

Ein neuer Begriff des Standortswaisers

Levaković, Antun

Source / Izvornik: **Glasnik za šumske pokuse: Annales pro experimentis foresticis, 1927, 2, 100 - 149**

Journal article, Published version

Rad u časopisu, Objavljena verzija rada (izdavačev PDF)

Permanent link / Trajna poveznica: <https://urn.nsk.hr/urn:nbn:hr:108:636288>

Rights / Prava: [In copyright](#)/[Zaštićeno autorskim pravom.](#)

Download date / Datum preuzimanja: **2024-10-20**



Repository / Repozitorij:

[University of Zagreb Faculty of Forestry and Wood Technology](#)



PROF. DR ANT. LEVAKOVIĆ (ZAGREB):

Ein neuer Begriff des Standortsweisers.

(Jedan novi pojam indikatora stojbine).

INHALT (SADRŽAJ):

	Seite	
I. EINLEITUNG	100	(1)
II. ÜBERSICHT DER GEGENWÄRTIGEN STAND- ORTSWEISER	102	(3)
III. DAS GRUNDLAGENMATERIAL	111	(12)
IV. DIE UNTERSUCHUNGSMETHODE UND IHRE RESULTATE	115	(16)
1. DIE FICHTE	115	(16)
2. DIE KIEFER	130	(31)
V. SCHLUSSBEMERKUNGEN	137	(38)
IZVADAK	139	(40)
TABELLEN I—IV	144	(45)
18 DIAGRAMME (im Texte)		

I. EINLEITUNG.

Seit Beginn der geregelten Forstwirtschaft trachtete man natürlich auch danach, gewisse möglichst zuverlässige Anhaltspunkte über das Ertragsvermögen verschiedener forstlicher Grundstücke zu gewinnen.

Man vermutete richtig, dass — ähnlich wie in der Landwirtschaft — so auch in der Forstwirtschaft nicht alle Grundstücke gleichwertig sein können, dass vielmehr einzelne davon »ertragsreicher«, andere wieder »ertragsärmer« sein müssen. Man vermutete aber auch, uzw, ebenfalls auf Grund der von der Landwirtschaft gemachten Erfahrungen, dass die Ertragsfähigkeit ein und desselben Grundstückes nicht bloss von seiner Lage (Exposition) und von der Beschaffenheit

bezw. Qualität seines Bodens — kurz von der Standortsbonität — sondern, unter sonst gleichen Bedingungen, auch von der Art und Weise der Begründung des darauf zur Erziehung gelangten Holzbestandes, sowie auch von der Art und Weise dieser Erziehung selbst — kurz von der Wirtschaftsweise — abhängt.

Diese Vermutungen, die sich allmählich in Ueberzeugung verwandelten, führten nun zum Bestreben hin, den Einfluss eines jeden dieser zwei Ertragsfaktoren (Standortsbonität und Wirtschaftsweise) auf die Höhe des Waldertrages, d. h. auf die Holzmasse sowohl des Haupt- als auch des Nebenbestandes pro Flächeneinheit (1ha), in verschiedenen Altern zu ermitteln.

Um aber dies zu erreichen, musste natürlich — ein und dieselbe Holzart, sowie Gleichheit im Bestandesalter vorausgesetzt — der Einfluss der Standortsgüte für sich allein und jener der Wirtschaftsweise wiederum für sich allein beobachtet werden.

So kam man denn in Bezug auf die Untersuchungen über die Ertragsfähigkeit verschiedener forstlicher Standorte auf den Begriff eines »normalbestockten (normalgeschlossenen)« Bestandes. Unter »normalen« Beständen verstand man und versteht auch heutzutage diejenigen, die »nach Massgabe der Holzart und des Standortes bei ungestörter Entwicklung auf Flächen von mindestens 1,00 ha als die vollkommensten anzuerkennen sind«.¹

Man glaubte dabei, dass bei der Auswahl nur solcher Bestände zu Untersuchungszwecken die Wirtschaftsweise, insofern etwa unbekannt und infolge dessen nicht direkt berücksichtigbar, in ihrem Einflusse auf die Resultate der Untersuchungen — ganz extreme Fälle ausgenommen — so gut wie ausgeschaltet sei.

Schon zu Zwecken dieser Untersuchungen selbst, dann aber zugleich, um ihre Resultate auch einigen direkten Bedürfnissen der forstlichen Praxis (z. B. jenen der Standortsbonitierung, der Bestandesmassen- und der Bestandeszuwachs-schätzung) möglichst zugänglich zu machen, musste man in den Besitz eines möglichst sicheren und dazu auch genügend praktizierbaren Anzeigers oder Weisers der verschiedenen Standortsbonitäten (dieser meist in Form von sogenannten Standorts-»Klassen«) gelangen.

¹ Vergl. z. B. GANGHOFER A.: Das forstliche Versuchswesen, Band I, Augsburg 1881, S. 388 — oder auch: Allgemeine Forst- und Jagdzeitung 1889, S. 72.

BAUR in der IV. Auflage seiner Holzmesskunde (Berlin 1891, S. 237) anstatt »von mindestens 1,00 ha« sagt »von mindestens 0,25 ha«.

Nun aber verfügte die forstliche Standortslehre über kein genügend sicheres und praktizierbares bodenkundlich-klimatologisches Mittel zur Erkennung und Unterscheidung verschiedener Standortsbonitäten. So musste man daher nach anderen »Standortsweisern« Umschau halten und man fand auch allmählich deren eine gewisse Anzahl.

Die älteren davon, nämlich die bereits vor BAUR's Zeiten angewandten haben gegenwärtig nur mehr eine historische Bedeutung und können daher hier keine Erwähnung finden.

II. UEBERSICHT DER GEGENWÄRTIGEN STANDORTSWEISER.

Einem Standortsweiser fällt die Aufgabe zu, die Einreihung einzelner, ihrem Alter nach verschiedener Bestände einer bestimmten Holzart in einzelne, der Standortsgüte nach verschiedene Ertragsreihen (Ertrags-, Bonitäts-, Standortsklassen) einer gewissen fertigen oder erst aufzustellenden Ertrags-tafel zu ermöglichen. Daher bildet denn auch der Standortsweiser einen wesentlichen Teil des Inhaltes einer Ertragstafel.

Dem oben gesagten gemäss sind die Ertragstafeln auf dem Principe »normaler« Bestände einer bestimmten Wirtschaftsweise aufgebaut. Doch bereits die oben zitierte, im Arbeitsplane des Vereines deutscher forstlicher Versuchsanstalten vom Jahre 1874 enthaltene Definition der Normalität eines Bestandes ist wohl eine sehr unbestimmte und auch die in Ulm 1888 angenommene Ergänzung dieser Definition² lässt noch immer allerlei Zweifel zu. Ausserdem ist auch bei »normalen« Beständen ihre bisherige wirtschaftliche Behandlung gar oft unbekannt. Insbesondere kann dies für die Art und Weise gesagt werden, in welcher diese »normalen« Bestände begründet wurden.

Doch auch sonst gibt es in der Wirtschaft nicht nur »normale«, sondern — und dies sogar in ganz überwiegender Mehrzahl — auch andere Bestände, die dabei jedoch nichtsdestoweniger sehr oft auf ihre Zugehörigkeit zu dieser oder jener Standortsbonität anzusprechen sind.

Unter allen diesen Umständen soll naturgemäss ein guter Standortsweiser möglichst frei von den Einflüssen der Wirtschaftsweise seine Aufgabe erfüllen.

Als einen solchen wandte BAUR an und empfahl zugleich in seiner 1876 erschienenen »Fichte in Bezug auf Er-

² Vergl. »Allgemeine Forst- und Jagdzeitung« 1889, S. 73.

trag, Zuwachs und Form« auch anderen zum Gebrauche die mittlere Bestandeshöhe (die Bestandesmittelhöhe).³ Diese steht zum angeführten Zwecke auch heutzutage noch meist im Gebrauche und gehört demgemäss auch dem Inhalte meister neuerer Ertragstafeln zu (von 5 zu 5 oder von 10 zu 10 Jahren). Die grosse Mehrzahl der modernen Ertragstafeln enthält nämlich für jedes fünfte oder zehnte Jahr des Bestandeslebens, sowie auch für jede der (gewöhnlich fünf) ausgeschiedenen Standortsklassen ausser der betreffenden Holzmasse pro *ha* auch die betreffende Bestandesmittelhöhe als Standortswelser.

Indessen konstatierte bereits SCHUBERG⁴, dass bei einer gegebenen Holzart und in einem gegebenen Alter die Bestandesmittelhöhe für sich allein den Standort als solchen nicht sicher genug zu charakterisieren vermag. Sie selbst hängt nämlich — auch in »normalbeschaffenen« Beständen — nicht allein von der Standortsgüte ab, sondern ganz wesentlich auch von der Stammzahl pro Flächeneinheit. Denn in stammreicheren Beständen ist sie unter sonst gleichen Bedingungen kleiner, unter Umständen auch bedeutend kleiner, als in stammärmeren Beständen.

SCHUBERG will daher ausser nach der Bestandesmittelhöhe auch noch — usw. gleichzeitig und parallel — nach der Stammzahl, nach der Grundflächensumme (beides pro *ha*), sowie nach dem Mittelstammdurchmesser bonitirt wissen und hat auch selbst dieses Prinzip in seinen Ertragstafeln verwirklicht. Somit können die SCHUBERG'schen Ertragstafeln ohne eine gleichzeitige und parallele Verwendung aller dieser vier Bestandesfaktoren zu Standortswesern (in Gemeinschaft mit dem Alter natürlich) überhaupt nicht angewendet werden.

So sehr nun diese SCHUBERG'sche Standortsbonitierung in Bezug auf ihre Sicherheit der BAUR'schen im Principe auch überlegen ist, so bleibt sie, etwa in demselben Maasse, in Bezug auf ihre praktische Anwendbarkeit der BAUR'schen entschieden nach. Denn es kann wohl nur ganz selten vorkommen, dass alle diese in einem konkreten Bestande erho-

³ Vergl. auch BAUR's »Rotbuche in Bezug auf Ertrag, Zuwachs und Form«, Berlin 1881, sowie seine »Holzmesskunde«, IV. Aufl., Berlin 1891.

⁴ SCHUBERG: Gesetz der Stammzahl und die Aufstellung von Wald-ertragstafeln, Forstwissenschaftliches Centralblatt 1880.

Derselbe: Untersuchungen über das Verhalten der Bestandesfaktoren bei verschiedener Stammzahl der Bestände, Forstwissenschaft. Centralblatt 1882.

Derselbe: Aus deutschen Forsten, I. Die Weistanne bei der Erziehung in geschlossenen Beständen, Tübingen 1888; II. Die Rotbuche im natürlich verjüngten geschlossenen Hochwalde, Tübingen 1894.

benen Faktoren (Stammzahl, Grundflächensumme, mittlerer Durchmesser, mittlere Höhe) mit den betreffenden Faktoren einer Ertragsreihe — für dasselbe Alter natürlich — übereinstimmen. Fast immer muss man sich entweder in dieser oder in jener Richtung mit einer mehr weniger annähernden, oft auch nur geringen Uebereinstimmung begnügen, ein Umstand, der sowohl wenig arbeitsfördernd ist als auch in Bezug auf die Bonitierungs *sicherheit* nicht wesentlich mehr verspricht, als das Bonitieren nach der Mittelhöhe allein.

Ähnlich wie SCHUBERG bonitiert auch REINHOLD,⁵ indem auch bei ihm zu diesem Behufe sowohl die Grundflächensumme, als auch die Mittelhöhe, die Stammzahl und der Mittelstammdurchmesser gleich alter, aber verschieden behandelte Bestände berücksichtigt werden. Nur ist der Vorgang bei REINHOLD ein ziemlich anderer und auch die Möglichkeit der Uebereinstimmung einiger Bestandesfaktoren eine bedeutend grössere, nachdem das REINHOLD'sche Verfahren einem gewissen *speziellen* Bedarfe der Bonitierung angepasst ist.

Aus denselben Gründen bonitiert auch SCHIFFEL⁶ nach mehreren, gleichzeitig angewandten Standortswisern. Er bedient sich dazu der Bestandesmittelhöhe und seiner »Bestandes-Charakteristik« $\frac{N}{a}$, wo eigentlich wiederum, nur in einer anderen Form, die Stammzahl (N) und der Mittelstammdurchmesser (d) voll in Rechnung kommen.

Bei ihm sind also drei Bestandesfaktoren zu nur zweien formellen Standortswisern sozusagen »verdichtet«, die Anwendung der Ertragstafeln somit gegen SCHUBERG wesentlich vereinfacht, ohne dass dadurch jedoch die Sicherheit der Bonitierung gegenüber der SCHUBERG'schen einen Schaden erlitten hätte.

Auch GEHRHARDT⁷ empfiehlt neuerdings ein Bonitierungsverfahren, das für ein jedes Bestandesalter eigentlich mit zwei Standortswisern arbeiten soll. Es ist dies das Bonitieren mittels seiner »gh-Linie«. Diese Linie entsteht, wenn man von allen Probestämmen eines Bestandes, worunter natürlich auch die stärksten sowie auch die schwächsten Stamm-

⁵ REINHOLD G.: Die Bedeutung der Gesamtwuchsleitung an Baumholzmasse für die Beurteilung der Standorts- und Bestandesgüte, München 1926 (Mitteilungen aus der Staatsforstverwaltung Bayerns, Heft 18).

⁶ »Wuchsgesetze normaler Fichtenbestände«, Wien 1904 (Mitteilungen aus dem forstl. Versuchswesen Oesterreichs, Heft 29). Siehe ausserdem Schiffel's Aufsätze:

1. Über forstliche Ertragstafeln, Centrabl. für das gesamte Forstwesen, 1897.

2. Erziehungshiebe mit Bezug auf Ertragstafeln, Centrabl. für das gesamt. Forstwesen, 1901.

⁷ Allgemeine Forst- und Jagdzeitung 1924, S. 489.

klassen vertreten sein sollen, je die Grundfläche (g) und die Höhe (h) bestimmt, dann die Grundflächen als Abszissen und die zugehörigen Produkte gh als Ordinaten aufträgt.⁸

Die » gh -Linie« hat in der Hauptsache die Form einer Geraden vom Typ: $y = ax - b$. GEHRHARDT bemerkte nun, dass der Winkel α , der dem Parameter a dieser Gleichung entspricht, also auch dieser Parameter selbst, bei einem auf einem besseren Standorte aufgewachsenen Bestande grösser ist, als bei einem Bestande von einem geringeren Standorte.

Dies kann natürlich wohl nicht gelegnet werden. Der Winkel α jedoch, bzw. der zugehörige Parameter a , kann ja ohne die Kenntnis des negativen Parameters b , der nun ebenfalls wenigstens mit verschiedenen Standorten innerhalb ein und desselben Bestandesalters, sowie auch mit verschiedenen Altern innerhalb ein und desselben Standortes variieren muss, nicht ermittelt werden. So kann denn hier als Standortsweser nicht der Parameter a allein gelten (wie es GEHRHARDT zu meinen scheint), sondern nur in Zusammenhang mit dem anderen, ebenfalls sowohl mit Alter als auch mit Standortsgüte variierenden Parameter b .

GEHRHARDT hebt nur die Möglichkeit der Bonitierung mittelst seiner » gh -Linien« hervor, ohne auch selbst davon zu diesem Behufe Gebrauch zu machen. Denn alle seinen Ertragstafeln (auch die nach der obigen Konstatierung aufgestellten) sind lauter auf die mittlere Bestandeshöhe als Standortsweser zugeschnitten.

Doch könnte in Wirklichkeit das Prinzip seines » gh -Bonitierens« auch den Ertragstafeln zugrundegelegt werden. Nur müssten dann für eine jede Standortsklasse und ein jedes Alter beide Parameter (a und b) der Gleichung $gh = ag - b$ in die Ertragstafeln eingeführt werden. Ob dann jedoch beide Standortsweser unabhängig von der Wirtschaftsweise und stets mit genügender Sicherheit die Standortsgüte anzeigen könnten, bleibt vorderhand noch ungewiss.

Dass die Bestandesmittelhöhe für sich allein unter Umständen nur ein grober Standortsweser sein kann, zeigen alle, namentlich auch die neuesten Aufnahmeergebnisse der Wermisdorfer Fichtenkultur-Versuchsfläche,⁹ die nach diesen Ergebnissen teilweise bereits das 62. Jahr erreicht hat.

BUSSE bonitiert verschiedene, praktisch völlig ein und derselben Standortsweser zugehörige Unterflächen dieser

⁸ Vergl. auch GEHRHARDT: "Die theoretische und praktische Bedeutung des arithmetischen Mittelstammes, Meiningen 1901.

⁹ BUSSE und JAEHN: Wachsraum und Zuwachs, Berlin 1925 (Mitteilungen aus der sächsischen forstl. Versuchsanstalt zu Tharand, Bd. II, H. 6).

