2.691	Versuchsort 879	0.622	0.814	0.764
Herkunft D46	-0.643	0.324	-1.987	Versuchsort 880	4.780	0.010	471.098
Herkunft D47	-0.860	0.313	-2.744	Versuchsort 881	4.567	0.569	8.028
Herkunft D62	-0.217	0.231	-0.937	Versuchsort 882	2.889	0.899	3.214
Herkunft D63	-0.752	0.288	-2.617	Versuchsort 883	7.005	0.660	10.617
Herkunft D67	-0.901	0.269	-3.344	Versuchsort 884	4.168	0.126	32.960
Herkunft D68	-1.724	0.213	-8.082	Versuchsort 885	2.424	0.282	8.605
Herkunft D69	-0.826	0.344	-2.403	Versuchsort 886	4.947	0.043	113.925
Herkunft D71	-1.032	0.210	-4.922	BHD in Versuchsort 874	0.016	0.002	10.756
Herkunft D72	-1.079	0.209	-5.164	BHD in Versuchsort 875	0.010	0.001	12.614
Herkunft D74	-1.153	0.231	-4.999	BHD in Versuchsort 876	0.022	0.001	20.550
Herkunft D76	-0.261	0.470	-0.556	BHD in Versuchsort 877	0.002	0.003	0.615
Herkunft D77	-0.595	0.321	-1.853	BHD in Versuchsort 878	0.081	0.002	39.758
Herkunft D78	-1.134	0.215	-5.268	BHD in Versuchsort 879	0.013	0.003	3.775
Herkunft D79	-0.612	0.560	-1.093	BHD in Versuchsort 880	0.006	0.002	3.883
Herkunft D82	-1.234	0.261	-4.731	BHD in Versuchsort 881	0.001	0.003	0.327
Herkunft D83	-1.203	0.235	-5.109	BHD in Versuchsort 882	0.009	0.004	2.323
Herkunft D85	-1.414	0.251	-5.628	BHD in Versuchsort 883	-0.011	0.003	-3.495
Herkunft D86	-0.237	0.320	-0.741	BHD in Versuchsort 884	0.004	0.001	4.115
Herkunft D87	-1.141	0.362	-3.156	BHD in Versuchsort 885	0.002	0.001	1.224
Herkunft D88	-1.105	0.351	-3.148	BHD in Versuchsort 886	0.000	0.001	-0.006
Interzepte	Koeffizient	Std. Error	t Wert				
1 2	9.3376	0.302	30.920				
2 3	11.738	0.315	37.315				
Residual Deviance	6307.153						
AIC	6415.153						

