

## MODELLANSÄTZE ZUR PROGNOSE DER ROHDICHTEVERTEILUNG BEI DER DOUGLASIE

DIETER GAFFREY - FRANTIŠEK HAPLA  
JOACHIM SABOROWSKI - BRIGITTA WAGNER  
Univärsität Göttingen - Deutschland

ROBERT A. MEGRAW  
Weyerhaeuser Company Tacoma - U.S.A.

### ZUSAMMENFASSUNG

Es wird untersucht, von welchen Faktoren die räumliche Rohdichteverteilung im Stammholz von Douglasien abhängt, mit dem Ziel, ein mathematisches Modell zur Prognose der Dichteverteilung zu definieren. Für die Datenanalyse standen röntgendensitometrisch gewonnen Meßwerte aus Deutschland (Pflanzverbandsversuch Hagenbach) und Nordamerika (Abernathy, Washington) zur Verfügung. Die Douglasie zeigt typische, nicht-lineare Zusammenhänge zwischen kambialem Alter und Frühholz-, Spätholz- und Jahrringdichte. Die Beziehung zwischen kambialem Alter und der Jahrringdichte wird für ein Modell zur Prognose der Dichteverteilung verwendet. Für eine baumindividuelle Schätzung bedarf es der empirischen Ermittlung eines Korrekturterms, der die Differenz der baumspezifischen Dichte zu der durchschnittlichen des Modells beinhaltet. Die Jahrringdichte nimmt, bei gleichem kambialen Alter, i.d.R. mit zunehmender Höhe ab. Für diese allerdings nicht eindeutige Beziehung konnte noch kein sinnvoller Modellansatz gefunden werden.

SCHLÜSSELWÖRTER: Rohdichteverteilung, Prognosemodell, Douglasie

### 1. EINLEITUNG UND ZIELSTZUNG

Die Kenntnis der Holzdicke und insbesondere ihrer räumlichen Verteilung im Stamm ist von großer Bedeutung für die Beurteilung der Holzqualität und die Verwendungseignung. Da die Douglasie bzgl. dieser und weiterer Qualitätsmerkmale eine hohe genetische Variabilität zeigt (NEPVEU, 1984; VONNET *et al.*, 1985; ABDEL-GADIR *et al.*, 1993a, 1993b; BAUER, 1994), versucht man intensiv über Selektion und Züchtung hierauf Einfluß zu nehmen (COWN, PARKER, 1979; MCKIMMY, CAMPBELL, 1982; GONZALES, RICHARDS, 1988; KING *et al.*, 1988; VARGAS-HERNANDEZ, ADAMS, 1991, 1992; WOODS *et al.*, 1995).

Detaillierte Informationen über die Dichteverteilung werden i.d.R. durch röntgendensitometrische Analysen von Holzproben gewonnen (POLGE, 1966, 1978; SUAVALA, 1982; HOAG, MCKIMMY, 1988; ESCGBACH *et al.*, 1995). Hierbei fallen Meßdaten in großem Umfang an, so daß eine allgemeine deskriptive Darstellung meist nicht ausreicht, um die Ergebnisse anwendungsbezogen und in einer einfachen Weise nutzbar zu machen. Sinnvoll ist es daher, die Holzdichteverteilung im Stamm mittels mathematischer Modelle zu beschreiben. Hierauf lassen sich vielseitige, praxisorientierte Simulationswerkzeuge aufbauen, die eine Verbindung zwischen Maßnahmen des Waldbaus und erzeugtem, forstlichen Endprodukt herstellen (NEPVEU, 1994, 1996). Liegen z.B. Informationen über die Wachstumsbedingungen der beprobten Bäume vor (für DOUGLASIE z.B.: BODNER, 1984; HAPLA, 1985, 1999; HAPLA, KNIGGE, 1985; HARRIS, 1985), so besteht prinzipiell die Möglichkeit, Modelle zu parametrisieren, die die zeitliche Entwicklung der Dichteverteilung im Stamm in Abhängigkeit von einer (realen wie auch hypothetisch vorgegebenen) Bestandesentwicklung prognostizieren (KELLOMÄKI *et al.*, 1999). Anschließen können sich Module, die den Einschnitt des Stammholzes simulieren und dabei die inneren Holzeigenschaften berücksichtigen, oder sogar letztlich konstruierte Möbel mit der zu erwartenden Oberflächenstrukturierung visualisieren (BLAISE *et al.*, 1996).

Grundlegende Voraussetzung für befriedigende Prognosen mit solchen Simulationsmodellen ist jedoch, daß die inneren Holzeigenschaften (hier soll nur die Dichte betrachtet werden) tatsächlich funktional erfassbar sind. Dies bedeutet zum einen, daß quantifizierbare Faktoren existieren müssen, die einen statistisch gesicherten Einfluß auf die Verteilung der Dichte im Stamm haben, und daß zudem diese Faktoren, damit sie als Eingangsgrößen in einem Prognosemodell sinnvoll Verwendung finden können, direkt und mit relativ geringem Arbeitsaufwand meßbar sind. Im Rahmen dieser Arbeit wird deshalb in diesem Sinne geprüft, inwiefern sich bei der Douglasie (*Pseudotsuga menziesii* (Mirb.) Franco) die Varianz der Rohdichte signifikant erklären läßt und welche Bedeutung hierbei insbesondere der mögliche Einflußfaktor der Bestandesdichte hat.

## 2. MATERIAL UND METHODEN

Für die Untersuchungen standen zwei Datensätze, gewonnen aus Röntgendensitometrie, zur Verfügung. Einer beinhaltet die Ergebnisse von 60 Douglasien aus einem Pflanzverbandsversuch in Deutschland, der andere umfaßt gemittelte Werte von 54 Douglasien aus Washington.

Die Holzproben der in Deutschland gewachsenen Douglasien (Herkunft "Südbaden") stammen aus einem Pflanzverbandsversuch im rheinland-pfälzischen Forstamt Hagenbach (HAPLA, 1999). Die Parzellen wurden 1973 mit unterschiedlichen Ausgangszahlen und Pflanzverbänden angelegt (SPELLMANN, NAGEL, 1989). Die Standortverhältnisse sind einheitlich (Boden: podolige Braunerde, mesotroph, ziemlich frisch; Klima: gemäßigt, mittlere Jahrestemperatur 9,9°C, Jahresniederschlag 750 mm).

Für die Untersuchungen wurden drei Parzellen ausgewählt, die sich hinsichtlich der Ausgangspflanzenzahlen sehr unterscheiden (Zahlen: je Hektar): 4.000 Douglasien (P1), 2.000 Douglasien (P2) und ca. 1.100 Douglasien gemischt mit 4.000 Buchen (P3) (HAPLA, 1999). Die Parzelle P3 weist die geringste Douglasien-Stammzahl auf. Da die Buche in der Jugendphase ein wesentlich geringeres Wachstum als die Douglasie hat, ist sie für diese nur ein unbedeutender Konkurrent, so daß davon ausgegangen werden kann, daß die Douglasien von P3 über den größten Standraum verfügten. Die Probennahme - auf jeder Fläche wurden zufällig 20 Bäume selektiert - erfolgte 1992 im Baumalter von ca. 20 Jahren. Da in den stammzahlreichsten Parzellen des Verbandsversuches die erste Durchforstung erst im Alter von 18 Jahren stattfand, lagen,

zumindest bis zu diesem Alter, sehr unterschiedliche, durch die Ausgangsstammzahl bedingte Konkurrenzverhältnisse für die untersuchten Parzellen vor.

Jedem der 60 Stichprobenbäume wurde eine Stammscheibe in 1,3 m Höhe entnommen, aus denen jeweils zwei radial orientierte Riegel gewonnen wurden. Die Lage der Riegel in den Stammscheiben wurde durch die Vorgabe fester Himmelsrichtungen definiert (Norden = N, Süden = S, Westen = W). Die Anzahl der Riegel je Himmelsrichtung und Parzelle sind z.T. unterschiedlich (s. *Tabelle 1*). Für die röntgendensitometrischen Untersuchungen wurden die Radialriegel in üblicher Weise vorbereitet. Es erfolgte eine Konditionierung der Radialriegel auf eine Holzfeuchte von 8%.

Position	Parzelle			
	1	2	3	1-3
N	20	20	20	60
S	20	16	8	44
W	0	4	12	16
N, S, W	40	40	40	120

*Tabelle 1:* Verteilung der Radialriegel nach Parzelle und Himmelsrichtung

*Table 1:* Distribution of radial specimen by plot and direction

Die Analysen lieferten, differenziert für die einzelnen Jahrringe, die Meßgrößen Frühholzbreite (FHB), Spätholzbreite (SHB), Jahrringbreite (JRB), mittlere Frühholzdichte (FHD), mittlere Spätholzdichte (SHD), mittlere Jahrringdichte (JRD), minimale Dichte (MinD) und maximale Dichte (MaxD). Berechnet wurden ferner der Spätholzanteil in Prozent (SHP) sowie der Jahrringradius (RAD) als die radiale Distanz des Jahrrings (incl. seiner eigenen Breite) vom Mark.

Die Grenze zwischen Früh- und Spätholz eines bestimmten Jahrrings wurde durch das arithmetische Mittel von Dichteminimum und Dichtemaximum dieses Jahrrings definiert. Die Ermittlung der Dichte für einen i-ten Jahrring erfolgt flächengewichtet unter Verwendung des Flächenanteils des Frühholzes (FHA<sub>i</sub>) und dem des Spätholzes (SHA<sub>i</sub>):

$$JRD_i = \frac{FHD_i \cdot FHA_i + SHD_i \cdot SHA_i}{FHA_i + SHA_i}, \quad FHA_i = \left[ (RAD_{i-1} + FHB_i)^2 - RAD_{i-1}^2 \right]$$

$$SHA_i = \left[ RAD_i^2 - (RAD_{i-1} + FHB_i)^2 \right]$$

Da die Holzproben von Hagenbach von jungen Bäumen stammten und somit Aussagen über die Dichtekennwerte für älteres Holz nicht möglich waren, wurden zur Ergänzung Daten von nordamerikanischen Douglasien (MEGRAW, 1986) hinzugezogen. Diese waren ca. 50jährig und stammen von Abernathy Ridge, aus dem Küstenbereich Washingtons. Es lagen die gemittelten Werte von 54 Bäumen vor, wobei Proben aus verschiedenen Höhen (2, 20, 40, 60 und 800 feet) entnommen worden waren. Für die röntgendensitometrische Messung waren die Holzproben auf 9% Feuchte konditioniert worden. Die Dichte wurde als "specific gravity" (= "basic relative density") angegeben.

