

154-165. — HARTIG, R., 1882: Lehrbuch der Baumkrankheiten. Berlin: J. Springer. S. 175. — HOFSTRA, G.; HALL, R., 1971: Injury on roadside trees: Leaf injury on pine and white cedar in relation to foliar levels of sodium and chloride. Can. J. Bot. **49**, 613-622. — KREUTZER, K., 1974: Bodenkundliche Aspekte der Streusalzanwendung. Eur. J. For. Path. **4**, 39-41. — KURUSA, J.; BRAUSE, A., 1974: Gehölze auf den Mittelstreifen der Autobahnen. Neue Landschaft **19**, 70-77. — LEH, H. O., 1971: Schäden an Straßenbäumen durch Auftausalz. Sonderdruck aus: Gesunde Pflanze **23**, H. 11. — Ders., 1974: Untersuchungen über Toleranzunterschiede von Straßenbäumen gegenüber Auftausalz. Grün ist Leben - Bund dt. Baumschulen, Sonderdr. 16 S. — MICHELSEN, E., 1972: Die Wirkung von Streusalz auf die Umwelt. Plan **29**, 14-16. — RAABE, E. W., 1971: Über Winterschäden bei Bäumen und Sträuchern an unseren Straßen. Kieler Notizen zur Pflanzenkunde in Schleswig-Holstein **3**, 13-15. — ROETHER, V., 1974: Der Gesundheitszustand der Straßenbäume in Freiburg. Freiburger Stadtbild 1974. Hrsg. Arbeitsgem. Freiburger Stadtbild e. V., S. 31-34. — RUGE, U.; STACH, W., 1968: Über die Schädigung von Straßenbäumen durch Auftausalz. Angew. Bot. **42**, 69-77. — Ders., 1974: Ursachen der Schädigung des Straßenbegleitgrüns in Städten und an Autobahnen. Eur. J. For. Path. **4**, 48-50. — SCHLEIFF, U., 1974: Untersuchungen über die Ursachen von Salzsäuren an Kulturpflanzen. Mitt. Dt. Bodenkdl. Gesellsch. **18**, 284-290. — SEYBOLD, S., 1973: Der Salzschwaden (*Puccinellia distans* [JACQ.] PARL.) an Bundesstraßen und Autobahnen. Göttinger Floristische Rundbriefe **7**, 70-72. — SHORTLE, W. C.; RICH, A. E., 1970: Relative sodium chloride tolerance of common roadside trees in southeastern New Hampshire. Plant Disease Repr. **54**, 360-362. — SMITH, W. H., 1970: Salt contamination of white pine planted adjacent to an interstate highway. Plant Disease Repr. **54**, 1021-1025. — WENTZEL, K. F., 1973: Salzstaub- und Salzspritzwasserschäden an Straßenrändern. Forst- u. Holzwirt, **28**, 445-448. — Ders., 1974: Salzspritzwasserschäden von den Autobahnen in die Tiefe der Waldbestände. Eur. J. For. Path. **4**, 45-46.

Anschrift des Verfassers: Dr. F.-H. EVERS, Forstl. Versuchs- u. Forschungsanstalt Baden-Württemberg, Abt. Botanik und Standortskunde, Fasanengarten, 7 Stuttgart 31 (Weilimdorf)

Nadelbiomasse, Zuwachs und Zuwachsverteilung von *Pinus radiata* in Südafrika unter dem Einfluß von Durchforstung und Astung

VON A. VAN LAAR¹

Aus dem Institut für Waldwachstumskunde der FFA München in Zusammenarbeit mit dem Fachgebiet Ertragskunde der Forstlichen Fakultät der Universität von Stellenbosch

1 Einleitung

Südafrika ist ausgesprochen waldarm. Die Gesamtfläche der einheimischen Wirtschaftswälder wurde 1957 auf 200 000 Hektar geschätzt und entsprach 0,2 % der Landesfläche (POYNTON 1957). Nur ein Viertel dieser Fläche wird als Wirtschaftswald klassifiziert. Der größte Teil der einheimischen Wälder befindet sich in der südlichen Kapprovinz. Es sind mehrschichtige Mischwälder mit *Podocarpus falcatus*

¹ Kurzreferat über die Ergebnisse einer Dissertation an der Universität München: „Needlebiomass, growth and growth distribution of *Pinus radiata* in South Africa, in relation to pruning and thinning“. Forschungsbericht der Forstlichen Forschungsanstalt München, Nr. 9, 1973.

und *Podocarpus latifolius* in der herrschenden und eine Mischung von anderen Baumarten in den unteren Schichten. Nach dem Anfang der Kolonisierung im 17. Jahrhundert sind diese Wälder jedoch infolge Übernutzung stark degeneriert, der laufende Zuwachs liegt zur Zeit unter 1,5 m³ pro Hektar.

Die natürliche Waldarmut war der wichtigste Grund für die Staatsforstverwaltung, schon zwischen 1870 und 1880 mit dem Anbau fremdländischer Baumarten anzufangen. *Pinus pinaster* wurde aus Süd-Europa eingeführt, *Pinus radiata* aus Kalifornien, *Pinus patula* aus Mexico, *Pinus caribaea* aus West-Indien, *Pinus elliotti* und *Pinus taeda* aus den südlichen und südöstlichen Staaten der USA. Unter den zahlreichen Eukalyptusarten, die auf ihre Anbaufähigkeit und Wirtschaftlichkeit überprüft wurden, hat sich vor allem der schnellwüchsige *Eucalyptus grandis* bewährt. Unter den Akazia-Arten hat sich *Acacia mearnsii* durchgesetzt, deren Rinde zur Gewinnung von Tannin verwendet wird.

Der vorliegende Bericht befaßt sich ausschließlich mit ertragskundlichen Untersuchungen von *P. radiata*. Diese Baumart hat ihr natürliches Verbreitungsgebiet im Küstengebiet von Kalifornien auf einer Fläche von knapp 4000 Hektar. Sie tritt teilweise in Reinbeständen, teilweise in Mischung mit *Pseudotsuga menziesii* und *Pinus attenuata* und teilweise mit *Quercus agrifolia* auf.

Das kalifornische Küstengebiet hat mediterranes Klima. Die durchschnittliche Monatstemperatur beträgt 10—11° C im Januar und 17—18° C im August. Die durchschnittliche Anzahl der Regentage schwankt zwischen 50 und 55, 75 % des Regens fällt im Winter. Während des Sommers ist der Niederschlag äußerst gering. Wasserverluste durch Evapotranspiration werden jedoch durch häufig vorkommenden Nebel herabgesetzt. Die jährliche Niederschlagsmenge liegt zwischen 400 und 800 mm und ist starken jährlichen Schwankungen unterworfen. In Südafrika ist *P. radiata* auf einem Areal von 35 000 Hektar angebaut und vertritt damit 8 % der Kiefernfläche und 3,5 % der Gesamtfläche, die mit Exoten aufgeforstet ist. Die Plantagenwälder liegen hauptsächlich an den Berghängen im südlichen und südwestlichen Teil der Kapprovinz. Die durchschnittliche Jahrestemperatur schwankt hier zwischen 13° und 18° C, während der Jahresniederschlag mehr als 600 mm beträgt. In der südwestlichen Kapprovinz, wo die vorliegende Untersuchung durchgeführt wurde, fällt durchschnittlich 76 % des Jahresniederschlags während des Winters, das ist in Südafrika die Periode von Anfang April bis Ende September. Im Vergleich mit dem natürlichen Verbreitungsgebiet ist die Niederschlagsverteilung in den Anbaugebieten der Kapprovinz meistens etwas günstiger und der durchschnittliche Jahresniederschlag etwas höher. Auch ist im Durchschnitt die Monatstemperatur im Sommer sowie im Winter höher (August: 12—13° C, Januar: 20,5—21° C). Die jährliche atmosphärische Wasserbilanz in der südwestlichen Kapprovinz, ausgewertet nach der THORNTHWAITE-Methode, zeigt Abb. 1.

Infolge der relativ hohen Tagestemperatur ist während des Sommers die potentielle Evapotranspiration größer als der Niederschlag. Dadurch nimmt in dieser Periode der Wasservorrat im Boden ab und erreicht im März seinen niedrigsten Wert. Nach allmählichem Steigen wird im Laufe des Winters die Feldkapazität erreicht.

Bis zum ersten Weltkrieg, während der ersten Entwicklungsphase der südafrikanischen Forstwirtschaft, fand die damals in Mitteleuropa herrschende Auffassung über die Kulturtechnik Eingang bei Anbau und Pflege von Kiefernbeständen. Nach einer möglichst intensiven Bodenvorbereitung wurden die Bestände entweder durch Freisaat oder durch Lochpflanzung in einem Pflanzverband von 1,20 × 1,20 m begründet. Anfangs wurden nur schwache Niederdurchforstungen durchgeführt, ab 1920 jedoch wurde allmählich stärker durchforstet. Bekannt wurde CRAIB mit seinen ertragskundlich-betriebswirtschaftlich orientierten Untersuchungen in Kiefernreinbeständen

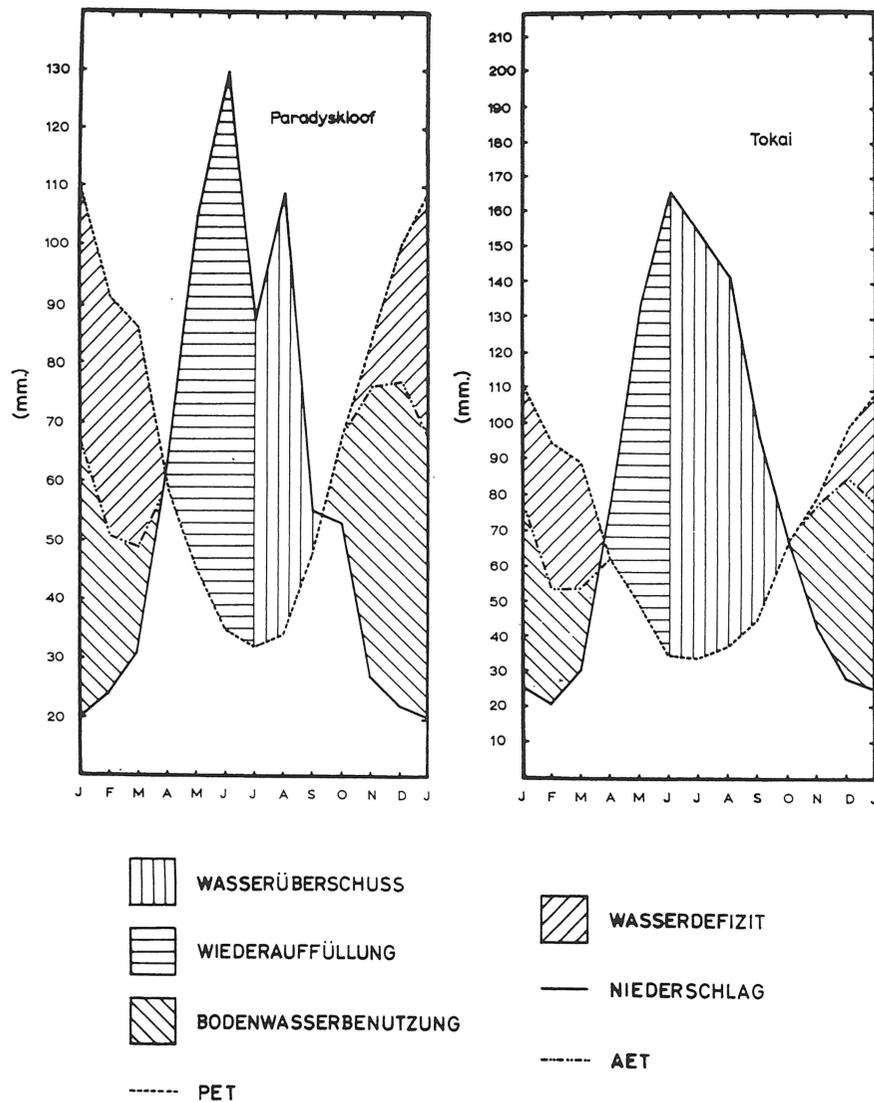


Abb. 1. Die Wasserbilanz nach THORNTHWAITE.