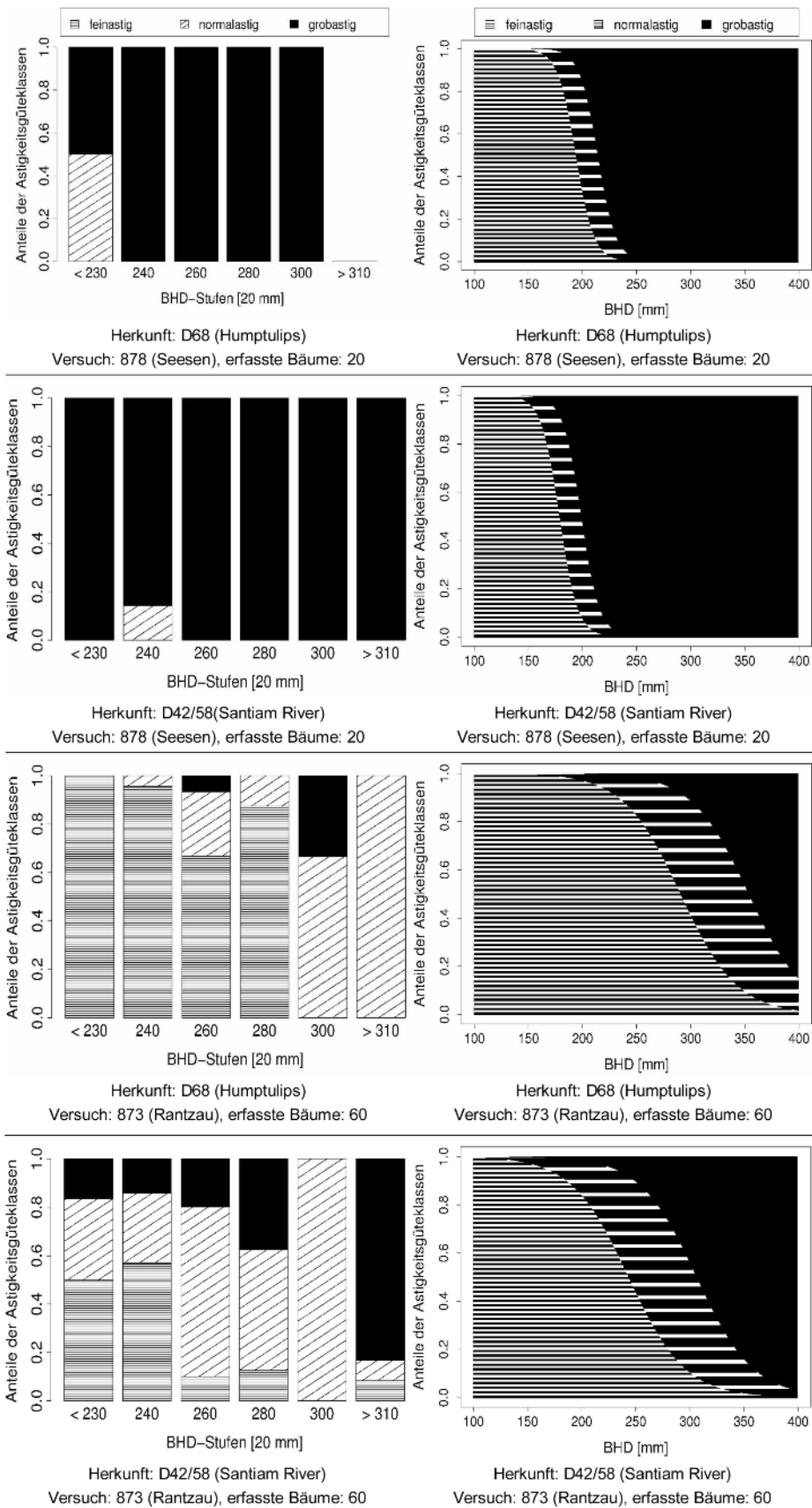


Abb. 2

Vergleich von empirischen Astigkeitsgüteklassenanteilen (links) und modellierten Auftretenswahrscheinlichkeiten (rechts) getrennt für ausgewählte Herkünfte und Versuchsorte.

Comparison of empirical proportions of branchiness quality classes (graphs on left) and predicted probabilities (graphs on right) for selected provenances and trial areas.

5. ERGEBNISSE

Anhand des AIC kann festgestellt werden, dass alle untersuchten Variablen zur Verbesserung der Modellgüte beitragen, wobei die Auswahl in der Reihenfolge Versuchsort, BHD und Herkunft erfolgt. D.h., dass der Versuchsort einen größeren Einfluss auf die Auftretenswahrscheinlichkeiten der Astgüteklassen hat als der BHD und insbesondere die Herkunft. Eine weitere Verbesserung wurde durch die Integration der Wechselwirkung zwischen BHD und Versuchsort erreicht. Die Wechselwirkung zwischen dem BHD und der Herkunft führte nur noch zu einer minimalen Reduktion des AIC. Daher wurde aus Gründen einer leichteren Interpretierbarkeit des Herkunftseinflusses auf die Integration dieser Wechselwirkung verzichtet. D.h. die Prognosegenauigkeit bzw. Modellkomplexität wurde bewusst geringfügig reduziert, um eine generelle Aussage bezüglich des Provenienzeffektes ableiten zu können. Eine Überprüfung der Wechselwirkung zwischen Versuchsort und Provenienz konnte aufgrund des unbalancierten Versuchsdesign nicht durchgeführt werden.

Der Vergleich des AIC für das Proportional-Odds-Modells und das multinomiale logistische Regressionsmodell kennzeichnet das parameterkargere Proportional-Odds-Modells als vorteilhafter, was mit Hinblick auf den ordinalen Datentyp der Astigkeitsgüte zu erwarten gewesen ist. Die Koeffizientenschätzungen und statistischen Kenngrößen des parametrisierten Regressionsmodelle werden in *Tabelle 3* aufgeführt.

Das spezifizierte Modell lässt sich über seinen linearen Prediktor wie folgt beschreiben:

$$x'_i \beta_{(r)} = \beta_{0r} + \beta_1 BHD + \beta_2 Herkunft + \beta_3 Versuchsort + \beta_4 BHD \text{ in Versuchsort}$$

wobei nur β_{0r} in Abhängigkeit von der Antwortkategorie der Astigkeit variiert.

Da die Modellstruktur keine Wechselwirkungen mit Beteiligung der Herkunft enthält, ist die resultierende Herkunftsrangfolge

bezüglich der Auftretenswahrscheinlichkeiten der Güteklassen 1 (feinastig) und 3 (grobastig) sowohl unabhängig von der Baumdimension (BHD) als auch vom Versuchsort. D.h. für die Anteile der Güteklassen 1 und 3 kann eine eindeutige allgemeine Herkunftsrangfolge abgeleitet werden. Der Anteil der mittleren Güteklasse hängt dagegen modellimmanent (bedingt durch den Modelltyp) von beiden geschätzten Werten des Parameters β_{0r} ab (vgl. *Formel 4*), so dass hier eine uneinheitliche Rangfolge der Herkünfte auftreten kann. Der Vorteil der eindeutigen Herkunftsrangfolge als Folge fehlender Wechselwirkungen mit Beteiligung der Herkunft tritt nur bei Verwendung des Proportional-Odds-Modells auf. Die Verwendung eines multinomialen logistischen Modells kann dagegen modellimmanent auch ohne die Spezifizierung von Wechselwirkungen zu uneinheitlichen Herkunftsrangfolgen führen, da die bedingten Wahrscheinlichkeiten der Gütestufen voneinander abhängig sind (vgl. FAHRMEIR und HAMERLE, 1984: S. 223).

Anhand von zwei ausgewählten Herkünften und für drei Versuchsorte wird im folgenden ein exemplarischer Vergleich der Ergebnisse der Anpassung des Proportional-Odds-Modells mit den empirischen Anteilen der Astigkeitsausprägungen durchgeführt und das Modell erläutert. Anschließend erfolgt die Bewertung der Rundholzqualität der 26 untersuchten Herkünfte auf der Basis des Proportional-Odds-Modells bzw. der geschätzten Auftretenswahrscheinlichkeiten. Die Beurteilung der unterschiedlichen Erwartungswerte der Auftretenswahrscheinlichkeiten wird durch die Interpretation der Prognoseintervalle ergänzt, die über die Monte Carlo Simulation geschätzt werden.