Zur Vergleichbarkeit der Werte beider Datenquellen erfolgten Umrechnungen von Feet in Meter (1 ft ≈ 0,3048 m), Inch in Zentimeter (1 in ≈ 2,54 cm) und von Specific Gravity in Rohdichte bei einer Feuchte von 8%. Das Maß "specific gravity" entspricht der Raumdichte R (Darrdichte bezogen auf das Vollumen frischen Holzes, also bei maximaler Quellung). Nach KOLLMANN (1951)

kann man näherungsweise die Darrdichte  $r_o$  aus der Raumdichte  $R$  mit

$$r_o = R \cdot \frac{100}{100 - 28 \cdot R}$$

ermitteln, und da die Quellung bis zu einem Feuchtegehalt von ca.  $u = 25\%$  linear verläuft, kann die Rohdichte  $r_u$  bei einem bestimmten Feuchtegehalt  $u$  aus der Darrdichte mit

$$r_u = r_o \frac{1 + u}{1 + 0,84 \cdot r_o \cdot u}, \quad u \leq 0,25$$

berechnet werden. Besteht die Notwendigkeit, von einer Rohdichte  $r_{u_2}$  bei einer Feuchte  $u_2$  in eine Rohdichte  $r_{u_1}$  bei einer Feuchte  $u_1$  umzurechnen, so kann dies aus letztgenannter Formel abgeleitet werden:

$$r_{u_1} = \frac{r_{u_2} \cdot (1 + u_1)}{(1 + u_2) - 0,84 \cdot r_{u_2} \cdot (u_2 - u_1)}$$

Die statistische Datenanalyse sowie die Modellierung von Funktionen erfolgte mit SAS (SAS Institute Inc., Vers. 6.12) und Statistica (StatSoft Inc., Vers. 5.1).

### 3. ERGEBNISSE

Die Ergebnisse beziehen sich, sofern nicht ausdrücklich anders erwähnt, auf die Auswertung der Daten aus dem Douglasien-Verbandsversuch Hagenbach (HAPLA, 1999).

#### 3.1. EINFLUSS DER BESTANDESDICHTE

Da die drei Parzellen, von denen die Proben entnommen wurden, sich lediglich hinsichtlich der Bestandesdichte unterschieden, alle anderen standörtlichen Faktoren als homogen angesehen werden können, bietet sich hier die Möglichkeit, den alleinigen Einfluß der Konkurrenz auf die gemessenen Größen zu untersuchen. Für diese sind in *Tabelle 2* die Statistiken - differenziert für die drei Parzellen, sowie zusammengefaßt - wiedergegeben. Für alle Variablen mit Ausnahme von MinD und MaxD wurden die arithmetischen Mittelwerte über beide Riegel sowie über die Jahrringe berechnet. Für MinD und MaxD wurden ebenfalls die arithmetischen Mittelwerte über beide Riegel bestimmt, dann aber die Extremwerte unter den Jahrringwerten ausgewählt.

Betrachtet man die Mittelwerte, so zeigt sich - wie man es i.a. auch erwarten würde - eine Zunahme der Jahrringbreite mit abnehmender Stammzahl (P1 mit höchster, P3 mit geringster Stammzahl). Dies gilt auch für die Frühholzbreite, nicht aber für die Spätholzbreite und den Spätholzanteil, wie auch nicht für die Dichte - Parameter. Vergleich man jedoch die Dichten nur zwischen den Parzellen P2 und P3, so zeigt sich, daß die Werte für die Parzelle mit den größeren Standräumen (P3) deutlich geringer sind.

Parzelle		n	$\bar{x}$	$x_{\min}$	$x_{\max}$	s	$s_{\bar{x}}$
FHB (mm)	1	20	2.1	1.4	2.8	0.35	0.08
	2	20	2.6	2.1	3.4	0.35	0.08
	3	20	3.2	2.0	4.9	0.82	0.18
	1-3	60	2.6	1.4	4.9	0.72	0.09
SHB (mm)	1	20	1.0	0.7	1.5	0.25	0.06
	2	20	1.4	1.0	1.8	0.22	0.05
	3	20	1.4	0.7	1.8	0.28	0.06
	1-3	60	1.3	0.7	1.8	0.30	0.04
JRB (mm)	1	20	3.1	2.4	4.3	0.45	0.10
	2	20	4.0	3.1	5.0	0.52	0.12
	3	20	4.6	3.3	6.5	0.99	0.22
	1-3	60	3.9	2.4	6.5	0.93	0.12
SHP (%)	1	20	33.5	25.6	49.9	6.28	1.40
	2	20	34.7	29.1	40.0	3.04	0.68
	3	20	31.1	21.4	43.5	5.17	1.16
	1-3	60	33.1	21.4	49.9	5.16	0.67
FHD (g/cm <sup>3</sup> )	1	20	0.39	0.29	0.54	0.070	0.016
	2	20	0.41	0.29	0.53	0.048	0.011
	3	20	0.39	0.33	0.44	0.031	0.007
	1-3	60	0.40	0.29	0.54	0.052	0.007
SHD (g/cm <sup>3</sup> )	1	20	0.72	0.63	0.88	0.067	0.015
	2	20	0.76	0.63	0.84	0.044	0.010
	3	20	0.74	0.67	0.82	0.038	0.009
	1-3	60	0.74	0.63	0.88	0.053	0.007
JRD (g/cm <sup>3</sup> )	1	20	0.53	0.43	0.68	0.066	0.015
	2	20	0.55	0.43	0.64	0.044	0.010
	3	20	0.51	0.45	0.58	0.034	0.008
	1-3	60	0.53	0.43	0.68	0.051	0.007
MinD (g/cm <sup>3</sup> )	1	20	0.24	0.13	0.40	0.061	0.014
	2	20	0.22	0.12	0.42	0.086	0.019
	3	20	0.21	0.16	0.27	0.033	0.007
	1-3	60	0.22	0.12	0.42	0.064	0.008
MaxD (g/cm <sup>3</sup> )	1	20	1.01	0.86	1.28	0.188	0.026
	2	20	1.11	0.91	1.29	0.098	0.022
	3	20	1.07	0.97	1.25	0.072	0.016
	1-3	60	1.06	0.86	1.29	0.105	0.014

Tabelle 2: Statistiken der gemessenen bzw. berechneten Größen, differenziert nach den Parzellen

Table 2: Statistics of measured and calculated parameters differentiated by the plots

**Legende:** FHB - Frühholzbreite (width of earlywood), SHB - Spätholzbreite (width of latewood), JRB - Jahrringbreite (total width of annual ring), SHP - Spätholzprozent (percentage of latewood), FHD - Frühholzdichte (density of earlywood), SHD - Spätholzdichte (density of latewood), JRD - Jahrringdichte (density of annual ring), MinD - minimale Dichte (minimum density), MaxD - maximale Dichte (maximum density)

Mit einer einfaktorischen Varianzanalyse wurde bei 5% Irrtumswahrscheinlichkeit geprüft, ob die Mittelwertdifferenzen zwischen den Parzellen signifikant sind. Voraussetzung für die Anwendbarkeit der Varianzanalyse ist, daß die Beobachtungen in einer jeden Parzelle (bzw. die Residuen aller Parzellen gemeinsam) normalverteilt sind und daß Gleichheit der Varianzen gegeben ist. Kolmogoroff-Smirnoff- und Lilliefors-Anpassungstests zeigen, daß, bis auf die Variable MinD in

einer einzigen Parzelle, die Normalverteilungshypothese beibehalten werden kann. Erwähnt sei, daß geringe Abweichungen von der Normalverteilung zu tolerieren sind, da die Varianzanalyse als sehr robust gilt. Ungünstiger sieht es mit der Homogenität der Varianzen aus: Diese ist nach dem Levene-Test für die Variablen FHB, JRB, MinD und FHD nicht gegeben, nach dem Bartlett-Test ebenfalls nicht für SHP, SHD und JRD. Da aber die Meßreihen von gleicher Länge sind, reduziert dies die negativen Folgen der Varianzinhomogenität in Hinblick auf die Interpretation der Ergebnisse der Varianzanalyse (MORTON, FORSYTHE, 1974). So ist nicht zu erwarten, daß man für die Variablen FHB, SHB, JRB (und MaxD) zu einem anderen Resultat kommen würde, da die F-Werte deutlich über den kritischen Werten zum Niveau  $\alpha = 0,05$  liegen (Tabelle 3a). Führt man für diese Variablen multiple Vergleiche der Mittelwerte durch (Tukey - Test, Tabelle 3b), so ergibt sich, daß für SHB und MaxD die Mittelwerte zwischen den Parzellen 2 und 3 nicht signifikant voneinander verschieden sind. Für SHB war das anhand der Werte in Tabelle 1 bereits zu erwarten.

	MST	MSE	F(2,57)	p
FHB	6.7410	0.3061	22.02	0.0000
SHB	0.8499	0.0630	13.49	0.0000
JRB	11.8589	0.4840	24.50	0.0000
SHP	70.1420	25.1275	2.79	0.0697
MinD	0.0042	0.0040	1.03	0.3625
MaxD	0.0530	0.0096	5.52	0.0064
FHD	0.0030	0.0027	1.10	0.3384
SHD	0.0069	0.0026	2.65	0.0796
JRD	0.0067	0.0025	2.68	0.0770

Tabelle 3a: Varianzanalyse für den Faktor "Parzelle"

Table 3a: Analysis of variance for the factor "plot"

	Parzelle 1 vs. 2	Parzelle 1 vs. 3	Parzelle 2 vs. 2
FHB	<b>0.0168</b>	<b>0.0001</b>	<b>0.0012</b>
SHB	<b>0.0005</b>	<b>0.0001</b>	0.7673
JRB	<b>0.0013</b>	<b>0.0001</b>	<b>0.0055</b>
SHP	0.7149	0.2807	0.0608
MinD	0.5993	0.9013	0.3458
MaxD	<b>0.0051</b>	0.0943	0.4854
FHD	0.5600	0.9117	0.3266
SHD	0.0648	0.4069	0.5768
JRD	0.2692	0.7666	0.0698

Tabelle 3b: Varianzanalyse mit multiplen Mittelwertvergleich für den Faktor "Parzelle" (Tukey-test, p-Werte)

Table 3b: Analysis of variance including multiple comparison of plot means (Tukey test, p-values)

Zusammenfassend läßt sich feststellen, daß die Frühholzbreite und damit auch die Jahrringbreite in hohem Maße von der Bestandesdichte abhängt. Die Dichteparameter weisen jedoch (mit Ausnahme von MaxD) keine signifikante Abhängigkeit von den Parzellen auf. Erst auf einem höheren Signifikanzniveau von  $\alpha = 0,08$  würde man für die Daten aus Hagenbach zu dem Schluß kommen, daß auch JRD eine Abhängigkeit von der Bestandesdichte zeigt.