(CRAIB 1939, 1947). Nach seinem Vorschlag wurden ab 1939 ein einheitlicher Kiefern-Pflanzverband von $2,70 \times 2,70$ m (= 1 370 Ki/ha) und eine einheitliche Durchforstungsintensität eingeführt, deren Stärke sich an der Stammzahlhaltung des verbleibenden Bestandes orientiert. Der Grundgedanke bei der Durchführung dieser Pflegetechnik war, durch frühzeitige und starke Durchforstungseingriffe in der Jugend die Wurzelkonkurrenz zu beseitigen oder wenigstens stark zu verringern und erst im späteren Alter mäßigstark zu durchforsten. Aus demselben Grund wurde auf nährstoffarmen Böden stärker durchforstet als auf nährstoffreichen. In Abb. 2 wird die seit 1949 durchgeführte Durchforstungsintensität für *P. radiata* wiedergegeben.

Der Durchforstungsgrad wird festgelegt durch das S % des verbleibenden Bestandes nach HART-BECKING, d. h. den mittleren Abstand zwischen den Bäumen, aus-

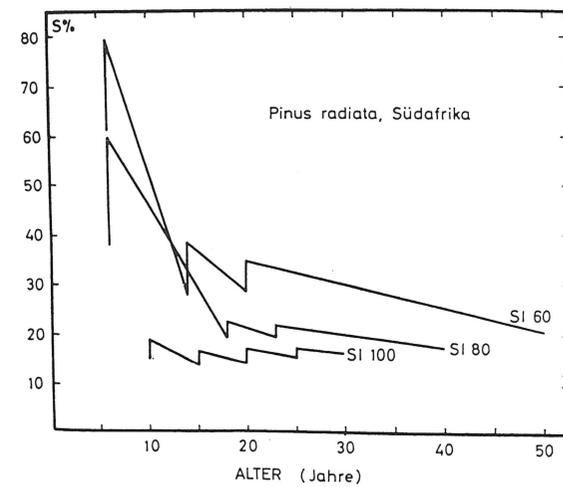


Abb. 2. Die Durchforstungsintensität bei *P. radiata*

gedrückt in Prozenten der Oberhöhe. Verglichen mit der Durchforstungsintensität in mittel- und nordeuropäischen Nadelholzbeständen kann die erste Durchforstung in südafrikanischen Beständen als sehr stark bezeichnet werden, während die späteren Durchforstungseingriffe eher der dänischen Durchforstungsstärke entsprechen. Gleichzeitig mit der starken Durchforstung wird geastet. Eine starke Astentwicklung ist charakteristisch für die Kiefernarten der südlichen Staaten der USA. Sie wird allerdings gefördert durch die starke Durchforstung in der Jugend. Die Notwendigkeit wiederholter Grünastungen wird deshalb allgemein akzeptiert; problematisch ist noch, bis zu welcher Höhe eine Astung betriebswirtschaftlich akzeptabel ist. In Staatsplantagen wird die erste Astung bei einer Bestandesmittelhöhe von 6 m ausgeführt. Die Länge der lebenden Krone beträgt nach der Astung 50 bis 55 % der Baumhöhe.

2 Der Durchforstungs-Astungsversuch Paradyskloof

2.1 Die flächenbezogene Zuwachsleistung

Im Jahre 1963 wurde in der südwestlichen Kapprovinz in einem zehnjährigen *P.-radiata*-Bestand mittlerer Bonität ein kombinierter Durchforstungs-Astungsversuch mit drei Durchforstungsstärken, drei Astungsgraden und vier Wiederholungen in einer Spaltanlage angelegt (Abb. 3). Eine derartige Versuchsanlage bietet den Vorteil, daß der beobachtete Zuwachs auf einer Versuchsfläche gleichzeitig zur Prüfung der Wirkung von Durchforstung und Astung verwendet werden kann. Noch wichtiger ist, daß sie die Erfassung der Wechselwirkung zwischen Durchforstung und Astung ermöglicht. Die Durchforstungsbehandlungen wurden den Hauptparzellen zugeteilt, die Astungsbehandlungen den Unterparzellen. Untersuchungen bestätigen, daß relativ kleine Parzellen oder sogar Einzelbäume zur Prüfung der Auswirkung von Astungen auf den Zuwachs ausreichen (STEIN 1955, JOYCE 1962), im Gegensatz zur Prüfung der Wirkung unterschiedlicher Durchforstungsgrade, bei denen die Randwirkung eine viel größere Rolle spielt (ASSMANN 1970). Im Vergleich zum normalen faktoriellen Versuch wird für eine Spaltanlage gleicher Anzahl Faktorstufenkombinationen eine relativ kleine Fläche gebraucht. Dadurch wird die Fehlerstreuung geringer und infolge-

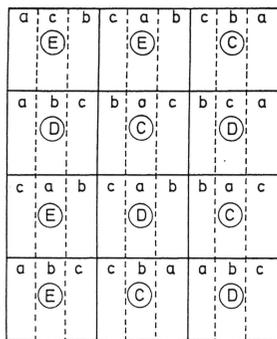


Abb. 3. Versuchsplan des Astungs-Durchforstungsversuchs Paradykloof C, D, E: Durchforstungsgrade a, b, c: Astungsgrade

dessen die Präzision der Schätzung faktorieller Wirkungen höher. Von Nachteil ist jedoch die etwas geringere Präzision der Schätzung der Wirkung des Faktors, welcher den Hauptparzellen zugeteilt wird, in diesem Fall die Durchforstungsbehandlung.

In diesem Versuch betrug die Größe jeder Hauptparzelle 0,0406 ha, die der Unterparzellen 0,0135 ha. Der Durchforstungsgrad im „Paradykloof-Versuch“ wurde durch das S % des verbleibenden Bestandes nach HART-BECKING, d. h. den mittleren Abstand zwischen den Bäumen, ausgedrückt in Prozenten der Oberhöhe, festgelegt, wobei eine Staffelung von 30, 40 und 50 % entsprechend einer C, D und E-Grad-Durchforstung gewählt wurde. Die Durchforstungsart war eine Niederdurchforstung. Die drei Astungsgrade wurden mit a, b und c gekennzeichnet. Die Bäume der a-Astung wurden bis 50 % ihrer Höhe, diejenigen der b- und c-Astung bis 65 bzw. 80 % der Baumhöhe von unten gestastet.

2.1.1 Der Grundflächenzuwachs

Eine Varianzanalyse der Grundflächenzuwachsdaten der Paradykloof-Flächen ergab hochsignifikante Unterschiede zwischen den Durchforstungs- und Astungsgraden, jedoch keine gesicherte Wechselwirkung zwischen Durchforstung und Astung (Übers. 1).

In der Periode 1964—1971 waren die Unterschiede zwischen den Mittelwerten ebenfalls hochsignifikant, der Einfluß der Astung war jedoch weniger ausgeprägt als im ersten Jahr nach der Astung. Dies stimmt überein mit den Ergebnissen der Untersuchungen von LÜCKHOFF (1949), LEHTPERE (1957) und STAEBLER (1964), die feststellen, daß der Zuwachsrückgang allmählich abklingt.

Übersicht 1

Varianzanalyse und Mittelwerte der Grundflächenzuwachsdaten 1963—1964

(a) Varianzanalyse				(b) Mittelwerte				
Streuung	Freiheitsgrade	MQ	F	C	D	E	Durchschnitt	
				i _G (m ² /ha)				
Hauptparz.	11			(a) 2,41	1,71	1,41	1,84	
Durchf.	2	1,578	11,3**	(b) 1,61	1,08	1,01	1,23	
Fehler (a)	9	0,140		(c) 0,76	0,35	0,30	0,47	
Astung	2	5,658	71,3**					
Durchf. × Astung ..	4	0,089	1,1, N.S.					
Fehler (b)	18	0,079			1,59	1,05	0,91	

** Signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,01.

2.1.2 Der Höhenzuwachs

Eine Kovarianzanalyse zeigte eine gesicherte Auswirkung der Astung auf den Höhenzuwachs (Übers. 2).

Der durchschnittliche Höhenzuwachs in der Periode 1963—1971 betrug bei den Bäumen der a-, b- und c-Astung 8,90, 8,14 bzw. 6,98 m. Eine ähnliche Depression im

Übersicht 2

Kovarianzanalyse des Höhenzuwachses 1963—1971

Streuung	SQ	F.G.	MQ	F
Abweichungen von der gemeinsamen Regression	231,907			
zwischen den Regressionskoeffizienten	3,391	2	1,696	1,11, N.S.
zwischen den bereinigten Mittelwerten	94,638	2	47,319	31,06**
Fehler	228,516	150	1,523	

** Signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,01.

Höhenwachstum hat STAEBLER (1964) in Douglasienbeständen und VUOKILA (1960) in Kiefernbeständen auf nährstoffarmen Böden festgestellt. In verschiedenen anderen Untersuchungen war der Einfluß der Astung auf den Höhenzuwachs viel geringer (ZUMER 1966; DAHMS 1954) oder konnte gar nicht festgestellt werden (BENNETT 1955; YOUNG und KRAMER 1952).

2.1.3 Der Volumenzuwachs

Übers. 3 gibt die Varianzanalyse und die Mittelwerte der Volumenzuwachsdaten für 1963—1964.