Versuchsfläche mit Hilfe der mittleren Bestandeshöhen und der SCHWAPPACH'schen Ertragstafel für die Fichte. Dabei konstatiert er, dass die mit einem aus Völlsaat hervorgegangenen 60-jähr. Normalbestande bestockte Unterfläche I der vierten (IV.) und die mit einem aus räumlicher Reiheneinpflanzung hervorgegangenen 62-jährigen Normalbestande bestockte Unterfläche XVIII der zweiten bis dritten (II.—III.) SCHWAPPACH'schen Standortsklasse entspricht. Daraus schliesst auch er, dass die Mittelhöhe nicht in allen Fällen ein geeigneter Standortswelser ist.

In Zusammenhang mit einer ähnlichen Konstatierung schlägt W. CAJANUS¹⁰ die sogenannte Bestandesoberhöhe, d. i. die mittlere Höhe der vorherrschenden Bäume des Bestandes, als Standortswelser vor. »Diese Tatsache¹¹ wird dadurch erklärt, dass die vorherrschenden Bäume eines Bestandes sich gewöhnlich ziemlich ungehemmt von den übrigen Bäumen entwickeln und dass ihre Lebensbedingungen somit in keinem wesentlichen Grade durch waldbauliche Massnahmen, speziell durch die Durchforstungen, verändert werden«.

Eine ähnliche Konstatation in Bezug auf die Bestandesoberhöhe macht indessen schon SCHWAPPACH,¹² indem er sagt: »Ebenso hängt auch dessen« (d. h. des Hauptbestandes) »Mittelhöhe von dem schwächeren oder stärkeren Grade der Durchforstung ab, dagegen ist die Oberhöhe hiervon vollkommen unabhängig«.

Obwohl nun SCHWAPPACH zu diesem Ausspruche auf Grund seines eigenen reichhaltigen Materiales berechtigt war, so führte doch auch er nur die Mittelhöhe als Standortswelser in seine betreffende Buchenertragstafel ein. Auch alle übrigen seinen Ertragstafeln sind nur mit Bestandesmittelhöhen als Standortsweslern versehen.

Eine Einführung der Bestandesoberhöhe als Standortswelser in die Ertragstafeln dürfte allerdings einen wesentlichen Erfolg bedeuten. Denn dies hiesse wohl: erstens, eine wesentlich sicherere Bonitierung gegenüber jener nach der Bestandesmittelhöhe; zweitens, eine wesentliche Vereinfachung des Bonitierens gegenüber demjenigen nach zwei oder mehreren Standortsweslern.

Indessen sowohl die Oberhöhe als auch alle übrigen oben angeführten Standortswelser haben einige Mängel, die ihren

¹⁰ Acta forestalia fennica, Vol. 3., Helsingfors 1914.

¹¹ Hier meint CAJANUS die Tatsache, »dass die Behandlungsweise entweder gar nicht oder nur in geringem Grade auf die Höhenentwicklung der vorherrschenden Bäume einwirkt«.

¹² »Wachstum und Ertrag normaler Rotbuchenbestände«, Berlin 1893, S. 29.

standortanzeigenden Wert ganz wesentlich herabsetzen. Es sind dies:

1. Alle aufgezählten Bestandesfaktoren (mit Ausnahme der Stammzahl, die jedoch nie für sich allein zu Standortswierzwecken zugezogen werden kann) stellen bestimmte Dimensionen vor, die entweder im Längen- oder im Flächen- oder zuletzt im kubischen Masse ausgedrückt werden. Von den GEHRHARDT'schen Parametern z. B. gehört a den Längen-, b den kubischen Grössen zu.

Daher ändern sich alle Bestandesfaktoren — als Funktionen der Zeit — nach Gesetzen, die nicht einfach genug ausdrückbar sind (transzedente Funktionen) und somit auch praktisch nicht ausgenützt werden können. Diese Standortswieser müssen also für jede Ertragsklasse nach Alter als Argument tabelliert werden, so dass ein und derselbe Standort unter sonst gleichen Bedingungen in jedem anderen Bestandesalter z. B. durch eine andere Oberhöhe charakterisiert erscheint.

In Wirklichkeit hingegen, wo sich unter sonst gleichen Bedingungen der Standort mit dem Bestandesalter (praktisch wenigstens) nicht ändert, müsste auch der Standortswieser vom Alter unabhängig sein, somit bei ein und demselben Standorte ohne Rücksicht auf das Alter unverändert bleiben.

2. In der Veränderlichkeit des Standortswiesers mit dem Bestandesalter liegt nun eben auch der Hauptgrund dafür, dass die Zugehörigkeit verschieden alter Bestände zu ein und derselben Ertragsreihe oftmals ganz ausserordentlich schwierig mit einer genügenden Sicherheit zu beurteilen ist. Wenn aber dem Standortswieser eine Unabhängigkeit vom Alter eigen-tümlich wäre, dann könnte unter sonst gleichen Umständen von dieser Schwierigkeit keine Rede mehr sein. Denn alle zu ein und derselben Standortsgüte zugehörigen Bestände, ob nun älter oder jünger, hätten dann — unter sonst gleichen Bedingungen — nur einen einzigen Standortswieserbetrag.

3. Die Tabellierung der Standortswieser nach Ertrags- und Alterklassen nimmt verhältnissmässig viel Raum in Anspruch und erschwert dadurch auch die Übersichtlichkeit der Tabellen.

4. Die Standortswieser dermaliger Ertragstafeln lassen eine Bonitierung erst zu, nachdem man nach dem der betreffenden Ertragstafel zugrundegelegten Durchforstungsprinzip den Bestand bereits durchforstet hat. Dies kann nun in der Wirtschaft hie und da auch recht störend empfunden werden, indem man oftmals die Standortsgüte auch ohne vorherigen Durchforstungszwang ermitteln möchte. Daher soll der Standortswieser auch von dem eben bestehenden wirtschaft-

lichen Zustände des Bestandes (ob durchgeforstet oder noch nicht) unabhängig sein.

Nach CAJANDER soll ein tadelloser Standortsweser neben einer sicheren, von der Wirtschaftsweise unabhängigen Standortbonitierung auch noch ermöglichen:¹³

1. gemeinsame Bonitäten für alle Holzarten zu erhalten, damit die gleichnamigen Bonitäten verschiedener Holzarten einander entsprechen (z. B. die I. Buchenbonität der I. Eichen- oder Kiefernbonität), denn die »Standortsbönitäteneinteilung sollte . . . von der Holzart unabhängig sein«;

2. gemeinsame Bonitäten für die verschiedenen Länder zu erhalten, damit z. B. die I. Fichtenwaldbonität Bayerns der gleichnamigen Bonität im norddeutschen Flachland entspreche;

3. natürliche Bonitäten zu erreichen, die miteinander biologisch nahe verwandt sind und a priori erkannt werden können;

4. bei Ertragstafelaufstellung das Zahlenmaterial jeder Bonität getrennt für sich behandeln zu können;

5. einen einfachen, aber zugleich bezeichnenden Ausdruck für den Standortcharakter zu erhalten, was bei der Ausführung und Beschreibung vergleichender Versuche und Untersuchungen überhaupt wichtig sei;

6. eine Grundlage für die spezielle (angewandte) Waldbaulehre zu erhalten;

7. für allerlei forstliche Zwecke eine möglichst einheitliche Klassifizierung der Wälder herbeizuführen.

Einen solchen Standortsweser erblickt nun CAJANDER in den von ihm in die Wissenschaft und Wirtschaft eingeführten Waldtypen. »Zu ein und demselben Waldtyp werden . . . alle Waldungen gerechnet, deren Untervegetation sich im angehenden Haubarkeitsalter und bei annähernd normalem Geschlossenheitsgrad des Baumbestandes durch mehr oder weniger gemeinsame Artzusammensetzung und denselben oekologisch-biologischen Charakter auszeichnet, sowie alle diejenigen, deren Untervegetation sich von der eben definierten nur in solchen Hinsichten unterscheidet, die — z. B. infolge des verschiedenen Alters des Baumbestandes, der Durchhauung usw. — nur als vorübergehend oder zufällig, jedenfalls nicht als bleibend zu betrachten sind. Bleibende Unterschiede bedingen einen neuen Waldtyp, wenn die Unterschiede signifikant genug

¹³ Vergl. A. K. CAJANDER: Was wird mit den Waldtypen bezweckt?, Acta forestalia fennica, Vol. 25, Helsingfors 1923.

Seine diesbezüglichen, am angef. Orte ausführlicher behandelten sieben Punkte konnten hier nur auszugsweise Platz finden.

erscheinen, oder einen Sub-bezw. Untertyp, wenn die Unterschiede weniger wesentlich, aber doch von Bedeutung sind.«¹⁴

CAJANDER benennt verschiedene Waldtypen nach den betreffenden charakteristischsten Pflanzen, z. B. Calluna-Typ, Myrtillus-Typ, Vaccinium-Typ, Oxalis-Typ usw. Seine Lehre hat, wie aus der nur auszugsweise in der Fußnote 14 angegebenen Literatur ersichtlich ist, in Finnland sowohl in der Wissenschaft als auch in der Praxis bereits einen ganz festen Boden gefasst. Auch RUBNER¹⁵ bestätigt der Waldtypenlehre für Finnland sehr schöne Erfolge, »so dass für dieses Gebiet an der Richtigkeit der Waldtypenlehre nicht gezweifelt werden kann«.

Nichtsdestoweniger ist jedoch sowohl RUBNER als auch LEININGEN,¹⁶ HARTMANN¹⁷ und FEUCHT¹⁸ der Ansicht, die CAJANDER'sche Lehre sei in Deutschland nicht überall anwendbar.

Einen ablehnenden Standpunkt den CAJANDER'schen Waldtypen als Standortswaisern gegenüber nimmt neuerdings auch BURGER an, obwohl er dabei als ein eifriger Anhänger der Waldtypenlehre in Bezug auf die waldbaulichen Bedürfnisse hervortritt. Die Waldtypenlehre solle

¹⁴ CAJANDER A. K. und ILVESSALO YRJÖ: Über Waldtypen II, Acta forestalia fennica, 20, Helsingfors 1922.

Vergl. auch:

CAJANDER: Über Waldtypen, Acta for. fenn. 1, Helsingfors 1909.

ILVESSALO YRJÖ: Untersuchungen über das Wachstum der vorherrschenden Bäume in Kiefernbeständen von Myrtillus- und Calluna-Typ, Acta for. fenn. 6.

BJOERKENHEIM RAF.: Beiträge zur Kenntnis einiger Waldtypen in den Fichtenwäldern des deutschen Mittelgebirges, Acta for. fenn. 6.

LAKARI O. J.: Untersuchungen über die Waldtypen in Nordfinnland, Acta forest. fenn. 14.

ILVESSALO YRJÖ: Untersuchungen über die taxatorische Bedeutung der Waldtypen, Acta for. fenn. 15.

ILVESSALO YRJÖ: Ertragstabellen für die Kiefern-, Fichten- und Birkenbestände in der Südhälfte von Finnland, Acta for. fenn. 15.

ILVESSALO YRJÖ: Vegetationsstatistische Untersuchungen über die Waldtypen, Acta for. fenn. 20.

LOENNRÖTH E.: Die Waldtypen und die innere Bestandesentwicklung, Mitteilungen der deutschen dendrolog. Gesellschaft Nr. 36, 1926.

CAJANDER: Die forstliche Bedeutung der Waldtypen, Helsinki 1926.

CAJANDER: The Theory of Forest types, Acta forest. fenn. 29, Helsinki 1926.

¹⁵ »Die pflanzengeographischen Grundlagen des Waldbaues«, Neudamm 1925, S. 294.

¹⁶ »Die forstliche Bedeutung der Waldtypen«, Forstarchiv 1926, S. 337 ff.

¹⁷ »Über Waldtypen«, Centralbl. für das gesamte Forstw. 1922, S. 154 ff.

¹⁸ »Die Bestandesflora als Ausdruck der Gesamtwirkung aller Standortsfaktoren«, Zeitschrift für Forst- und Jagdwesen 1923, S. 609 ff.

¹⁹ »Die Bodenflora als waldbaulicher Weiser«, Silva 1922, S. 369.

sich die Bestandesbonitierung als Ziel setzen, denn dazu sei sie mehr geeignet, als zur Bestimmung der Standortsonalität.¹⁹

Aus CAJANDER's eigenen Aussagen über die Waldtypen geht auch hervor, dass es bei der Bonitierung der Standorte nach dieser Methode gewissermassen auch auf subjective Momente ankommt. Denn »die Abgrenzung der Waldtypen« sagt z. B. CAJANDER²⁰ »ist im Hinblick auf das oben gesagte gewissermassen noch mehr als die der Arten der systematischen Botanik vom subjektiven Ermessen abhängig und die Ansichten der Autoren können in den Einzelfällen bisweilen recht stark differieren«.

Obwohl daher, namentlich für die nordischen Länder, der Waldtypenlehre die ihr besonders für den theoretischen und praktischen Waldbau gebührende Bedeutung durchaus nicht abgesprochen werden kann, so glaube doch auch ich, dass sie — wenigstens in den gemässigten und noch südlicher gelegenen Zonen — zu Bonitierungszwecken schon weniger geeignet ist.

Auch in Schweden und in Russland gewann nach ILVESSALO²¹ die Waldtypenlehre mehr weniger an Ausdehnung, nur eben in manchen anderen, der CAJANDER'schen ziemlich fernstehenden Formen. In Schweden unterscheidet ILVESSALO diesbezüglich zwei Formen: die NILSSON'sche und die LUNDSTROEM'sche. Nach ILVESSALO machen die in Schweden angewandten Waldtypen keinen genug einheitlichen Eindruck.

Dasselbe gilt nach ILVESSALO auch von den russischen Typen. Nach ihm unterscheiden sich z. B. die MOROSOW'schen, die KRÜDENER'schen und die SUKATSCHEW'schen Waldtypen nicht unerheblich voneinander.

Ich selbst ersehe aus den beiden unter Note 21 angeführten Publikationen (von MOROSOW und KRÜDENER), dass in Russland die Waldtypen — russisch richtiger »Bestandes-

¹⁹ BURGER H.: Ertragstabeln und Waldtypen, Schweizerische Zeitschrift für Forstwesen, 1927, S. 8 ff.

²⁰ Acta forestalia fen., vol. 20, S. 23.

²¹ Acta forestalia fennica, 15. »Untersuchungen über die taxatorische Bedeutung der Waldtypen«, Referat, S. 5, 6.

Bezüglich der russischen »Waldtypen« berufe ich mich auf ILVESSALO, da mir leider von den ganz zahlreichen russischen diesbezüglichen Publikationen bisher bekannt sind nur:

1. MOROSOW: Utschenie o lese, Moskwa-Petrograd 1924, nach Verfassers Hinscheiden erschienene, von MATRENINSKY durchgesehene Ausgabe;

2. KRÜDENER: Über Waldtypen im allgemeinen und in Bezug auf Deutschland im besonderen, Zeitschrift für Forst- und Jagdwesen 1926, S. 589 ff, 653 ff.

typen« (»tipy nassaschdenij«) genannt — nicht eigentlich zu Standorts-Bonitierungs-zwecken in Anwendung stehen. Diesen Zwecken allein dient vielmehr auch in Russland (nach MOROSOW) nur die Bestandesmittelhöhe. Denn — wie z. B. MOROSOW auf S. 357 seines angeführten Buches sagt — »als anschauliche Illustration des Gesamteinflusses sämtlicher Wuchsbedingungen eines gegebenen Standortes äussert sich die mittlere Bestandeshöhe in einem gewissen Alter. Diese ist, so zu sagen, eine algebraische Summe oder eine Resultante aller verschiedenartigen, mit der Lage des gegebenen Standortes verknüpfter Einflüsse«. Und — wie sich MOROSOW noch etwas weiter ausdrückt — die »tipy nassaschdenij« dienen eigentlich nur dazu, die Ursachen einer hohen oder einer geringen Bonität klarzulegen, indem »eine geringe Bonität gleich herrühren kann sowohl vom Überfluss an Feuchtigkeit als auch vom Mangel an derselben, von der Bodenarmut oder, im Gegenteil, vom Überfluss an irgendwelchen Salzen«.

Auch KRÜDENER (S. 656 seiner angeführten Publikation) unterscheidet scharf zwischen »Walddtyp« und »Bonität«, indem er sagt: »Genau so, wie die Bonität ohne gleichzeitige Nennung des Typs uns keinen Begriff von den Verhältnissen, unter denen dieser Effekt vor sich gegangen ist, gibt — kann umgekehrt auch der Walddtyp ohne gleichzeitige Nennung der Bonität uns eine bestimmte Vorstellung von dem quantitativen Effekt nur dann geben, wenn zu ihm eine einzige Bonität gehört, und nicht mehr als eine«. Nach KRÜDENER ist somit der Standort durch den Walddtyp allein durchaus noch nicht vollkommen charakterisiert. Dies wird er erst nach Hinzufügen der »Bonität«, die nun ihrerseits wiederum nach der Bestandesmittelhöhe bestimmt wird.