Ergänzend ist zu erwähnen, daß man keine grundsätzlich anderen Ergebnisse für die Dichteparameter erhält, wenn man die Daten der ersten Jahre vor dem Bestandesschluß (noch keine oder nur unwesentliche Kokurrenz) wegläßt. Bezüglich der Ringbreite findet man, wie zu erwarten, für diese Jahre noch keine signifikante Abhängigkeit von der Ausgangspflanzenzahl.

### 3.2. EINFLUSS DES WINDES

Bekanntlich können Hangneigung und Windeinwirkung einen asymmetrischen Jahrringzuwachs, der oft mit Reaktionsholzbildung und damit auch Dichtevariabilität verbunden ist, zur Folge haben (POLGE, ILLY, 1967; ROBERTSON, 1991). Da im vorliegenden Fall die Parzellen alle eben sind, könnte lediglich der Windeinfluß von Bedeutung sein. Untersucht wird deshalb, ob sich die Werte der Variablen FHB, SHB, JHB, SHP, FHD, SHD, JRD, MinD und MaxD in Abhängigkeit von der Orientierung der Riegel signifikant unterscheiden. Die Parzellen wurden getrennt untersucht, da eine unterschiedliche Windeinwirkung auf den Flächen denkbar ist.

Für alle Variablen wurden die Differenzen der Werte beider Riegel eines Baumes berechnet. Bei den Riegeln mit Orientierung nach Norden und Westen ergibt sich, daß für alle Parzellen (die diese Riegel enthalten) und alle Variablen die Mittelwerte nicht signifikant voneinander abweichen. Differenzierter sieht es bei den gegenüberliegenden Riegeln (Orientierung nach Norden und Süden) aus. Signifikante Abweichungen der Mittelwerte finden sich bei Parzelle 1 für MaxD und JRD, sowie bei Parzelle 3 für alle Variablen außer für SHB und SHP. Für Parzelle 2 sind hingegen die Mittelwerte für alle Variablen nicht signifikant verschieden.

Da der Windeinfluß mit zunehmendem Alter wegen der zunehmenden Baumhöhe an Bedeutung gewinnt, könnte es möglich sein, daß sich insbesondere in den letzten Jahren deutliche Differenzen ergeben haben. Werden nun für die letzten fünf Jahrringe die Werte berechnet, so ergeben sich signifikante Unterschiede allein für die Riegel "Norden vs. Süden" bei Parzelle 1 für FHB, MaxD, FHD und JRD, hingegen bei Parzelle 3 lediglich für MinD, FHD und JRD. Somit kann ein mit dem Baumalter zunehmender Windeinfluß vielleicht für Parzelle 1, nicht aber für Parzelle 3 vermutet werden.

### 3.3. DICHTE UND RINGBREITE

Da der Faktor Bestandesdichte auf die Rohdichte, im Gegensatz zur Ringbreite, auf 5%- Niveau keinen signifikanten Einfluß hat (Ausnahme: MaxD), wird vermutet, daß eine nennenswerte Erklärung der Rohdichte durch die Ringbreite ebenfalls nicht gegeben ist. Eine Korrelationsanalyse bestätigt dies (Tabelle 4). Lediglich für die Beziehungen von MaxD mit FHB, SHB und JRB sind die Pearssonschen Korrelationskoeffizienten auf 5%- Niveau signifikant, allerdings bleiben die Werte klein. Durch grafische Kontrolle anhand von Scatterplots für alle Variablenpaare konnten mögliche nicht-lineare Zusammenhänge ausgeschlossen werden.

	FHD	SHD	JRD	MinD	MaxD
FHB	0.04	0.16	-0.13	0.03	<b>0.29</b>
SHB	0.00	0.08	0.10	-0.06	<b>0.28</b>
JRB	0.03	0.15	-0.07	0.00	<b>0.31</b>
SHP	-0.06	-0.12	0.24	-0.12	-0.06

Tabelle 4: Korrelationsanalyse (signifikante Werte in Fettdruck)

Table 4: Analysis of correlation (significant values bold-faced)

Diese Ergebnisse bedeuten, daß keine Möglichkeit besteht, die Rohdichte in Abhängigkeit von den individuellen Wachstumsbedingungen des Baumes, die sich in den Werten der Jahrringbreite widerspiegeln, mit befriedigender Genauigkeit zu prognostizieren.

### 3.4. DICHTE UND KAMBIALES ALTER

Die meisten Baumarten, so auch die Douglasie, zeichnen sich dadurch aus, daß viele Holzigenschaften des in jungen Jahren produzierten Holzes (juveniles Holz) von denen des später gebildeten (adultes Holz) abweichen (MEGRAW, 1986; JOSZA, MIDDLETON, 1994; HAPLA, 1999). Zur Quantifizierung dieser Altersabhängigkeit wird das "kambiale Alter" verwendet, womit die Jahrringnummer, ausgehend vom Mark gezählt, gemeint ist.

Betrachtet man die Rohdichte in Abhängigkeit vom kambialen Alter, so zeigen die Daten sämtlicher Bäume sowohl für FHD, SHD wie auch für JRD deutliche, nichtlineare Zusammenhänge, wenn auch die Streuung sehr hoch ist (Bilder 1a-c). Die Streuung für SHD ist deutlich höher als für FHD. Sollen diese Beziehungen in Modellen verwendet werden, um die Dichteverteilung in einem Baum zu prognostizieren, so ist zu prüfen, ob diese Trends generell für alle Bäume gelten, oder ob einzelne hiervon deutlich abweichen. Zu diesem Zweck wurden mehrfach je Parzelle zufällig je 3 Bäume gezogen und graphisch miteinander verglichen (Bilder 2a,b). Die baumindividuellen Kurven verlaufen i.a. mehr oder minder gleichförmig, wobei ein Grund für Abweichungen darin liegt, daß Jahrringe mit identischem kambialen Alter in verschiedenen Jahren gebildet sein können. Dies ist immer dann der Fall, wenn ein Baum früher später als ein anderer die Höhe erreicht hatte, aus der die Holzprobe entnommen wurde. Unterscheiden sich zwei aufeinanderfolgende Jahre sehr in der Witterung und hat dies einen markanten Einfluß auf die Dichte (Ausbildung lokaler Extrema), so sind die Extremwerte der Kurven horizontal zueinander versetzt. Festzuhalten ist aber, daß alle Douglasien weitgehend die gleichen Dichtetrends in Abhängigkeit vom kambialen Alter aufweisen.

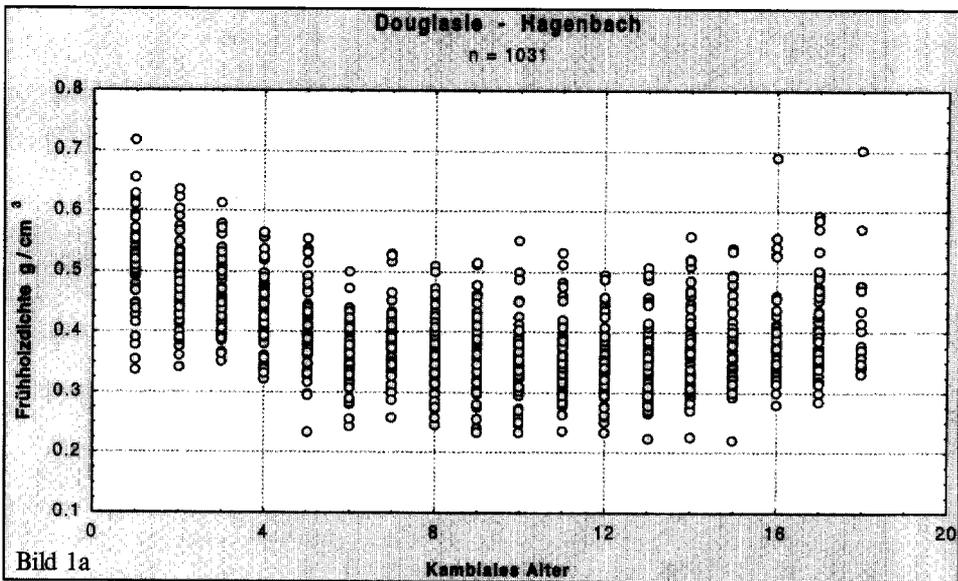


Bild 1a-c: Frühholz-, Spätholz- und Jahrringdichte in Abhängigkeit vom kambialen Alter (alle 3 Parzellen)

Fig. 1a-c: Earlywood density, latewood density and ring density depending on cambial age (all 3 plots)