In diesem Versuch wurden die Durchforstungsbehandlungen nach dem S % des verbleibenden Bestandes abgestuft. Untersuchungen in Pappelversuchsflächen (VAN LAAR 1970) haben jedoch gezeigt, daß sich zur Charakterisierung der Bestandesdichte die von ASSMANN empfohlene mittlere Grundflächenhaltung (ASSMANN 1970) als Weisergröße für den Zuwachs besser eignet als das S %. Die Zuwachsdaten wurden

Übersicht 3

Varianzanalyse und Mittelwerte der Volumenzuwachsdaten 1963—1964

(a) Varianzanalyse				(b) Mittelwerte				
Streuung	Freiheitsgrade	MQ	F	C	D	E	Durchschnitt	
				i _V (m ³ /ha)				
Hauptparz.	11			(a) 20,5	10,3	8,2	13,0	
Durchf.	2	162,68	7,8*	(b) 10,6	6,4	6,8	7,8	
Fehler (a)	9	20,83		(c) 6,2	3,1	1,8	3,7	
Astung	2	261,16	23,7**					
Durchf. × Astung ..	4	25,72	2,34, N.S.					
Fehler (b)	18	11,02			12,4	6,6	5,6	

deshalb auch regressionsanalytisch ausgewertet, wobei die mittlere Grundflächenhaltung (X_1), der Astungsgrad (X_2), sowie deren quadratische Wirkungen (X_1^2 und X_2^2) und die Wechselwirkungen $X_1 \cdot X_2$, $X_1 \cdot X_2^2$, $X_2 \cdot X_1^2$ und $X_2 \cdot X_2^2$ als erklärende Variable in das Regressionsmodell eingeführt wurden. Die Vorhersagegleichungen für das erste Jahr nach der Durchforstung und Astung mit den Variablen, die sich als signifikant erwiesen, lautet:

Grundflächenzuwachs

$$i_G = 7,8347 - 1,6214 X_1 + 0,1030 X_1^2 - 7,2212 X_2 + 1,5706 X_2^2 - 0,4107 X_1 \cdot X_2^2 + 1,7652 X_1 \cdot X_2 - 0,1021 X_2^2 \cdot X_1^2 + 0,0231 X_2^2 \cdot X_1 \cdot X_2 \dots \quad (1)$$

Für eine mittlere Grundflächenhaltung von 5 m² pro Hektar beträgt der Grundflächenzuwachs der a-, b- und c-Astung 1,45, 0,79 und 0,31 m² pro Hektar, für eine mittlere Grundflächenhaltung von 14 m² lauten diese Zuwachsdaten 3,15, 1,68 und 0,90 m² pro Hektar. Die Zuwachsdifferenz zwischen den Astungsgraden ist also von der Bestandesdichte abhängig.

Volumenzuwachs

$$i_V = 7,317 - 1,7563 X_2 + 0,119 X_2^2 - 0,0334 X_2^2 \cdot X_1 \dots \quad (2)$$

Für eine mittlere Grundflächenhaltung von 5 m² pro Hektar betragen die geschätzten Volumenzuwachsdaten in der a-, b- und c-Astung 7,7, 5,1 und 2,5 m³ pro Hektar, für eine Grundflächenhaltung von 14 m² pro Hektar 22,3, 14,0 und 5,7 m³ pro Hektar.

2.2 Die vertikale Zuwachsverteilung unter dem Einfluß der Astung

In einem Douglasienbestand hat LEHTPERE (1957) den Durchmesserzuwachs in einer Höhe von 1,30 m und 5 m gemessen. Astung bewirkte eine geringe Stammformverbesserung. Eine ähnliche, sogar ausgeprägtere Verbesserung der Stammform durch Astung hat VUOKILA (1960) bei Kiefern festgestellt. In einem Astungsversuch bei *P. radiata* in Irland fand GALLAGHER (1967) einen Rückgang des Durchmesserzuwachses in Brusthöhe sowie in 6 m Höhe. Bei 6 m war die Zuwachshemmung jedoch weniger stark und weniger lang. In einem Astungsversuch bei *Pinus taeda* (YOUNG und KRAMER 1952) wurde der Durchmesserzuwachs in verschiedenen Höhen mit Meßbändern festgestellt. Die Auswertung der Zuwachsergebnisse zeigte keine gesicherte Auswirkung des Astungsgrades auf den vertikalen Zuwachsgradienten.

Im vorliegenden Versuch wurde die vertikale Verteilung des Grundflächenzuwachses mit Hilfe von Stammanalysen untersucht. Im Jahre 1971 wurden 76 Versuchsbäume, und zwar zwei aus jeder Unterparzelle, gefällt. Jedem Baum wurden Stammscheiben entnommen:

Am Stammfuß bei 20, 40, 60, 80 und 100 % des astreinen Stammteiles und innerhalb der lebenden Krone bei 12, 24 und 36 % der Kronenlänge oberhalb der Kronenbasis.

Der jährliche Radialzuwachs während der letzten zehn Jahre wurde in vier Richtungen gemessen.

Der Grundflächenzuwachs während des ersten Jahres nach der Astung bei 0, 20, 40, 60, 80 und 100 % des astreinen Stammteiles wurde mit dem Astungsgrad korreliert, wobei den a-, b- und c-Graden Notenwerte von 1, 2 und 3 zugeteilt wurden:

$$Y = b_0 + b_1 X \dots \quad (3)$$

(X = 1, 2, 3; Y = i_G [cm²/Jahr])

Zur Harmonisierung der sechs Regressionsgleichungen wurde folgende Querbeziehung berechnet:

$$b'_1 = c_0 + c_1 X + c_2 X^2 \dots \quad (4)$$

(X = Meßhöhe, X = 1 ... 6)

Für jede Gleichung des linearen Modells (3) wurde b_0 rekalkuliert:

$$b'_0 = y_1 - b'_1 X_c \dots \quad (5)$$

(i = 1 ... 6), b'_1 = Schätzwert von b_1 , berechnet aus (4).

Die bereinigten b'_0 -Werte wurden ebenfalls regressionsanalytisch ausgeglichen:

$$b'_0 = d_0 + d_1 (1/X) \dots \quad (6)$$

(X = 1 ... 6)

Das Ergebnis zeigt Übers. 4.

Übersicht 4

Grundflächenzuwachs in Beziehung zu Meßhöhe und Astungsgrad

Meßhöhe (in % des astreinen Stammteiles)	Astungsgrad		
	(a)	(b)	(c)
	i_G (cm ² /Jahr des einzelnen Baumes)		
0	32,2	21,3	10,2
20	26,8	18,6	10,4
40	26,2	20,2	14,1
60	26,3	21,7	17,1
80	26,2	22,4	18,6
100	25,8	22,1	18,3

Übersicht 4 zeigt den Einfluß der Astung auf die Stammform. Bei der a-Astung wurde der höchste Grundflächenzuwachs am Stammfuß festgestellt. An den Bäumen der c-Astung nahm dagegen der Zuwachs vom Stammfuß in Richtung zur Kronenbasis zu. Während des ersten Jahres nach der Astung verbesserte sich die Stammform deshalb erheblich. Hierbei handelt es sich jedoch um eine kurzfristige Zuwachsreaktion, die in den späteren Zuwachsperioden weniger ausgeprägt ist.

3 Der Durchforstungsversuch „Tokai“

Im Jahre 1964 wurde am Hange des Tafelberges in einem zehnjährigen Bestand erster Bonität ein Durchforstungsversuch mit drei Durchforstungsgraden und drei Wiederholungen in einer Blockanlage begründet. Die A-Flächen dieses Tokai-Versuches wurden nicht durchforstet, während die B- und C-Flächen auf einen S₀-Index von 23 bzw. 33 % gestellt wurden.

Die Varianzanalyse der Volumenzuwachsdaten (Übers. 5) für die Perioden 1964—1968 und 1968—1971 ergab hochsignifikante Unterschiede zwischen den Durchforstungsgraden, während die Unterschiede zwischen den Blocks und zwischen den Perioden, wie auch die Wechselwirkung Durchforstungsgrad × Periode, nicht gesichert waren.

Eine Regressionsanalyse der zusammengefaßten Zuwachsdaten beider Perioden mit der mittleren Grundflächenhaltung als unabhängiger Variabler ergab:

$$i_G = 0,8571 + 0,1437 G - 0,0022 G^2 \dots \quad (7)$$

$$i_V = 3,7572 + 1,5027 G - 0,0138 G^2 \dots \quad (8)$$

Varianzanalyse der Volumenzuwachsdaten in Tokai

Streuung	SQ	F.G.	MQ	F
Gesamt	2,847	17		
Blocks	0,233	2	0,117	
Durchforstungsgrad	1,629	2	0,815	10,7**
Periode	0,130	1	0,130	1,7 N.S.
Durchforstungsgrad × Periode	0,093	2	0,147	< 1 N.S.
Fehler	0,762	10	0,0762	

(Abb. 4, G = mittl. Grundflächenhaltung in m^2 /Hektar, i_G , i_V = Grundflächenzuwachs in m^2 /Jahr/Hektar, bzw. Volumenzuwachs in m^3 /Jahr/Hektar.)

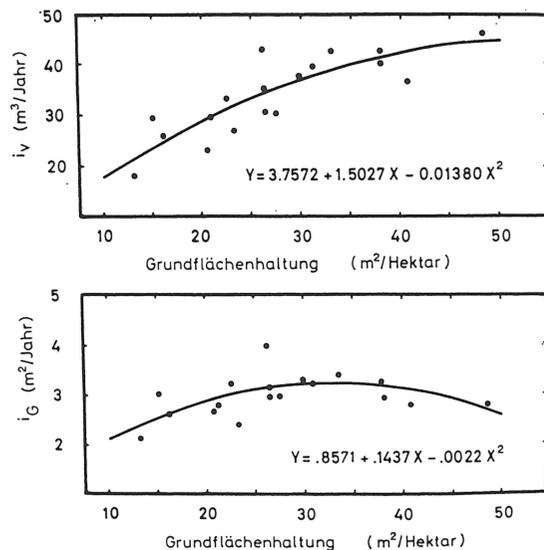


Abb. 4. Zusammenhang zwischen mittlerer Grundflächenhaltung und Grundflächen- bzw. Volumenzuwachs im Tokai-Bestand

4 Der Zusammenhang zwischen Nadelmasse und Zuwachs

SCHÖPFER (1961) hat folgende Stichprobenverfahren zur Schätzung der Assimilationsmasse verglichen: 1. die Ermittlung des Feinreisgewichtes einer Zufallsstichprobe von Ästen des mittleren Durchmessers, 2. die regressionsanalytische Ausgleichung des Feinreisgewichtes mit dem Astdurchmesser als erklärender Variabler, 3. ein einstufiges Auswahlverfahren, wobei aus der Gesamtheit der Äste eine systematische Stichprobe entnommen wurde, 4. ein zweistufiges Auswahlverfahren mit Ästen als primären und Zweigen als sekundären Einheiten. In den SCHÖPFERSchen Untersuchungen wurde jedoch nur das zweite Auswahlverfahren erprobt. VON DROSTE ZU HÜLSHOFF (1969) wandte ein zweistufiges Auswahlverfahren an mit jedem fünften Grünast als primärer und jedem zehnten Zweig dieser Probeäste als sekundärer

Einheit. Die Nadelgewichte wurden zunächst regressionsanalytisch ausgeglichen. Bei der Fortsetzung dieser Untersuchungen wurde ein geschichtetes Stichprobenverfahren mit Kronenschicht und Astdurchmesserklasse als Schichtungsmerkmale angewandt.