Nach dieser Vorbereitung komme ich nun auf meine Untersuchungen, die den Zweck hatten, zu einer eventuell mehr befriedigenden Lösung des Problems etwas beizutragen. Ich bin dabei vom Standpunkte eines »mathematischen« Standortsweisers ausgegangen. Bevor ich jedoch zu seiner Auseinandersetzung übergehe, muss ich das notwendigste über das von mir benutzte Grundlagenmaterial berichten.

III. DAS GRUNDLAGENMATERIAL.

In Ermangelung eines besseren und in zeitlicher Hinsicht ausgedehnteren Materials musste ich mich vorläufig mit den Aufnahmeergebnissen von fünf sächsischen Kulturversuchsflächen begnügen. Drei davon sind die sogen. Fichtenkultur-Versuchsflächen aus den bekannten Staatsforstrevieren

Wermsdorf, Nassau und Altenberg. Die beiden übrigen sind die Kiefernkultur-Versuchsflächen von Reudnitz und Markersbach.

Die Wermsdorfer Fichten-Versuchsfläche zerfällt in 19 Unterflächen zu je 0.27671 *ha*, von denen drei im Wege verschieden dichter Saaten, die übrigen im Wege verschieden dichter Pflanzungen begründet wurden. Bei ihrer ersten Aufnahme (Ende 1888) waren die Saatbestände 27, die Pflanzbestände 29 Jahre alt. Bei der letzten, sechsten, Aufnahme (im Frühjahr 1922) zählten die Saatbestände 60, die Pflanzbestände 62 Jahre. Verwendet wurde von mir, um eine Gleichwertigkeit im Alter zu erreichen, nur die 16 Pflanzbestände, da die drei Saatbestände — für sich genommen — zu wenig in der Anzahl waren, um erfolgreich verwendet zu werden.

BUSSE und JAEHN veröffentlichten am angeführten Orte die notwendigsten Aufnahmeergebnisse pro *ha* für sämtliche Versuchs-Unterflächen und alle sechs Aufnahmen, die im Laufe der Zeit naturgemäss von verschiedenen Personen ausgeführt wurden. Alle 19 Versuchs-Unterflächen wurden angebaut und periodisch aufgenommen, um den Einfluss verschiedenartiger Bestandesbegründung (namentlich in Betreff der Standraumverhältnisse) auf die Entwicklung der sonst auf praktisch gleichem Standorte stehenden Bestände zu beobachten.

Die zu hiesigen Zwecken praktisch genügende Gleichwertigkeit aller Unterflächen in standörtlicher Hinsicht basiert auf folgendem:

Der grösste Teil der ganzen, oben auf einem Hügel befindlichen, rechteckigen, etwa $5\frac{1}{2}$ *ha* betragenden Versuchsfläche gehört²² einem ziemlich sandigen Geschiebelehm und nur ein kleiner Teil dem zu einem Grus zerfallenen, zumeist hinlänglich mit feinen Bodenteilen vermengten Quarzporphyr an. Boden somit von mittlerer Qualität. Die Erhebung der verschiedenen Punkte der ganzen Versuchsfläche über dem Meeresniveau variiert zwischen 166 und 187 m — Höhenunterschiede somit, die ebenfalls praktisch nicht ins Gewicht fallen können.

Die praktisch genügende Gleichwertigkeit aller 19 Unterflächen in Bezug auf die Standortsgüte bestätigt übrigens in der Hauptsache auch BUSSE, inder er sagt: »Die Parallelität lässt sich dahin deuten, dass der Boden auf der ganzen Ver-

²² Siehe diesbezüglich die von KUNZE mitgeteilten Angaben des Sektionsgeologen HAZARD, Tharander forstl. Jahrbuch, Bd. 39 (Dresden 1889), S. 82.

suchsfläche ziemlich gleich beschaffen ist«. Auch etwas weiter: »Da der Boden als annähernd gleich beschaffen betrachtet werden darf...«²³

Die Nassauer Fichten-Versuchsfläche befand sich in einer Meereshöhe zwischen 778 und 792 m auf einem gegen Osten sanft geneigten Abhänge. Der Boden war frisch, kräftig, aus der Verwitterung des Granitporphyrs (hornblendereiche und augitführende Variation) hervorgegangen. Die Standortverhältnisse auf der ganzen Versuchsfläche waren somit praktisch sehr gleichmässig.

Die Anzahl, Grösse und Verteilung der Unterflächen in Bezug auf die Culturart (Begründungsart) ähnelte derjenigen in Wermsdorf.

Bei der ersten Aufnahme (Ende 1896) waren die drei Saatbestände 36, die 16 Pflanzbestände 37 Jahre alt. Die zweite und infolge eines sehr starken Schnee- und Eisbruches zugleich letzte Aufnahme erfolgte sieben Jahre später.

Die Altenberger Fichten-Versuchsfläche war noch ein wenig höher gelegen (zwischen 796 und 822 m Meereshöhe) auf einem fast ganz gleichmässig nach Süden geneigten Hang. Der Boden, zu 56% aus granatführendem Albitphyllit und zu 44% aus Teplitz-Altenberger Quarzporphyr hervorgegangen, war tiefgründig, frisch und kräftig.

Was den Boden und das Klima betrifft, es stimmte sonun diese Versuchsfläche praktisch sehr gut mit der Nassauer Versuchsfläche überein. Auch in Bezug auf alle übrigen Verhältnisse (Anzahl und Begründungsweise der Unterflächen; Zeit der Aufnahme, Schnee- und Eisbruchkalamität etc.) koinzidierten diese beiden Versuchsflächen ganz gut miteinander.

Die Aufnahmeergebnisse über beide Versuchsflächen veröffentlichte KUNZE in den Bänden 47 (vom Jahre 1897) und 55 (vom Jahre 1905) des Tharandter forstlichen Jahrbuches. Davon konnte ich hier nur die in KUNZE's Tabelle V (auf Seite 168 des Thar. Jahrbuches von 1905) befindlichen verwenden. Sie beziehen sich auf je nur einen Teil der Nassauer und Altenberger Pflanzbestände in beiden obenerwähnten Altern (von 37 bzw. 44 Jahren).

²³ BUSSE und JAEHN: Wachsräum und Zuwachs, S. 209 und 211.

Die ziemlich detaillierten Resultate der ersten vier Aufnahmen dieser Versuchsfläche sind von KUNZE im »Tharander forstl. Jahrbuch« Bd 39 (Jahrgg 1889), Bd 45 (Jahrgg 1895), Bd 52 (Jahrgg 1902), Bd 57 (Jahrgg 1907) veröffentlicht worden.

Die Resultate der fünften Aufnahme erschienen mehr summarisch (ähnlich wie bei BUSSE und JAEHN) in den »Mitteilungen aus der sächsischen forstl. Versuchsanstalt zu Tharand, Bd II, Heft 2 unter der Aufschrift: FRITSCHKE, Über den Einfluss der Anbaumethode auf den Ertrag der Fichte, Berlin 1919.

Die Reudnitzer Kiefern-Versuchsfläche wurde in 11 gleich grossen Unterflächen angelegt (je 0.27671 ha), davon 3 Saaten und 8 Pflanzungen. Die Saatbestände sind um 2 Jahre jünger als die Pflanzbestände und wurden von mir hier aus demselben Grunde wie diejenigen von Wermsdorf nicht verwendet.

Die Versuchsfläche liegt auf einem nach Norden geneigten Hange zwischen 140 und 160 m Meereshöhe in einer sehr geschützten Lage. Der Boden ist Diluvialsand.

Die Markersbacher Kiefern-Versuchsfläche befindet sich »an dem nach Ost gerichteten Abfalle einer in einem Quadersandsteinplateau eingelassenen sehr flachen Vertiefung« zwischen dem 435. und 439. Meter der Höhe über dem Meeresniveau. »Der Boden ist aus der Verwitterung des Quadersandsteines hervorgegangen und muss als ein ziemlich schwerer Lehm Boden bezeichnet werden.«²⁴

Auch hier wurden von mir aus dem angeführten Grunde nur die 8 Pflanzbestände verwendet, die je um ein Jahr jünger sind als diejenigen in Reudnitz.

Sowohl in Reudnitz als auch in Markersbach sind alle Versuchs-Unterflächen, sofern mir aus den Publikationen bekannt sein konnte, bereits siebenmal aufgenommen worden: das erstemal im Jahre 1880 (Herbst), das letztmal im Jahre 1912 (Frühjahr). Die Ergebnisse aller dieser 7 Aufnahmen wurden von KUNZE veröffentlicht.²⁵

Das hier von allen oben erwähnten fünf Versuchsflächen verwendete Grundlagenmaterial befindet sich in den betreffenden Spalten meiner Tabellen I bis IV unter den Bezeichnungen: *a* (Bestandesalter), *d* (Mittelstammdurchmesser), *h* (Bestandesmittelhöhe), *N* (Stammzahl pro Flächeneinheit). Unter der Bezeichnung *Fl.-Nr.* befinden sich die von den betreffenden Autoren angegebenen Ziffern (laufende Nummern) der entsprechenden Versuchs-Unterflächen.

Alle übrigen Zahlen habe ich auf Grund dieser entlehnten Daten speziell für die hier verfolgten Ziele berechnet.

Die Grössen *d*, *h* und *N*, somit auch alle von mir aus ihnen hergeleiteten Zahlen beziehen sich nur auf den nach durchgeführter Durchforstung oder etwa auch nach einem

²⁴ KUNZE: Über den Einfluss der Anbaumethode auf den Ertrag der gemeinen Kiefer, Supplemente zum Tharander forstl. Jahrbuch, Band IV, Heft 1, S. 6.

²⁵ Ausser der letztangeführten KUNZE'schen Publikation vergl. auch die gleichnamigen Veröffentlichungen im Tharand. forstl. Jahrbuch: Bd 43 (J. 1893), Bd 48 (J. 1898), Bd 54 (J. 1904), Bd 59 (J. 1909), sowie auch in den »Mitteilungen aus der kgl. sächsischen Versuchsanstalt zu Tharand« Bd I, Heft 5.

anderweitigen Hiebe verbliebenen Hauptbestand. Denn diese Grössen konnten aus den angeführten sächsischen Publikationen nur in den betreffenden für den Hauptbestand geltenden Beträgen für alle Alter herausgezogen werden.

IV. DIE UNTERSUCHUNGSMETHODE UND IHRE RESULTATE.

1. Die Fichte.

Gemäss dem oben unter Punkt II gesagten soll ein zuverlässiger und genügend praktizierbarer Standortswelser wenigstens diese Eigenschaften besitzen:

1. Er soll möglichst frei von den Einflüssen der Wirtschaftsweise sein.

2. Er darf auch durch das Bestandesalter nicht beeinflussbar sein, d. h. ein bestimmter Standort einer gewissen Holzart soll ohne Unterschied des Alters nur durch eine einzige Zahl ausdrückbar sein.

3. Die Anwendbarkeit eines solchen Standortsweslers soll nicht an die Vorbedingung gebunden sein, dass der am betreffenden Standorte befindliche Bestand erst »vorschriftsgemäss« durchforstet sei.

Das Bestreben nun, einen Ausdruck für den Standortswelser zu definieren, welcher der ersterwähnten Bedingung Genüge leistet, führte mich zuerst zu den bekannten Sätzen hin, dass sowohl der bessere Standort als auch der grössere Standraum- (Wachsraum) in gleicher Richtung auf die Mittelstammdimensionen einwirken, dass dabei jedoch der Standort — unter sonst gleichen Bedingungen — verhältnissmässig mehr auf die Baumhöhe als auf die Baumstärke einwirkt.²⁶ Mit anderen Worten soll dies heissen: je grösser der Standraum, umso grösser die Bestandesmittelhöhe, zugleich aber auch der Mittelstammdurchmesser, ohne dass dabei jedoch der Einfluss des Standortes belanglos bleibt.

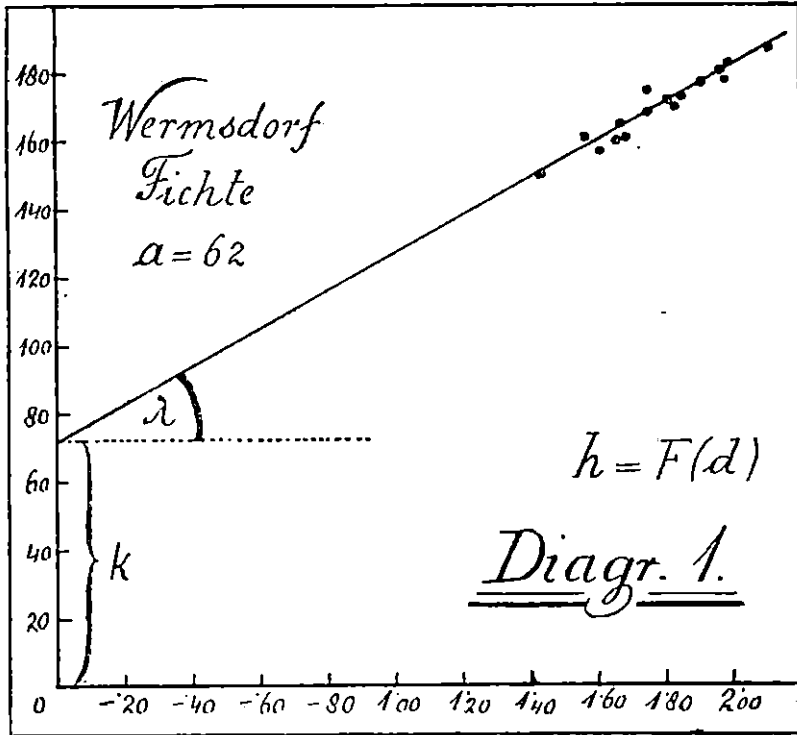
Demnach muss — innerhalb ein und desselben Alters — bei Annahme der Mittelhöhe als Funktion des Mittelstammdurchmessers der Einfluss des Standraumes (d. h. der wirtschaftlichen Behandlung der Bestände) so ziemlich wie aus-

²⁶ Siehe z. B. GUTTENBERG: Über den Einfluss des Bestandeschlusses auf den Höhenzuwachs und die Stammform, Oesterr. Vierteljahresschrift für Forstwesen 1886, S. 110, 111.

GUTTENBERG: Wachstum und Ertrag der Fichte im Hochgebirge, Wien und Leipzig 1915, S. 21.

geschaltet betrachtet werden. Die Mittelhöhe muss dazu bei gleichem Mittelstammdurchmesser umso grösser sein je besser der Standort.

Ich trug nun zuerst für die Wermsdorfer Fichte (Tabelle I), bzw. je für gleiches Alter (a) die Mittelstammdurchmesser (d) aller Bestände (Versuchs-Unterflächen) als Abszissen (x), die korrespondierenden Bestandesmittelhöhen (h) als Ordinaten (y) auf. Dadurch bekam ich für jedes einzelne



Alter einen ziemlich langgestreckten, geraden Streifen von Punkten, durch die Mitte dessen praktisch genügend sicher eine Gerade vom Typ

$$y = k + lx \dots \dots \dots (1)$$

hindurchgezogen werden konnte. Eine solche Gerade samt dem Punktstreifen zeigt das Diagramm 1 für das Alter von 62 Jahren.

Nach Einzeichnen je einer solchen Geraden in den betreffenden Streifen ist nun die Möglichkeit gegeben, für jedes einzelne der 6 Bestandesalter die durchschnittlichen Beträge

der Konstanten (Parameter) k und l ziemlich genau aus der Zeichnung zu bestimmen. Ich begnügte mich jedoch mit dieser ganz einfachen, graphischen Bestimmungs- (Ausgleichs)-weise nicht, berechnete vielmehr die Parameter k und l mit Hilfe der bekannten Formeln der Ausgleichsrechnung nach der Methode der kleinsten Quadrate (vermittelnde Beobachtungen gleicher Genauigkeit).

KOZAK²⁷ führt diese zwei Formeln ausdrücklich an. Nach der gewöhnlichen Schreibweise und im Sinne unserer obigen Bezeichnung der beiden Veränderlichen (x , y), sowie auch unter Beachtung, dass hier $c = 16$ ist, lauten diese Formeln, wie folgt:

$$k = \frac{\Sigma x^2 \cdot \Sigma y - \Sigma x \cdot \Sigma xy}{c \cdot \Sigma x^2 - \Sigma x \cdot \Sigma x} \dots \dots \dots (2)$$

$$l = \frac{c \cdot \Sigma xy - \Sigma x \cdot \Sigma y}{c \cdot \Sigma x^2 - \Sigma x \cdot \Sigma x} \dots \dots \dots (3)$$

Die mit ihrer Hilfe berechneten mittleren Werte für k und l sind in den Spalten 5 und 6 der Tabelle I enthalten. Wie daraus ersichtlich, k ist eine benannte, dimensionierte, in Dezimetern ausgedrückte Grösse, l dagegen eine trigonometrische Tangente des Winkels λ (Diagr. 1). Als Tangente je eines von 45° kleineren Winkels sollte l eigentlich nur je einem Hundertstel der in der Spalte 6 angeführten Beträge gleich — also kleiner als 1 sein, während es in Wirklichkeit (gemäss der Spalte 6) je sehr viele Einheiten enthält. Dieser scheinbare Widerspruch erklärt sich jedoch gleich, wenn man erwägt, dass die d -Werte, die durchschnittlich hundertmal kleiner sind als die entsprechenden h -Werte, mit ihren wirklichen Beträgen, jedoch aber in demselben (d. h. dem dezimetrischen) Maasse in Rechnung kommen.