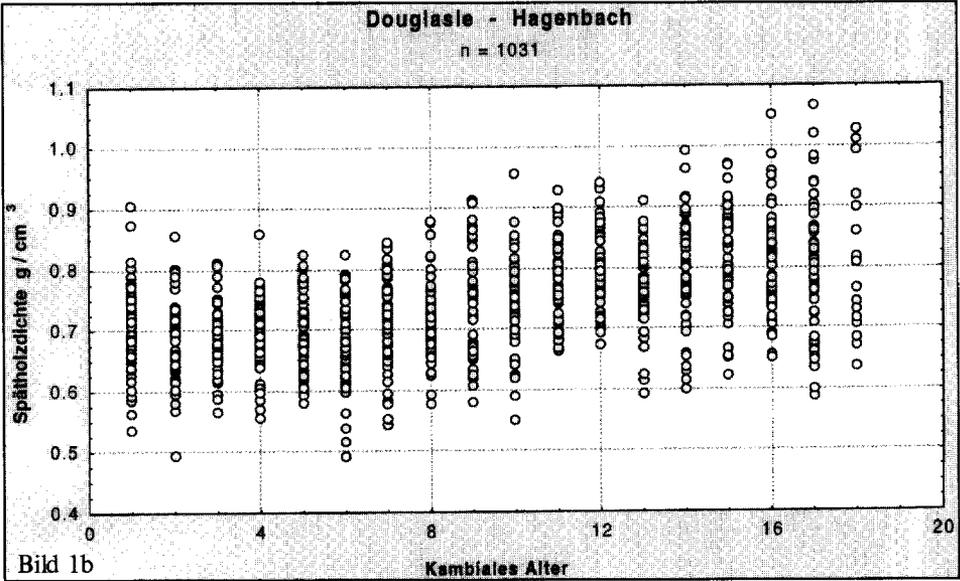
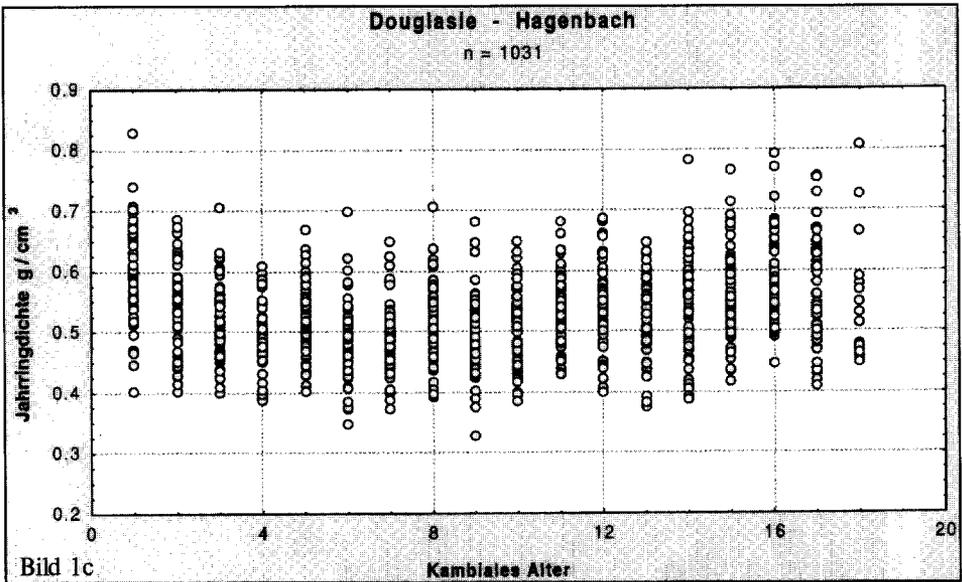


Bild 1a-c: Frühholz-, Spätholz- und Jahringdichte in Abhängigkeit vom kambialen Alter (alle 3 Parzellen)  
 Fig. 1a-c: Earlywood density, latewood density and ring density depending on cambial age (all 3 plots)



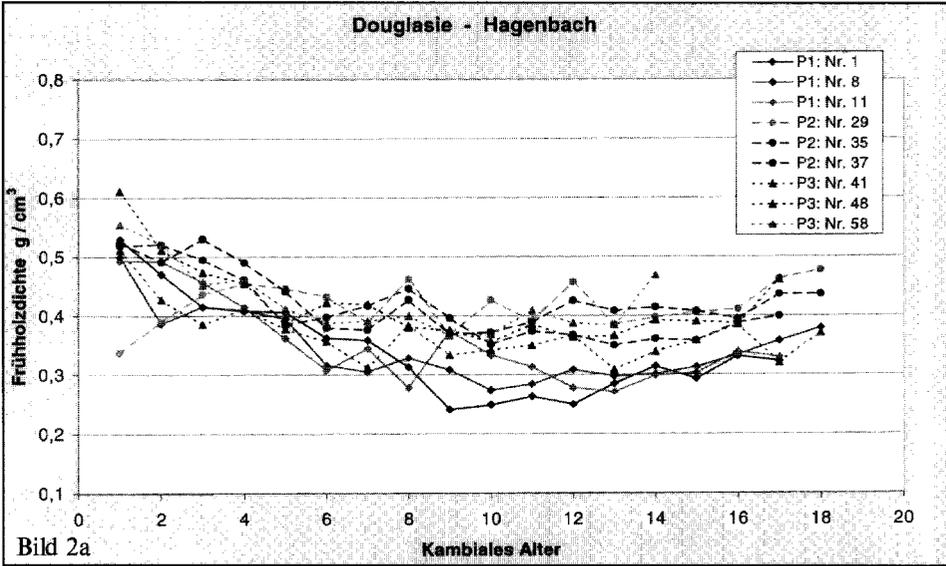
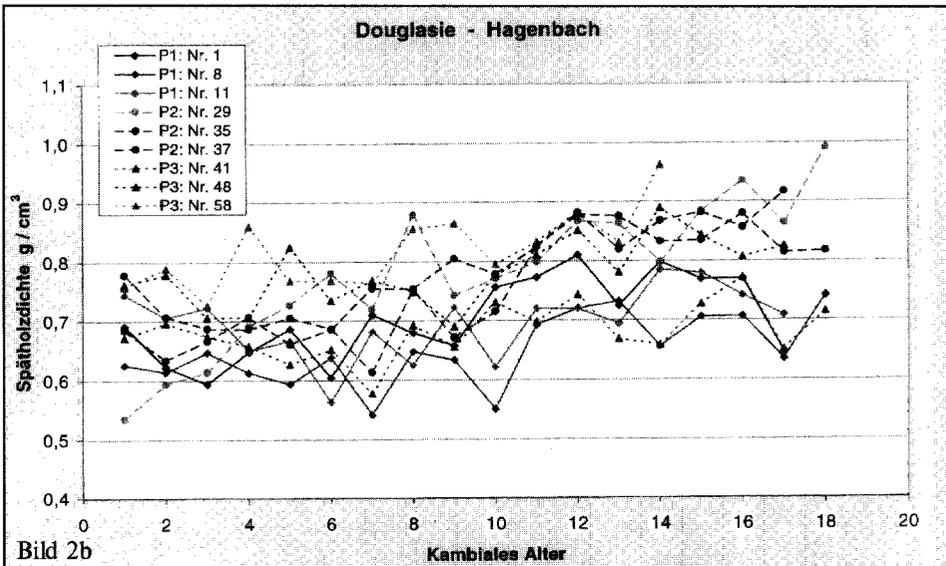


Bild 2a,b: Früh- und Spätholzdichte in Abhängigkeit vom kambialen Alter für jeweils 3 Bäume je Parzelle  
 Fig. 2a,b: Earlywood density and latewood density depending on cambial age, 3 randomly chosen trees for each plot



### 3.5. DICHTE UND STAMMHÖHE

Anhand der Daten aus dem Verbandsversuch Hagenbach konnte nur die Verteilung der Rohdichte in 1,3 Meter Höhe untersucht werden. Um auch die Abhängigkeit der Dichte von der Höhenposition zu quantifizieren, wurden die gemittelten Daten der Douglasien aus Abernathy hinzugezogen.

Betrachtet man die Dichte-Werte (FHD, SHD, JRD) für die fünf verschiedenen Meßhöhen über dem kambialen Alter (Bild 3a-c), so stellt man fest, daß die Trends für alle Kurven im wesentlichen identisch sind. Zudem weichen die Werte für FHD und SHD (bei gleichem kambialen Alter) meist relativ wenig voneinander ab, zumindest hat die Höhe keinen systematischen Einfluß auf diese beiden Dichten. Anders ist es für JRD, wo, zumindest ab dem Alter 10 Jahre, die Dichte mit zunehmender Höhe (bei gleichem kambialen Alter) abnimmt. Für kambiale Alter kleiner als 10 Jahre ist dieser Höheneinfluß nicht eindeutig: generell haben zwar die Proben aus dem untersten Stammteil die höchsten Dichten, diejenigen aus den oberen Positionen haben aber meist identische Werte (gewisse Abweichungen bei den Werten für die dritte Höhe). Eine wesentliche Ursache für die Differenzen bei den Jahrringdichten sind die verschiedenen Anteile von Früh- und Spätholz (Bild 3d): Der Spätholzanteil (SHP) nimmt mit der Baumhöhe ab, wobei die größten Unterschiede zwischen der untersten und der nächstfolgenden Position bestehen.

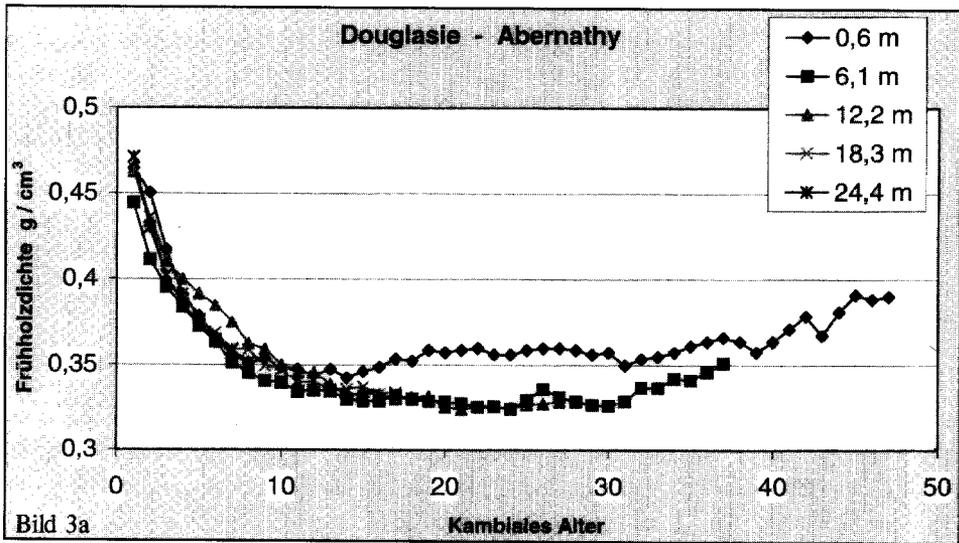


Bild 3a-d: Frühholz-, Spätholz- und Jahrringdichte sowie Spätholzanteil in Abhängigkeit von kambialen Alter und der Stammhöhe ( gemittelte Daten von 54 Bäumen )

Fig.3a-d: Earlywood density, latewood density, ring density and percentage of latewood depending on cambial age and height position (averaged data of 54 trees)

