

Wissenschaftszentrum Weihenstephan
für Ernährung, Landnutzung und Umwelt
der Technischen Universität München

**Analyse der Zuwachsveränderungen von Waldbeständen
und Möglichkeiten der Prognose
aus Daten permanenter Stichprobeninventuren**

Simon Reimeier

Vollständiger Abdruck der zur Erlangung
des akademischen Grades eines Dr. rer. silv.
genehmigten Dissertation

1. Gutachter: Prof. Dr. E. Kennel
2. Gutachter: Prof. Dr. H. Pretzsch

Tag der mündlichen Prüfung: 11.07.2001

Vorwort

Obgleich mit dem Titel ‚Vorwort‘ überschrieben, entsteht dieser Text ganz am Ende der Arbeit. Er soll mir im Rückblick auf die vergangene Zeit die Möglichkeit geben, mich bei all jene Menschen zu bedanken, die **hinter** dieser Arbeit stehen. Denn **auf** ihr steht nur ein einzelner Name.

Mein aufrichtiger Dank gilt Herrn Prof. Dr. Eckhard KENNEL, Leiter des Fachgebiets für Forsteinrichtung, der diese Arbeit mit großem Wohlwollen begleitete. Durch seine pragmatische Art des Denkens und seine Erfahrung hat er an Wendepunkten der Arbeit immer wieder Irrwege erkannt und Lösungen aufgezeigt. Es war für mich angenehm zu spüren, dass er großes Interesse an den Ergebnissen dieser Arbeit hatte.

Sehr herzlich bedanken möchte ich mich bei Herrn Dr. Thomas KNOKE, Mitarbeiter am Fachgebiet für Forsteinrichtung. Von den ersten Gesprächen über die Formulierung des Forschungsantrags bis hin zu den letzten Korrekturen hat er durch sein großes Wissen und seinen scharfen Verstand sehr viel zur Entstehung dieser Arbeit beigetragen.

Das Fachgebiet für Forsteinrichtung war vor der Umstrukturierung der Universitätsstandorts Weißenstephan Teil des ehemaligen Lehrstuhls für Waldbau und Forsteinrichtung. Er ist weiterhin personell und räumlich mit dem jetzigen Lehrstuhl für Waldbau verwoben. Dem Lehrstuhlleiter Herrn Prof. Dr. Reinhard MOSANDL und allen Mitarbeitern danke ich für ihre fachlichen und administrativen Hilfestellungen sowie – und das ist mindestens ebenso wichtig – für die Aufnahme in die soziale Gemeinschaft des Lehrstuhls.

Das Thema der Arbeit hat einen stark ertragskundlichen Charakter und grenzt damit an Bereiche des Lehrstuhls für Waldwachstumskunde. Dem Leiter dieses Lehrstuhls, Herrn Prof. Dr. Hans PRETZSCH und den Mitarbeitern Herrn Dr. Peter BIBER und Herrn Dr. Heinz UTSCHIG danke ich für das Interesse, dass sie dem Denkansatz dieser Arbeit entgegengebracht haben und für die angenehme Art, mit der sie mir ihr statistisches und ertragskundliches Wissen zu Teil werden ließen.

Ich danke Herrn Hans-Jürgen GULDER und Herrn Dr. Franz-Josef MAYER, die sich neben ihren Aufgaben an der Bayerischen Landesanstalt für Wald und Forstwirtschaft Zeit genommen haben, mich durch ihre Kompetenz in ihren jeweiligen Fachgebieten Standorterkundung bzw. Waldzustandserhebung zu unterstützen. An den Stellen dieser Arbeit, die diese Bereiche behandeln sind ihre Ideen und ihr Fachwissen eingebunden.

Herrn Andreas KLEY vom Bayerischen Staatsministerium für Landwirtschaft und Forsten sowie den zuständigen Mitarbeitern an den Forstdirektionen danke ich für ihre vielfältige Hilfe bei der Übernahme der Daten aus den Stichprobeninventuren

Meiner Schwester Christine REIMEIER danke ich für ihre Unterstützung bei der Fertigstellung des Manuskripts.