5.1. Vergleich von empirischen Aststärkegüteklassen-Anteilen und Modellschätzungen

Einen Überblick über die (bedingten) empirischen Anteile, die auf die Aststärkegüteklassen in verschiedenen Bereichen der BHD-Verteilung entfallen, erhält man, indem die beurteilten Z-Bäume nach ihrem BHD in Gruppen unterteilt werden. In diesem Fall wurden 6 Durchmesserklassen mit einheitlich 2 cm Breite gewählt,

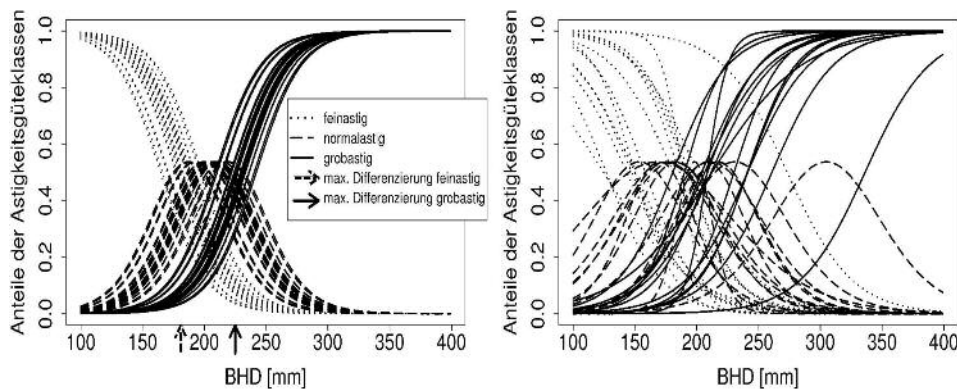


Abb. 3a

Geschätzte Auftretenswahrscheinlichkeiten der Astigkeitsgüteklassen 1–3 in Abhängigkeit vom Brusthöhendurchmesser [mm] und der Herkunft für Versuchsort 874 (Ankum) (links). Die Pfeile markieren die Durchmesser bei denen die maximale herkunftsbedingte Differenzierung der Anteile feinastiger bzw. grobastiger Bäume am Versuchsort 874 (Ankum) auftritt.

Predicted probabilities of branchiness quality classes 1–3 conditioned by DBH [mm], provenance and for trial area 874 (Ankum) (graph on left).

Arrows indicate DBH values showing provenance conditioned maximum variation of proportions of 'fine' and 'coarse branched' trees at trial area 874 (Ankum).

Abb. 3b

Geschätzte Auftretenswahrscheinlichkeiten der Astigkeitsgüteklassen 1–3 in Abhängigkeit vom Brusthöhendurchmesser [mm] und des Versuchsortes für die Herkunft D72 (Vader, Wash., USA) (rechts).

Predicted probabilities of branchiness quality classes 1-3 conditioned by DBH [mm], trial area and for provenance D72 (Vader, Wash., USA) (graph on right).

wobei die kleinste und größte Klasse nach unten bzw. oben jeweils offen ist. Diese Einteilung gewährleistet bei Betrachtung des Gesamtdatensatzes eine einigermaßen ausgeglichene Klassenbesetzung. Für einen Vergleich wurden anschließend die Anteile für die Herkunfts-Versuchsort-Kombinationen getrennt ermittelt (*Abbildung 2 links*). Aus der großen Anzahl von Herkunfts-Versuchsort-Kombinationen wurden exemplarisch die Herkünfte D42/58 (Santiam River) und D68 (Humptulips) als die bezüglich der Modellprognose qualitativ schlechteste bzw. beste Herkunft ausgewählt. Als zugehörige Versuchsorte wurden 873 (Rantzau) und 878 (Seesen) als Versuchsorte mit einer (entsprechend der Modellprognose) guten bzw. schlechten Qualitätsstruktur betrachtet.

Diese Art der Datenaufbereitung eignet sich gut für einen Vergleich mit den Ergebnissen der Anpassung des Proportional-Odds-Modells (*Abbildung 2 rechts*). Die mit Hilfe des Modells für den gesamten Bereich der BHD-Verteilung geschätzten Wahrscheinlichkeitsvektoren zeigen den empirischen Verteilungen (*Abbildung 2 links*) ähnliche Muster. Allerdings ermöglicht das Modell die Berechnung des Wahrscheinlichkeitsvektors für beliebige Durchmesser, während die Wahrscheinlichkeitsvektoren der Durchmessergruppen lediglich Klassenmittelwerte darstellen. Auch hängt die Ausprägung in den Gruppen stark von der Klassifizierung ab und es treten zufällige Sprünge zwischen den Güteanteilen in benachbarten Gruppen auf, da die Berechnung unabhängig von einander erfolgt. Zusätzlich ermöglicht das Modell Schätzungen im Extrapolationsbereich, d.h. für Wertekombinationen, die nicht durch Daten abgedeckt sind. Ein Beispiel sind die Schätzungen in den Zeilen 1 und 2 von *Abbildung 2*. Obwohl kein Z-Baum dieser Herkunfts-Versuchsort-Kombinationen in die Güteklasse 1 (feinastig) sortiert wurde, ermöglicht das Modell dennoch eine Schätzung dieses Güteklassenanteils. Ein weiteres Beispiel ist die Prognose für den Durchmesserbereich größer 310 mm für die Herkunfts-Versuchsort-Kombinationen in Zeile 1, die nicht durch die Datengrundlage abgedeckt ist.