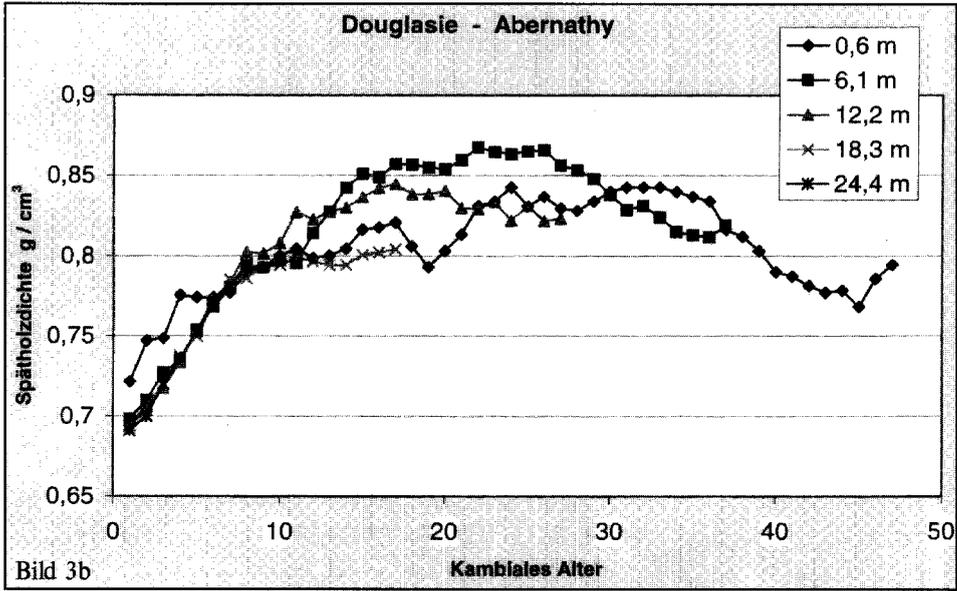
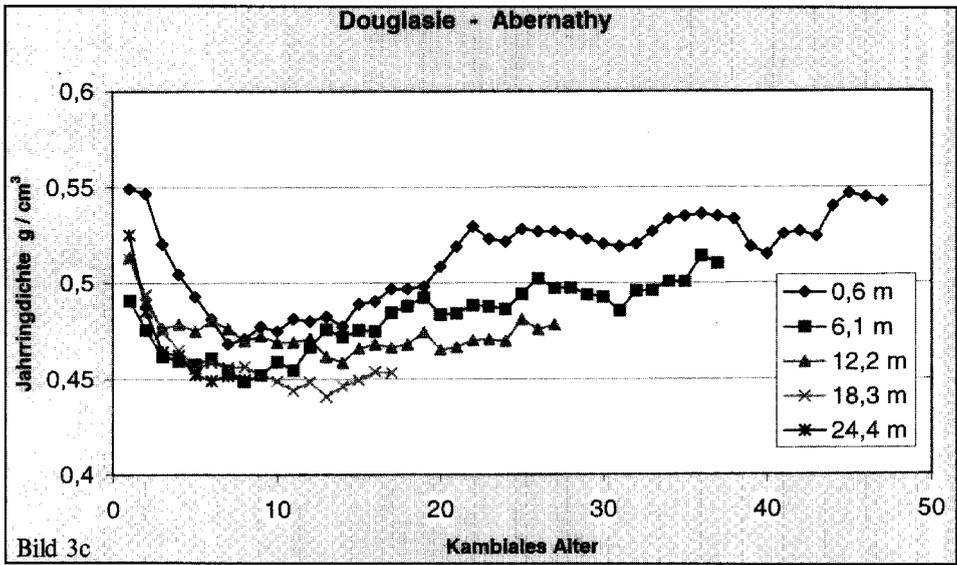
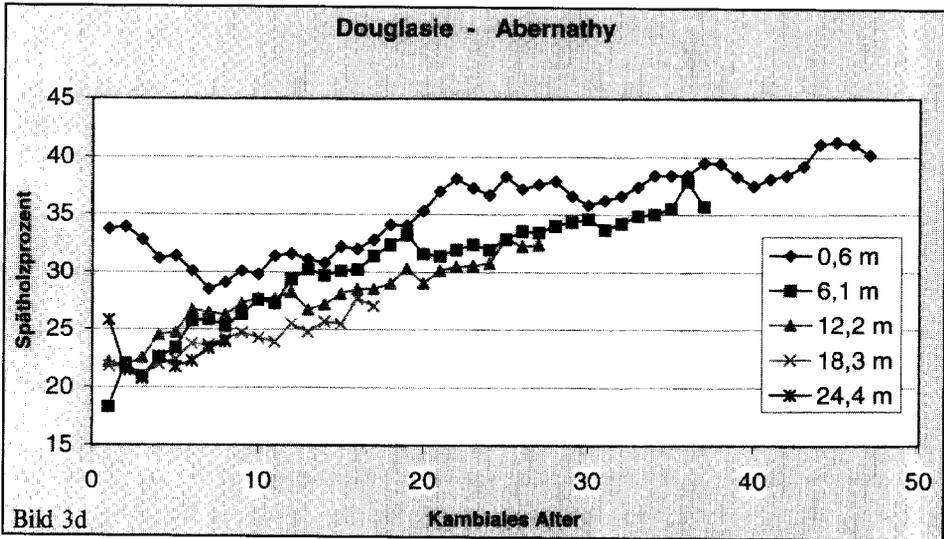


Bild 3a-d: Frühholz-, Spätholz- und Jahringdichte sowie Spätholzanteil in Abhängigkeit von kambialen Alter und der Stammhöhe ( gemittelte Daten von 54 Bäumen)

Fig. 3a-d: Earlywood density, latewood density, ring density and percentage of latewood depending on cambial age and height position (averaged data of 54 trees)





#### 4. MODELLE ZUR PROGNOSE DER DICHTE

Zusammengefaßt kann festgehalten werden, daß die mittlere Rohdichte (bzw. die nach Früh- und Spätholz differenzierte Dichte, wie auch die minimale und maximale Dichte) der untersuchten Douglasien, sich weder durch die Bestandesdichte noch durch die Jahrringbreite auf dem geforderten Signifikanzniveau erklären läßt. Betrachtet man die Rohdichteverteilung im Stamm, so zeigt diese eine nicht-lineare Abhängigkeit vom kambialen Alter. Dies gilt sowohl für die Früh- und Spätholzdichte, als auch für die mittlere Dichte des Jahrrings (*Bilder 1a-c*). Da die Trendverläufe für Früh- und Spätholzdichte deutlich verschieden sind, wäre es naheliegend, diese durch getrennte Modelle zu beschreiben. Dies setzt aber voraus, daß die Früh- und Spätholzbreite zuverlässig geschätzt werden kann, um dann die mittlere Dichte für einen Jahrring berechnen zu können. Zwischen der Jahrringbreite und dem Spätholzanteil besteht eine Korrelation, die jedoch nicht allzu groß ist ( $r = -0,41$ ,  $n = 1031$ ). Zu bedenken ist aber insbesondere, daß zur Schätzung von Früh- und Spätholzbreite anhand von Spätholzanteil und Jahrringbreite auch letztgenannte Größe durch ein Modell, das ebenfalls mit Unsicherheiten behaftet ist, geschätzt werden müßte. Aus diesen Gründen wird hier auf eine differenzierte Modellierung von Früh- und Spätholzdichte verzichtet und stattdessen die mittlere Jahrringdichte in Abhängigkeit vom kambialen Alter direkt beschrieben.

Bei der Wahl Modellfunktion muß gewährleistet sein, daß die extrapolierten Werte plausibel sind. Dies ist hier deshalb von besonderer Wichtigkeit, da die vorliegenden, baumindividuellen Daten von Hagenbach nicht über das kambiale Alter von 18 Jahren hinausreichen. Erfreulicherweise haben aber andere Studien bereits zeigen können, daß der für die hier untersuchten Douglasien gefundene Kurvenverlauf typisch für diese Baumart ist (*MEGRAW, 1986; JOZSA, MIDDLETON, 1994*): Die Dichte des ersten gebildeten Jahrrings ist relativ hoch, nimmt dann ab und erreicht im kambialen Alter von ca. 10 Jahren (oder etwas früher) ein Minimum. Sie steigt dann wieder an, wobei der Zuwachs der Dichte dergestalt abnimmt, so daß die Dichte asymptotisch einem Maximum zustrebt. Dieser maximale Wert liegt geringfügig über dem Wert des ersten gebildeten Jahrrings. Der Verlauf der Funktion ist in Näherung symmetrisch zu einer Vertikalen, die durch das Minimum läuft. Eine Funktion, die diese Eigenschaften erfüllt, ist

$$y = \frac{a}{(x - c)^2 + b} + d, \quad y: = \text{JRD}, \quad x: = \text{kambiales Alter.}$$

Dabei sind die Parameter  $c$  und  $d$  als Konstanten vorzugeben:  $c$  ist das kambiale Alter, bei dem das Minimum erreicht wird (hier also  $c = 10$ ) und  $d$  ist die maximale, durchschnittliche Dichte. Da letztgenannter Wert nicht bekannt ist, wurde er mit Hilfe der vorliegenden, gemittelten Daten von Abernathy sowie anhand publizierter Ergebnisse (HAPLA, 1985; JOZSA, MIDDLETON, 1994) geschätzt.

Das maximale, kambiale Alter für die Douglasie aus Abernathy beträgt 48 Jahre, in einer Höhe von ca. 0,60 m. Die Dichte der äußersten Jahrringe liegt bei ca. 0,45 (specific gravity). Rechnet man diesen Wert in Rohdichte bei 8% Feuchte um (s.Kap.2), so ergibt sich somit in Näherung  $r_8 = 0,54 \text{ g/cm}^3$ . Aus der grafischen Darstellung der Raumdichte-Kurve bei JOZSA und MIDDLETON (1994) läßt sich beim kambialen Alter von 60 Jahren ein Wert von ca. 0,48 (specific gravity) entnehmen. Dies entspricht  $r_8 = 0,58 \text{ g/cm}^3$ . Aus den Abbildungen bei HAPLA (1985) ist zu ersehen, daß im Alter von 52 Jahren (hier nicht das kambiale sondern das Baumalter; es wäre also zur Vergleichbarkeit die Anzahl der Jahre, die die Bäume im Mittel benötigten, um eine Höhe von 1,3 m zu erreichen, abzuziehen) eine Rohdichte von ca.  $r_{10} = 0,65 \text{ g/cm}^3$  vorliegt. Da die Werte bei  $u = 10\%$  gemessen wurden, ist auf  $u = 8\%$  umzurechnen. Die Differenz ist vernachlässigbar gering; es ergibt sich  $r_8 = 0,64 \text{ g/cm}^3$ . Berücksichtigt man bei der Schätzung des maximalen, im Mittel erreichbaren Dichtewertes, daß dieser bei der Douglasie geringfügig höher ist als die Dichte des innersten Jahrrings, so wird hier für die Modellierung gutachtlich für die Obergrenze ein Wert von  $d = 0,6 \text{ g/cm}^3$  angenommen.