Sonst ist aus beiden diesen Spalten ersichtlich, dass die mittleren Beträge von k und l sich mit dem Alter ziemlich, jedoch nicht regelmässig ändern. Nach ihrem Auftragen als Ordinaten zu den Altern als Abszissen kann man nun sehen, dass sich namentlich ihre Beträge für das Alter 35 von der Regelmässigkeit sichtlich entfernen (k zu klein, l zu gross) und dass die k -Werte (zwischen den Altersgrenzen 29 und 62 natürlich) mit der Zeit sichtlich zunehmen, während die l -Werte sehr langsam abnehmen. Doch die Gesetze, nach welchen

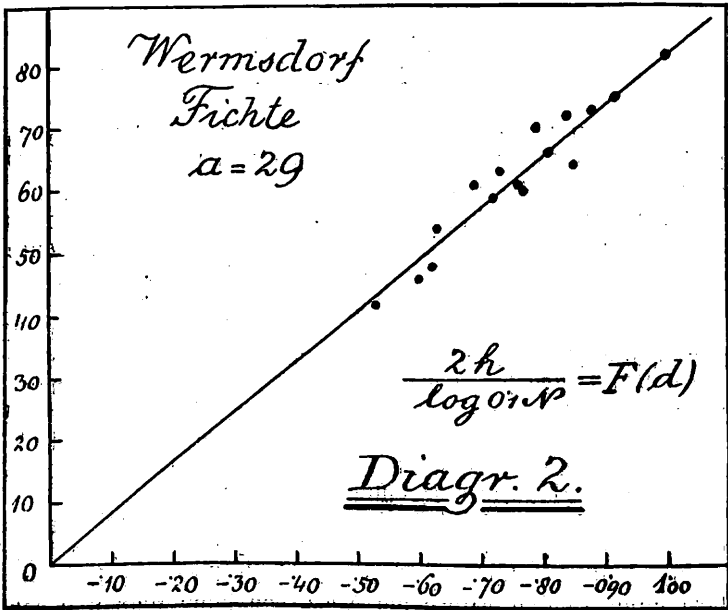
²⁷ »Grundprobleme der Ausgleichsrechnung nach der Methode der kleinsten Quadrate«, I. Band, Wien und Leipzig 1907, S. 163.

diese Änderungen erfolgen, können aus dem Verlaufe dieser unregelmässigen *k*- und *l*-Linien durchaus noch nicht ersehen werden.

Namentlich kann man noch gar nicht erkennen, welches Funktionalitätsgesetz zwischen diesen beiden Grössen (*k* und *l*) selbst besteht und ob etwa auf Grund eines solchen Gesetzes eine der beiden einfach und praktisch genug aus der Rechnung eliminiert werden könnte. Bei der innerhalb eines bestimmten Alters sonst richtigen Funktion

$$h = F(d) = k + ld \dots \dots \dots (4)$$

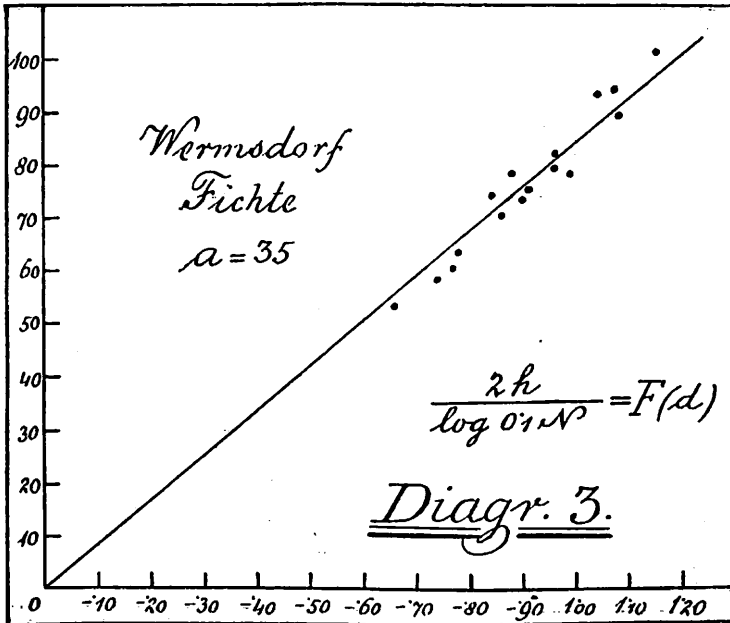
kann daher nicht weiter verharret werden, da die Möglichkeit ihrer praktischen Anwendung allem Anscheine nach nicht aus dem eben erwähnten Rahmen herauskommen kann.



Aus diesem Grunde fügte ich zu den angeführten zwei Bestandesfaktoren (*h* und *d*) noch einen dritten hinzu, d. h. die Stammzahl (*N*) pro *ha*. Nunmehr berechnete ich für alle 16 Bestände sowie auch alle 6 Alter die Grösse $\frac{2h}{\log 0.1 N}$ und stellte diese (innerhalb eines jeden Alters für sich) in eine funktionelle Abhängigkeit vom Mittelstammdurchmesser, d. h.

ich trug diese Grössen als Ordinaten (y) zu den entsprechenden d als Abszissen (x) auf.

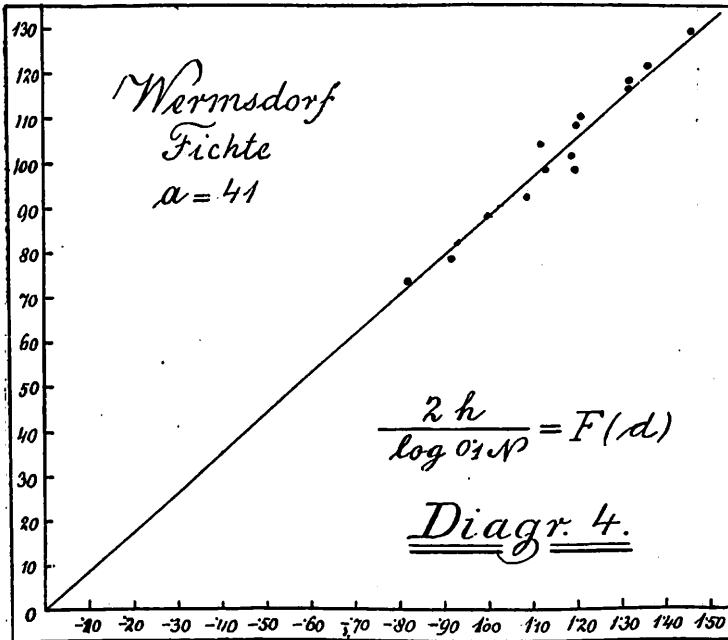
Dabei zeigte es sich, dass sämtliche sechs Punktstreifen — den Altern 29, 35, 41, 47, 52 und 62 entsprechend — nicht nur etwas schmaler wurden, sondern auch ihre Richtung ganz änderten: derart, dass die durch ihre Mitten hindurchgezogenen Geraden mehr weniger aus dem Koordinatenursprunge herauszukommen schienen. (Diagramme 2—7).



Ich liess mich jedoch durch diesen Umstand nicht veranlassen, diese Geraden schon einfach als durch den Ursprung hindurchgehend zu betrachten. Ich hielt vielmehr noch an der allgemeinen Form der Geradengleichung ($y = k + lx$) fest und glied auch für diese neuen Fälle beide Parameter (k und l) nach den oben angegebenen zwei Formeln aus. Nur bezeichnete ich die Parameter jetzt, um den veränderten Lagen der Geraden Rechnung zu tragen, mit anderen Zeichen (m statt k , n statt l). Die berechneten Beträge für m und n befinden sich in den Spalten 9 und 10 der Tabelle I.

Man sieht daraus, dass alle m -Beträge, ausser einem einzigen, praktisch ganz klein sind, könnten somit einfach auch vernachlässigt werden. Nur der Betrag fürs Alter 35 ist schon ziemlich gross. Doch wenn man auf die k -Werte aus der Spalte

5 zurückblickt, so fällt ein, dass die beiden Parameter k und m fürs Jahr 35 ein ganz ähnliches (analoges) Verhalten zu den übrigen Mitgliedern ihrer Reihen haben. Es konnten somit nicht die betreffenden N -Werte bzw. ihre Logarithmen diese ziemlich grosse negative Abweichung von der Null, d. h. den Betrag -12.92 verschuldet haben, sondern die noch ziemlich ungenügende gegenseitige Ausgleichung der bei der Ermittlung von Bestandesmittelhöhen begangenen Fehler.



Es ist bekannt, dass die Ermittlung sowohl der Stammzahlen als auch der Mittelstammdurchmesser weitaus viel weniger mit Fehlern behaftet ist, als die Ermittlung der Bestandesmittelhöhen. Dies ist namentlich der Fall, wenn verhältnissmässig nur wenige Probestämme als Grundlage zur Ermittlung dieser Mittelhöhen dienen und wenn sie dazu im stehenden Zustande gemessen werden.

Dies beides ist nun hier der Fall. Denn, wie KUNZE an mehreren Stellen seiner Publikationen über die Wermisdorfer Fläche ausdrücklich sagt, die Probestämme sind durchweg stehend gemessen worden.²⁸

²⁸ Tharand. forstl. Jahrbuch, Bd 39, S. 90; Bd 45, S. 45; Bd 52, S. 1; Bd 57, S. 1.

Berichtigungen.

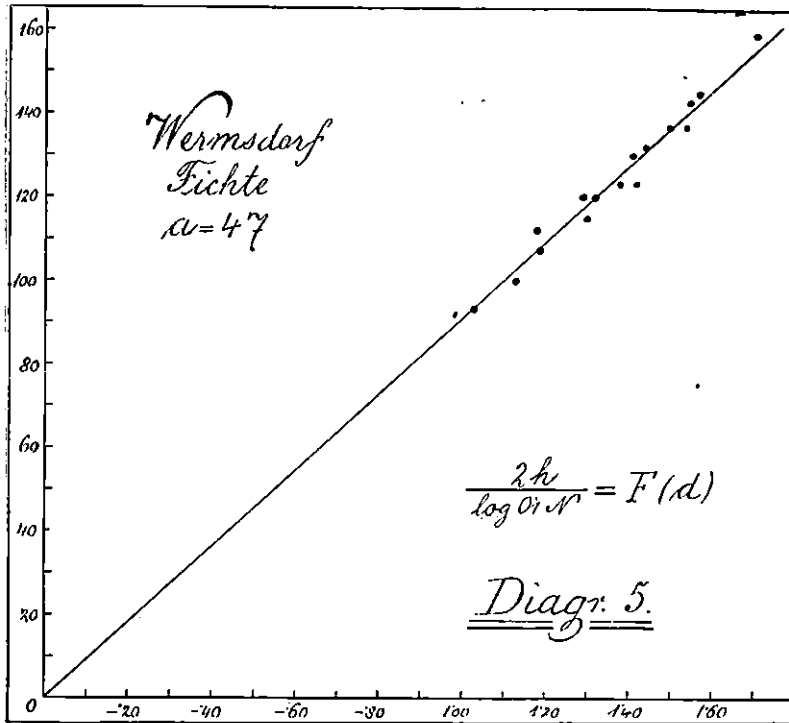
Seite 124, Fussnote: statt Jule G. Ydny lies: **Yule, G. Udney.**

„ 129, Diagr. 10, vertikale Skala: statt 120 lies: **110.**

„ 136, Zeile 5 von oben: statt $\frac{s}{R}$ lies: $\mu \frac{s}{R}$

„ 137, Zeile 12 von oben: links von = setze s.

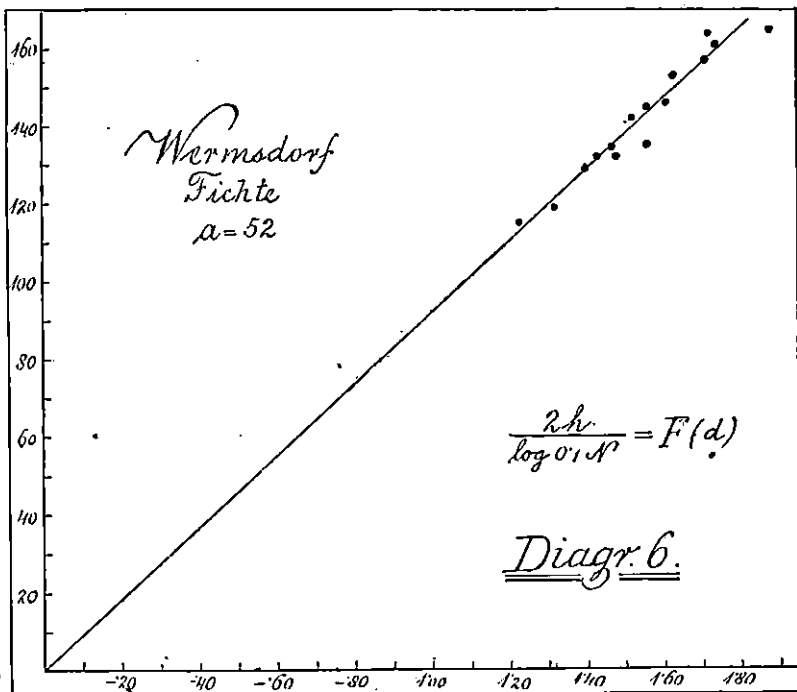
Ueber die Probestammzahlen sagt KUNZE an eben angeführten Stellen nichts. Doch äussert er sich darüber ganz ausdrücklich in seinen Publikationen über die Reudnitzer und Markersbacher Kiefern-Versuchsfläche, wo natürlich die Probestämme ebenfalls stehend gemessen wurden.²⁹ Darnach wurden für jede der fünf stammzahlgleichen Stärkeklassen gewöhnlich 4—6 Probestämme gemessen; aus deren Höhen je ein einfaches arithmetisches Mittel als Klassen-Mittelhöhe und aus allen diesen 5 Mitteln (nach Lorey's Formel) ein Gesamtmittel als Bestandes-Mittelhöhe berechnet.



Unter solchen Umständen, wozu nicht weniger auch eine immer noch ziemlich bescheidene Anzahl von Versuchs-Unterflächen beiträgt, kann es nicht wundernehmen, dass in einem von sechs Fällen der obenerwähnte m -Wert auch schon ganz merklich vom »Soll-Betrage« (der Null) abweicht. Null als Soll-Betrag? Jawohl. Um davon eine Sicherheit zu erlan-

²⁹ Tharand. forstl. Jahrb., Bd 48, S. 1; Bd 54, S. 11; Bd 59, S. 1; Mitteilungen aus der kgl. sächs. forstl. Versuchsanstalt zu Thar., Bd I, Heft 5, S. 267.

gen, berechnete ich für alle sechs Altersstufen im Sinne der Ausgleichsrechnung nach der Methode der kleinsten Quadrate (vermittelnde, gleich genaue Beobachtungen) auch den mittleren Fehler in der Bestimmung der Konstanten m . Zu diesem Behufe stellte ich nun vorerst nach bekannten Regeln mittelst der einzelnen m - und n -Werte aus den Spalten 9 und 10 (nur mit je 3 statt 2 Dezimalen) die sechs Gleichungen auf, uzw.:



für's Alter 29 . . . $y = -1.278 + 83.727 x$ (5)

" " 35 . . . $y = -12.920 + 97.788 x$ (6)

" " 41 . . . $y = -3.574 + 90.697 x$ (7)

" " 47 . . . $y = -4.484 + 94.160 x$ (8)

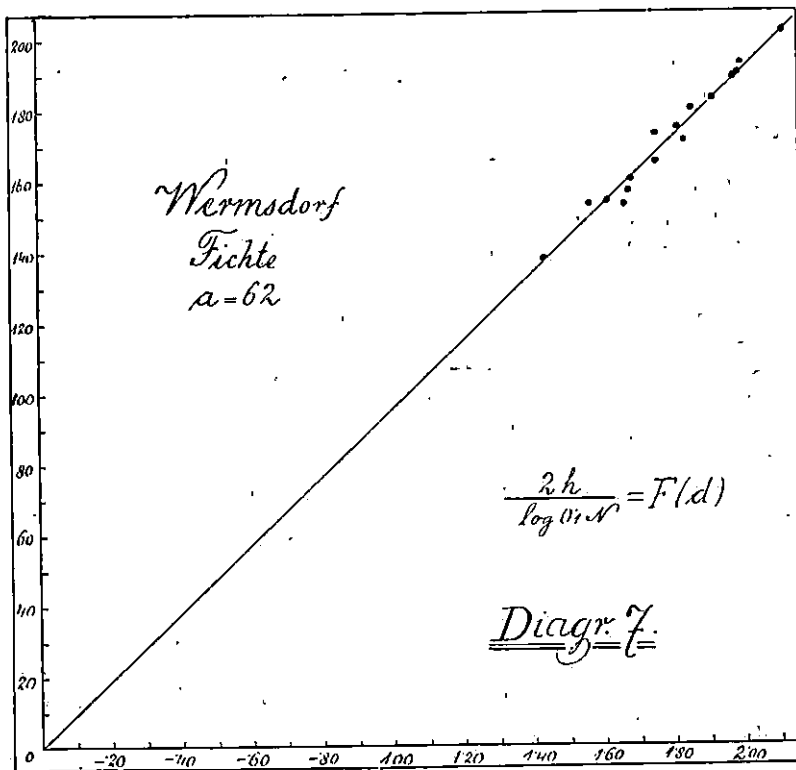
" " 52 . . . $y = -2.491 + 93.394 x$ (9)

" " 62 . . . $x = -2.058 + 96.951 x$ (10)

Aus den Differenzen (δ) zwischen den mit Hilfe dieser Gleichungen nunmehr herausgerechneten y -Werten und den entsprechenden, schon von früher her (aus der Spalte 8) bekannten solchen Werten berechnete ich weiter für eine jeder obigen Alterstufen nach bekannter Formel

$$\mu = \sqrt{\frac{\sum \delta^2}{c-2}} \dots \dots \dots (11)$$

den mittleren Fehler der einzelnen Beobachtungen (wieder mit je 3 Dezimalen). Der mittlere



Fehler des Parameters m erfolgte nun nach bekannter Formel

$$\mu_m = \mu \cdot \sqrt{q_{11}} \dots \dots \dots (12)$$

In gleicher Weise erfolgt für den mittleren Fehler in der Bestimmung des Parameters n der Betrag

$$\mu_n = \mu \cdot \sqrt{q_{22}} \dots \dots \dots (13)$$

In beiden letzten Gleichungen sind q_{11} und q_{22} sogenannte »Gewichtskoeffizienten«, die sich nach bequemen Formeln

$$q_{11} = \frac{\sum x^2}{c \cdot \sum x^2 - \sum x \cdot \sum x} \dots \dots \dots (14)$$

$$q_{22} = \frac{c}{c \cdot \sum x^2 - \sum x \cdot \sum x} \dots \dots \dots (15)$$

berechnen lassen, wo — gleich wie in der Formel (11) — für den anwesenden Bedarfsfall $c = 16$ zu setzen ist.