In den Paradyskloof-Versuchsflächen wurde zur Schätzung der Nadelbiomasse ein zweistufiges Stichprobenverfahren angewendet. Den 76 Versuchsbäumen, die für Stammanalysen gebraucht wurden, wurde eine Stichprobe von 1349 Zweigen entnommen. Nach 18stündigem Trocknen bei $105^\circ C$ wurde das Trockengewicht der Nadeln jedes einzelnen Zweiges gemessen. Aus diesen Meßergebnissen wurde eine Abhängigkeitsbeziehung zwischen Zweigdurchmesser und Nadelgewicht hergeleitet, wobei die einzelnen Beobachtungen mit dem reziproken Wert ihrer Varianz gewichtet wurden. Zu diesem Zweck wurde die folgende Beziehung hergeleitet:

$$Y = 0,02844 - 0,03526 X + 0,06371 X^2 \dots \quad (9)$$

(X = log Zweigdurchmesser [cm], Y = Varianz der log Nadelgewichte [g])

Das Ergebnis war:

$$Y = 1,491 + 2,0527 X \dots \quad (10)$$

(X = log Zweigdurchmesser [cm], Y = log Nadelgewicht [g])

In einer Stichprobe von 1294 Ästen wurden alle Ast- und Zweigdurchmesser sowie die Astlängen gemessen. Mit Gleichung (10) wurde das Nadelrockengewicht jedes einzelnen Astes berechnet. Das Astnadelgewicht wurde zunächst mit dem Astdurchmesser und der Astlänge in Beziehung gesetzt:

$$Y = 1,496 + 2,163 X_1 + 0,130 X_2 \dots \quad (11)$$

(X_1 = log Astdurchmesser [cm], X_2 = log Astlänge [m],
 Y = log Astnadelgewicht [g])

Die Varianzanalyse dieses Regressionsmodelles ergab, daß der Astdurchmesser die wichtigste Variable ist. Sie erklärt 91,99 % der Gesamtstreuung, während der Anteil der Astlänge nur 0,04 % betrug. Bei der Schätzung der Nadelbiomasse wurde die Astlänge als erklärende Variable deshalb ignoriert:

$$Y = 1,532 + 2,137 X \dots \quad (12)$$

(X = log Astdurchmesser [cm], Y = log Nadelgewicht [g])

Mit Gleichung (12) wurden die Nadelgewichte der 76 Versuchsbäume kalkuliert. Danach wurde die folgende Regressionsgleichung berechnet:

$$Y = 2,4456 + 2,1721 X_1 - 1,7445 X_2 + 0,9948 X_3 \dots \quad (13)$$

(X_1 = log Baumdurchmesser [cm], X_2 = log Baumhöhe [m],
 X_3 = log Kronenlänge [m], Y = log Nadelgewicht des ganzen Baumes [kg])

In der Varianzanalyse dieses Regressionsmodelles zeigte sich der Baumdurchmesser als die wichtigste und die Baumhöhe als die zweitwichtigste Variable, während die Kronenlänge zwar signifikant mit dem Baumnadelgewicht korreliert war, jedoch nur 3,34 % der Gesamtstreuung erklärte. Der Regressionskoeffizient für die Baumhöhe war negativ, aber nur bei Einbeziehung der Kronenlänge als erklärender Variabler.

In zwei Wiederholungen des Tokai-Versuches wurden insgesamt 12 Versuchsbäume gefällt, und zwar in jeder der sechs Versuchsflächen ein herrschender und ein beherrschter Baum. Das Stichprobenverfahren wurde modifiziert. In die Grundbeziehung \log Zweignadelgewicht = $b_0 + b_1 \log$ Zweigdurchmesser wurde das Kronenzehntel als eine zweite erklärende Variable in logarithmischer Transformation eingeführt und ergab sich als hochsignifikant. Die Kennzahlen der Abhängigkeitsbeziehung wurden für jeden Versuchsbäum berechnet. Die Homogenität der Steigungsggeraden wurde zunächst kovarianzanalytisch geprüft und ergab signifikante Unterschiede. Im Gegensatz zum Paradyskloof-Versuch war es deshalb notwendig,

die Nadelbiomasse jedes einzelnen Baumes als eine statistische Population zu betrachten. Ein Versuch, Querbeziehungen zwischen den Kennzahlen der mehrfachen Regression und Durchforstungsgrad bzw. Kronenklasse zu berechnen, scheiterte.

Der Volumenzuwachs der 76 Paradyskloof-Versuchsbäume, berechnet als periodischer Zuwachs für die letzten drei Jahre, wurde aus Stammanalysen hergeleitet und zunächst mit dem Nadelrockengewicht korreliert (Abb. 5).

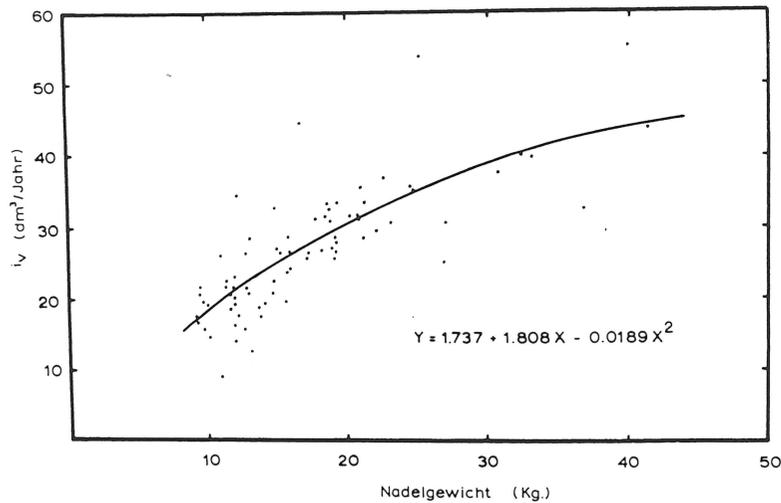


Abb. 5. Zusammenhang zwischen Nadelgewicht und Volumenzuwachs

Die entsprechende Regressionsgleichung lautet:

$$Y = 1,7366 + 1,8080 X - 0,0189 X^2 \dots \quad (14)$$

Aus dieser Gleichung wurde Übers. 6 berechnet.

Übersicht 6

Zusammenhang zwischen Nadelrockengewicht und Volumenzuwachs

Nadelgewicht (kg)	Volumenzuwachs	
	(dm³/Jahr)	(dm³/Jahr/kg Nadeln)
10	17,93	1,79
15	24,60	1,64
20	30,34	1,52
25	35,12	1,40
30	38,97	1,30
35	41,86	1,20
40	43,82	1,10

Ausgedrückt in kg Nadelgewicht weisen kleinkronige Bäume mit niedrigem Nadelgewicht eine höhere Produktivität auf als großkronige Bäume. Dies läßt sich entweder darauf zurückführen, daß die Nadeln im unteren Kronenteil, die bekanntlich durch eine relativ niedrige Assimilationsleistung gekennzeichnet sind, in der c-Astung weggenommen wurden, oder daß die internen Wasserspannungen innerhalb groß-

kroniger Bäume so groß sind, daß dies die Photosynthese pro Gramm Nadelgewicht herabsetzt.

Bei den Versuchsbäumen der Tokai-Flächen betrug der Zuwachs pro kg Nadelgewicht:

- A-Grad: 2,70 dm³
- B-Grad: 2,92 dm³
- C-Grad: 3,16 dm³

In diesem Bestand I. Bonität weisen die Nadeln eine erheblich größere Produktivität auf. Die bessere Wasserversorgung dieses Standortes hat die Assimilationsleistung pro kg Nadelgewicht günstig beeinflusst.

Die Zuwachsleistung pro kg Nadelgewicht in Kiefernbeständen I. Bonität in der Schweiz erreicht Werte um 1,8 dm³ (BURGER 1948) und liegt damit zwischen den Tokai- und Paradyskloof-Durchschnittswerten.

5 Struktur der Nadelbiomasse und Zuwachsverteilung innerhalb des Baumschaftes

Die Frage, ob der Grundflächenzuwachs in einer bestimmten Meßhöhe nur von der Nadelbiomasse oberhalb dieser Meßhöhe abhängt oder zusätzlich von der darunter befindlichen Nadelbiomasse, wurde regressionsanalytisch untersucht. Die folgende Abhängigkeitsbeziehung wurde berechnet:

$$Y = 7,449 + 0,007306 X - 0,000000174 X^2 \dots \quad (15)$$

(Abb. 6. X = Nadelgewicht des oberen 64-%-Teiles der Krone [g],
Y = Grundflächenzuwachs in cm² für drei Jahre)

Die Residualabweichungen zu Gleichung (15) wurden danach zur Nadelbiomasse des unteren 36-%-Kronenteiles in Beziehung gesetzt:

$$Y = -5,159 + 0,000528 X \dots \quad (16)$$

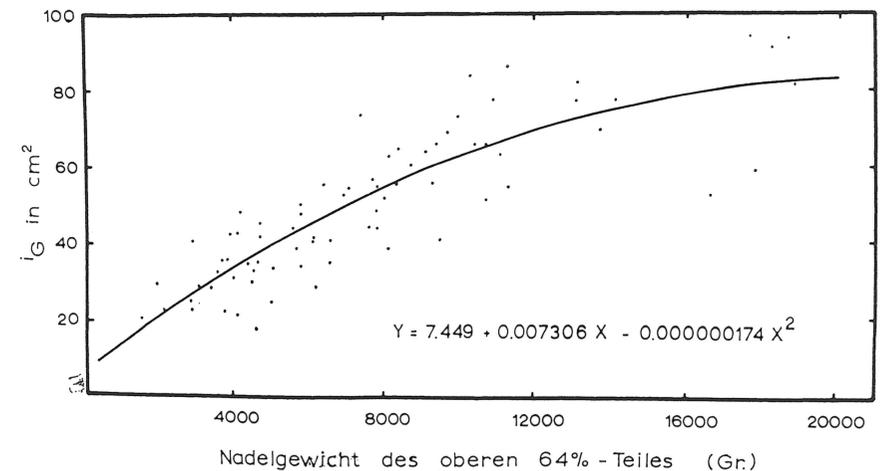


Abb. 6. Zusammenhang zwischen dem Nadelgewicht des oberen 64-%-Teiles der Krone und dem Grundflächenzuwachs in dieser Meßhöhe

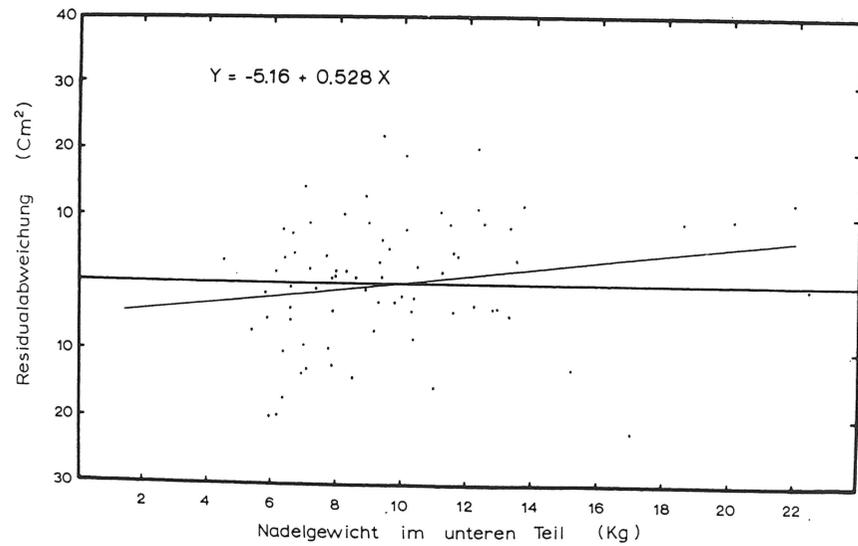


Abb. 7. Zusammenhang zwischen der Residualabweichung nach Gleichung (15) und dem Nadelgewicht im unteren 36%-Teil der Krone