Das Modell verfügt somit nur noch über zwei freie Parameter, die mit einem Newton-Verfahren geschätzt wurden (Bild 4). Es ist dann

$$\hat{y} = \frac{-6,33}{(x - 10)^2 + 69,86} + 0,6, \quad \hat{y}: = \text{JRD}, \quad x: = \text{kambiales Alter, für } u = 8\%.$$

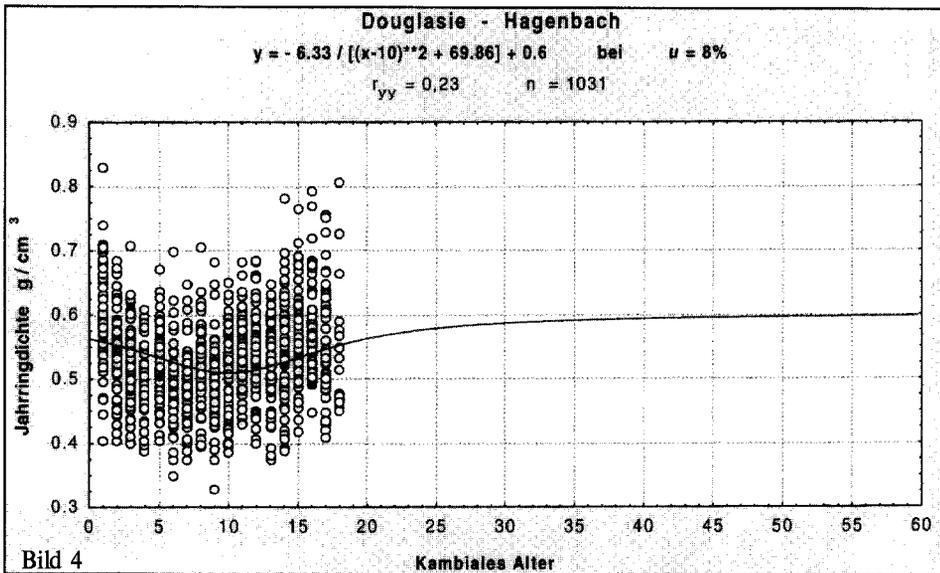


Bild 4. Modell zur Schätzung der Jahringdichte aus dem kambialen Alter  
 Fig.4: Modell for estimating the tree ring density depending on cambial age

Auf den ersten Blick stellt sich die Frage, ob angesichts der sehr großen Reststreuung (der multiple Korrelationskoeffizient ist mit  $r_{\hat{y}y} = 0,23$  sehr klein) ein solches Modell sinnvoll ist. Zu bedenken ist jedoch, daß die Kurvenverläufe der einzelnen Bäume alle dem mittleren Trend ähneln. Kennt man einen "Einhängepunkt" ( $k^*, y_{k^*}$ ) für einen individuellen Baum, d. h., kennt man die Dichte  $y_{k^*}$  bei einem bestimmten kambialen Alter  $k^*$ , so kann man den Dichteverlauf für den Einzelbaum in Näherung durch eine vertikale Verschiebung der Mittelkurve erhalten. Die prognostizierte Dichte des  $i$ -ten Baumes zu einem beliebigen kambialen Alter  $k$  ist dann

$$\hat{y}_i(k) = \frac{-6,33}{(k-10)^2 + 69,86} + 0,6 + \left( y_{ik^*} - \frac{-6,33}{(k^*-10)^2 + 69,86} + 0,6 \right), \quad k \in \mathbb{N}, \text{ für } u = 8\%$$

Um diese Annahme zu verifizieren, wird eine solche Parallelverschiebung für alle 60 Datenreihen durchgeführt. Als Referenzalter wurde für alle Bäume die Abszisse des Minimums der mittleren Kurve,  $k^* = 10$ , gewählt. Beobachtete und prognostizierte Werte (Bild 5) korrelieren nun viel besser  $r_{\hat{y}y} = 0,64$ . Allerdings werden hohe Dichtewerte ( $y > 0,7$ ) durch das Modell unterschätzt.

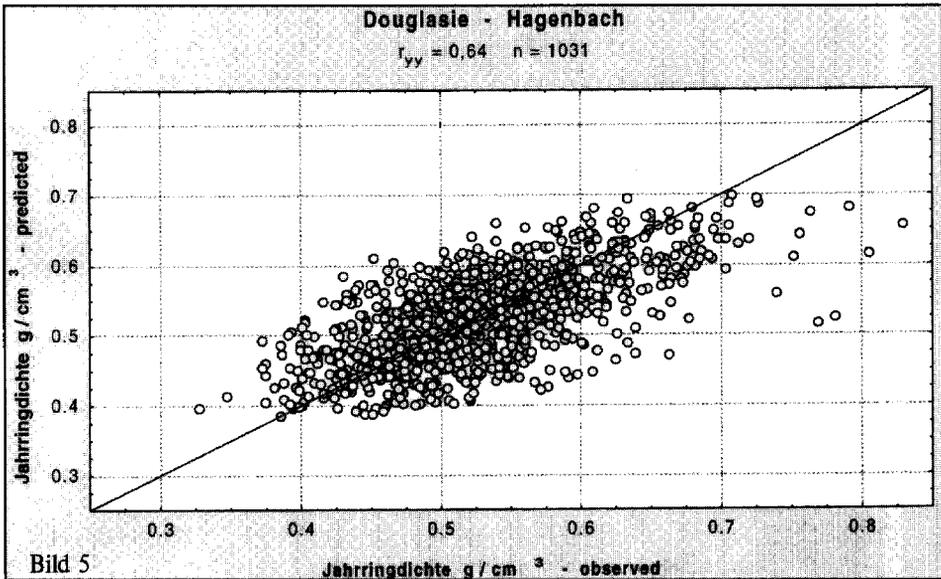


Bild 5: Multiple Korrelation für beobachtete und baumindividuell modellierte Jahringdichten  
 Fig. 5: Multiple correlation for observed and tree-individually modelled ring densities

Es stellt sich die Frage, ob die Variation der Jahringdichte mit der Höhe durch eine Erweiterung des obigen Modells reduziert werden kann. Da, wie zuvor festgestellt (s.Kap. 4.5), die Kurvenverläufe der Dichte über dem kambialen Alter ähnlich sind, können eventuell auch hier die höhenbedingten Differenzen durch eine vertikale Linearverschiebung modelliert werden. Berechnet man bei den Daten von Abernathy die Dichtedifferenzen

$$y_k(h_j) - y_k(h_1), \quad h_1 = 0,61, \quad j \geq 2, \quad k: = \text{kambiales Alter},$$

so ist ersichtlich, daß die Beziehungen komplizierter sind (Bild 6) und bisher noch kein befriedigender Ansatz zur Erklärung gefunden wurde.

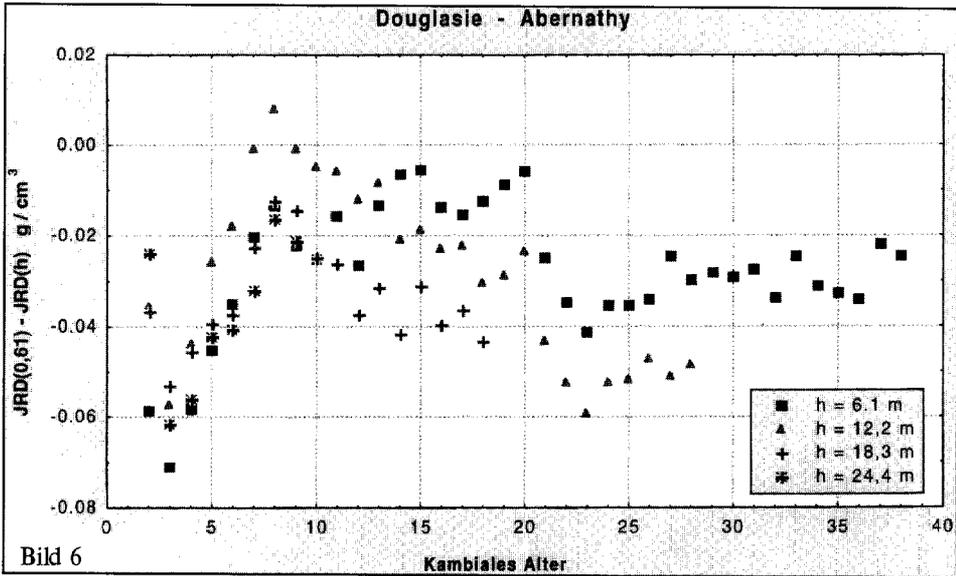


Bild 6: Differenzen zwischen Jahrringdichten in 0,6 m Höhe (Referenz) und den Dichten in den anderen Höhenpositionen (gemittelte Daten von 54 Bäumen)

Fig. 6: Differences of ring densities between values in the height of 0,6 m (reference) and those of the other height positions (avaraged data of 54 trees)

## 5. DISKUSSION

Die Analyse der Daten hat zu Ergebnissen geführt, die in vieler Hinsicht mit denen anderer Studien zur Douglasie vergleichbar sind. Dies betrifft insbesondere die Beziehungen zwischen Jahrringbreite und -dichte sowie die Abhängigkeit der Dichte vom kambialen Alter.

Mit der Untersuchung der Holzproben aus dem Douglasien-Verbandsversuch Hagenbach sollte geprüft werden, welchen Einfluß die Ausgangspflanzenzahl auf die Dichteparameter hat. Daß diesbezüglich in der Vergangenheit Untersuchungen zu Standraumversuchen zu widersprüchlichen Ergebnissen geführt haben (EVERT, 1973), liegt oft daran, daß weitere, nicht bekannte oder nicht (ausreichend) quantifizierbare Einflußfaktoren unterschiedlich gewirkt haben (SMITH, 1980). Dieser unerwünschte Effekt kann jedoch bei den Hagenbach-Parzellen weitgehend ausgeschlossen werden, da die Standortsbedingungen als homogen gelten und die Douglasien gleiches Alter sowie gleiche Herkunft aufweisen.