Ich bedanke mich bei der Deutschen Forschungsgemeinschaft, die den Löwenanteil der Kosten übernahm, und bei der Bayerischen Staatsforstverwaltung für die Finanzierung des Forschungsprojekts.

Freising, im April 2001

Simon Reimeier

Inhaltsverzeichnis

1 Einleitung	1
1.1 Modelle zur Prognose des Bestandeszuwachses	1
1.2 Veränderung der Standortbedingungen	2
1.3 Arbeitsziel	3
1.4 Aufbau der Arbeit	4
2 Datengrundlage und Methoden	5
2.1 Permanente Stichprobeninventur	5
2.1.1 Theoretische Grundlagen	5
2.1.2 Aufnahmeverfahren der Bayerischen Staatsforstverwaltung.....	7
2.1.3 Stand der Aufnahmen.....	9
2.1.4 Datenhaltung	11
2.1.4.1 Relationales Datenmodell	11
2.1.4.2 Datenbanktabellen.....	11
2.2 Regressionsanalyse	13
2.2.1 Multiple lineare Regression	13
2.2.2 Nichtlineare Regression	14
2.2.3 Überprüfung des Regressionsmodells.....	14
2.2.3.1 Signifikanz der Koeffizienten	14
2.2.3.2 Bestimmtheitsmaß.....	15
2.2.3.3 Toleranz.....	15
2.2.3.4 Streudiagramme von Residuen	16
2.2.4 Codierung nominaler Variablen.....	16
2.2.4.1 Dummycodierung.....	17
2.2.4.2 Kontrastkodierung.....	17
2.3 Datenaufbereitung	18
2.3.1 Zuwächse aus der permanenten Stichprobeninventur.....	18
2.3.1.1 Berichtigung der Hangneigung	18
2.3.1.2 Ertragskundliche Plausibilitätsprüfung	19
2.3.1.2.1 Auswahl geeigneter Modelle.....	19
2.3.1.2.2 Eliminierung von Ausreißern	21
2.3.1.3 Plausibilitätsprüfung für die Verknüpfung von Daten aus Erst- und Wiederholungsaufnahme.....	22
2.3.1.4 Ertragstafelprognosen	23
2.3.1.5 Gemessene Zuwächse	24
2.3.1.6 Tarif für Einzelbaumzuwächse	25
2.3.2 Erklärungsvariablen	27

2.3.2.1	Reliefinformationen aus dem digitalen Geländemodell.....	27
2.3.2.2	Daten aus anderen Inventuren.....	28
2.3.2.2.1	Geostatistik.....	29
2.3.2.2.1.1	Entwicklung.....	29
2.3.2.2.1.2	Regionalisierte Variable.....	29
2.3.2.2.1.3	Semivariogramm.....	30
2.3.2.2.1.4	Kriging.....	31
2.3.2.2.2	Ergebnisse der Kriginginterpolation für Daten der Waldzustands- erhebung.....	33
2.3.2.2.3	Ergebnisse der Kriginginterpolation für Daten zur Stickstoffdeposition an Aufnahmepunkten der Waldbodeninventur.....	36
2.3.2.3	Klimadaten.....	38
2.3.2.3.1	Clusteranalyse.....	38
2.3.2.3.1.1	Hierarchische Clusteranalyse nach WARD.....	39
2.3.2.3.1.2	Clusterzentrenanalyse.....	40
2.3.2.3.2	Ergebnisse der Clusteranalyse.....	41
2.4	Analyse der Abweichungen des gemessenen Zuwachses von der Ertragstafelprognose.....	45
2.4.1	Anhebung des Skalenniveaus für Bonität und Standortvariablen.....	45
2.4.2	Einfaches Regressionsmodell.....	46
2.4.3	Differenziertes Regressionsmodell.....	47
2.4.4	Standortmodell.....	47
2.4.5	Klimagruppenmodelle.....	50
2.5	Modellevaluierung.....	50
2.5.1	Qualitative Evaluierung.....	51
2.5.2	Validierung.....	51
3	Ergebnisse.....	53
3.1	Regressionsmodelle.....	53
3.1.1	Abhängige Variable.....	53
3.1.2	Erklärungsvariablen.....	55
3.1.2.1	Einfache Regressionsmodelle.....	55
3.1.2.1.1	Alter.....	57
3.1.2.1.2	Bonität.....	58
3.1.2.1.3	Bestockungsgrad.....	59
3.1.2.1.4	Meereshöhe.....	61
3.1.2.1.5	Korrekturtafeln.....	62
3.1.2.2	Differenzierte Regressionsmodelle.....	63
3.1.2.2.1	Skalierung der Variablen Bonität.....	65
3.1.2.2.2	Baumartenanteil.....	67