5.2. Modellerte Auftretenswahrscheinlichkeiten und punktweise Konfidenzintervalle

Abbildung 3 (links) stellt die mit Hilfe des Proportional-Odds-Modells geschätzten Erwartungswerte der Auftretenswahrscheinlichkeiten der drei Güteklassen für alle untersuchten Herkünfte, den gesamten Bereich der Durchmesser-Verteilung und exemplarisch für den Versuchsort 874 (Ankum) dar. Die bedingten Erwartungswerte der drei Güteklassen für eine Herkunfts-BHD-Kombination summieren sich jeweils zu 1 auf. Die Abhängigkeit der Auftretenswahrscheinlichkeit einer Merkmalsausprägung von der Herkunft ist deutlich an der Variation der Funktionswerte bei einem gegebenem BHD zu erkennen. Aufgrund des Modelltyps und fehlender Wechselwirkungen mit Beteiligung der Herkunft resultieren die herkunftsspezifischen Unterschiede an einem Versuchsort allerdings nur aus 'Parallelverschiebungen' eines ansonsten identischen Funktionsverlaufs. Diese Modelleigenschaften führen zur beschriebenen einheitlichen Rangfolge der Herkünfte unabhängig vom BHD.

Allerdings ist die Variation in den unterschiedlichen Durchmesserbereichen und für die verschiedenen Güteklassen sehr unterschiedlich ausgeprägt. So tritt im Versuchsort 874 die höchste Spanne der provenienzspezifischen Anteilserwartungswerte der Güteklasse 1 bei einem BHD von 181 mm (42 Stammzahlprozent [N%] Differenz zwischen der besten und schlechtesten Herkunft), der Güteklasse 3 jedoch bei einem BHD von 225 mm (42 N% Differenz) auf. Für die Güteklasse 2 weisen aufgrund des unimodalen Funktionsverlaufs zwei Durchmesserbereiche bei 172 (30 N% Differenz) bzw. 230 mm (30 N% Differenz) die höchste Differenzierung der Anteilserwartungswerte auf.

Durch den starken Einfluss des Versuchsortes auf die Gütestruktur schwankt der Durchmesserbereich der maximalen herkunftsbedingten Differenzierung für die Gütestufe 'feinastig' zwischen 119 und 267 mm und für die Gütestufe 'grobastig' zwischen 175 und 330 mm. Die maximale Differenzierung selbst, ausgedrückt als Differenz der Stammzahlprozente, ist aufgrund fehlender Wechselwirkungen mit Beteiligungen der Herkunft an allen Versuchsorten konstant mit 42 N% (feinastig), 30 N% (normalastig) bzw. 42 N% (grobastig).

Zum Vergleich sind in *Abbildung 3 (rechts)* die auf der umfangreichsten Datenbasis basierenden Funktionsverläufe der Herkunft D72 für alle 14 Versuchsorte dargestellt. Die im Modell integrierte Wechselwirkung zwischen BHD und Versuchsort führt hier zu abweichenden Funktionsverlaufsmustern für die verschiedenen Versuchsorte und nicht nur zu Parallelverschiebungen. Gleichzeitig wird der gegenüber dem Herkunftseinfluss deutlich stärkere Einfluss der Variablen Versuchsort an der stärkeren Variation der Funktionsverläufe deutlich. Deutlich ist in beiden Graphiken der Einfluss des Brusthöhdurchmessers auf die Anteile der Astgüteklassen der Zukunftsstämme zu erkennen. Somit muss eine eindimensionale Betrachtungsweise ohne die Berücksichtigung des Einflusses des BHD zu Fehlschlüssen führen, da wuchskräftigere Herkünfte tendenziell zu schlecht beurteilt würden.

Der starke Einfluss des BHD führt dazu, dass die herkunftsspezifische Aufgliederung der Güteklassenanteile bei niedrigen und hohen Durchmessern gering ist, wobei die bereits erläuterten Unterschiede zwischen den Güteklassen auftreten. Dieses Muster der Gütestruktur ist damit zu erklären, dass für die Einteilung in die Gütestufen gutachtlich ein Vergleich mit bestimmten Astdurchmessergrenzwerten durchgeführt wurde. Ab einem bestimmten Durchmesser (BHD) weist aber auch der Großteil von qualitativ guten Douglasienherkünften Astdurchmesser (in 5 m Höhe) auf, die zu einer Einstufung in die Klasse 'grobastig' führen. Qualitativ schlechte Herkünfte weisen dagegen bereits bei geringeren Durchmessern höhere Anteile der Astgüteklasse 3 auf. Potentiell vorhandene qualitative Unterschiede von unterschiedlich dimensionierten Bäumen können innerhalb dieser schlechteren Herkünfte aber weniger differenziert erfasst werden, da es für die Einstufung egal ist, um welchen Betrag der Grenzwert überschritten wird. Gleiches gilt für die nachlassende herkunftsspezifische Aufgliederung der Güteklassenanteile 'feinastig' mit sinkenden Durchmessern. Die Dominanz und geringe Variation der Güteklassen 'feinastig' und 'grobastig' im schwachen bzw. starken Durchmesserbereich führt dazu, dass auch die Anteile der jeweils anderen Güteklassen in diesen Bereichen nur schwach variieren.

Somit erscheint es sinnvoll, für den Vergleich der Herkünfte die Gütestruktur in den Bereichen mit maximaler herkunftsbedingter Differenzierung zu betrachten. Bei der Wahl des optimalen Durchmessers tritt allerdings das Problem auf, dass der starke Einfluss des Versuchsortes zu einer deutlichen Differenzierung der Durchmesser mit maximaler herkunftsbedingter Aufgliederung der Güteanteile führt (s.o.). Es werden daher exemplarisch die bedingten Erwartungswerte sowie ihre Konfidenzintervalle für die bereits oben betrachteten Versuchsorte 873 (Rantzau) und 878 (Seesen) sowie für den Versuchsort 874 (Ankum) mit einer mittleren Gütestruktur bei den jeweils spezifischen optimalen Durchmessern graphisch dargestellt.