(Abb. 7. X = Nadelgewicht im unteren 36%-Kronenteil, Y = Differenz zwischen dem wirklichen und dem geschätzten Grundflächenzuwachs). Nach den Ergebnissen eines einseitigen t -Testes ist die Regression gesichert mit einer Überschreitungswahrscheinlichkeit von 5%. Die Nadelbiomasse unterhalb einer bestimmten Meßhöhe beeinflusst danach den Zuwachs in dieser Meßhöhe. Der Einfluß ist jedoch gering. Eine Differenz von 16 kg Nadelgewicht des oberen Kronenteiles bewirkte eine Zuwachsdifferenz von 50,1 cm^2 . Die Nadelgewichte der oberen und unteren Kronenteile sind miteinander korreliert. Eine Regressionsanalyse erwies, daß eine Nadelgewichtsdifferenz von 16 kg im oberen Teil eine Gewichtsdifferenz von 9 kg im unteren Teil und damit eine Zuwachsdifferenz von 4,7 cm^2 ergibt (Gleichung [16]). Der Beitrag der Nadeln aus dem unteren Kronenteil am Zuwachs ist somit geringer als 10% des Zuwachses des oberen Teiles. Er kann praktisch vernachlässigt werden.

Hierauf aufbauend wurde der Grundflächenzuwachs an den Meßhöhen 6, 7, 8 und 9 (d. h. in 0, 12, 24 und 36% der Kronenlänge oberhalb der Kronenbasis aus der Meßhöhe) geschätzt:

$$\log Y = b_0 + b_1 X_i \dots \quad (17)$$

(X_i = Meßhöhe [$i = 6, \dots, 9$], Y = Grundflächenzuwachs in cm^2 pro kg Gewicht der Nadeln oberhalb der i -ten Meßhöhe)

Eine Kovarianzanalyse der 76 Versuchsbaumwerte zeigte gesicherte Unterschiede zwischen den Regressionskoeffizienten, während eine weitere Regressionsanalyse eine gesicherte Beziehung zwischen b_1 und der Kronenlänge ergab. Das Endergebnis ist in Übers. 7 zusammengefaßt.

In bezug auf den Zuwachs je Einheit Nadelgewicht existierte innerhalb der Krone somit ein ausgeprägter Produktivitätsgradient. Aus den weiteren Untersuchungen ging hervor, daß sich diese Produktivität bei einer Kronenlänge von 12 m in den Kronensektionen 0—12, 12—24, 24—36 und oberhalb von 36% verhält wie 1 : 2 : 20 : 57. In zahlreichen physiologischen Untersuchungen konnte die Existenz eines vertikalen Gradienten in der photosynthetischen Leistung je kg Nadelgewichtseinheit bestätigt werden. Die Zuwachsunterschiede sind jedoch zu groß, um allein aus unter-

Übersicht 7

Grundflächenzuwachs je kg Nadeln oberhalb einer bestimmten Meßhöhe

Meßhöhe	Kronenlänge (m)				
	8	10	12	14	16
Grundflächenzuwachs in $\text{cm}^2/\text{Jahr}/\text{kg}$ Nadeln					
6	1,02	1,00	0,97	0,95	0,93
7	1,34	1,27	1,21	1,16	1,10
8	1,75	1,63	1,52	1,41	1,31
9	2,29	2,08	1,89	1,72	1,56

schiedlichen Assimulationsleistungen erklärt werden zu können. Man kann deshalb annehmen, daß die Zuwachsverteilung innerhalb des Baumes zusätzlich von anderen Faktoren, z. B. von Wuchsstoffen, beeinflusst wird.

6 Die Standraumökonomie von Pinus radiata

Zahlreiche Untersuchungen haben die Existenz einer Abhängigkeitsbeziehung zwischen Bestandesdichte und Kronenbreite bzw. Kronenlänge gezeigt (BADOUX 1939; BRAMBLE et al. 1949; BURGER 1953; KRAMER 1962; VAN LAAR 1963, 1970; WARD 1964).

Aus den Werten der Tokai-Versuchsflächen wurde folgende Beziehung zwischen der Stammzahl je Hektar und der mittleren Kronenbreite bzw. der mittleren Kronenlänge errechnet:

$$Y_1 = 4,1919 - 0,0017 X \dots \quad (18)$$

$$Y_2 = 21,4100 - 0,0081 X \dots \quad (19)$$

(X = Stammzahl je Hektar, Y_1 = Kronenbreite [m], Y_2 = Kronenlänge [m]).

Daraus wurde Übers. 8 zusammengestellt.

Übersicht 8

Mittlere Kronenbreiten und Kronenlängen in Abhängigkeit von der Stammzahl

Stammzahl (je ha)	Kronenbreite (m)	Kronenlänge (m)	Kronenlänge Kronenbreite
200	3,86	19,78	5,12
400	3,52	18,16	5,16
600	3,18	16,53	5,20
800	2,85	14,90	5,23
1000	2,51	13,28	5,29
1200	2,18	11,65	5,34
1400	1,84	10,03	5,45

Der Kronenlänge/Kronenbreite-Quotient zeigt eine geringe Zunahme mit Vergrößerung der Bestandesdichte. Dies stimmt überein mit den Meßergebnissen im Fichtendurchforstungsversuch Olten, in welchem BURGER (1951) Durchschnittswerte von 2,76,

2,76 und 2,65 in den B-, C- und D-Flächen berechnet. Im Vergleich mit der Kiefer in Mitteleuropa, für die BURGER einen durchschnittlichen Kronenlänge/Kronenbreite-Quotient von 1,8 berechnete, ist *P. radiata* als eine Baumart mit einer außerordentlich schlanken Krone zu betrachten.

An sämtlichen Bäumen der drei Wiederholungen im Tokai-Versuch wurde der Zusammenhang zwischen Kronenprojektionsfläche und Volumenzuwachs untersucht. Das Regressionsmodell lautete:

$$Y = b_0 + b_1X + b_2X^2 \dots \quad (20)$$

(X = horizontale Projektionsfläche in m², Y = Volumenzuwachs in dm³/7 Jahre).

Die A-, B- und C-Flächen lieferten Schätzwerte für die o. a. Parameter, gegliedert nach der Behandlungsstärke. Aus einer anschließend durchgeführten Varianzanalyse ging hervor, daß sowohl die lineare als auch die quadratische Komponente der Regressionsquadratsumme mit einer Überschreitungswahrscheinlichkeit von 1 % gesichert waren. Eine mehrfache Kovarianzanalyse mit den Daten A-, B- und C-Flächen zeigte keine gesicherten Unterschiede zwischen den Regressionskoeffizienten, jedoch hochsignifikante Unterschiede im Kurvenniveau (= Regressionskonstante b₀). Damit konnten Regressionskoeffizienten einer gemeinsamen Regression aus den Mittelwerten der Regressionskoeffizienten für alle Durchforstungsstärken berechnet werden, welche mit $\Sigma (X_i - \bar{X}_i)^2$, i = 1, 2, gewichtet wurden. Der Wert von b₀ wurde daraus berechnet als:

$$b_0 = Y_i - b_{1 \text{ gem.}} \cdot X_2 \dots \quad (21)$$

Das Ergebnis war:

$$\text{A-Grad: } Y = 72,07 + 44,681 X - 1,250 X^2 \dots \quad (22)$$

$$\text{B-Grad: } Y = 113,3 + 44,681 X - 1,250 X^2 \dots \quad (23)$$

$$\text{C-Grad: } Y = 169,6 + 44,681 X - 1,250 X^2 \dots \quad (24)$$

Der Volumenzuwachs nimmt mit zunehmender horizontaler Kronenprojektionsfläche zu und zwar kurvilinear. Das Niveau wird entscheidend von der Bestandesdichte beeinflusst. In den stark durchforsteten Flächen sind die Zuwachswerte höher als in den schwach durchforsteten.

Anscheinend unterscheidet sich *P. radiata* in ihrer Standraumökonomie wesentlich von Baumarten in mitteleuropäischen Wäldern. Untersuchungen in Kiefernbeständen in der Schweiz ergaben, daß innerhalb eines gegebenen Kronenstratum der Volumenzuwachs je m² Kronenprojektionsfläche mit zunehmendem Brusthöhendurchmesser, und damit mit zunehmender Kronenbreite, abnimmt (BADOUX 1945). Für Bäume einer bestimmten Durchmesserklasse jedoch ist der Volumenzuwachs je m² der herrschenden Bäume größer als der Zuwachs der beherrschten Bäume. Untersuchungen in Eichenbeständen brachten ähnliche Ergebnisse (MAYER 1957).

7 Kurzfristige Zuwachsreaktionen

7.1 Astung

Im Februar 1971 wurde in einem zehnjährigen *P. radiata*-Bestand ein Versuch mit dem Ziel angelegt, die kurzfristige Zuwachsreaktion von *P. radiata* nach Astung zu erforschen. Durch zufällige Auswahl wurden aus einer Gruppe von acht Bäumen vier ausgewählt und am 24. Februar um acht Uhr morgens geastet. Hierbei wurde

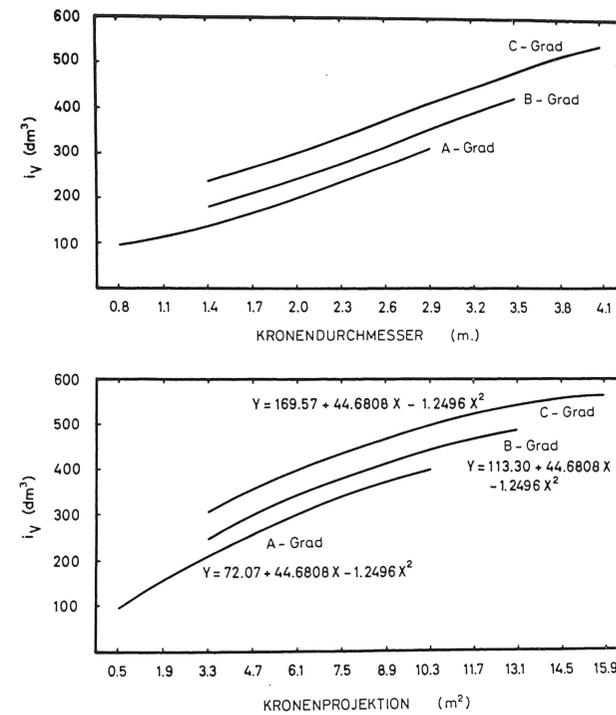


Abb. 8. Zusammenhang zwischen horizontaler Kronenprojektion und Volumenzuwachs in den A-, B- und C-Flächen

40 % der lebenden Krone entnommen. Die übrigen vier Bäume wurden nicht geastet. Sie dienten als „Kontrollbäume“. Genau elf Tage vor der Astung war jeder der acht Bäume mit einem Dendrographen verbunden worden. Die Ablesungen erstreckten sich sowohl über die genannten elf Tage als auch über eine Periode von 27 Tagen nach der Astung. Auf den Dendrograph-Karten wurden der tägliche Zuwachs sowie die tägliche Durchmesserschwankung abgelesen. Letztere wurde definiert als die Differenz zwischen dem Maximum und dem Minimum des Stammdurchmessers. Das Maximum wurde gewöhnlich um acht Uhr morgens und das Minimum um fünf Uhr nachmittags festgestellt. Der tägliche Zuwachs wurde definiert als die Differenz zwischen zwei Dendrographablesungen des Durchmessers, die im Abstand von genau 24 Stunden erfolgten.