3.1.2.2.3 Hangneigung	67
3.1.2.2.4 Stickstoffdeposition.....	68
3.1.2.3 Standortmodelle.....	69
3.1.2.3.1 Skalierung der Standortvariablen für die Standortmodelle.....	71
3.1.2.3.1.1 Substrattyp.....	71
3.1.2.3.1.2 Besondere Standortmerkmale.....	73
3.1.2.3.1.3 Wasserhaushalt.....	75
3.1.2.3.2 Klimagruppen.....	79
3.1.2.4 Klimagruppenmodelle.....	79
3.1.2.4.1 Skalierung der Standortvariablen für die Klimagruppenmodelle.....	83
3.1.2.4.1.1 Substrattyp.....	83
3.1.2.4.1.2 Besondere Standortmerkmale.....	85
3.1.2.4.1.3 Ausgangsgestein.....	88
3.1.3 Analyse des Erklärungsbeitrags von Variablen	91
3.2 Qualitative Evaluierung.....	93
3.2.1 Differenzierte Regressionsmodelle	93
3.2.1.1 Alter und Bonität.....	93
3.2.1.2 Bestockungsgrad	98
3.2.1.3 Baumartenanteil	102
3.2.1.4 Meereshöhe und Hangneigung.....	102
3.2.1.5 Stickstoffdeposition	105
3.2.2 Standortmodelle und Klimagruppenmodelle.....	107
3.3 Validierung der Modelle.....	116
4 Abschließende Wertung.....	120
4.1 Kritik an den gewählten Erklärungsvariablen	120
4.1.1 Daten aus der Waldzustanderhebung.....	120
4.1.2 Exposition und Hangneigung aus dem digitalen Geländemodell	121
4.2 Verlauf der Zuwachsprognosen über dem Alter in den Modellen und im Bestandesleben	121
4.3 Witterungsabhängigkeit des Zuwachses.....	122
4.4 Andauernde Veränderung der Wuchsbedingungen.....	123
5 Zusammenfassung.....	126
6 Literaturverzeichnis	130

1 Einleitung

Der jährliche Zuwachs an Holz ist ein wichtiger Weiser für die nachhaltige Bewirtschaftung von Forstbetrieben. Differiert der Zuwachs von Nutzung und natürlicher Mortalität der Wirtschaftseinheit, so kommt es zu einer Anreicherung oder Abnahme des Holzvorrates und infolgedessen zu einer Änderung der ökonomischen Leistungsfähigkeit und ökologischer Eigenschaften. Solche Vorgänge können vom Wirtschaftler nur verhindert oder bewusst eingeleitet werden, wenn er Kenntnis über den Zuwachs in seinen Wäldern hat.