Die Berechnung von μ_n unterliess ich hier als unnötig. Dass ich jedoch die hierauf bezüglichen Formeln (13) und (15) hier anführe, hat seinen Grund darin, dass wir alle diese Formeln an einer späteren Stelle (für die Kiefer) brauchen werden.

Einzelne Werte des auf obige Weise berechneten mittleren Fehlers (μ_m) in Bezug auf die Konstante m befinden sich in der 11. Spalte der Tabelle I. Wie, daraus ersichtlich, die berechneten m -Werte sind in allen Fällen, einen einzigen ausgenommen, kleiner — zum Teil auch bedeutend kleiner — selbst als die zugehörigen mittleren Fehler (μ_m). Dies heisst nun: Die betreffenden m -Werte sind einfach als nicht existierend zu betrachten, sollen also der Null gleichgesetzt werden, da die Unsicherheit in ihrer Bestimmung grösser ist, als sie es selbst sind.

Nur für das Alter 35 überschreitet der m -Wert den Betrag seines mittleren Fehlers (μ_m). Er sollte jedoch im Sinne der Ausgleichsrechnung und der Variationsstatistik³⁰ auch den dreifachen Betrag seines mittleren Fehlers überschreiten oder wenigstens voll erreichen, um in seinem Bestehen genügend gesichert zu sein, d. h. um als von der Null tatsächlich verschieden gelten zu können. Dies ist aber nicht der Fall, da er dem Betrage von $3\mu_m$ noch wesentlich nachsteht ($16'62 - 12'92 = 3'7$).

Die Funktion

$$\frac{2h}{\log 0.1 N} = F(d) \dots \dots \dots (16)$$

³⁰ Vergleiche aus diesem Gebiete z. B. JOHANNSEN: Elemente der exacten Erblichkeitslehre, Jena 1913; JULE G. YDNY: An Introduction to the Theory of Statistics, London 1912.

hat also, wenigstens innerhalb der Altersgrenzen $a = 29$ und $a = 62$, die einfachere Form der Geradengleichung, d. h. die Form

$$y = p x \dots \dots \dots (17)$$

woraus dann noch für p resultiert:

$$p = \frac{y}{x} = \frac{2h}{d \cdot \log 0.1 N} \dots \dots \dots (18)$$

Für jeden Bestand und jedes Alter kann der zugehörige konkrete p -Wert auf Grund der im Wege der Messung bzw. Zählung ermittelten Beträge h (Bestandesmittelhöhe), d (Mittelstammdurchmesser) und N (Stammzahl pro Hektar) leicht herausgerechnet werden.

Somit ist nun bei Anwendung der Funktion (16), welche wenigstens innerhalb der angeführten Altersgrenzen die unter (17) angegebene Form hat, die Additionskonstante aus der Gleichung der Geraden ausgeschaltet. Dies ist auch insofern vorteilhaft, als es nicht ausgeschlossen ist, dass die Additionskonstante einer solchen Funktion, wenn sie tatsächlich bestände, als eine benannte Grösse den Charakter einer transzedenten Funktion des Alters aufweise.

Nach dieser Konstatierung blieb in der Hauptsache nur noch übrig, die innerhalb einer jeden der sechs angeführten Altersstufen zu geltenden durchschnittlichen Beträge der Parameter p nach der Methode der kleinsten Quadrate, d. h. nach der bekannten Formel

$$p = \frac{\sum xy}{\sum x^2} \dots \dots \dots (19)$$

zu berechnen und die Form der Abhängigkeit dieser Parameter von der Zeit (den Altern) zu bestimmen. Die Rechnungsergebnisse sind in der 12. Spalte der Tabelle I zu finden. Nachdem nun diese p -Werte als Ordinaten (y) zu den zugehörigen Altern (a) als Abszissen (x) aufgetragen wurden, zeigte es sich in voller Schärfe, dass die betreffenden Punkte wiederum eine Gerade bilden, uzw. jene von der allgemeineren Gleichungsform (D i a g r. 8).

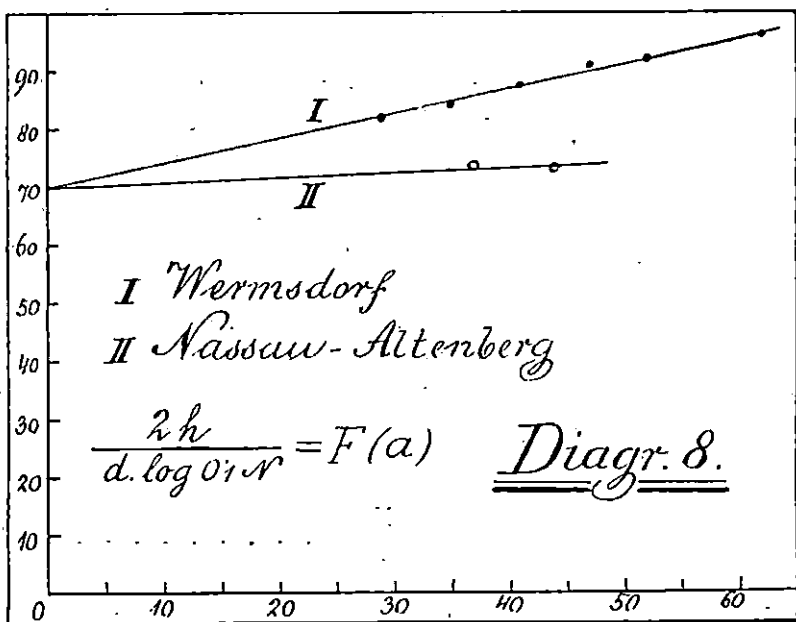
Ich hätte nunmehr in der oben angegebenen Weise auch die mittleren Beträge beider Konstanten dieser Geraden (hier bezeichne ich diese Konstanten mit r und s) sowie etwa auch ihre mittleren Fehler berechnen können. Ich unterliess.

es jedoch als vorderhand unnötig, da es sich mir diesmal nur darum handelte, aus dem Diagramme die blosse Form der betreffenden Linie zu ersehen. Diese entspricht nun, wie aus Diagramm 8 ersichtlich, wenigstens innerhalb der angeführten Altersgrenzen ganz streng der Gleichung

$$\left. \begin{aligned} y &= r + s x \\ p &= r + s a \end{aligned} \right\} \dots \dots \dots (20a)$$

$$\frac{2h}{d \cdot \log 0.1 N} = r + s a \dots \dots \dots (20b)$$

Zwischen den Altern 0 und 29 befindet sich eine Altersperio-



de, für welche diese Gerade keine Geltung hat. Dies ist die Periode zwischen dem Alter 0 und demjenigen Alter, in welchem der Bestandesmittelstamm eben erst 1.3 m hoch ist. Denn in dieser Periode ist der Mittelstammdurchmesser $d = 0$, ohne dass auch die Bestandesmittelhöhe $h = 0$ wäre. Daher ist in dieser Periode

$$p = \frac{2h}{d \cdot \log 0.1 N} = \infty \dots \dots \dots (21)$$

während im Alter 0 der p -Wert unbestimmt ist $\left(\frac{0}{0}\right)$.

Jedoch sind die p -Werte innerhalb dieser ganzen Altersperiode und sogar noch bis zur Zeit der ersten Durchforstung (d. h. bis zur Zeit der praktisch erst eintredenden Messbarkeit des jungen Bestandes), als eigentlich noch unermittelbar, überhaupt ohne Belang. Andererseits der unbestimmte p -Wert für das Alter 0 kann als solcher eines jeden, auch des ihm im Sinne der Gleichung (20) zukommenden Betrages r fähig sein.

Die Gleichung (20) hat somit, praktisch genommen, bis zu einem Alter von 62 und auch noch etwas mehr Jahren unbedingte Geltung. Ob dies aber auch für ein viel grösseres (z. B. doppelt oder dreifach so grosses) Alter der Fall ist, kann nicht mit Sicherheit beurteilt werden. Hierüber kann nur eine genügende Anzahl von jungen, mittelalten und auch ganz alten, augenfällig jedoch nicht abnormen Beständen auf bestimmt ein und demselben Standorte Auskunft geben. Die Ertrags-tafeln-Data können hiezu, als nichtoriginelle Zahlen, keine zweckmässige Verwendung finden.

Hätte ich die Konstante r auf die oben angeführte Weise berechnet und für sie z. B. den aus Diagramm 8 resultierenden Betrag 70 erhalten, so könnte man der letzten Form der Gleichung (20) auch die Form geben:

$$s = \frac{\frac{2h}{d \cdot \log 0.1N} - 70}{a} \dots \dots \dots (22)$$

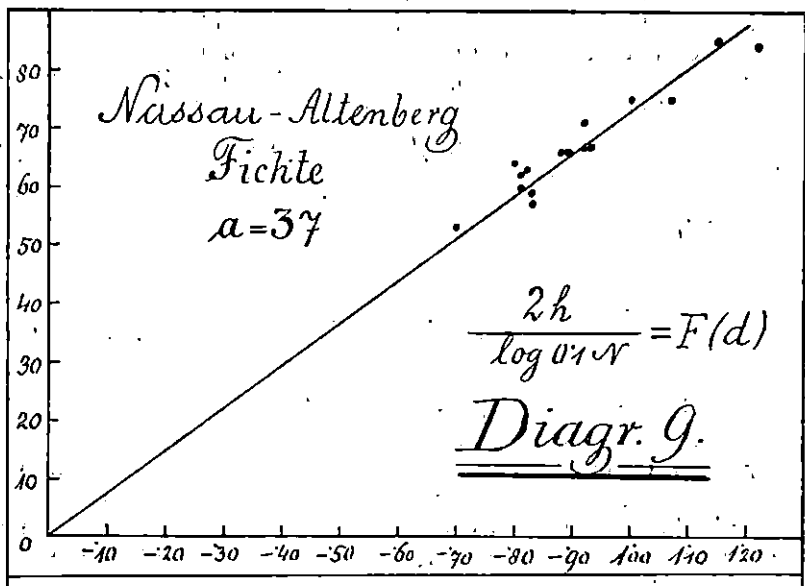
Setzen wir nun voraus, dass der Betrag 70 genau genug die Konstante r repräsentiert, dass er also dem rechnungsweise für r ermittelten Betrage ganz genau entspricht. Setzen wir weiter voraus, dass die betreffenden 16 Wermsdorfer Pflanzbestände innerhalb der Altersgrenzen 29 und 62 auch noch in anderen, von 29, 35, 41, 47, 52 und 62 verschiedenen Altersstufen aufgenommen worden sind.

Unter diesen Voraussetzungen nun könnte mit Hilfe der Formel (22) der entsprechende s -Betrag auch für eine jede dieser neu hinzugekommenen Altersstufen berechnet werden. Auch würden dann die einzelnen dieser Beträge praktisch nur kleine Unterschiede zueinander aufweisen: nur insofern, als innerhalb ein und desselben Alters und praktisch auch desselben Standortes die einzelnen p -Werte nicht ganz übereinstimmen.

Nehmen wir dann noch an, es stelle sich heraus, dass innerhalb der angeführten Altersgrenzen alle Fichtenbestände

ohne Unterschied des Standortes nur einen einzigen r -Wert, dagegen — je nach Standort — verschiedene s -Werte haben, usw. im Sinne der geraden Proportionalität zwischen Standortsgüte und s -Wert. Sollte sich nun dies wirklich herausstellen, dann kann und darf uns natürlich nichts hindern, im Faktor s (vorderhand erst innerhalb der angeführten Altersgrenzen) den neuen, oben ange deuteten Standortswieser zu erblicken.

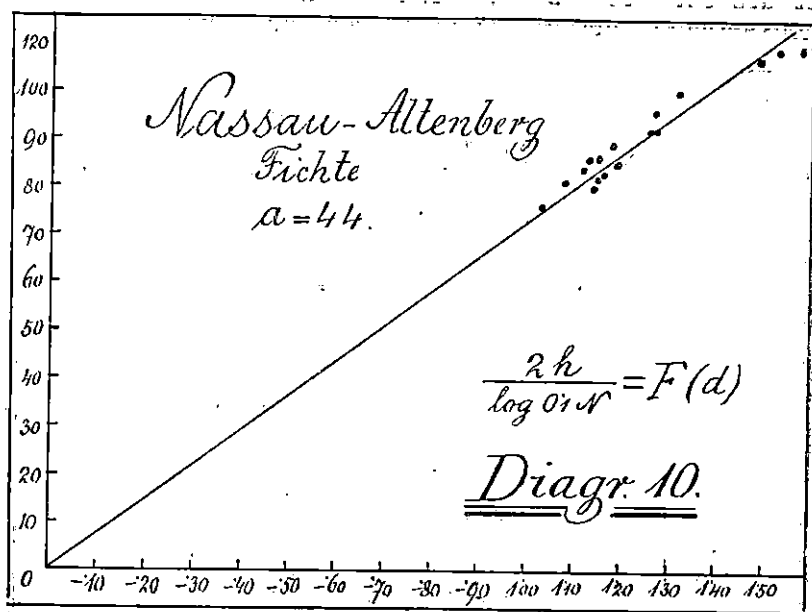
In ganz derselben Weise habe ich auch für die Nassauer und Altenberger Fichtenbestände (Tabelle II) zuerst die entsprechenden $\frac{2h}{\log 0.1 N}$, dann auch die einzelnen p -Werte berechnet (Spalte 7 und 8). Diese zwei Standorte, Nassauer einerseits und Altenberger andererseits, stimmen praktisch gut überein, was man gleich erkennt, wenn man inner-



halb ein und derselben Altersstufe für beide Bestände zusammen die $\frac{2h}{\log 0.1 N}$ als Ordinaten zu den zugehörigen d als Abszissen aufträgt. Denn dann sieht man, dass sich innerhalb jeder der beiden Altersstufen der Punktstreifen für Altenberg an jenen für Nassau ganz in einer Geraden anschliesst und dass der so entstandene einheitliche Punktstreifen nicht breiter erscheint als irgend ein Punktstreifen für Wermsdorf (Diagramm 9 und 10).

Dagegen ist die Standortsbönität beider dieser Bestände der Wermisdorfer Bönität gegenüber eine sichtlich geringere. Denn bei nicht ganz bedeutenden Unterschieden in den Bodenverhältnissen ist die Nassauer und die Altenberger Meereshöhe ganz bedeutend grösser als jene in Wermisdorf, was natürlich auch in beiden p -Werten, denjenigen für Wermisdorf gegenüber, ganz klar zum Ausdruck kommt. Diese sind ja den Wermisdorfer p -Werten gegenüber bedeutend kleiner. (Diagramm 8).