Eine Varianzanalyse der Daten der elftägigen Periode vor der Astung konnte keinen gesicherten Unterschied zwischen den mittleren Durchmesserschwankungen der geasteten und ungeasteten Bäume aufzeigen. Eine ähnliche Varianzanalyse mit den Daten der 27-Tage-Periode nach der Astung ergab dagegen hochsignifikante Unterschiede zwischen den Durchmesserschwankungen der geasteten und der ungeasteten Bäume und weiterhin zwischen den Tagen, zwischen den Bäumen innerhalb der Astungsbehandlungen, sowie eine gesicherte Wechselwirkung Tage × Astung. Schon am ersten Tag nach der Astung war die durchschnittliche Durchmesserschwankung der geasteten Bäume um 84,7 Mikron kleiner als die der ungeasteten Bäume. Aus der Fehlerstreuung der Daten der elftägigen Periode vor der Astung konnte abgeleitet werden, daß der Astungseffekt schon am ersten Tag nach der Astung gesichert war. Die Wechselwirkung Tage × Astung muß als ein Zeiteffekt betrachtet werden. Die größte Auswirkung der Astung auf die Durchmesserschwankung wurde am dritten

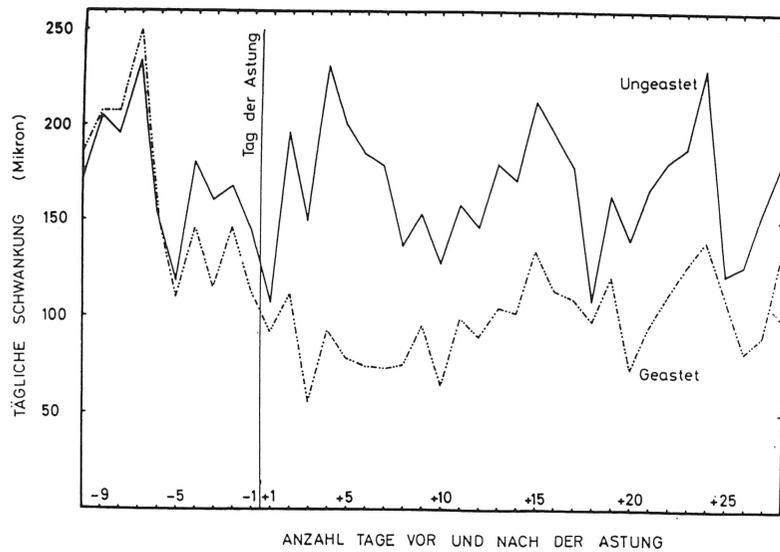


Abb. 9. Tägliche Durchmesserschwankung der geasteten und ungeasteten Bäume vor und nach der Astung

Tag nach der Astung gefunden. Der Unterschied nahm vom ersten bis dritten Tag zu und danach wieder ab, möglicherweise infolge der Anpassung der Wasserabsorptionsgeschwindigkeit an die veränderte Kronengröße.

Die tägliche Durchmesserschwankung wurde danach mit der täglichen Maximum- und Minimumtemperatur nach logarithmischer Transformation der abhängigen und der unabhängigen Variablen korreliert. Die Regressionsanalyse zeigt eine gesicherte Auswirkung der Maximumtemperatur, während die Regression bezüglich der Minimumtemperatur nicht signifikant war. Die Regressionsgleichung für die Maximumtemperatur lautet:

$$Y = 3,3269 - 0,7672 X \dots \quad (25)$$

$$(X = \log T_{\max} [^{\circ}\text{C}], Y = \log \text{tägl. Durchmesserschwankung [mm]})$$

Eine eindeutige Erklärung für das negative Vorzeichen des Regressionskoeffizienten konnte nicht gefunden werden. Dieses Phänomen könnte möglicherweise auf eine Schließung der Spaltöffnungen an Tagen mit hoher Lufttemperatur zurückzuführen sein.

Der tägliche Durchmesserzuwachs vor und nach der Astung wurde ebenfalls varianzanalytisch untersucht. Für die 27tägige Periode nach der Astung zeigte sie gesicherte Unterschiede zwischen den Astungsbehandlungen, zwischen den Tagen und zwischen den Bäumen innerhalb der Astungsbehandlungen, jedoch keine gesicherte Wechselwirkung Tage \times Astung. Erst ab dem fünften Tag nach der Astung war der Zuwachsunterschied zwischen den geasteten und den ungeasteten Bäumen gesichert.

7.2 Der Zusammenhang zwischen Radialwachstum und Witterungsfaktoren

7.2.1 Dendrometermessungen und Stammanalysen

Schon 1921 hat MACDOUGAL Wachstumsuntersuchungen mit Hilfe von Dendrometern und Dendrographen in kalifornischen *P. radiata*-Beständen durchgeführt. Sie zeigten,

daß die kambiale Aktivität einsetzt, sobald die Temperatur ausreichend hoch ist (MACDOUGAL 1921, 1938). Dies wurde bei anderen Untersuchungen u. a. in den USA bestätigt (KRAMER et al. 1960; MITSCHERLICH et al. 1966). In Kalifornien wird das Ende des sekundären Wachstums entscheidend durch die Niederschlagsmenge im Frühjahr beeinflusst. Die jährliche Variabilität des Niederschlages bewirkt mit auch eine erhebliche Variabilität der Jahrringbreiten. Während des Winters wird die Winterruhe durch kurzfristige Zuwachsausschläge unterbrochen, wobei es jedoch unsicher ist, inwiefern die Durchmesseränderungen eine reversible Quellung oder sekundäres Wachstum ausdrücken.

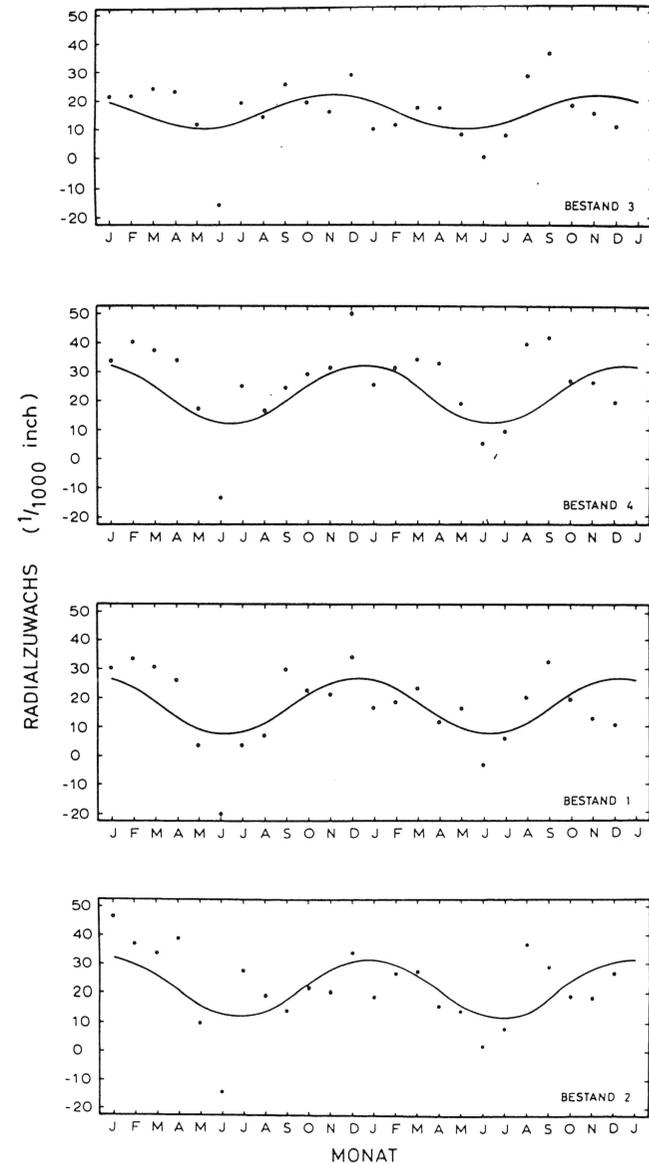


Abb. 10. Ergebnisse der harmonischen Analyse

In den vorliegenden Untersuchungen wurde der jahreszeitliche Durchmesserzuwachs an jeweils zufällig ausgewählten Versuchsbäumen aus dem herrschenden Kronenstratum in vier Beständen untersucht. Der Radialzuwachs wurde 27 Monate lang wöchentlich mit einem Arnberg-Dendrometer gemessen. In Südafrika kennt *P. radiata* keine vollständige Winterruhe, allerdings ist der Zuwachs während des Winters relativ gering. In den Jahren 1965 und 1966 erbrachten die Bäume zwischen dem 1. Mai und dem 31. August 5,3 bzw. 10,5 % der Jahresleistung. Der jahreszeitliche Rhythmus kann durch harmonische Analyse erfaßt werden. (Abb. 10).

An Hand von Stammanalysen der gefällten Probebäume der a-Astung im Paradykloofbestand wurde der Zusammenhang zwischen Jahrringbreite und Niederschlagsmenge untersucht. Der jährliche Grundflächenzuwachs wurde über dem Alter ausgeglichen und als Prozentsatz der Trendwerte ausgedrückt. Hieraus wurde eine stationäre Zeitreihe gebildet. Die prozentischen Abweichungen wurden zunächst mit den Niederschlagsvariablen korreliert. Die Rechnung ergab, daß die Niederschlagsmenge während der Periode der Frühholzbildung, d. h. in Südafrika während des Winters und des Frühlings, keinen Einfluß auf die Zuwachsleistung hat, wahrscheinlich deshalb, weil der Wasservorrat im Boden auch in einem trockenen Winter i. d. R. Feldkapazität erreicht. Die Niederschlagsmenge im September war negativ mit dem Zuwachs korreliert. Ursache dafür ist wahrscheinlich, daß Niederschlagsmengen und Temperatur negativ miteinander korreliert sind und die Temperatur während des Frühlings, d. h. während des Monats September, ein entscheidender wachstumshemmender Faktor ist. Aus weiteren Regressionsanalysen ging hervor, daß die Niederschlagsmenge im März, also im Spätsommer, positiv signifikant mit der Zuwachsleistung korreliert ist.