Für Douglasien, die unter einheitlichen Bedingungen gewachsen sind, scheint generell zu gelten, daß Jahrringbreite und Jahrringdichte nur sehr schwach korreliert sind, - gleichwohl ob es sich um gemittelte Werte aller Jahrringe (MEGRAW, 1986) oder um Werte für einzelne, korrespondierende Jahrringe (JOZSA, MIDDLETON, 1994) handelt. Jedoch können bei Unterschieden in den Wachstumsbedingungen (z. B. Standraum) deutliche Beziehungen zwischen Jahrringbreite und

-dichte bestehen: Die mittlere Dichte eines Jahrrings ergibt sich aus den Dichten für Früh- und Spätholz sowie ihrer jeweiligen (Flächen) anteile. Der Spätholzanteil kann (muß aber nicht zwingend) mit dem Standraum negativ korreliert sein (SMITH, 1980). Wann dies zutrifft, läßt sich schlecht prognostizieren, da der Spätholzanteil sehr von den individuellen Umweltbedingungen abhängt (MEGRAW, 1986). So erfolgt z.B. in dichten Beständen eine drastische Reduktion des Spätholzanteils bei auftretendem Wassermangel.

Bei den Hagenbacher Douglasien konnte ein signifikanter Einfluß ( $\alpha=0,05$ ) der Bestandesdichte zwar auf die Jahrringbreite, nicht aber auf die Rohdichte des Jahrrings sowie auf den Spätholzanteil nachgewiesen werden. Ähnliche Ergebnisse fanden sich bei Vergleichen zweier 53-jähriger Douglasienbestände (HAPLA, 1985; HAPLA, KNIGGE, 1985), sowie zweier 48-jähriger Bestände aus Oregon (BODNER, 1984). Allerdings sind für die Parzellen 2 und 3 die Unterschiede der Jahrringdichte und des Spätholzanteils auf 7%-Niveau signifikant. Offensichtlich gibt es bei der Douglasie Zusammenhänge zwischen Bestandesdichte und Holzdichte, die sich jedoch erst ab einem bestimmten Wuchsraum je Baum offenbaren (HAPLA, 1981). So konnte bei ca. 20-jährigen Douglasien aus sechs verschiedenen Pflanzverbandsweiten (von 4.500 Pflanzen/ha bis 1.200 Pflanzen/ha) für Standräume größer als  $4\text{m}^2$  eine hochsignifikante ( $\alpha=0,01$ ) Abnahme der Darrdichte mit zunehmender Verbandsweite gefunden werden. Dieser Befund wurde durch die Ergebnisse aus Untersuchungen an 30-50-jährigen Douglasien bestätigt (HAPLA, KNIGGE, 1985; HAPLA, 1999).

Von großer Bedeutung für die Erstellung eines Modells zur Prognose der Rohdichteverteilung ist das Ergebnis, daß die Abhängigkeit der Jahrringdichte vom kambialen Alter einem für die Douglasie allgemeingültigen Muster folgt. Die Dichte des innersten Jahrrings ist sehr hoch, nimmt dann ab, erreicht sehr bald ein Minimum, steigt dann wieder an und strebt langsam einem Grenzwert zu, der etwas größer als die Dichte des ersten Jahrrings ist (MEGRAW, 1986; JOZSA, MIDDLETON, 1994). Dieses Muster wiederholt sich auch in verschiedenen Höhen, jedoch ist die absolute Lage der Kurven unterschiedlich (Daten von Abernathy; MEGRAW, 1986; JOZSA, MIDDLETON, 1994). Eine Ursache hierfür sind die variierenden Spätholzanteile. Diese folgen zwar ebenfalls einem gemeinsamen Trendmuster (nach anfänglicher Abnahme dann eine fast lineare Zunahme mit dem kambialen Alter), aber es konnte noch kein befriedigendes Modell zur Beschreibung der absoluten, von der Höhe abhängenden Werte gefunden werden. Abhängigkeiten der Früh- und Spätholzbildung von der Dauer der kambialen Aktivität konnten beobachtet werden (VARGA - HERNANDEZ, ADAMS, 1994); für die Erstellung praxisbezogener Prognosemodelle scheint ein solcher physiologisch orientierter Ansatz z. Zt. jedoch noch nicht realisierbar zu sein. Dienlich könnten eher Modelle sein, die auf der Beziehung zwischen der sozialen Stellung des Baumes bzw. der Vitalität seiner Krone und der Früh- und Spätholzdifferenzierung aufbauen (LARSON, 1969).

Die Douglasie weist im Vergleich zu anderen Baumarten, z. B. der Fichte (NEPVEU, 1984), eine größere Variabilität hinsichtlich der Dichtekennwerte auf, so daß die Holzverwertung dies entsprechend zu berücksichtigen hat (SAUTER, 1998). Da diese Holzeigenschaften in einem hohen Maße vererblich sind (VONNET *et al.*, 1985), werden schon seit längerer Zeit Versuche zur Provenienzwahl bzw. Selektion und Züchtung vorteilhafter Individuen durchgeführt. Von Wichtigkeit sind hier Indikatoren, die bereits in möglichst frühem Alter die sichere Prognose zukünftiger Holzeigenschaften erlauben (z. B. VARGAS-HERNANDEZ, ADAMS, 1992; WOODS *et al.*, 1995).

Die große Variabilität der Dichteparameter (Früh- und Spätholzdichte, sowie Jahrringdichte) gilt jedoch nicht für das Muster der Kurven, die die Dichte über dem kambialen Alter wiedergeben. Ist ein Dichte-Modell für eine Douglasie mit durchschnittlichen Dichteigenschaften parametrisiert (wie in dieser Arbeit erfolgt), so kann für einen individuellen Baum die Dichtekurve geschätzt werden, wenn deren Abweichung zur durchschnittlichen bekannt ist. Um für einen konkreten

Douglasienbestand die baumindividuelle Variation der Dichte (kurven) prognostizieren zu können, ist es notwendig, im Rahmen einer Stichprobe (HAPLA, SABOROWSKI, 1984) Dichtemessungen an einzelnen Bäumen vorzunehmen. Hierzu können relativ einfach und schnell durchzuführende Methoden dienen, die z. B. den Widerstand beim Eindringen einer Nadel (Pilodyn - Verfahren u.ä.: LEWARK, GIEFING, 1983; GODFREY, GARTHWAITE, 1984; SMITH, MORRELL, 1986) oder eines Bohrers in das Holz messen (z. B. - Resistograph: RINN *et al.*, 1996; CHANTRE *et al.*, 1997). Die ermittelten Werte müssen schließlich auf Dichtewerte bei einem Feuchtegehalt von  $u = 8\%$  (wie im Modell verwendet) umgerechnet werden.

## 6. LITERATUR

1. ABDEL - GADIR, A. Y., KRAHMER, R. L., MCKIMMY, M. D., 1993a: Intra-ring variations in mature Douglas-fir trees from provenance plantations. *Wood and Fiber Science* 25/2/: 170-181
2. ABDEL - GADIR, A. Y., KRAHMER, R. L., MCKIMMY, M. D., 1993b: Relationships between intra-ring variables in mature Douglas-fir trees from provenance plantations. *Wood and Fiber Science* 25/2/: 182-191
3. BAUER, E., 1994: Das Holz der Douglasie: Eigenschaften, Sortierung und Verwendung. *Holzcentralblatt* 13, 48-66
4. BLAISE, F., REFFYE DE, P., HOULLIER, F., 1996: Sawing logs in virtual trees. In: *Connection between silviculture and wood quality through modelling approaches and simulation softwares (ed. G. NEPVEU)*. IUFRO S5.01-04, 2nd Workshop INRA-Nancy, France, pp.203-212
5. BODNER, J., 1984: Effect of thinning and fertilization on wood properties and intra-ring characteristics in young Douglas-fir. *Holzforschung und Holzverwertung* 36/1/: 5-11
6. CHANTRE, G., ROZENBERG, P., ZHANG, S. Y., GOSSELIN, R., CHAURET, G., 1997: Can drill resistance profiles (Resistograph) lead to within-profile and within-ring density parameters in Douglas-fir wood? In: *Timber management toward wood quality and end-product value (eds. S. Y. ZHANG, R. GOSSELIN)*. CTIA-IUFRO Wood Quality Workshop, Quebec City, Canada, Aug. 18-22, 1997. Forintek Canada Corp, Sainte-Foy, pp. II.41-II46
7. COWN, D. J., PARKER, M. L., 1979: Densitometric analysis of wood from five Douglas-fir provenances. *Silvae Genetica* 25/2-3/:48-53
8. ESCHBACH, W., NOGLER, P., SCHÄR, E., SCHWEINGRUBER, F. H., 1995: Technical advances in the radiodensitometrical determination of wood density. *Dendrochronologia* 13: 155-168
9. EVERT, F., 1973: Annotated bibliography on initial tree spacing. Canadian Forest Service, Forest Management Inst., Ottawa, Ontario. FMR-X-50
10. GODFREY, G. A., GARTHWAITE, D. K., 1984: Rapid assessment of outerwood specific gravity in live trees using a pocket durometer. *Canadian Journal of Forest Research* 14/1/: 145-150
11. GONZALES, J. S., RICHARDS, J., 1988: Early selection for wood density in young coastal Douglas-fir trees. *Canadian Journal of Forest Research* 18/9/: 1182-1185
12. HAPLA, F., 1981: Untersuchung der Auswirkung verschiedener Pflanzverbandweiten auf die Holzeigenschaften der Douglasie (*Pseudotsuga menziesii* [Mirb.] Franco). *Forstarchiv* 52/4,5/: 134-143, 186-190
13. HAPLA, F., 1985: Radiographisch-densitometrische Holzeigenschaftsuntersuchungen an Douglasien aus unterschiedlich durchforsteten Versuchsflächen. *Holz als Roh- und Werkstoff* 43/1/: 9-15
14. HAPLA, F., 1999: Verkernung und weitere verwendungsrelevante Eigenschaften von Douglasien-Schwachholz aus unterschiedlich behandelten Jungbeständen. *Schriften aus der Forstlichen Fakultät der Universität Göttingen und der Niedersächsischen Forstlichen Versuchsanstalt* 127, 205 pp
15. HAPLA, F., SABOROWSKI, J., 1984: Überlegungen zur Wahl des Stichprobenumfangs bei Untersuchungen der physikalischen und technologischen Holzeigenschaften. *Forstarchiv* 55: 135-138
16. HAPLA, F., KNIGGE, W., 1985: Untersuchungen über die Auswirkungen von Durchforstungsmaßnahmen auf die Holzeigenschaften der Douglasie. *Schriften aus der Forstlichen Fakultät der Universität Göttingen und der Niedersächsischen Forstlichen Versuchsanstalt* 81, 142 pp
17. HARRIS, J. M., 1985: Effects of site and silviculture on wood density of Douglas fir grown in Canterbury Conservancy. *New Zealand Journal of Forestry* 30/1/: 121-132