1.1 Modelle zur Prognose des Bestandeszuwachses

Die Zuwachsdynamik in Waldökosystemen unter Berücksichtigung der in der Forstwirtschaft notwendigen langen Betrachtungszeiträume lässt sich modellhaft beschreiben. Die Anfänge solcher Modelle reichen weit in die Vergangenheit. PAULSEN hat bereits 1795 eine erste Ertragstafel als ein Modell der Bestandesentwicklung über der Zeit für undurchforstete Bestände konstruiert (WENK et al., 1990). Im 19. Jahrhundert folgten weitere derartige Modelle mit regional begrenzter Gültigkeit (KRAMER, 1988). Der Verein der Deutschen Forstliche Versuchsanstalten versuchte in seinem „Arbeitsplan für die Aufstellung von Holzertragstafeln“ am Ende des 19. Jahrhunderts Entwicklung und formalen Aufbau von Ertragstafeln zu vereinheitlichen (GANGHOFER, 1881). Diese Richtlinien enthielten auch einen Passus, der die Aufnahme des laufenden jährlichen Volumenzuwachses in die Ertragstafeln forderte. Dominierten anfangs empirische Methoden zur Entwicklung von Zuwachsverläufen und Bonitätsfächern, so wurden später zunehmend auf statistischen Zusammenhängen beruhende Wuchsgesetzmäßigkeiten zur Ertragstafelkonstruktion verwendet (ASSMANN und FRANZ, 1965; WENK et al., 1990).

Grundidee der klassischen Ertragstafeln ist es, die Güte eines Standorts und somit dessen Zuwachspotential durch den auf ihm stockenden Bestand zu bestimmen. In der jüngeren Vergangenheit wurden vermehrt Modelle entwickelt, die sich von dieser dendrometrisch beschreibenden Betrachtungsweise lösen und biologische Einflussgrößen wie Konkurrenz- und Standortverhältnisse zur Abbildung des Wachstums auf einem Standort verwenden (BIBER, 1996; SEKTION ERTRAGSKUNDE, 2000). PRETZSCH (1995) stellt hierzu fest:

„Das Erkenntnisinteresse der Waldwachstumsforschung hat sich geradezu von den Gesetzmäßigkeiten des Waldwachstums auf die Randbedingungen des Waldwachstums verlagert.“

Als wesentliche Vorteile dieser Modelle gelten die Möglichkeit der Abbildung der Wachstumsverhältnisse in gemischten und ungleichaltrigen Beständen und die breitere Informationsbasis, die neben den ertragskundlichen auch ökologische und sozioökonomische Aspekte beinhaltet (SEKTION ERTRAGSKUNDE, 2000). Mit der Entwicklung von biologisch-erklärenden waldwachstumkundlichen Modellen für mitteleuropäische Verhältnisse haben sich u. a. LEMM, (1991), PRETZSCH (1992 a), HASENAUER (1994), KAHN (1994), BIBER (1996), MONSERUD und STERBA (1996), SCHÜBELER (1998) und NAGEL (1999) beschäftigt. Bestandes-

wachstum auf ökophysiologischen Ebene wird z. B. von BOSSEL (1994), BUGMANN (1994) und HAUHS et al. (1995) modelliert.

Um Konkurrenzverhältnisse innerhalb eines Bestandes bewerten zu können, wird in Modellen der neueren Generation meistens ein einzelbaumorientierter Ansatz gewählt. Neben solchen Einzelbauminformationen sind zur Modellparametrisierung oft differenzierte Eingangsgrößen notwendig, die bisher nur auf ertragskundlichen Versuchsfeldern erhoben wurden. KÖHL et al. (1995) zeigen für die Schweiz, dass solche Flächen nicht die gesamte Bandbreite von Bestandes- und Standortverhältnissen abdecken. Insbesondere an den Rändern des vorkommenden Spektrums, auf sehr hochgelegenen und steilen Standorten oder in qualitativ schlechten Beständen fehlen Versuchsfelder. Ertragskundliche Daten, die gerade aus solch außergewöhnlichen Wuchsbedingungen hervorgehen, sind aber bei der Parametrisierung von biologisch-erklärenden Waldwachstumsmodellen besonders wichtig (KAHN, 1994). WINDHAGER (1999) berichtet von Schwierigkeiten für bestimmte Baumarten und Bestandesstrukturen geeignete Daten von Versuchsfeldern zu finden, um mit ihnen eine Evaluierung verschiedener waldwachstumskundlicher Modelle der beschriebenen Forschungsrichtung durchzuführen. Unbefriedigende Ergebnisse für die Prognose des Höhenzuwachses mit den von ihm benutzten Modellen führt WINDHAGER z. T. auf Standortverhältnisse von Versuchsfeldern zurück, die nicht von den zur Parametrisierung der Modelle verwendeten Daten abgedeckt waren.