7.2.2 Dendrographmessungen

Dendrographen sind in zahllosen Untersuchungen eingesetzt worden, um den Zuwachsablauf innerhalb der Vegetationsperiode zu erforschen (MACDOUGAL 1938; MITSCHERLICH 1966; FRITTS 1959, 1960, 1962; KOZLOWSKI 1964; VAN LAAR 1967, 1968, 1971). Bei Untersuchungen in *P. radiata*-Beständen (VAN LAAR 1967) wurde die tägliche Durchmesser-schwankung mit dem atmosphärischen Wasserdefizit in Beziehung gesetzt. Letzteres wurde berechnet als Differenz zwischen Niederschlag und potentieller Evapotranspiration. Die vor dem Meßtag liegende Fünf-Tage-Periode sowie die beiden vorhergehenden Fünf-Tage-Perioden waren signifikant negativ mit der Durchmesser-schwankung korreliert. Eine regressionsanalytische Untersuchung zeigte, daß die Maximum-Lufttemperatur signifikant positiv mit dem Durchmesserzuwachs korreliert war. Im Winter ergab die Lufttemperatur des vorhergehenden Tages, im Sommer die Temperatur, die am Meßtag herrschte, die höchste partielle Korrelation. Im Winter war daneben ein Zeittrend erkennbar, der zunächst in das Regressionsmodell eingeführt und auf seine Signifikanz geprüft wurde.

Im Rahmen der vorliegenden Untersuchungen wurde im Jahre 1968 der tägliche Radialzuwachs von neun *P. radiata*-Bäumen in einem 25jährigen Bestand mit Dendrographen gemessen. Eine Gruppe von vier Bäumen befand sich in einer Mulde auf einem Standort mit optimaler Wasserversorgung, eine zweite Gruppe an einem Westhang auf einem Standort mit wesentlich ungünstigerer Wasserversorgung. Es wurden sodann auf jedem Standort drei Bäume in Brusthöhe abgesägt und Dendrographen an diesen Baumstümpfen angebracht. Sie lieferten Daten zur Korrektur des täglichen, an lebenden Bäumen gemessenen Zuwachses auf reversible Quellungs- und Schwindungserscheinungen im Holzkörper und in der Rinde.

Der tägliche Zuwachs wurde mit der mittleren Lufttemperatur am Meßtag (X_1), der Temperatur am Vortage (X_2) und derjenigen des vorvorigen Tages (X_3) in Beziehung gesetzt. Die Sonnenscheindauer des Meßtages (X_4) und des Vortages (X_5)

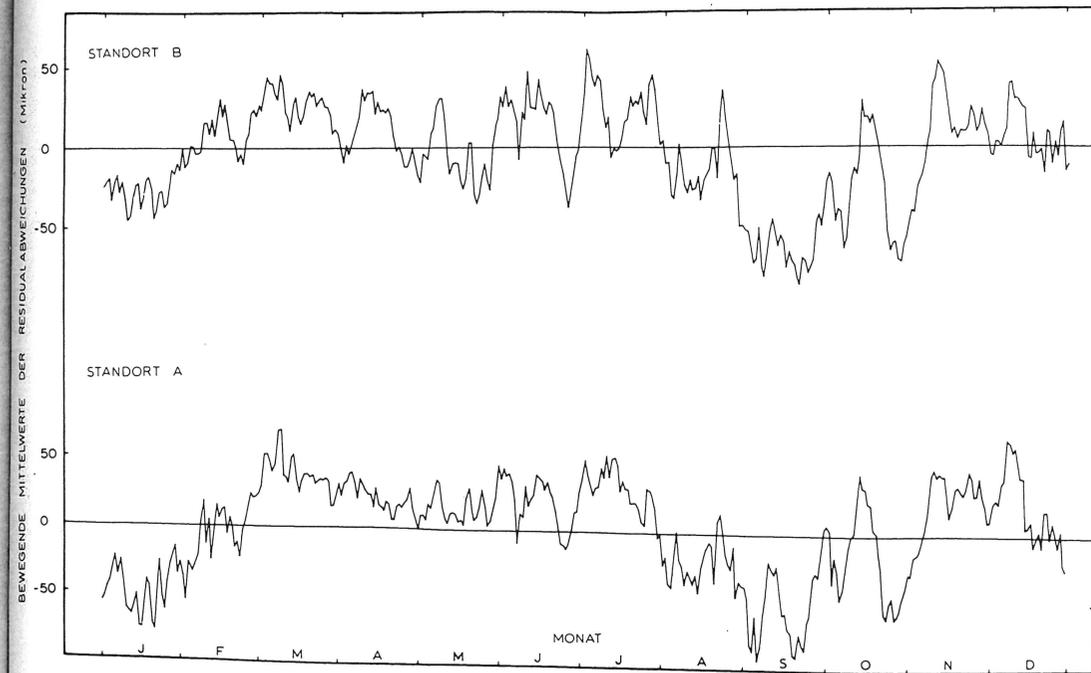


Abb. 11. Residualabweichungen in Gl. (26) und (27), dargestellt als eine Zeitreihe

wurden in Stunden registriert und ebenso wie die Differenz zwischen der Niederschlagsmenge und der potentiellen Evapotranspiration während dieser Tage (X_6 und X_7) als erklärende Variable in linearer Beziehung zum Zuwachs in das Regressionsmodell einbezogen.

Auf dem Standort mit optimaler Wasserversorgung war der partielle Regressionskoeffizient für X_1 positiv und gesichert. Der Zuwachs war negativ mit X_2 korreliert, aber nur in Gegenwart von X_1 , positiv mit X_5 , negativ mit X_4 (aber nur in Gegenwart von X_5), positiv mit X_6 und negativ mit X_7 . Ähnliche Abhängigkeiten wurden am Berghang festgestellt. Die Regressionsgleichungen, in denen die signifikanten Variablen enthalten sind, lauten:

Mulde

$$Y = -5,28887 + 6,32018 X_1 - 5,80571 X_3 - 3,03872 X_4 + 9,32774 X_5 + 1,41945 X_6 - 1,62975 X_7 \dots \quad (26)$$

Berghang

$$Y = 5,85803 + 4,98453 X_2 - 6,38953 X_3 - 1,66974 X_7 + 2,5569 X_6 + 6,87629 X_5 \dots \quad (27)$$

Die täglichen Residualabweichungen, dargestellt als Zeitreihe, lassen erkennen, daß positive und negative Abweichungen zeitgebunden sind (Abb. 11). Daraus geht hervor, daß unbekannte Umweltfaktoren oder interne baumphysiologische Faktoren den Zuwachsablauf während des Jahres 1968 neben den Bestimmungsgrößen, die als erklärende Variable in das Regressionsmodell eingeführt wurden, zunächst beeinflussten.

Zusammenfassung

Die vorliegende Untersuchung soll einen Beitrag zur quantitativen Erfassung der Zuwachsreaktion auf Umwelt und Waldbehandlung an Hand fortentwickelter Arbeitsverfahren der Waldwachstumskunde liefern. Untersuchungsziel im engeren Sinne war eine Erfassung und statistische Prüfung der Wirkung von Durchforstung und Astung auf den Zuwachs von *P. radiata*-Versuchsflächen in Südafrika sowie eine Schätzung des Einflusses des Zeitfaktors auf diese Abhängigkeitsbeziehung. Die erzielten Arbeitsergebnisse bieten der neuzeitlichen Waldbautechnik erweiterte und verbesserte Grundlagen für die Beurteilung forstlicher Produktionsmöglichkeiten. Weiter wurde versucht, die Wachstumsvorgänge innerhalb des Baumkörpers und deren Beziehungen zur Blattbiomasse sowie die Korrelation zwischen Baumkrone und Zuwachs, die Wechselbeziehungen zwischen den Bäumen innerhalb von Biogruppen und die Abhängigkeit des Zuwachses von meteorologischen Faktoren zu erforschen und darzustellen. Die Untersuchungen wurden in einem integrierten Forschungsprojekt, gestützt auf biometrisch begründete Versuche und Auswertungsmethoden, durchgeführt.

Summary

Needle-biomass, growth and growth distribution of Pinus radiata in South Africa in relation to pruning and thinning

In 1963, a thinning-pruning experiment was established in a 10-year old *P. radiata* stand in the South-Western Cape Province of South Africa. Tables 1 and 3 give the basal area- and volume increment for the nine combinations of stand density and severity of pruning, which were tested in the experiment. The experiment also revealed a depressing effect of pruning on height growth. Stem analysis indicated that pruning induces a more cylindrical stem form. This effect, however, is most pronounced during the first year after pruning. A thinning experiment, which was established in 1964 in a 10-year old stand on the slopes of Table Mountain, showed a curvilinear response for the period 1964—1971 (Eq. 7 and 8). The needle-biomass of 76 sample trees, which were felled in the plots of the thinning-pruning experiment, was estimated by sampling. Table 6 gives the relationship between tree needle weight and volume growth. The needle weight distribution within the live crown was related to basal area growth at four positions within the crown. It indicated a productivity gradient of the needles which could not be explained merely from a vertical gradient in photosynthetic efficiency. The conclusion is, that the growth distribution within the stem is necessarily controlled by internal factors, in addition to needle weight distribution patterns. An experiment, to study short-term responses to pruning, showed that daily fluctuations of the stem diameter were reduced from the first day, daily growth from the fifth day after pruning. Studies of the relationship between climate and ring width showed that September rainfall is negatively, March rainfall positively correlated with ring width. The daily growth of nine trees was recorded with dendrographs and subsequently related to environmental factors (Eq. 26 and 27).