18. HOAG, M., MCKIMMY, M. D., 1988: Direct scanning x-ray densitometry on thin wood sections. *Forest Products Journal* 38/1/: 23-26
19. JOZSA, L. A., MIDDLETON, G. R., 1994: A discussion of wood quality attributes and their practical implications. Forintek Canada Corp., Spec. Public. No. SP-34
20. KELLOMÄKI, S., IKONEN, V. -P., PELTOLA, H., KOLSTRÖM, T., 1999: Modelling the structural growth of Scots pine with implications for wood quality. *Ecological Modelling* (in print)
21. KING, J. N., YEH, F. C., HEAMAN, J. C., DANCIC, B. P., 1988: Selection of wood density and diameter in controlled crosses of coastal Douglas-fir. *Silvae Genetica* 37/3-4/: 152-157
22. KOLLMANN, F., 1951: *Technologie des Holzes und der Holzwerkstoffe*. Springer Verlag, Berlin, 1183 pp
23. LARSON, P. R., 1969: Wood formation and the concept of wood quality. Bull. 74, School of Forestry, Yale University, New Haven
24. LEWARK, S., GIEFING, D., 1983: Erste Erfahrungen bei der Rohdichtebestimmung mit dem Pilodyn-Holzprüfgerät an Buche und Fichte. *Forst- und Holzwirt* 38/20/: 517-521
25. MCKIMMY, M. D., CAMPBELL, R. K., 1982: Genetic variation in the wood density and ring width trend in coastal Douglas-fir. *Silvae Genetica* 31/2-3/: 43-51
26. MEGRAW, R. A., (1986) Douglas-fir wood properties. In: *Douglas-fir: Stand management for the future* (eds. C. D. OLIVER, D. P. HANLEY, J. A. JOHNSON). College of Forest Resources, Univ. of Washington, Inst. of Forest Research, Contrib. No. 55, pp 81-96
27. MORTON, B. B., FORSYTHE, A. B., 1974: The small sample behavior of some statistics which test the equality of several means. *Technometrics* 16/1/: 129-132
28. NEPVEU, G., 1984: Variabilité génétique de la qualité du bois chez l'épicéa Douglas-fir. *Revue Forestière Française*, 36/4/: 303-312
29. NEPVEU, G., /ed./, 1994: First Workshop "Connection between silviculture and wood quality through modelling approaches and simulation softwares". Proceedings IUFRO WP S5.01-04, Hook, Sweden, 1994
30. NEPVEU, G., /ed./, 1996: Second Workshop "Connection between silviculture and wood quality through modelling approaches and simulation softwares". Proceedings IUFRO WP S 5.01-04, Berg-en-Dal., South-Africa, 1996
31. POLGE, H., 1966: Etablissement des courbes de variation de la densité du bois par exploration densitométrique de radiographies d'échantillons prélevés à la tarière sur les arbres vivants. Applications dans les domaines technologique et physiologique. *Annales des Sciences forestières* 23: 1-206.
32. POLGE, H., ILLY, G., 1967: The 'anisotropy' (variation of wood properties with compass direction) of *Pinus pinaster* in the Landes. *Annales des Sciences forestières* 24/3/: 205-231
33. POLGE, H., 1978: Fifteen years of wood radiation densitometry. *Wood Science and Technology* 12: 187-196
34. RINN, F., SCHWEINGRUBER, F. H., SCHÄR, E., 1996: RESISTOGRAPH and X-ray density charts of wood. Comparative evaluation of drill resistance profiles and X-ray density charts of different wood species. *Holzforschung* 50/4/: 303-311
35. ROBERTSON, A., 1991: Centroid of wood density, bole eccentricity, and tree-ring width in relation to vector winds in wave forests. *Canadian Journal of Forest Research* 21/1/: 73-82
36. SAUTER, U. H., 1998: Qualitätseigenschaften von Douglasienschnittholz - Konsequenzen für die Holzsortierung. *Holz-Zentralblatt* 124/30/: 429, 434-436
37. SPELLMANN, H., NAGEL, J., 1989: Zum Einfluß der Ausgangspflanzenzahl und Pflanzverband auf die Jugendentwicklung von Douglasienbeständen. *Forst und Holz* 17: 455-459
38. SMITH, J. H. G., 1980: Influences of spacing on radial growth and percentage latewood of Douglas-fir, western hemlock, and western redcedar. *Canadian Journal of Forest Research* 10: 169-175
39. SMITH, S. M., MORRELL, J. J., 1986: Correcting Pilodyn measurements of Douglas-fir for different moisture levels. *Forest Products Journal* 36/1/: 45-46
40. SUVALA, K., 1982: Wood densitometry bibliography. *Wood Microdensitometry Bulletin* 2: 16-55
41. VARGAS - HERNANDEZ, J., ADAMS, W. T., 1991: Genetic variation of wood density components in young coastal Douglas-fir: implications for tree breeding. *Canadian Journal of Forest Research* 21/12/: 1801-1807
42. VARGAS - HERNANDEZ, J., ADAMS, W. T., 1992: Age-age correlations and early selection for wood density in young coastal Douglas-fir. *Forest Science* 38/2/: 467-478
43. VARGAS - HERNANDEZ, J., ADAMS, W. T., 1994: Genetic relationships between wood density and cambial growth

- rhythm in young coastal Douglas-fir. Canadian Journal of Forest Research 24/9/: 1871-1876
44. VONNET, G., PERRIN, J. R., FERRAND, J. C., 1985: Réflexions sur la densité du bois. 4<sup>ème</sup> partie: Densité et hétérogénéité du bois de Douglas. Holzforschung 39/5/: 273-279
45. WOODS, J. H., KOLOTELO, D., YANCHUK, A. D., 1995: Early selection of coastal Douglas-fir in a farm-field test environment. Silvae Genetica 44/4/: 178-186

## MODELOVÉ VÝCHODISKÁ PROGNÓZY ROZDELENIA HUSTOTY DOUGLASKY

D. GAFFREY - F. HAPLA - J. SABOROWSKI - B. WAGNER - R. A. MEGRAW

Skúma sa, od akých faktorov závisí priestorové rozdelenie hustoty v kmeni douglasky, s cieľom definovať matematický model prognózy rozdelenia hustoty. Pre analýzu údajov boli k dispozícii röntgeno-densitometricky získané merné hodnoty z Nemecka (biologický pokus Hagenbach) a Severnej Ameriky (Abernathy, Washington). Douglaska vykazuje typické nelineárne súvislosti medzi kambiálnym vekom a hustotou jarného a letného dreva ročných kruhov. Vzťah medzi kambiálnym vekom a hustotou ročných kruhov sa používa pre model prognózy rozdelenia hustoty. Pre individuálny odhad jednotlivých stromov to vyžaduje empirické zistenie korekčnej hodnoty, ktorá vyjadruje rozdiel individuálnej hustoty stromu v porovnaní s priemernou hustotou modelu. Hustota ročných kruhov, pri rovnakom kambiálnom veku, spravidla s rastúcou výškou klesá. Pre tento, ostatne nie jednoznačný vzťah, sa nedalo nájsť žiadne zmysluplné modelové východisko.

KLÍČOVÉ SLOVÁ: rozdelenie hustoty, model prognózy, douglaska

## MODEL APPROACHES FOR ESTIMATING THE WOOD DENSITY DISTRIBUTION OF DOUGLAS-FIR

D. GAFFREY - F. HAPLA - J. SABOROWSKI - B. WAGNER - R. A. MEGRAW

The objective of this study is the determination of factors influencing the spatial density pattern within stemwood of Douglas-fir, and the development of a mathematical model for predicting density distributions. Data analysis was carried out on values, gained by X-ray densitometry, from Germany (spacing trial Hagenbach) and North America (Abernathy, Washington). The species Douglas-fir reveals a typical non-linear relationship between cambial age and earlywood, latewood and total ring density. The dependence of ring density on cambial age was chosen for the prediction model. An individual tree density estimation requires a correction term, which must be empirically determined as the difference between the individual tree density and the average density of the model. The ring density decreases with height, regarding the same cambial age, but the relations are not quite clear so that useful approaches could not be found.

KEY WORDS: Wood density distribution, prognosis model, douglas-fir

## МОДЕЛЬНЫЕ ИСХОДНЫЕ ПРЕДПОСЫЛКИ ПРОГНОЗА РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ПЛОТНОСТИ ДУГЛАСИИ

Д. ГЭФФРИ - Ф. ХАПЛА - Й. САБОРОВСКИ - Б. ВАГНЕР - Р. А. МЭГРОУ

Для установления математической модели прогноза распределения плотности было проведено исследование, от каких факторов зависит пространственное распределение плотности в стволе дугласии. Для анализа данных в распоряжении имелись удельные величины, полученные

рентгено-денситометрией, из Германии (биологический опыт Хагенбах) и из северной Америки (Абернати, Вашингтон). Дугласия показывает типичные нелинейные зависимости между камбиальным возрастом и плотностью весенней и летней древесины годовичных колец. Соотношение между камбиальным возрастом и плотностью годовичных колец используется для модели прогноза распределения плотности. Для индивидуальной оценки отдельных деревьев требуется эмпирическое определение корректирующей величины, выражающей различие между индивидуальной плотностью дерева и средней плотностью модели. Плотность годовичных колец при одинаковом камбиальном возрасте, как правило, понижается при возрастании высоты. Для этой неоднозначной зависимости нельзя было найти какую-либо разумную модельную предпосылку.

**КЛЮЧЕВЫЕ СЛОВА:** распределение плотности, модель прогноза, дугласия

Dr. DIETER GAFFREY  
Prof. Dr. JOACHIM SABOROWSKI  
Fakultät für Forstwissenschaften und Waldökologie  
Institut für Forstliche Biometrie und Informatik  
Büsgenweg 4  
D-37077 Göttingen  
Deutschland  
E-Mail: dgaffre@ufobi6.uni-forst.gwdg.de  
E-Mail: jsaboro@ufobi6.uni-forst.gwdg.de

Doc. Dr. habil FRANTIŠEK HAPLA  
Dr. BRIGITTA WAGNER  
Fakultät für Forstwissenschaften und Waldökologie  
Institut für Holzbiologie und Holztechnologie  
Büsgenweg 4  
D-37077 Göttingen  
Deutschland  
E-Mail: fhapla@gwdg.de

Dr. ROBERT A. MEGRAW  
Weyerhaeuser Technology Center 1E19  
Tacoma, Washington 98477-0001  
U.S.A.  
E-Mail: megrawr@wdni.com