1.2 Veränderung der Standortbedingungen

ASSMANN und FRANZ (1965) gingen bei der Entwicklung ihrer Fichten-Ertragstafel noch von der Konstanz der Standortbedingungen über die gesamte Umtriebszeit eines Bestandes aus. Es kann aber eine andauernde Veränderung der Wachstumsbedingungen seit den sechziger und siebziger Jahren des vergangenen Jahrhunderts angenommen werden. Einbußen im Volumenzuwachs durch den Einfluss neuartiger Waldschäden stellen z.B. DONG und KRAMER (1987), RÖHLE (1986), SPELSBERG (1987), ECKMÜLLNER (1988), KRAMER (1988), FRANZ et al. (1990), WORBES et al. (1995) und DOBBERTIN (1996) fest. Werden allerdings Ertragstafelzuwächse als Vergleichsbasis für ein unbeeinträchtigtes Wachstum verwendet, so zeigt sich auch bei mäßig geschädigten Beständen ein Zuwachs über Ertragstafelniveau (z. B. PRETZSCH, 1985 und 1987; RÖHLE, 1987; UTSCHIG, 1989).

Die Mehrzahl der Autoren geht von einer allgemeinen Steigerung des Zuwachses und einer Verschiebung von Zuwachsverläufen im Vergleich zur Ertragstafel aus (z. B. KENK et al., 1991; PRETZSCH, 1992 b; FOERSTER et al., 1993; RÖHLE, 1994; SCHÖPFER et al., 1994; SPELSBERG, 1995; NEUMANN und SCHADAUER, 1995; UNTHEIM, 1996; SPIECKER et al., 1996; POTT, 1997; RÖHLE, 1997; PRETZSCH, 1999 a; PRETZSCH et al., 2000; PRETZSCH und UTSCHIG, 2000). WINDHAGER (1999) vergleicht gemessene Oberhöhenzuwächse von Fichten und Buchenbeständen mit entsprechenden Ertragstafelwerten. Er kommt zu dem Ergebnis, dass die Oberhöhenzuwächse in den meisten Fällen den unterstellten Prognosewerten entsprechen. All diese Beobachtungen lassen ein differenziertes Zusammenspiel zuwachsfördernder und –mindernder Kräfte vermuten (PRETZSCH und UTSCHIG, 2000).

Ertragstafeln können im Gegensatz zu neueren Wachstumsmodellen aufgrund ihres statischen Charakters die zeitliche Abfolge zuwachsbeeinflussender Effekte nicht weiter aufdecken. Durch die Hinwendung auf die eigentlichen Triebkräfte des Waldwachstums in Modellen neuerer Generation wird der sehr pragmatische Weg der Standortsbewertung durch die Bonität verlassen. Die Bestandeshöhe in einem bestimmten Alter als Bonitierungsgröße subsumiert alle Einflussfaktoren, die im Bestandesleben auf die Bäume gewirkt haben. Der aktuelle Zuwachs wird zwar auch von der Bestandesgeschichte beeinflusst (PRETZSCH, 1995), wesentlich sind aber die aktuellen Standortbedingungen.

1.3 Arbeitsziel

Aufbauend auf der Idee der Ertragstafeln, Standortgüte durch Bestandeswachstum zu bestimmen, sollen aktuelle bestandesstrukturelle und standörtliche Einflüsse in ihrer Wirkung auf das Zuwachsgeschehen quantifiziert werden. Notwendig erscheint dies vor allem vor dem Hintergrund, dass sich bestimmte Umweltbedingungen seit der Konstruktion der heute gebräuchlichen Ertragstafeln in der Mitte des vergangenen Jahrhunderts nachweislich verändert haben, wie z. B. der Stickstoffhaushalt von Waldböden und der Gesundheitszustand des Waldes. Mit dem Rückgriff auf die Ertragstafel soll der großen Bedeutung Rechnung getragen werden, die sie aufgrund ihrer leichten Anwendbarkeit in der Praxis als Modell zur Schätzung von Volumenzuwächsen immer noch besitzt. Ertragstafeln werden zur Herleitung und Verprobung des Hiebssatzes im Rahmen der Forsteinrichtung verwendet, im Privatwald mit Konsequenzen für die Steuerveranlagung. Mit der Bestimmung von Einflussfaktoren, die eine Abweichung der Zuwachsprognosen aus Ertragstafeln vom tatsächlich geleisteten Zuwachs bewirken, können zwei operationale Ziele erreicht werden:

- Erkenntnisse über die Wirkungsweise bestimmter Standortbedingungen auf das aktuelle Zuwachsverhalten zu gewinnen.
- Prognosen über den Volumenzuwachs, die in das System der allgemein gebräuchlichen Ertragstafeln eingebunden bleiben, den aktuellen Wuchsverhältnissen anzupassen und durch die Berücksichtigung von Bestandes- und Standortseigenschaften differenzierter treffen zu können.

Um diese Ziele zu erreichen, werden Regressionsmodelle zum Schätzen der Abweichung von Ertragstafel und wirklichem Zuwachs formuliert, die den Zuwachs beeinflussende Faktoren als unabhängige Variablen enthalten. Als Referenzgröße für den aktuellen Zuwachs dienen die Ergebnisse der ersten Wiederholungsaufnahmen der permanenten Stichprobeninventur auf Flächen der Bayerischen Staatsforstverwaltung und weniger anderer Waldbesitzer. Damit stehen regional und standörtlich differenzierte und statistisch sehr genaue Informationen über den Zuwachs zur Verfügung.

1.4 Aufbau der Arbeit

Die Aufbereitung der Zuwachsdaten aus der permanenten Stichprobeninventur, so dass sie als Vergleichsbasis zu Ertragstafelprognosen dienen können, wird im zweiten Kapitel erläutert. Es wird dargestellt, welche potentiellen Einflussfaktoren für die Abweichung der Ertragstafelprognosen vom gemessenen Zuwachs der Inventur untersucht wurden. Dabei werden sowohl die statistische Methode der Datenaufbereitung als auch deren Ergebnisse im Zusammenhang beschrieben. In einem eigenen Abschnitt wird näher auf die methodischen Hintergründe bei der Formulierung der Regressionsmodelle eingegangen. Abschließend werden Aspekte der Evaluierung von waldwachstumskundlichen Modellen behandelt.

Im dritten Kapitel werden verschiedene Regressionsmodelle vorgestellt, die sich in der Art und Zusammensetzung ihrer erklärenden Variablen oder ihrer Datenbasis voneinander unterscheiden. Die Wirkungsweise bestimmter Einflussfaktoren auf die Zuwachsdifferenz zwischen Ertragstafelprognose und gemessenem Zuwachs wird erläutert. Schließlich wird ein Überblick über die Ergebnisse der Validierung der Regressionsmodelle gegeben.

Im vierten Kapitel werden mögliche Gründe diskutiert, die dazu führten, dass potentielle Einflussfaktoren auf den Zuwachs nicht in die Regressionsmodelle aufgenommen wurden. Abschließend wird die mögliche Beeinflussung der Prognosegenauigkeit der Modelle durch Witterung und sich verändernde Umweltbedingungen dargelegt.

2 Datengrundlage und Methoden

Dieses Kapitel enthält einen Überblick über das Aufnahmeverfahren und den Stand der permanenten Stichprobeninventur in der Bayerischen Staatsforstverwaltung. Statistische Methoden werden erklärt, die an verschiedenen Stellen der Arbeit Verwendung finden. Die Schritte der Datenaufbereitung werden dargestellt. Im Kapitel sind alle untersuchten Einflussfaktoren auf die Differenz von gemessenem Zuwachs und Ertragstafelprognose aufgelistet und deren Herleitung beschrieben. Vier verschiedene Formen von Regressionsmodellen mit Unterschieden in der Zusammensetzung der unabhängigen Variablen oder in der Datenbasis werden vorgestellt. Ein Überblick über die verwendeten Methoden bei der Modellevaluierung schließt das Kapitel ab.