In *Abbildung 4* sind die punktweisen Konfidenzintervalle der Anteile feinastiger (links) und grobastiger (rechts) Bäume bei jeweils versuchsspezifischem 'optimalen' Durchmessern dargestellt. Die links dargestellte Rangfolge von der qualitativ schlechtesten zur besten Herkunft basiert auf den geschätzten und ansteigend sortierten Anteilen (Erwartungswerte) feinastiger Bäume, die umgekehrte Reihenfolge rechts auf den ansteigend sortierten

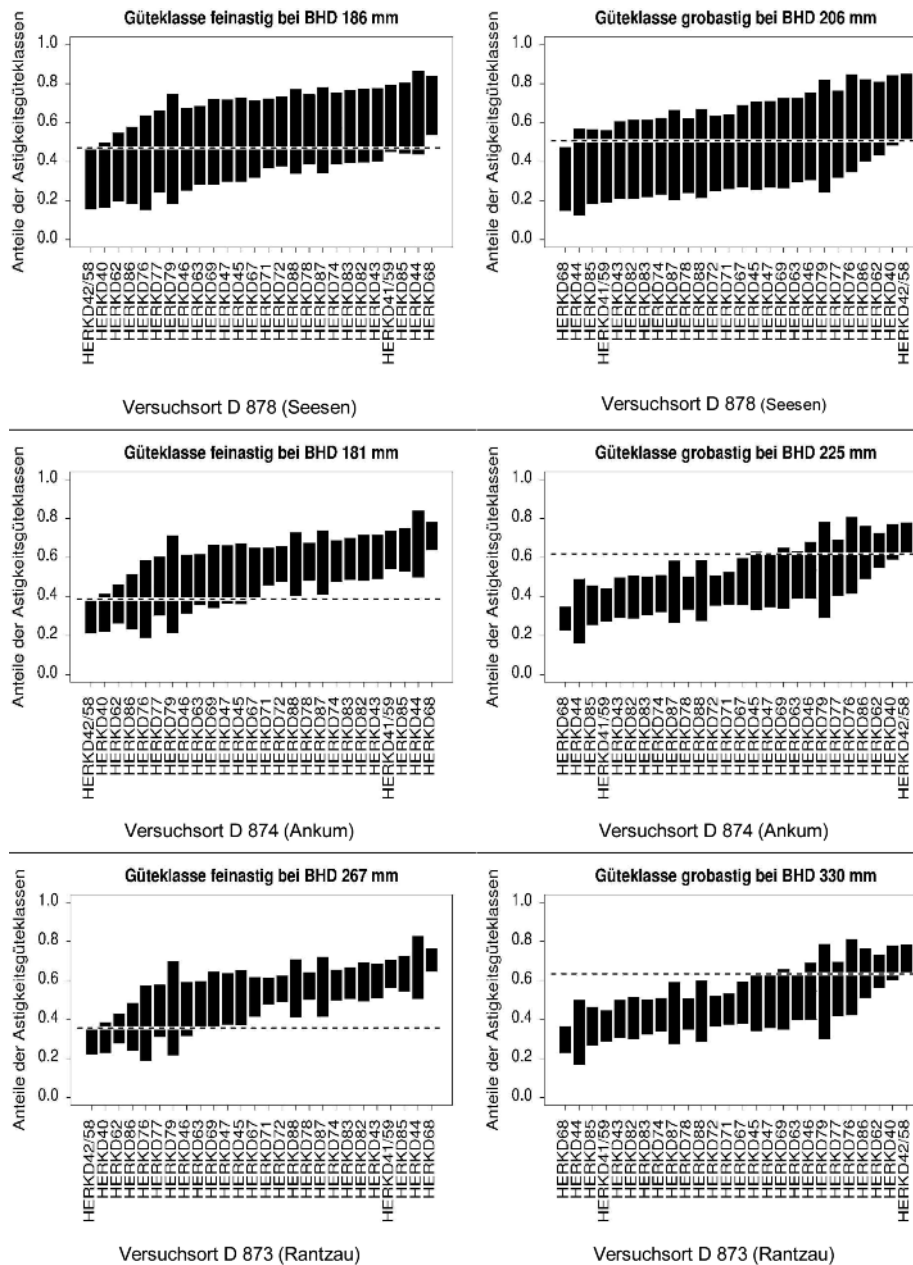


Abb. 4

Konfidenzintervalle der bedingten Wahrscheinlichkeits-Erwartungswerte der Güteklassen 'fein-' und 'grobastig' für die 26 untersuchten Herkünfte und die drei Versuchsorte 878 (Seesen), 874 (Anklam) und 873 (Rantzau) bei jeweils versuchsspezifischen 'optimalen' Durchmesserwerten. Zusätzlich sind exemplarisch das 97,5% (feinastig) und 2,5%-Quantil (grobastig) des Prognoseintervalls für die schlechteste Herkunft (D42/58 Santiam River) dargestellt (gestrichelte Linien).

Confidence intervals of conditional expectation values given trial specific 'optimum' BHD values for probabilities of branchiness classes 'fine' and 'coarse branched' for 26 investigated provenances and three selected trial areas 878 (Seesen), 874 (Anklam) and 873 (Rantzau). Exemplary 97.5% (fine branched) and 2.5%-quantiles (coarse branched) of the prognosis interval for the worst provenance (D42/58 Santiam River) are highlighted (dashed line).