Auch die Anordnung der zwei Nassau-Altenberger p -Punkte ist eine derartige, dass die betreffende Verbindungs-



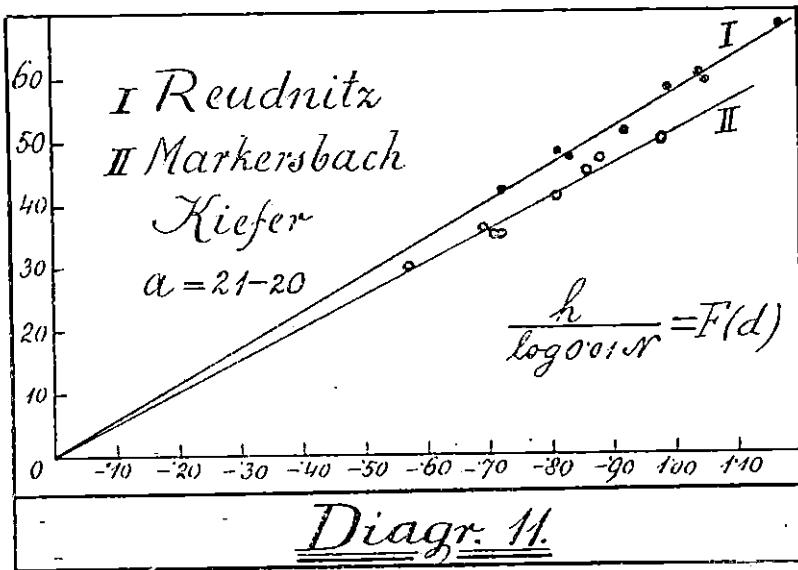
linie durchaus aus demselben Punkte der Ordinatenaxe herauszukommen scheint, aus welchem auch die Wermisdorfer p -Linie herauskommt. Es scheint somit, dass die Nassau-Altenberger p -Gerade, bezw. die betreffende Gleichung, denselben r -Wert besitzt wie die Wermisdorfer p -Gerade und deren Gleichung.

Ich betone ausdrücklich »es scheint«, da die Richtung der durch bloss zwei Punkte bestimmten Nassau-Altenberger p -Geraden nicht sicher genug ist. Es ist daher notwendig, die Gleichheit der r -Werte bei der Verschiedenheit der s -Werte an einem anderen, beweiskräftigeren Materiale darzulegen und dies ist nun ebenfalls ein Grund dafür, dass ich hier in Betreff der Fichte die Berechnung der r - und s -Werte als auch ihrer mittleren Fehler unterliess.

2. Die Kiefer.

Sowohl die Reudnitzer als auch die Markersbacher Bestände (Versuchs-Unterflächen) sind — den bisherigen über sie erschienenen Publikationen gemäss — bereits je siebenmal aufgenommen worden. Sie gewähren daher schon ein ganz gutes Material für ein erfolgreiches Vergleichen der erwähnten r -Grössen.

Auch für diese beiden Versuchsflächen habe ich nun (je innerhalb ein und derselben Altersstufe) die Grössen $\frac{2h}{\log 0.1 N}$ zu den entsprechenden d -Werten in funktionelles Abhängigkeitsverhältnis gesetzt. Es zeigte sich dabei, dass das Funkti-



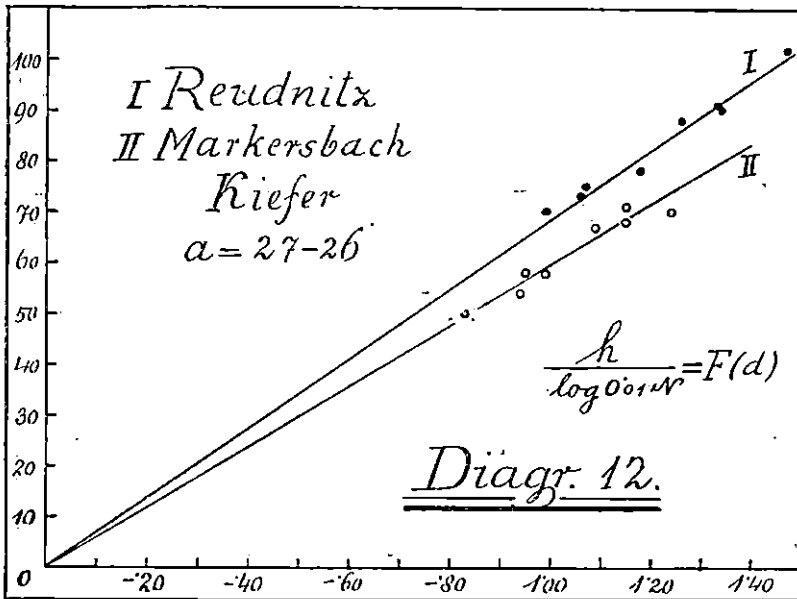
onalitätsgesetz zwischen diesen beiden Grössen auch hier überall besteht. Nur aber die einzelnen p -Werte, d. h. die Beiträge $\frac{2h}{d \cdot \log 0.1 N}$ ins Funktionalitätsverhältnis zu den entsprechenden Altern (a) gesetzt, ergeben diesmal nicht eine Gerade, sondern eine transzendent, also nicht praktikable Kurve.

Es musste somit — den Eigentümlichkeiten der Kiefer gemäss — ein anderer, dem Ausdrucke $\frac{2h}{\log 0.1 N}$ jedoch möglichst ähnlicher Ausdruck aufgestellt werden, der sich dann auch weiterhin in jeder Hinsicht analog verhalten würde, wie

es mit dem Ausdrucke $\frac{2h}{\log 0.1 N}$ in Bezug auf die Fichte der Fall ist. Als ein solcher stellte sich nun der Ausdruck $\frac{h}{\log 0.01 N}$ heraus. Seine einzelnen Werte befinden sich in der 6. Spalte der Tabellen III und IV.

Die Diagramme 11 bis 17 zeigen ganz offenbar, dass bei der Kiefer innerhalb je ein und desselben Alters auch die Funktion

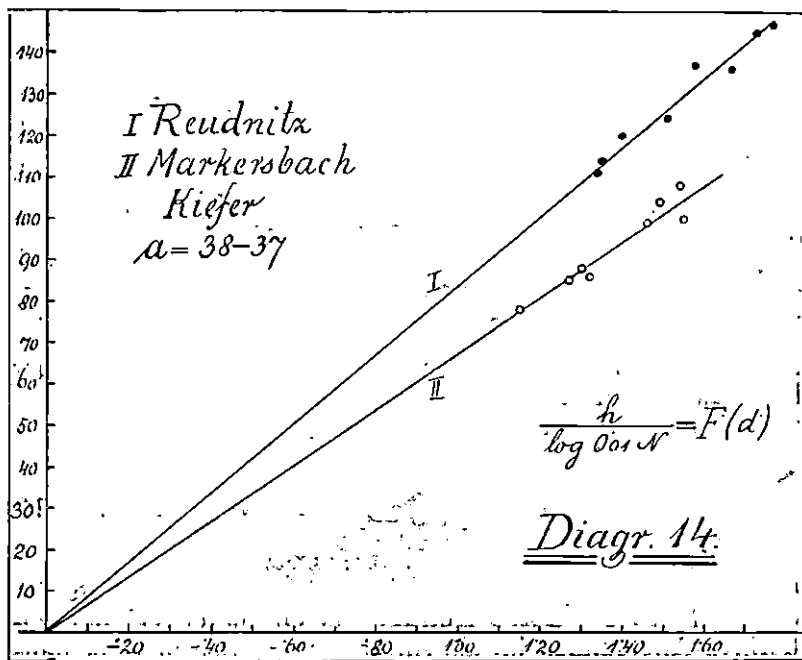
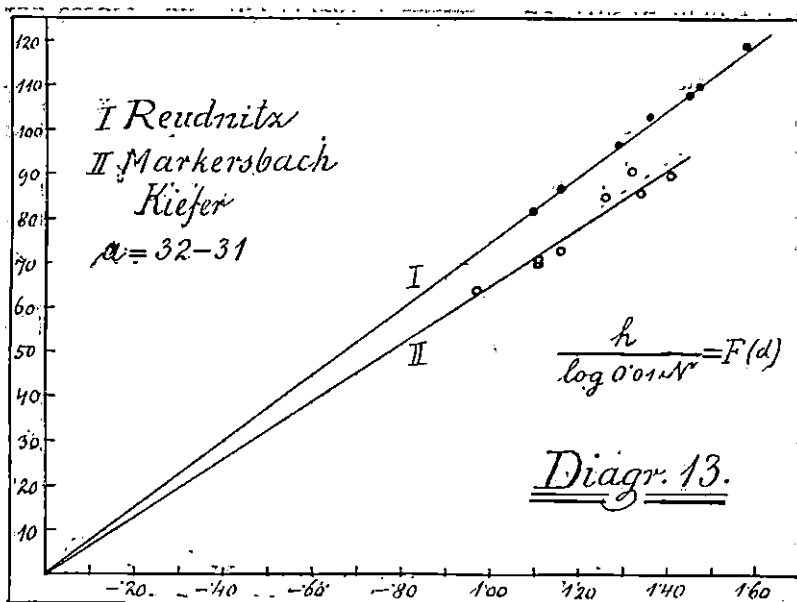
$$\frac{h}{\log 0.01 N} = F(d) \dots \dots \dots (23)$$



die durch die Gleichung (17) ausgedrückte Form hat. Daher schritt ich hier gleich zur Berechnung (nach Formel 19) des innerhalb je ein und desselben Alters geltenden Parameters

$$p = \frac{h}{d \cdot \log 0.01 N} \dots \dots \dots (24)$$

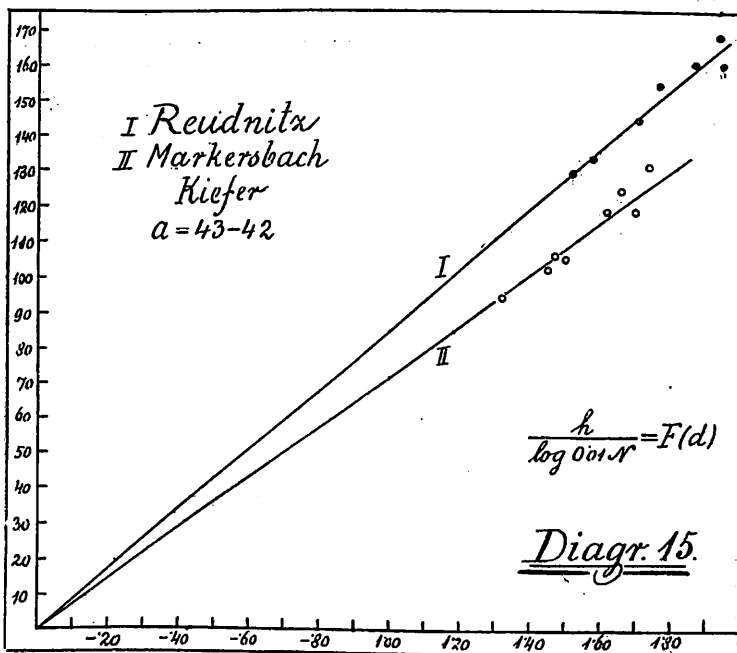
Die entsprechenden Beträge befinden sich in der 7. Spalte der Tabelle III und IV. Diese Beträge als Ordinaten (y) der zugehörigen Altersstufen (a) als Abszissen ergeben nun ebenfalls je ein System von Punkten (Diagramm 18), das sich am



besten durch eine Gerade von der Form (20 a) ausgleichen lässt. Entsprechend der Gleichung (20 b) lautet somit hier die Gleichung der Geraden:

$$\frac{h}{d \cdot \log 0.01 N} = r + sa \dots \dots \dots (25)$$

Die nach Formeln (2) u. (3) ausgeglichenen Werte der Parameter r und s (wobei das hiesige r dem dortigen k und das hie-



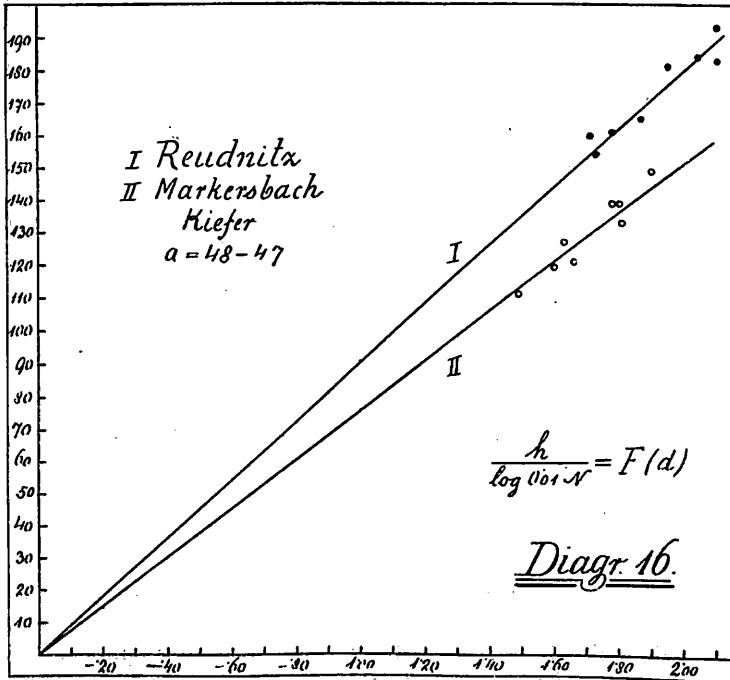
sige s dem dortigen l entspricht) sind aus den Spalten 8 und 9 der Tabellen III und IV zu ersehen. Die nach Formeln (12) und (13) berechneten mittleren Fehler (μ_r und μ_s) dieser beiden Parameter (wobei μ_r dem Ausdrucke μ_m und μ_s dem Ausdrucke μ_n entspricht) befinden sich in der 10. und 11. Spalte dieser beiden Tabellen. Dabei ist noch hervorzuheben, dass in den obenangegebenen Formeln (2), (3), (11), (14), (15) überall für den anwesenden Bedarfsfall $c = 7$ zu setzen ist.

Aus den Zahlen der Spalten 8—11 (Tabelle III und IV) ist nun folgendes zu ersehen:

Die mittleren r -Werte der beiden Geraden (für Reudnitz und Markersbach) nach Gleichung (25) unterscheiden sich voneinander um:

$$r_M - r_R = 34.8 - 33.4 = 1.4 \dots \dots (26)$$

wobei mit r_M der r -Wert für Markersbach, mit r_R derjenige für Reudnitz bezeichnet ist. Dagegen ist der einfache Betrag des mittleren Fehlers (μ_r) dieser Konstanten: in Reudnitz ± 3.89 , in Markersbach ± 2.18 . Der einfache mit-

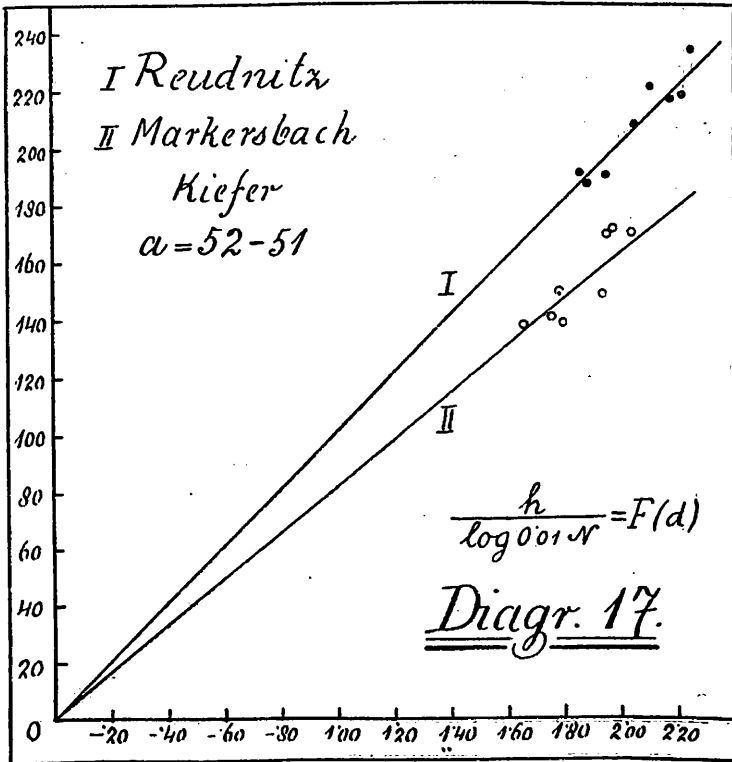


tlere Fehler der unter (26) angeführten Parameterdifferenz ist im Sinne des Fehlerfortpflanzungsgesetzes:

$$\sqrt{\frac{\mu_r^2}{M} + \frac{\mu_r^2}{R}} = \sqrt{2.18^2 + 3.89^2} = \pm 4.46 \dots (27)$$

wobei μ_r den mittleren Fehler μ_r für Markersbach und μ_r denselben für Reudnitz darstellt.

Die Parameterdifferenz nach Gleichung (26) ist somit nicht grösser, ist vielmehr circa dreimal geringer selbst als der einfache Betrag ihres mittleren Fehlers (27). Sie kann somit im Sinne der Ausgleichsrechnung und der Variationsstatistik mit ganz vollem Rechte als überhaupt nicht bestehend betrachtet werden. Beide p -Geraden, diejenige für Reudnitz sowohl als diejenige für Markersbach, müssen also ein und denselben r -Betrag haben, d. h. ein und denselben Punkte der Ordinatenaxe entspringen.