2.1 Permanente Stichprobeninventur

2.1.1 Theoretische Grundlagen

Daten aus der permanenten Stichprobeninventur der Bayerischen Staatsforstverwaltung spiegeln die aktuellen Zuwachsverhältnisse in Bayern sehr genau wider. Vorbild für das in Deutschland erstmals überregional implementierte Verfahren ist die Methode der Kontrollstichprobe oder permanenten Stichprobe. Sie entwickelte sich aus der klassischen Kontrollmethode nach BIOLLEY (1922), die seit ca. 1890 auf Plenterwaldflächen in der Schweiz angewandt wird. Die Kontrollmethode zeichnet sich aus durch die periodisch durchgeführte Kluppung aller Bäume, deren Bhd eine bestimmte Schwelle überschreitet. Bei den Wiederholungsaufnahmen kann der Zuwachs aus der Vorratsveränderung und der Masse der im Inventurzeitraum ausgeschiedenen Bestandeglieder errechnet werden. Für die klassische Kontrollmethode wird dabei eine genaue Registrierung der Nutzung durch Stehendmessung gefordert (SCHMID, 1967).

Eine Anwendung dieser Methode im Altersklassenwald würde den ohnehin großen Erhebungsaufwand weiter erhöhen¹. Es ist rationeller, die Kontrollmethode auf dauerhaft markierte Stichprobenflächen zu beschränken und dabei alle aufgenommenen Bäume so zu kennzeichnen, dass sie bei Wiederholungsaufnahmen zweifelsfrei wiedergefunden werden können (SCHMID-HAAS, 1989; KURTH, 1994). Dadurch ändert sich die Art der Zuwachsberechnung. Wurde der Zuwachs vorher über die Vorratsdifferenz eines Betriebes zu zwei verschiedenen Zeitpunkten definiert, so erfolgt nun die Berechnung durch Aufsummierung aller Volumendifferenzen von Einzelbäumen zweier Aufnahmen. Die aufwendige Stehendkontrolle des aus-

¹ Die Erhebungen müssen bestandesweise durchgeführt werden, da im Gegensatz zum Plenterwald eine betriebsweise Ermittlung des Zuwachses im Altersklassenwald nur bedingte Aussagekraft besitzt. Um über längere Zeit die Kontrollmethode anwenden zu können, müssen deshalb die Bestandegrenzen dauerhaft festgelegt werden.

BIOLLEY wählte für den Plenterwald eine Kluppschwelle zwischen 16 und 20 cm Bhd. Im Altersklassenwald liegt ein wesentlich größerer Teil der Masse und des Zuwachses unter dieser Schwelle als im Plenterwald. Nach Untersuchungen von SCHÜTZ (1992) ist die Stammzahl bei einem Bhd von 18 cm im Altersklassenwald um 33% höher als im Plenterwald. Als Konsequenz daraus ist die Kluppschwelle im Altersklassenwald niedriger anzusetzen.

scheidenden Bestandes ist nicht mehr notwendig. Scheiden Einzelbäume aus, so kann dies zum Zeitpunkt der nächstfolgenden Wiederholungsaufnahme dokumentiert werden. Diese Art der Kontrollmethode auf Stichprobenflächen wurde in den 30er Jahren des vergangenen Jahrhunderts von STOTT in den USA unter der Bezeichnung ‚continuous forest inventory‘ eingeführt (SCHMID, 1967; KÖHL et al., 1995). In Europa wurde unter Federführung von KURTH und SCHMID-HAAS (KURTH, 1987) ein solches Verfahren mit der Bezeichnung ‚permanente Stichprobeninventur‘ erstmals auf Waldflächen in der Schweiz eingeführt.