Anteilen grobastiger Bäume. Die statistisch und inhaltlich begründete Modellstruktur führt dazu, dass die Rangfolge für die Güteklassen 'feinastig' und 'grobastig' exakt gegensätzlich ist. D.h. die Provenienz D42/58 mit den geringsten Anteilen feinastiger Bäume weist gleichzeitig die höchsten Anteile grobastiger Bäume auf. Auf die über verschiedene Versuchsorte hinweg einheitliche Rangfolge und ihre modellimmanenten Ursachen ist bereits hingewiesen worden. Da für die 3 Versuchsorte jeweils die BHD mit größter herkunftsspezifischer Differenzierung verwendet wurden, sind auch

die absoluten provenienzspezifischen Differenzen zwischen den Erwartungswerten identisch.

Aufgrund der unterschiedlichen Stichprobenumfänge in den verschiedenen Herkunfts-Versuchsort-Kombinationen und damit der unterschiedlichen Koeffizientenvarianzen treten jedoch erhebliche Unterschiede der punktwisen Konfidenzintervalle auf. Für stammzahlreiche Herkunfts-Versuchsort-Kombinationen lassen sich die Erwartungswerte mit höherer Sicherheit schätzen, was an engeren

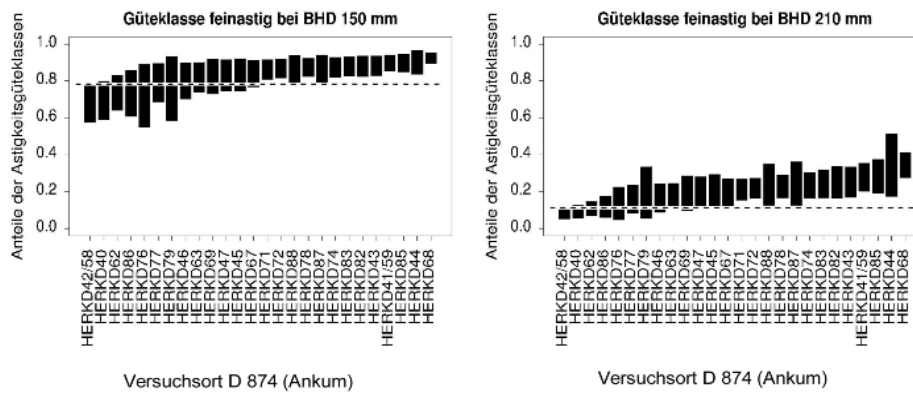


Abb. 5

Konfidenzintervalle der bedingten Wahrscheinlichkeits-Erwartungswerte der Güteklasse 'feinastig' für die 26 untersuchten Herkünfte und den Versuchsort 874 (Ankum) bei Durchmesser, die den versuchsspezifischen 'optimalen' Wert deutlich unter- und überschreiten. Zusätzlich sind exemplarisch die 97,5% Quantile des Prognoseintervalls für die schlechteste Herkunft (D42/58 Santiam River) dargestellt (gestrichelte Linien).

Confidence intervals of conditional expectation values given DBH values which deviate distinctly from trial specific 'optimum' BHD values for probabilities of branchiness class 'fine branched' for 26 investigated provenances and trial area 874 (Ankum). Exemplary 97.5%-quantiles of the prognosis interval for the worst provenance (D42/58 Santiam River) are highlighted (dashed line).

Konfidenzintervallen zu erkennen ist (Herkunft 873 und 874 gegenüber 878). Die Rangfolge der Herkünfte zeichnet sich somit in denjenigen Kombinationen viel deutlicher ab, die auf einer breiteren Datenbasis basieren. Beispielhaft lässt sich die schlechteste Herkunft D42/58 bezüglich des feinastigen Stammzahlanteils am Versuchsort 873 gegenüber 17, am Versuchsort 874 gegenüber 14 und am Versuchsort 878 nur gegenüber einer der untersuchten Herkünfte abgrenzen, wenn die Nicht-Überlappung der Konfidenzintervalle als Kriterium verwendet wird. Auf die Darstellung der Rangfolge, die auf der Gütestufe 'normalastig' basiert, wird hier verzichtet. Zum einen ist die herkunftsbedingte Differenzierung weniger stark ausgeprägt als für die Gütestufen 1 und 3. Zum anderen ist die Rangfolge auf Basis der Gütestufe 2 nicht über alle Versuchsorte hinweg identisch, was aus der Struktur des Proportional-Odds-Modells resultiert. Allerdings sind diese Abweichungen von einer einheitlichen Rangfolge nur schwach ausgeprägt.

Abschließend wird exemplarisch für den Versuchsort 874 dargestellt, wie sich die Stammzahlanteile (Erwartungswerte) und ihre Konfidenzintervalle ändern, wenn man den punktwisen Vergleich für BHD-Werte mit geringerer herkunftsbedingter Differenzierung durchführt. D.h. es wird überprüft, wie sich die Eindeutigkeit der festgestellten Güte-Rangfolge in Abhängigkeit vom betrachteten BHD ändert. Für die Rangfolge auf Basis der Güteklasse 'feinastig' werden anstelle des 'optimalen' BHD von 181 mm Werte von 150 mm und 210 mm verwendet (Abbildung 5).

Die veränderten Eingangsdurchmesser führen einerseits zu geringeren absoluten Unterschieden zwischen den Erwartungswerten der Herkünfte (vgl. auch Abbildung 4, Mitte links), andererseits werden auch die 95% Konfidenzintervalle enger (Abb. 5). Verwendet man zur Beurteilung der Rangfolge wieder die Überlappung der Konfidenzintervalle so lässt sich die qualitativ beste Herkunft sowohl bei 150 als auch 210 mm BHD nur noch gegenüber 11 anderen Herkünften abgrenzen. Bei einem Eingangswert von 181 mm war die Abgrenzung noch gegenüber 14 anderen Herkünften möglich gewesen.