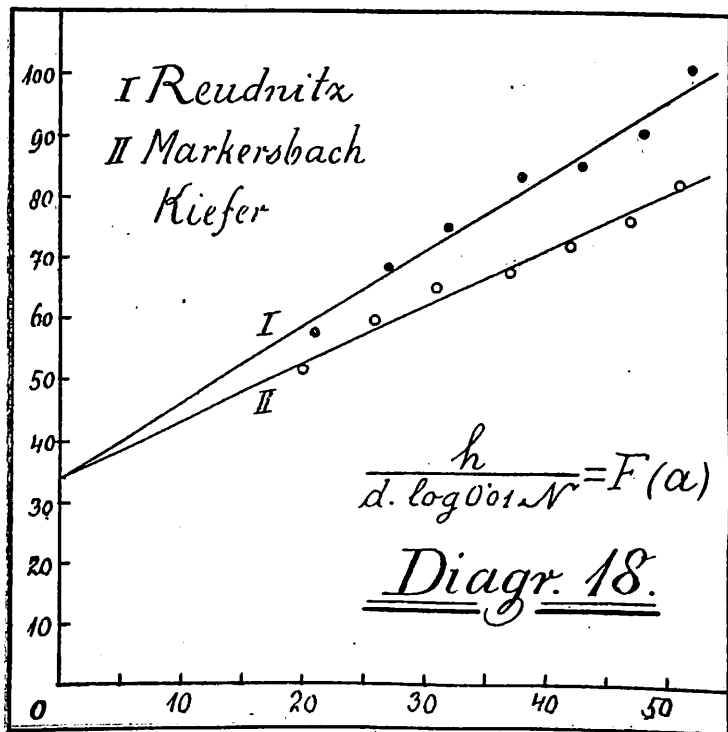


In Anbetracht dessen, dass nur die beiden angeführten, voneinander übrigens ganz unbedeutend verschiedenen r -Beträge bekannt sind und dass der beiden Standorten gemeinsame wahre r -Betrag nie ermittelt werden kann, muss man sich im Sinne der Ausgleichsrechnung mit seinem wahrscheinlichsten Betrage begnügen. Als solcher wurde nun im Sinne der Ausgleichsrechnung das arithmetische Mittel der beiden bekannten Beträge genommen (34'1).

Weiter unterscheiden sich die mittleren s-Werte für Reudnitz (s_R) und für Markersbach (s_M) um:

$$s_R - s_M = 1.25 - 0.90 = 0.35 \dots \dots (28)$$

Der mittlere Fehler dieser Differenz, wenn mit $\frac{s}{R}$ der μ_s -Betrag für Reudnitz, mit $\frac{s}{M}$ derjenige für Markersbach bezeichnet wird, beträgt aber:



$$\sqrt{\frac{\mu_s^2}{R} + \frac{\mu_s^2}{M}} = \sqrt{0.100^2 + 0.058^2} = \pm 0.1156 \dots (29)$$

Die unter (28) angeführte Differenz der beiden s-Werte ist somit noch etwas grösser als der dreifache Betrag ihres mittleren Fehlers. Es besteht also zwischen Reudnitz und Markersbach eine ganz offenbare, variationsstatistisch gesicherte Differenz in den s-Werten, d. h. in der Standortboni-

tät, usw. so, dass die Reudnitzer Bonität eine bessere ist der Markersbacher gegenüber (da $s_R > s_M$ ist). Dies ist übrigens schon aus der Beschreibung der beiden Versuchsflächen ersichtlich, indem die Markersbacher Fläche sich in einer oca dreimal grösseren Meereshöhe befindet als die Reudnitzer Fläche und dazu auch ihr Boden demjenigen von Reudnitz etwas nachsteht.

Auf Grund des gesehenen und mit Rücksicht auf die Gleichung (25) resultiert also in Bezug auf die Kiefer — wenigstens bis zum Alter von 52 Jahren — für den Standortswelser der Ausdruck:

$$= \frac{h}{d \cdot \log 0.01N} - \frac{34}{a} \dots \dots \dots (30)$$

Dieser Standortsweserausdruck ist, wie gesehen, demjenigen für die Fichte (Gleichung 22) nicht zwar gleich, wohl aber analog gebaut. Die Differenz beider Ausdrücke hat ihren Grund in den Eigentümlichkeiten beider Holzarten, indem die eine z. B. eine Schatten-, die andere dagegen eine Lichtholzart ist, indem es somit wohl in der Natur dieser beiden Holzarten steht, auf gleiche Eindrücke verschieden zu reagieren.

Beide Weserausdrücke stellen je nur eine Verhältnisszahl vor, an welcher jedoch alle in Bezug auf die Standortanzeigung wichtigen Bestandesfaktoren teilnehmen. Daher leisten beide Ausdrücke den von mir oben auf einen zuverlässigen und zugleich praktischen Standortsweser gestellten drei Forderungen Genüge. Sie können sowohl zu Bonitierungen behufs Aufstellung und Anwendung von Ertrags tafeln als auch überhaupt ohne irgendwelche Anlehnung an eine Ertragstafel angewendet werden.

V. SCHLUSSBEMERKUNGEN.

Würde es sich herausstellen, dass die Formeln (22) u. (30) wenigstens bis zum Haubarkeitsalter volle Geltung haben, dann würden darin, vorderhand nur für diese zwei Holzarten, Standortsweser gegeben sein, die bei einer viel einfacheren Handhabung auch den CAJANDER'schen Forderungen unter Punkt 2, 4, 5, 7 (Seite 108) vollauf entsprechen würden.

Der Forderung unter Punkt 1 können sie natürlich nicht Genüge leisten, was ihnen aber durchaus nicht zu Schulden geschrieben werden kann, da ein guter Standortsweser dieser Forderung überhaupt nicht entsprechen muss. Es ist nämlich

bekannt, dass ein und derselbe Standort nicht den Ansprüchen einer jeden Holzart gleich entsprechen kann. Ein trockener Sandboden z. B. kann der gemeinen Kiefer noch ganz gut behagen, während die Erle mit ihren wohlbekannten Ansprüchen auf die Feuchtigkeit fast überhaupt daran keine Wurzel schlagen kann. Es kann daher die beste Kiefernbonität durchaus nicht mit der besten Erlenbonität übereinstimmen.

»Wie will CAJANDER z. B. auf einem flachgründigen Schotterboden, der infolge dieser physikalischen Eigenschaft den flachwurzelnden Holzarten günstige, den tiefwurzelnden Holzarten ungünstige Bedingungen bietet, gemeinsame Bonitäten für alle Holzarten bestimmen? Der Boden ist und bleibt ein Fichten- oder Buchenboden und kommt nie als Kiefern- oder Eichenboden in Betracht.«³¹

Die Standortsbönität muss nur dann bereits a priori erkannt werden, wenn es sich um eine unbestockte oder mit jungen Kulturen bedeckte Fläche handelt, die — von den übrigen, sie umgebenden Waldbeständen ganz weit entfernt — sich unter wesentlich anderen Standortverhältnissen befindet. Dies ist indessen ein Fall, der wohl nur ganz selten vorkommen kann. Sonst ist die Bonität verschiedener Standorte am besten im Gedeihen und somit auch in den dadurch bedingten Eigentümlichkeiten der auf ihnen stockenden Bestände ausgeprägt. Und diese Eigentümlichkeiten (bei ein und derselben Holzart) kommen in den obigen Formeln (22) u. (30) wohl genügend zum Vorschein.

Nur müssen natürlich die dort angegebenen Grössen (d , h , N , a) möglichst sicher ermittelt werden, wozu namentlich in Bezug auf die Ermittlung der h -Grösse durchaus nicht an Probestämmen gespart werden darf. Übrigens ist ja dies in Bezug auf die h -Grösse mit keinen Schwierigkeiten verbunden, da die sogen. Höhenprobestämme fast nur stehend gemessen werden.

Auch für den Fall, dass sich das Geltungsgebiet der obigen Weiserformeln über die Altersgrenzen 52 und 62 hinaus (wenigstens bis zum Haubarkeitsalter) herausstellt, betrachte ich das Standortsweserproblem noch immer nicht als gelöst. Auch dann noch betrachte ich die obigen Weiserformeln nur als eine, vielfach noch änderungsfähige und änderungsbedürftige Stufe zur weiteren erfolgreichen Behandlung des Problems. Es gibt nämlich auch einige andere wichtige Fragen, die in Zusammenhang mit diesem Problem gelöst werden sollen. In Anbetracht dessen erscheint es als sicher, dass nach

³¹ RUBNER: Über forstliche Bedeutung der Waldtypen, Forstarchiv 1926, S. 340.

erfolgter Lösung aller dieser Fragen die Standortsweiserformeln ein ziemlich verändertes Aussehen haben werden.

Bei alledem ist jedoch, meines Erachtens, schon jetzt die oben von mir gezeigte Tatsache wichtig, dass man durch den Übergang zu einem anderen, rein relativen Begriffe der Standortsbonität und ihres Weisers in Bezug auf diesen letzteren zu einem den Standort unter allen Umständen nur durch eine einzige unbenannte Zahl genügend charakterisierenden Ausdrücke gelangen kann.

IZVADAK.

U šumskom gospodarstvu mnogoput nastupa potreba, da se za stanovite šumske parcele ustanovi boniteta stojbine. Kao kazalo (indikator) te bonitete upotrebljuje se dandas gotovo općenito — još po BAUR-u svojedobno u tu svrhu predložena — srednja sastojinska visina. No razni autori (na pr. SCHUBERG, SCHIFFEL, SCHWAPPACH, CAJANUS, BUSSE) upozoravali su unatrag zadnjih 40 godina postojano, da ta visina sama po sebi nije u stanju, da nam uvijek dovoljno sigurno karakterizuje stojbinu. Jer kod iste vrsti drveća, u istoj starosti i na jednoj te istoj stojbini srednja visina raznih sastojina može da se u ekstremnim slučajevima međusobno razlikuje i sasvim napadno: već prema tome, u kakovom su sklopu uzrasle sve te sastojine.

Stoga je SCHUBERG opetovano predlagao, da se mjesto same srednje visine u svojstvu indikatora stojbine upotrebljuje istodobno i paralelno sa srednjom visinom: srednji promjer sastojine, broj stabala i zbroj temeljnica (oboje potonje po jedinici površine). SCHIFFEL je u tu svrhu predlagao istodobnu i paralelnu upotrebu srednje visine i kvocijenta $\frac{N}{d}$ (gdje N naznačuje broj stabala po hektaru, d srednji promjer sastojine). CAJANUS je za indikatora stojbine predlagao srednju visinu dominantnih stabala (Bestandes-Oberhöhe), jer da je ova znatno pouzdanije mjerilo stojbinske bonitete, nego srednja visina cijele sastojine (Bestandes-Mittelhöhe). Predloga, više manje sličnih sad ovom sad onom, bilo je i od strane drugih nekih autora (na pr. REINHOLD i GEHRHARDT).

Nema sumnje, da su ovi razni predlozi značili stanovit, veći ili manji napredak u pogledu sigurnosti bonitiranja — ali samo teoretski uzeto. Praktički se principi sadržani u tim načelima većinom ne daju provesti, kako bi trebalo, jer toj provedbi stoji na putu znatan broj ulaza za očitavanje bonitete

pomoću navedenih indikatora. Što je još važnije, svi ti indikatori (srednja visina, srednji promjer sastojine, zbroj temeljnica, visina dominantnih stabala) — kao t. zv. imenovani, apsolutni brojevi — predstavljaju u stvari stanovite dimenzije, od kojih se svaka tečajem vremena, t. j. paralelno sa starenjem sastojine, mijenja po zakonima transcedentnih funkcija, t. j. po zakonima, koji se praktički ne daju iskoristiti. Stoga se svi ovi indikatori stojbine mogu primjenjivati samo onda, ako su unutar svake pojedine stojbine (stojbinskog razreda) tabelisani po starosti.

Na taj način sve i kod jednog jedinog indikatora (na pr. srednje visine dominantnih stabala) jedna te ista stojbina u raznim starostima ima razne indikatorske iznose, što se protivi ispravnom pojmu indikatora, a i dovodi do nemilih posljedica u praksi bonitiranja. Jer doklegod se stojbina ne promijeni, trebao bi — bez obzira na starost sastojine — da se ne mijenja ni stojbinski indikator. Naročito je ovo važno s razloga, jer se inače samo teško i vrlo nesigurno dađe ustanoviti, koje od razno starih sastojina u pogledu stojbinske bonitete spadaju zajedno u istu stojbinsku skupinu.

Ovim poteškoćama kušalo se predusresti primjenom biljnogeografskih indikatora bonitete, t. zv. šunskih tipova (CAJANDER u Finskoj, NILSSON i LUNDSTROEM u Švedskoj, MOROSOV, SUKAČEV i KRÜDENER u Rusiji). No i ove teorije naišle su na višestranu neodobravanje. Ja sam obzirom na sve to pokušao definirati matematički izraz, koji bi sve one gore navedene indikatore sadržavao tako reći zgusnute u jednom jedinom što jednostavnijem obliku, koji ujedno kao cjelina ne bi odgovarao nijednoj dimenziji, već bi za svaku pojedinu stojbinu bez obzira na starost sastojine predstavljao jedan jedini relativni broj.

Kao osnovnim materijalom potrebnim za ova istraživanja mogao sam se dosada poslužiti jedino rezultatima izmjere nekih smrekovih i borovih sastojina u Saksonske, koje su svojedobno bile osnovane sadnjom biljaka u vrlo raznim stepenima gustoće, pa su se prema tome i kao sastojine nalazile dosad u vrlo različitim stepenima gustoće. Ti rezultati, svojedobno objelodanjivani od prof. KUNZE-a, zatim od FRITSCHE-a, a na koncu i od prof. BUSSE-a, nalaze se poredani po starosti (*a*) i po raznim sastojinama u tabelama I do IV, i to pod oznakama *N* (broj stabala po hetkaru), *d* (prsni promjer sastojinskog srednjeg stabla), *h* (srednja sastojinska visina po Lorey-ovoj formuli). Pod oznakom *Fl.-Nr.* nalaze se redni brojevi tih sastojina (rimskim brojkama), kako su ih naveli spomenuti objelodanjivači u svojim publikacijama. Sve ostale brojke u navedenim tabelama izračunate su po meni u svrhe ove radnje.

U tabeli I poređani su pomenuti podaci za 16 smrekovih sastojina, koje su dosad u raznim starostima bile snimane (mjerene) šest puta, te su sve prigodni prvog snimanja bile stare 29, a prigodni zadnjeg snimanja 62 godine. Sve su se nalazile na praktički sasvim jednakoj stojbini. U tabeli II nalaze se odnosni podaci za 17 smrekovih sastojina, koje su snimljene samo dvaput: u 37. i 44. godini starosti. I ove su se nalazile sve na praktički jednakoj stojbini. No ova stojbina prema njenom opisu (nadmorska visina, ekspozicija, tlo i t. d.) bila je sasvim vidno različita od stojbine u Wermsdorfskoj šumi (tabela I), t. j. ova Nassausko-Altenberška stojbina bila je znatno lošija od Wermsdorfske stojbine. U tabelama III. i IV. poređani su rezultati izmjere osam borovih sastojina, koje su dosad snimane sedam puta: prviput u starosti od 21 godinu (tabela III) dotično 20 godina (tab. IV), a zadnjiput u starosti od 52 dotično 51 godinu. Markersbach-ška stojbina (tabela IV) bila je znatno lošija od stojbine u Reudnitzu (tab. III).

Polazeći od pomenutog osnovnog materijala — najprije za smreku — kušao sam s početka ustanoviti, da li bi se odnošaj, koji kod jedne te iste stojbine i unutar jedne te iste starosti postoji između srednje sastojinske debljine (d) i srednje sastojinske visine (h), dao praktički iskoristiti i dalje: za dovoljno jednostavno definovanje jednog indikatora stojbine, kojega bi iznos — neovisan od sastojinskog sklopa i starosti — ovisio samo o stojbini. Nakon neuspjeha u ovom pogledu i nakon raznih daljnjih pokušaja došao sam postepeno na pomisao, da unutar jedne te iste stojbine i jedne te iste starosti ustanovim karakter funkcije, navedene napred pod (16).

Ustanovilo se najprije približno, a zatim točno, na osnovi računa izjednačivanja po metodi najmanjih kvadrata, da ona ima oblik naveden pod (17), t. j. oblik pravca, koji polazi iz ishodišta koordinata, te sa pozitivnim dijelom apscisne osi sačinjava kut, kojemu je tangens sadržan u izrazu p (vidi diagrame 2--7, 9 i 10). Nakon toga valjalo je unutar pojedinih starosti ustanoviti prosječne vrijednosti izraza navedenog pod (18). One su izračunane prema principima računa izjednačivanja po metodi najmanjih kvadrata i navedene su u stupcima 12 i 8 tabele I i II.