Literatur

1. ASSMANN, E., 1970: The principles of forest yield study. Pergamon Press. — 2. BADOUX, E., 1939: De l'influence de divers modes et degrés d'éclaircie dans les hêtraies pures. Mitt. d. schw. Anst. f. d. forstl. Versuchsw. — 3. DERS., 1945: Relations entre le développement de la cime et l'accroissement chez le pin sylvestre. Mitt. d. schw. Anst. f. d. forstl. Versuchsw. — 4. BENNETT, F. A., 1955: The effect of pruning on the height and diameter growth of planted

5. BRAMBLE, W. C. et al., 1949: Influence of spacing on the growth of red pine in plantations. J. of Forestry. — 6. BURGER, H.: Holz, Blattmenge und Zuwachs: IX Die Föhre. — 7. DERS., 1951: Ertragskundliche Grundlagen der Massen- und Qualitätsholzerzeugung in der Schweiz. Schweiz. Z. Forstwes. — 8. DERS., 1939: Holz, Blattmenge und Zuwachs. XIII: Fichten in gleichaltrigen Hochwald. Mitt. der schw. Anst. f. d. forstl. Versuchswesen. — 9. CRAIB, I., 1939: Thinning, pruning and management studies on the main exotic conifers grown in South Africa. Pretoria. — 10. DERS., 1947: The silviculture of exotic conifers in South Africa. Fifth Br. Comm. For. Conf., London. — 11. DAHMS, W. G., 1954: Growth of pruned ponderosa pine. J. of For. — 12. v. DROSTE zu HÜLSHOFF, B., 1969: Struktur und Biomasse eines Fichtenbestandes auf Grund einer Dimensionsanalyse an oberirdischen Baumorganen. Diss. München. — 13. FRITTS, H. C., 1959: The relation of radial growth to maximum and minimum temperature in three tree species. Ecology. — 14. DERS., 1960: Multiple regression analysis of radial growth in individual trees. For. Sc. — 15. DERS., 1963: Some causes of diurnal and seasonal variations in tree stems as measured by dendrographs. Bull. Ecol. Soc. Am. — 16. GALLAGHER, G. 1967: A study of the initial effects of green pruning *Pinus radiata* and *Pinus contorta*. Paper IUFRO congress, München. — 17. JOYCE, P. M., 1962: A survey of thinning and pruning studies. Irish Forestry. — 18. KOZLOWSKI, T. T. et al., 1964: Diurnal and seasonal variation in radii of tree stems. Ecology. — 19. KRAMER, P. J. et al., 1960: Physiology of trees. New York. — 20. KOZLOWSKI, T. T., 1962: Tree growth. New York. — 21. VAN LAAR, A., 1963: The influence of stand density on crown dimensions of *Pinus radiata* D. Don. For. in S. A. — 22. DERS., 1967: The influence of environmental factors on the radial growth of *Pinus radiata*. J. of the S. A. For. Ass. — 23. DERS., 1968: A study of the growth behaviour of *P. canescens* and *P. deltoides* in the S. W. Cape Province of South Africa. Ned. Bosb. Tijdschr. — 24. DERS., 1970: Vorläufige Ergebnisse eines Pappeldurchforstungsversuches in Südafrika. Forstw. Cbl. — 25. DERS., 1971: The response of *Quercus palustris* to environmental factors. Jnl. of S. A. Bot. — 26. LEHTPERE, R., 1957: The influence of high pruning on the growth of Douglas Fir. Forestry. — 27. LUCKHOFF, H. A., 1949: The effect of live pruning on the growth of *P. patula*, *caribaea* and *tadea*. J. of the S. A. For. Ass. — 28. MACDOUGAL, D. T., 1921: Growth in trees. Carn. Inst. Wash. — 29. DERS., 1938: Tree growth. Chron. Bot. Comp., Leiden. — 30. MAYER, R., 1958: Kronengröße und Zuwachsleistung der Traubeneiche auf süddeutschen Standorten. Allg. Forst- u. Jagdztg. — 31. MITSCHERLICH, G. et al., 1966: Ertragskundlich-ökologische Untersuchungen im Rein- und Mischbestand. VI. Zuwachsbeginn und -ende, Stärkenänderung und jährlicher Durchmesserzuwachs. Allg. Forst- u. Jagdztg. — 32. POYNTON, R. J., 1957: Notes on exotic forest trees in South Africa. Bull. Dep. of For., Pretoria. — 33. SCHÖPFER, W., 1961: Beiträge zur Erfassung des Assimilationsapparates der Fichte. Diss. Freiburg. — 34. STAEBLER, G. R., 1964: Height and diameter growth for four years following pruning of douglas fir. J. of For. — 35. STEIN, W. I., 1955: Pruning to different heights in young douglas fir. J. of For. — 36. VUOKILA, Y., 1960: The effect of green pruning on the growth of scotch pine. Comm. Inst. For. Fenn. — 37. WARD, W. W., 1964: Live crown ratio and stand density in young, even-aged red oak stands. For. Sc. — 38. YOUNG, H. E. et al., 1952: The effect of pruning on the height- and diameter growth of loblolly pine. J. of For. — 39. ZUMER, M., 1966: Astungsversuche an Föhre, Fichte, Birke, Aspe, Esche und Eiche. D. Norske Skogsf.

Anschrift des Verfassers: Prof. Dr. A. VAN LAAR, Institut für Waldwachstumskunde der Forstlichen Forschungsanstalt München, Amalienstr. 52, 8000 München 40

FORST- WISSENSCHAFTLICHES CENTRALBLATT

158

ZUGLEICH ZEITSCHRIFT FÜR DIE VERÖFFENTLICHUNGEN
DER FORSTLICHEN FORSCHUNGSANSTALT MÜNCHEN

Unter Mitwirkung von

*E. Assmann, München / A. Baumgartner, München / P. Burschel, München
F. Franz, München / R. Geiger, München / J. N. Köstler, München
W. Kroth, München / W. Laatsch, München / H. Löffler, München
K. Mantel, Freiburg / R. Plochmann, München / K.-E. Rehfuess, München
A. v. Schönborn, München / P. Schütt, München / H. Schulz, München
W. Schwenke, München / J. Speer, München / W. Wittich, Göttingen*

herausgegeben von

H. von Pechmann

95. JAHRGANG

Mit 92 Abbildungen

Bibliothek
Institut für
Waldwach-
tumskunde
München

FV.

Stand: IIA

Nr. 56^b

11/11/76



1976

VERLAG PAUL PAREY · HAMBURG UND BERLIN

I. ABHANDLUNGEN

- ALCUBILLA, M.; AUFSESS, HERTHA VON; REHFUESS, K. E.: Stickstoffdüngungsversuche in einer Fichtenwuchsstockung (*Picea abies* Karst.) auf devastierter Kalkmergel-Rendzina: Wirkungen auf die Nährelementgehalte der Fichtengewebe und den Höhenzuwachs. — Nitrogen fertilization experiments in a Norway spruce stand (*Picea abies* Karst.) of stagnant growth on devastated marly rendzina: Effects on nutrient contents of spruce tissues and height increment 306
- ASSMANN, E.: Bestandsbehandlung und Produktionsmöglichkeiten der Rotbuche nach dem jetzigen ertragskundlichen Wissensstand. — Treatment and production possibilities of beech stands according to the present state of forest yield science 245
- BARTELHEIMER, P.: Der Holzmarkt im gesamtwirtschaftlichen Input-Output-Modell. — The timber market in an input-output-model für the German economy 79
- ECKMÜLLNER, O.: Holzpreise in Österreich. — Wood prices in Austria 72
- EIBERLE, K.: Zur Analyse eines Auerwildbiotops im Schweizerischen Mittelland. — Analysis of capercaillie habitat on the Swiss Plateau 108
- ENDERS, G.: Schattenkartierung als Grundlage für forstliche Planung im Alpenpark Königssee. — Shadow mapping as a climatological planning basis 180
- EVERS, F.-H.: Zur Ausbreitung von Streusalzschäden im Innern von Waldbeständen. — The spreading of areas in forest stands damaged by de-icing salt 251
- FRAUENDORFER, R.: Wirtschaftlichkeit und Gesamtproduktivität der österreichischen Forstbetriebe seit 1962. — Efficiency and productivity in Austrian forest enterprises 1962 to 1973 52
- FREYER, K.: Untersuchungen zur Bekämpfung der Tannennadelbräune *Herpotrichia parasitica* (Hartig) E. Rostrup (vormals *Trichosphaeria parasitica* Hartig). — Investigations on the control of *Herpotrichia parasitica* (Hartig) E. Rostrup (= *Trichosphaeria parasitica* Hartig) 187
- GIETL, G.; MAYER, H.: Der Einfluß eines Fichtenbestandes auf Behaglichkeitsparameter. — The influence of a spruce forest on comfort indices 125
- GROSS, K.: Die Abhängigkeit des Gaswechsels junger Fichtenpflanzen vom Wasserpotential des Wurzelmediums und von der Luftfeuchtigkeit bei unterschiedlichen CO₂-Gehalten der Luft. — Dependence of rates of net photosynthesis and transpiration of *Picea abies* seedlings on water potential of the root medium and on air humidity with different CO₂ concentrations 211
- JORDAN, H.-W.: Welche Unterschiede bestehen zwischen dem BHD des Kreisflächen- und des arithmetischen Mittelstammes? — What differences are between the diameter breast-height (dbh) of the arithmetical average-stem and the average-stem of the circle-plane of stands 175
- Sickerwasserchemismus eines lehmigen Waldbodens. — The influence of sewage sludge on chemical composition of seepage of a loamy forest soil 97
- KLIMETZEK, D.: Insektenvermehrungen und Sonnenflecken. — Propagation of insects in relation to sunspot-activities 226
- KROTH, W.; LÖFFLER, H.; TIMINGER, J.: Zur Analyse forstbetrieblicher Ziel-systeme und Methodik der Entscheidung. — To the analysis of objectives in forest enterprises and the methods of deciding 20
- LAAR, A. VAN: Nadelbiomasse, Zuwachs und Zuwachsverteilung von *Pinus radiata* in Südafrika unter dem Einfluß von Durchforstung und Astung. — Needle-biomass, growth and growth distribution of *Pinus radiata* in South Africa in relation to pruning and thinning 264
- LANG, K. J.: Unterschiede in der Monoterpenzusammensetzung des Harzes einjähriger Lärchenzweige. — Differences in the monoterpene composition of one year old twigs of European larch (*Larix decidua* Mill.) 142
- MAYER, H.: Die Windverhältnisse in und über einem Fichtenwald. — The wind structure within and above a spruce forest 323
- NIESSELEIN, E.: Mehrzweckforstwirtschaft im Betriebsmodell. — Multiple-use forestry in a model enterprise 45
- NILLE, B.: Ertragskundliche Untersuchungen von Aufforstungsbeständen im Re-kultivierungsgebiet der Bayerischen Braunkohlen-Industrie AG in Wackersdorf/Oberpfalz. — Forest yield study of reforestation stands in reclaimed area of the Bavarian Lignite Industries 197
- PEER, H.: Experimentelle Untersuchungen zur Konkurrenzkraft von Forstunkräutern auf Fichten. — Investigations on the intensity of competition of forest weeds to spruce seedlings 149
- PFADENHAUER, J.: Beziehungen zwischen Stickstoff-Mineralisation und Stickstoff-Ernährungszustand der Fichte im südostbayerischen Fylschgebiet. — Relationship between Nitrogen-mineralization and Nitrogen-nutrition of Norway spruce in the Bavarian Fylsch-area 165
- PLOCHMANN, R.: Untersuchungen im Kleinprivatwald in nichtbäuerlicher Hand. — Studies on small woodlot ownership in the hand of non-farmers 60
- SCHINNER, F.: Aminosäurenbildung durch Mikroorganismen aus der Rhizosphäre der Zirbe (*Pinus cembra* L.). — Production of amino acids by rhizosphere-microorganisms of *Pinus cembra* L. 301
- SCHUCK, H. J.; SCHÜTT, P.; SYDOW, ADELHEID VON: Zur allelopathischen Wirkung von Forstunkräutern. 2. Einfluß von Unkrautextrakten auf die Wurzelentwicklung von Fichtenkeimlingen. — Allelopathic effects of forest-weeds. 2. Influence of weed-extracts on root development of *Picea abies* seedlings 286
- SELTZER, E.: Untersuchungen über Struktur und Wachstum von Flurgehölzen in Oberbayern. — Investigations on structure and growth in Southern Bavarian shelterwoods 323
- TROMP, H.: Gedanken zur Wald- und Holzforschung in der Schweiz. — Reflections on forest and wood research of Switzerland 12