6. ZUSAMMENFASSUNG

Der Beitrag erläutert eine Methode zur Quantifizierung des Herkunftseinflusses auf die Astigkeit am Beispiel herkunftsgesicherter

Douglasien-Provenienzen des II. Internationalen Douglasien-Provenienzversuches. Die Auswertung wird dabei mit Hilfe des sogenannten Proportional-Odds-Modells durchgeführt, da die Astigkeit lediglich in ordinal skalierten Form als drei unterschiedliche Astigkeitsklassen angesprochen wird. Der verwendete Ansatz erlaubt eine statistische Trennung des Herkunftseinflusses von den Effekten anderer Einflussgrößen wie der Einzelbaumdimension (BHD) und des Versuchsortes. Es wird ausdrücklich darauf hingewiesen, dass dieser identifizierte (statistische) Herkunftseinfluss selbst bei gleichzeitiger Berücksichtigung weiterer Einflussfaktoren nicht automatisch mit einer 'genetischen Fixierung' der Astigkeit gleichgesetzt werden kann. Beim hier verwendeten Ansatz werden bedingte Erwartungswerte der Güteklassenanteile bei gegebenem BHD und Versuchsort für die verschiedenen Herkünfte mit einander verglichen. Für den Vergleich werden zusätzlich Prognoseintervalle der Erwartungswerte über ein Monte Carlo Verfahren geschätzt, so dass Aussagen zur statistischen Sicherheit der Unterschiede gemacht werden können. Ohne die Trennung der unterschiedlichen Effekte würden beispielweise wuchskräftigere Herkünfte tendenziell zu schlecht beurteilt, da stärkere Bäume im Mittel auch stärkere Äste aufweisen. Im Mittelpunkt der Untersuchung steht die Frage, ob die Ableitung einer einheitlichen Rangfolge der Herkünfte entsprechend ihrer Astigkeit möglich ist, so dass auf die Identifizierung von Einflussgrößen auf der Ebene des Versuchsortes wie z.B. der Seehöhe verzichtet wird. Alle potentiellen Einflussgrößen werden dagegen mit Hilfe einer Dummyvariablen zur Quantifizierung des Versuchsorteinflusses subsummiert. Die dargestellte Methodik kann grundsätzlich auf weitere ordinal skalierte Zielvariablen wie z.B. Schaftformklassen erweitert werden.

7. Abstract

Title of the paper: *A statistical model to investigate ordinal attributes demonstrated on the branchiness in Douglas fir provenance trials.*

The study presents a methodology to test and quantify the effect of the provenance on branchiness in Douglas fir statistically using provenances from the II. International Douglas fir provenance trial. The analysis is conducted using the so called 'proportional odds

model', since branchiness is only assessed in terms of three ordinal categories. The applied approach allows for the statistical distinction of a provenance effect from effects of additional factors such as single-tree dimension (DBH) and trial area. It is stressed that the identified (statistical) effect of provenance cannot be equated with a genetic fixation even if all other influence factors are considered in the model. The applied approach allows for a comparison of conditional expectation values for quality class proportions of the included provenances given a certain DBH and trial area. The comparison is done using pointwise prognosis intervals of the expectation values, which are estimated by a Monte Carlo approach so that the differences can be validated regarding their uncertainty. Without the distinction of the different effects, fast growing provenances would tend to be validated worse than appropriate, since in average larger trees show thicker branches. One main task of the model building process is to test if a unique ranking of the provenances regarding branchiness could be derived, hence the identification of influence factors on trial area level e.g. altitude is excluded. Instead all potential influence variables are subsumed using a dummy variable for the trial areas. On principle the illustrated methodology can be enhanced for other ordinal scaled response variables e.g. taper form classes.

8. Résumé

Titre de l'article: *Modèle statistique pour l'exploitation de caractéristiques ordinales, établi en prenant comme exemple la disposition des branches dans des expériences de provenances de Douglas (Pseudotsuga menziesii [MIRB.] FRANCO).*

Cette contribution explique une méthode pour quantifier l'influence de la provenance sur la disposition des branches, en prenant comme exemple les provenances testées dans le cadre de la deuxième recherche internationale sur le Douglas. L'exploitation a été menée à l'aide du modèle connu sous le nom de «Proportional-Odds» puisque les caractéristiques des branches étaient simplement exprimées sous une forme scalaire ordinaire comprenant trois classes. Le procédé utilisé permet de distinguer statistiquement l'influence de la provenance des effets d'autres facteurs pouvant agir, tels les dimensions des sujets (diamètre à hauteur de poitrine) et la localisation de l'expérience. Il est expressément précisé que cette influence de la provenance ainsi identifiée (statistiquement) ne permet pas de conclure automatiquement à une «fixation génétique» de la disposition des branches, même lorsqu'on a tenu compte simultanément des autres facteurs agissants. Toujours avec le même procédé, on a comparé, pour des diamètres à hauteur de poitrine et des localisations des expériences données, les pourcentages dans les trois classes de qualité auxquels on pouvait s'attendre selon les diverses origines. Pour cette comparaison, on a de surcroît déterminé des intervalles de prévision concernant les valeurs attendues en ayant recours à la méthode de MONTE CARLO, ce qui a permis d'avoir des indications sur la certitude statistique des différences décelées. Sans faire la distinction entre les différents effets, on aurait eu tendance à mal estimer les provenances à forte croissance car en général les gros arbres ont aussi de grosses branches. Au centre de cette recherche demeure la question de savoir s'il est possible d'établir un lien entre le rang attribué à une provenance et la disposition – la grosseur – de ses branches, car en cas de réponse positive on pourrait se dispenser d'identifier les paramètres liés à la localisation, comme par exemple l'altitude.