Zatim je valjalo ustanoviti, kako se izraz p mijenja pod utplivom sastojinske starosti. Ustanovljeno je, da se ovo mijenjanje daje (naravski za sad tek do starosti od 62 godine, do koje uopće seže spomenuti osnovni materijal) sasvim točno izraziti općenitijom formom jednadžbe pravca, t. j. jednadžbom (20). Za adicijonu konstantu r ovog pravca ustanovljeno je, da iznosi približno 70, te da je za obje smrekove stojbine jednaka. Za multiplikacionu konstantu s ustanovljeno je,

da je to veća, što je bolja stojbina, jer — kako to pokazuje diagram 8 — pravac I (koji važi za Wermsdorfsku, bolju stojbinu) sačinjava sa apscisnom osi veći kut (tangens toga kuta je s) od pravca II, koji važi za slabiju stojbinu (Nassau-Altenberg).

Konstanta s karakterizuje dakle stojbinu (ovdje naravski između granica starosti $a = 29$ i $a = 62$) bez obzira na sklop i na starost sastojine. Ona bi dakle bila traženi indikator stojbine. Iz gornje jednačbe i uz uvrštenje $r = 70$ proizlazi za nju formula (22). Za ustanovljenje konstante s , t. j. stojbinskog indikatora potrebno je dakle poznavanje sastojinske starosti (a), broja stabala po hektaru (N), srednje sastojinske debljine (d) i srednje sastojinske visine (h).

Ova formula odnosi se samo na smreku. Pokušavši na isti način, da ustanovim, da li se i kod bora parametar p mijenja, pod utplivom starosti po istom zakonu, došao sam do negativnog rezultata. Jer kod bora izraz p sačinjava sa starošću (a) ne linearnu funkciju, kao što je gornja, već transcendntnu funkciju, koja se u naše svrhe ne da iskoristiti. Stoga sam se ovdje morao ogledati za drugim jednim, po mogućnosti ipak što sličnijim izrazom, koji bi

1. unutar jedne te iste stojbine i jedne te iste starosti što bolje stajao sa srednjim promjerom (d) u sličnom funkcionalnom odnošaju;

2. koji bi dalje u vezi sa promjerom (d) sačinjavao naprama sastojinskoj starosti onakovu sličnu linearnu funkciju, kao što smo to vidjeli kod smreke.

Ustanovio sam, da ovom zahtjevu u punoj mjeri odgovara funkcija (23), koja je za obje međusobno različite stojbine Reudnitz i Markersbach grafički prikazana u diagramima 11 do 17. I ona, kako pokazuju ovi diagrami, ima oblik pravca, koji prolazi kroz ishodište koordinata. Nakon što sam računskim putem (po teoriji izjednačivanja pomoću najmanjih kva-

drata) izračunao pojedine vrijednosti faktora $p = \frac{h}{d \cdot \log 0.01 N}$

(one se nalaze u stupcu 7. tabele III. i IV) i nakon što sam nanesao te vrijednosti kao ordinate k pripadnim starostima kao apscisama, pokazalo se (vidi diagram 18), da i one sa starošću (naravski unutar granica $a = 20$ i $a = 52$) stoje strogo u linearnom odnošaju, t. j. ove p -vrijednosti sačinjavaju pravac, kojemu se jednačba nalazi pod (25).

Ovdje sam strogo računski pokazao, da je adicijona konstanta r gornje jednačbe za obje vidno različite stojbine jednaka i da se po stojbinama razlikuje samo multiplikaciona konstanta s , t. j. bolja stojbina (Reudnitz) ima i veću vrijednost za s . Pošto za obje stojbine važi ista konstanta $r = 34$, to je

iz spomenute jednadžbe za indikatora stojbine kod bora jednostavnom transformacijom dobivena formula (30), koja je, kako se vidi, analogna formuli indikatora za smreku, ali se u pojedinostima od ove ipak razlikuje. To nije u ostalom ni čudo, kad se zna, da su bor i smreka vrsti drveća, koje se naprama svjetlu i zasjeni ponašaju sasvim različito jedna od druge.

Gornje rezultate istraživanja ne smatram naravski još definitivnima, jer oni prema materijalu, koji mi je stajao na raspolaganje, važe — strogo uzevši — samo od vremena, kad se mlada sastojina sklopi (te se dakle može praktički da mjeri), pa najviše do starosti od 62 godine. K tome ima još i drugih važnih pitanja, koja treba da se riješe u vezi sa ovim pitanjem. Obzirom na to sigurno je, da će, kad se jednom sva ta pitanja riješe, formule za indikatore stojbina izgledati ponešto drugačije od gornjih formula.

Ipak je, držim, od svega ovoga za nas već sada važna gore po meni prikazana činjenica, da se prelazom na drugi, čisto relativan pojam stojbinske bonitete, i njenog indikatora može u pogledu ovog indikatora doći do izraza, koji, vodeći računa o svim sastojinskim prilikama, karakterizuje stanovitu stojbinu — bez obzira na starost ili kakove druge okolnosti — samo jednom jedinom neimenovanim brojkom.

Tabelle I.
Wermsdorfer Fichten-Kulturflächen.

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
a	Fl.-Nr.	d	h	k	l	N	$\frac{2h}{\log 0'1N}$	m	n	μ_m	p
Jahre	—	dm		dm	—	—	dm	dm	—	dm	—
29	IV	0'60	68			8460	46				
	V	0'53	62			9486	42				
	VI	0'76	82			4947	61				
	VII	0'63	72			4745	54				
	VIII	0'81	85			3722	66				
	IX	0'73	79			3343	63				
	X	0'85	77			2472	64				
	XI	0'79	85	31'7	62'3	2591	70	-1'28	83'73	± 5'07	82'1
	XII	0'92	87			2078	75				
	XIII	0'84	85			2226	72				
	XIV	0'77	81			5146	60				
	XV	0'62	67			6332	48				
	XVI	0'72	75			3643	59				
	XVII	0'69	79			3838	61				
XVIII	1'00	94			1919	82					
XIX	0'88	85			2060	73					
35	IV	0'77	83			5739	60				
	V	0'66	76			7228	53				
	VI	0'90	96			4243	73				
	VII	0'78	83			4297	63				
	VIII	0'96	99			3267	79				
	IX	0'86	88			3144	70				
	X	0'99	93			2450	78				
	XI	0'96	98	26'1	75'6	2519	82	-12'92	97'79	± 5'54	83'9
	XII	1'08	103			2049	89				
	XIII	1'04	108			2161	93				
	XIV	0'91	98			4261	75				
	XV	0'74	80			5565	58				
	XVI	0'88	98			3278	78				
	XVII	0'84	95			3589	74				
XVIII	1'15	115			1886	101					
XIX	1'07	108			1980	94					
41	IV	0'93	109			4694	82				
	V	0'82	99			5280	73				
	VI	1'09	116			3281	92				
	VII	1'00	110			3068	88				
	VIII	1'19	121			2526	101				
	IX	1'09	110			2436	92				
	X	1'20	114			2140	98				
	XI	1'21	127	47'7	62'6	2013	110	-3'57	90'70	± 5'72	87'6
	XII	1'32	133			1760	118				
	XIII	1'32	130			1727	116				
	XIV	1'13	122			3057	98				
	XV	0'92	102			4217	78				
	XVI	1'20	126			2194	108				
	XVII	1'12	124			2403	104				
XVIII	1'46	138			1391	129					
XIX	1'36	132			1532	121					

Tabelle I (Fortsetzung)

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
a	Fl.-Nr.	d	h	k	l	N	$\frac{2h}{\log 0 IN}$	m	n	μ_m	p
Jahre	—	dm	dm	—	—	—	dm	dm	—	dm	—
47	IV	1'18	136			2689	112				
	V	1'03	116			3108	93				
	VI	1'30	135			2215	115				
	VII	1'19	125			2150	107				
	VIII	1'41	145			1724	130				
	IX	1'29	134			1688	120				
	X	1'42	135			1587	123				
	XI	1'44	143	53'5	62'7	1485	132	— 4'48	94'16	$\pm 5'76$	90'9
	XII	1'54	147			1420	137				
	XIII	1'55	154			1406	143				
	XIV	1'32	141			2212	120				
	XV	1'13	122			2801	100				
	XVI	1'50	150			1522	137				
	XVII	1'38	137			1655	123				
XVIII	1'71	161.			1055	159					
XIX	1'57	151			1211	145					
52	IV	1'43	144			1507	132				
	V	1'23	130			1825	115				
	VI	1'47	146			1521	134				
	VII	1'40	136			1308	129				
	VIII	1'61	150			1123	146				
	IX	1'48	137			1193	132				
	X	1'56	143			1327	135				
	XI	1'63	154	53'2	61'3	1040	153	— 2'49	93'39	$\pm 8'16$	91'8
	XII	1'71	158			1041	157				
	XIII	1'74	162			1037	161				
	XIV	1'52	152			1362	142				
	XV	1'32	132			1680	119				
	XVI	1'72	165			1023	164				
	XVII	1'56	151			1196	145				
XVIII	1'88	164			856	170					
XIX	1'74	159			932	161					
62	IV	1'66	160			1214	153				
	V	1'43	150			1503	138				
	VI	1'67	165			1258	157				
	VII	1'61	157			1099	154				
	VIII	1'83	170			965	171				
	IX	1'68	161			1027	160				
	X	1'75	168			1081	165				
	XI	1'85	173	72'0	54'8	838	180	— 2'06	96'95	$\pm 7'82$	95'8
	XII	1'91	177			864	183				
	XIII	1'99	183			781	193				
	XIV	1'75	175			1048	173				
	XV	1'56	161			1265	153				
	XVI	1'97	181			831	189				
	XVII	1'81	172			921	175				
XVIII	2'11	187			715	202					
XIX	1'98	178			748	190					

Tabelle II.
Nassauer und Altenberger Fichten-Kulturflächen

1	2	3	4	5	6	7	8		
a	Revier	Fl.-Nr.	d	h	N	$\frac{2h}{\log 0.1 N}$	P		
Jahre	—	—	dm	—	—	dm	—		
37	Nassau	VIII	0.88	80	2754	66	73.3		
		IX	0.83	72	2805	59			
		X	0.92	80	2396	67			
		XI	0.70	66	2989	53			
		XII	0.81	69	2023	60			
		XIII	0.83	68	2410	57			
		XVI	0.83	72	2664	59			
		XVIII	1.00	84	1713	75			
		XIX	0.92	82	2064	71			
	Altenberg	X	1.22	96	1908	84			
		XI	0.93	82	2763	67			
		XIII	1.15	94	1663	85			
		XII	0.80	76	2175	64			
		XVII	1.07	89	2302	75			
		XVIII	0.89	83	3173	66			
		XIX	0.81	70	1829	62			
		XVI	0.82	73	2038	63			
		44	Nassau	VIII	1.16	97		2154	83
	IX			1.19	98	2017		85	
X	1.18			103	2045	89			
XI	1.03			90	2331	76			
XII	1.15			93	1861	82			
XIII	1.14			93	2074	80			
XVI	1.12			98	2183	84			
XVIII	1.32			109	1540	100			
XIX	1.27			107	1735	96			
Altenberg	X		1.58	120	1615	109			
	XI		1.26	107	2121	92			
	XIII		1.53	117	1399	109			
	XII		1.13	97	1785	86			
	XVII		1.49	120	1742	107			
	XVIII		1.27	107	2132	92			
	XIX		1.08	90	1648	81			
	XVI		1.15	96	1659	86			

Tabelle III.
Reudnitzer Kiefern-Kulturflächen.

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
a	Fl.-Nr.	d	h	N	$\frac{h}{\log 0'01N}$	p	r	s	μ_r	μ_s
Jahre	—	dm		—	dm	—	—	—	—	—
21	I	0'72	79	7445	42	57'5				
	IV	0'83	81	5222	47					
	X	0'81	80	4770	48					
	V	0'99	90	3534	58					
	VIII	1'05	83	2497	59					
	VII	1'17	89	2027	68					
	IX	0'92	78	3379	51					
XI	1'04	76	1868	60						
27	I	0'99	111	3885	70	68'7				
	IV	1'06	114	3574	73					
	X	1'07	113	3238	75					
	V	1'26	122	2454	88					
	VIII	1'33	118	1980	91					
	VII	1'47	124	1662	102					
	XI	1'18	111	2616	78					
IX	1'34	109	1644	90						
32	I	1'10	128	3621	82	75'0				
	IV	1'16	132	3350	87					
	X	1'16	129	3000	87					
	V	1'36	142	2356	103					
	VIII	1'45	136	1839	108					
	VII	1'58	144	1623	119					
	IX	1'29	134	2421	97					
XI	1'47	131	1547	110						
38	I	1'34	152	2335	111	83'7	33'4	1'25	±3'89	±0'100
	IV	1'40	160	2161	120					
	X	1'35	152	2143	114					
	V	1'58	170	1735	137					
	VIII	1'67	159	1464	136					
	VII	1'77	168	1388	147					
	IX	1'51	154	1735	124					
XI	1'73	153	1138	145						
43	I	1'52	164	1876	129	84'9				
	IV	1'58	167	1811	133					
	X	1'52	161	1778	129					
	V	1'77	180	1471	154					
	VIII	1'87	173	1211	160					
	VII	1'95	174	1225	160					
	IX	1'71	165	1409	144					
XI	1'94	164	947	168						
48	I	1'73	175	1370	154	90'3				
	IV	1'78	183	1370	161					
	X	1'71	179	1305	160					
	V	1'95	195	1200	181					
	VIII	2'04	185	1012	184					
	VII	2'10	189	1073	183					
	IX	1'87	178	1203	165					
XI	2'10	182	875	193						

(Fortsetzung folgt)

Tabelle III (Fortsetzung)

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
a	Fl.-Nr.	d	h	N	$\frac{h}{\log^0 01N}$	p	r	s	μ_r	μ_s
Jahre	—	dm		—	dm	—	—	—	—	—
52	I	1·89	187	1001	187					
	IV	1·95	190	998	190					
	X	1·86	187	951	191					
	V	2·11	206	857	221					
	VIII	2·18	196	802	217					
	VII	2·22	202	842	218					
	IX	2·05	192	838	208					
	XI	2·25	193	669	234					

Tabelle IV.
Markersbacher Kiefern-Kulturfächen

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11		
a	Fl.-Nr.	d	h	N	$\frac{h}{\log^0 01N}$	p	r	s	μ_r	μ_s		
Jahre	—	dm		—	dm	—	—	—	—	—		
20	IV	0·57	59	9537	30	51·3						
	V	0·69	63	5764	36							
	IX	0·72	63	6169	35							
	VI	0·81	65	3954	41							
	VII	0·88	70	2989	47							
	VIII	0·98	69	2425	50							
	X	0·71	59	4669	35							
	XI	0·86	63	2580	45							
	26	IV	0·83	81	4286		50	59·4	34·8	0·90	+218	+0·058
		V	0·95	88	3296		58					
		IX	0·94	85	3744		54					
VI		1·09	95	2613	67							
VII		1·15	93	2078	71							
VIII		1·24	90	1908	70							
X		0·99	84	2826	58							
XI		1·15	87	1894	68							
31	IV	0·97	99	3603	64	65·1						
	V	1·11	102	2783	71							
	IX	1·11	105	3206	70							
	VI	1·26	116	2309	85							
	VII	1·32	116	1908	91							
	VIII	1·41	113	1793	90							
	X	1·16	101	2407	73							
	XI	1·34	105	1644	86							

Tabelle IV (Fortsetzung)

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	
a	Fl.-Nr.	d	h	N	$\frac{h}{\log \theta \cdot 01N}$	p	r	s	μ_r	μ_s	
Jahre	—	dm	—	dm	—	—	—	—	—	—	
37	IV	1'15	109	2486	78	67'5					
	V	1'30	115	2002	88						
	IX	1'27	116	2338	85						
	VI	1'46	123	1727	99						
	VII	1'49	123	1540	104						
	VIII	1'55	119	1536	100						
	X	1'32	110	1894	86						
XI	1'54	119	1268	108							
42	IV	1'32	124	2071	94	72'2	für a = 20 bis a = 51:	34'8	0'90	+2'18	+0'058
	V	1'47	130	1695	106						
	IX	1'45	130	1886	102						
	VI	1'62	138	1464	118						
	VII	1'66	138	1305	124						
	VIII	1'70	134	1377	118						
	X	1'50	127	1619	105						
XI	1'74	136	1099	131							
47	IV	1'49	134	1615	111	76'0					
	V	1'63	144	1348	127						
	IX	1'60	142	1558	119						
	VI	1'78	152	1240	139						
	VII	1'80	147	1149	139						
	VIII	1'81	145	1232	133						
	X	1'66	135	1312	121						
XI	1'90	147	976	149							
51	IV	1'66	149	1232	137	81'9					
	V	1'79	156	1106	149						
	IX	1'76	155	1279	140						
	VI	1'96	164	936	169						
	VII	1'98	160	867	171						
	VIII	1'94	152	1070	148						
	X	1'80	146	1142	138						
XI	2'04	158	849	170							