En revanche toutes les grandeurs potentiellement agissantes ont été prises en compte à l'aide des «Dummyvariables» pour quantifier l'influence du lieu de l'expérience. La méthode exposée peut en principe s'appliquer à d'autres variables faisant l'objet d'un classement, par exemple des classes pour la forme des fûts. J. M.

9. Literatur

- ANDERSON, J. A. und P. R. PHILIPS (1981): Regression, discrimination and measurement models for ordered categorical variables, *Applied Statistics* **30**: 22–31.
- BUNDESMINISTERIUM FÜR VERBRAUCHERSCHUTZ, ERNÄHRUNG UND LANDWIRTSCHAFT (BMVEL), 2004: Die zweite Bundeswaldinventur – BWI². Das Wichtigste in Kürze. Bundesministerium für Verbraucherschutz, Ernährung und Landwirtschaft (BMVEL) – Referat Öffentlichkeitsarbeit (Berlin): 87 S.
- DEUTSCHES INSTITUT FÜR NORMUNG (1998): Qualitäts-Sortierung von Nadel-Rundholz – Teil 1: Fichten und Tannen, DIN ENV (Vornorm) 1927-1; – Teil 2: Kiefern, DIN ENV (Vornorm) 1927-2; – Teil 3: Lärchen und Douglasien, DIN ENV (Vornorm) 1927-3; Beuth-Verlag (Berlin): 597 S.
- FAHRMEIR, L. und A. HAMERLE (1984): *Multivariate statistische Verfahren*. de Gruyter (Berlin; New York): 796 S.
- FAHRMEIR, L., A. HAMERLE und G. TUTZ, 1996: *Multivariate statistische Verfahren*. de Gruyter (Berlin; New York), 2. überarb. Aufl.: 902 S.
- ECKMÜLLNER, O. (1999): Unerwünschte Einflüsse auf Oberhöhen. *Centralblatt f. d. ges. Forstwesen* **116 (1/2)**: 17–24.
- EFRON, B. und R. J. TIBSHIRANI (1993): *An Introduction to the Bootstrap*. Monographs on Statistics and applied Probability 57. Chapman & Hall (New York; London).
- HAPLA, F. (1986): Beeinflussen unterschiedliche Durchforstungsmaßnahmen die Holzeigenschaften der Douglasie? *Forstarchiv* **57 (3)**: 99–104.
- KAHN, M. und K. v. GADOW (1995): *Unschärfe Entscheidungshilfen für die Ästung von Waldbäumen*. Springer Verlag, OR Spektrum **17**: 37–40.
- KENK, G. und M. THREN (1984a): Ergebnisse verschiedener Douglasienprovenienzversuche in Baden-Württemberg. Teil I: Der Internationale Douglasien-Provenienzversuch 1958. *Allg. Forst- u. J.-Ztg.* **155**, 165–184.
- KENK, G. und M. THREN (1984b): Ergebnisse verschiedener Douglasienprovenienzversuche in Baden-Württemberg. Teil II: Die Versuche Kirchzarten, Aalen/Schwarzach, Steinheim und Heidelberg/Ettenheim/Kandern. *Allg. Forst- u. J.-Ztg.* **155**, 221–240.
- KENK, G. und P. UNFRIED (1980): Aststärken in Douglasien-Beständen. *AFJZ* **151 (11)**: 201–210.
- McCULLAGH, P. (1980): Regression Models for ordinal data (with discussion). *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* **42**: 109–142.
- McCULLAGH, P. und J. A. NELDER (1989): *Generalized Linear Models*. Second Edition. Chapman & Hall (London): 240 S.
- NEUMANN, M. (1999): Die Bedeutung der Baumhöhe im Wandel der Waldwachstumsforschung. *Centralblatt f. d. ges. Forstwesen* **116 (1/2)**: 3–16.
- NIEDERSÄCHSISCHES MINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND FORSTEN (1992): *Langfristige ökologische Waldentwicklung in den Landesforsten*. 2. Auflage. Hrsgb. Niedersächsische Landesregierung, Hannover.
- PRESS, W. H., S. A. TEUKOLSKY, W. T. VETTERLING und B. P. FLANNERY (2002): *Numerical Recipes in C++*. The Art of Scientific Computing Second Edition. Cambridge University Press (Cambridge): 925 S.
- PRETZSCH, H. und H. SPELLMANN (1994): Leistung und Struktur des Douglasien-Durchforstungsversuches Lonau 135. *Forst und Holz* **49 (3)**: 64–69.
- PUSCH, A., (2002): Ästung der Douglasie in der Niedersächsischen Landesforstverwaltung. *Forst und Holz* **57 (6)**: 173–176.
- R DEVELOPMENT CORE TEAM: R – a language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-00-3, 2003. URL <http://www.R-project.org>.
- SACHS, L. (1978): *Angewandte Statistik*. 5. Aufl., Springer-Verlag (Berlin, Heidelberg, New York): 552 S.
- VENABLES, W. N. und B. D. RIPLEY (2002): *Modern Applied Statistics with S*. Fourth Edition. Springer, New York. ISBN 0-387-95457-0
- SAKAMOTO, Y., M. ISHIGURO und G. KITAGAWA (1986): *Akaike Information Criterion Statistics*. D. Reidel Publishing Company (Dordrecht/Tokyo).
- SCHMIDT, M. (2001): Simulative Astigkeits- und Qualitätsprognose für Douglasien-Rundholz. *AFJZ* **175 (3)**: 49–60.
- SPELLMANN, H., 1995: Holzqualität als Beurteilungskriterium im langfristigen Versuchswesen. *Forst und Holz* **50 (23)**: 743–747.