Die Genauigkeit der aus der permanenten Stichprobeninventur ermittelten Zuwachswerte beruht darauf, dass bei Erst- und Wiederholungsaufnahmen die selben Bäume gemessen werden. Bei einer temporären Stichprobeninventur werden für die Wiederholungsaufnahmen unabhängig von den Aufnahmepunkten der Erstinventur neue Probeflächen angelegt. Der Standardfehler des Zuwachses für diese Form der Inventur errechnet sich nach den Regeln der Fehlerfortpflanzung aus den Standardfehlern des Vorrats in den beiden zu vergleichenden Aufnahmen (ZÖHRER, 1980):

$$s_{\Delta} = \sqrt{s_x^2 + s_y^2}$$

Bei der permanenten Stichprobeninventur, also der Messung identischer Probeflächen bei Erst- und Wiederholungsaufnahmen, gilt folgende Formel zur Berechnung des Standardfehlers für den Zuwachs:

$$s_{\Delta} = \sqrt{s_x^2 + s_y^2 - 2rs_x s_y}$$

s_{Δ} = Standardfehler des Volumenzuwachses

s_x = Standardfehler des Vorrats aus der Erstaufnahme

s_y = Standardfehler des Vorrats aus der Wiederholungsaufnahme

r = Korrelationskoeffizient beider Aufnahmen

Erfahrungsgemäß liegt der Korrelationskoeffizient r bei derartigen Inventuren etwa bei 0,8 (KENNEL, 1994). Je länger der Zeitraum zwischen zwei Aufnahmen ist, desto kleiner wird r . Werden beispielsweise bei zwei aufeinanderfolgenden Inventuren die in Tabelle 1 angegebenen Vorräte eines Bestandes jeweils mit einem Stichprobenfehler von 5% ermittelt, so beträgt der Standardfehler für den Zuwachs unter der Annahme, dass der Vorrat aus einer permanenten Stichprobe geschätzt wurde 51% des entsprechenden Wertes für eine temporäre Stichprobe.

Inventur	Vorrat (fm/ha)	Standardfehler des Vorrats (fm/ha)	Standardfehler des Zuwachses in der Inventurperiode im Falle einer	
			temporären Stichprobeninventur (fm/ha)	permanenten Stichprobeninventur (fm/ha)
Erstaufnahme (a)	200	10	18,0	9,2
Wiederholungsaufnahme (a+10)	300	15		

Tabelle 1: Beispiel zur Berechnung des Standardfehlers für den Zuwachs bei temporärer und permanenter Stichprobeninventur

2.1.2 Aufnahmeverfahren der Bayerischen Staatsforstverwaltung

Die Datenaufnahme ist in den Ablauf der Forsteinrichtung integriert. Die permanente Stichprobeninventur wird betriebsweise durchgeführt. Über jede Forstbetriebskarte wird ein Aufnahme raster gelegt. Inventurpunkte sind alle Schnittpunkte, die auf Holzbodenfläche fallen, also auch unbestockte Flächen und ideelle Nichtholzbodenflächen sowie ideelle sonstige Flächen¹. Die Aufnahmedichte liegt zwischen 25 und 67 Stichprobenpunkten pro 100 ha. Sie wird vom Inventurleiter unter Berücksichtigung der Kleinräumigkeit der ausgeschiedenen Bestände und Standortseinheiten festgelegt (OFOD WÜRZBURG, 1986).

Die Staatsforstverwaltung hat sich für die Einführung konzentrischer Probekreise mit gestaffelter Kluppschwelle entschieden, um den Aufwandaufwand für die oft stammzahlreiche Verjüngung auf der relativ kleinsten Probefläche gering zu halten und zugleich das Baumholz in genügend hoher Anzahl aufzunehmen. Die Probekreisgrößen und Kluppschwellen sind für jeden Betrieb vom Inventurleiter zu bestimmen. Sie schwanken innerhalb der in Tabelle 2 wiedergegebenen Rahmenwerte. Nach der Methode der permanenten Stichprobeninventur - d. h. mit Polarkoordinaten², die die Identifikation bei Wiederholungsaufnahmen ermöglichen - werden nur die Bäume in den beiden größeren Probekreisen aufgenommen.

Kreisfläche (m ²)	Bhd (cm)
10	< 6,0
25	6,0 - 10,9 (11,9)
80-125	11,0 (12,0) - 29,9 (30,9)
400-500	>29,9 (30,9)

Tabelle 2: Rahmenwerte für Flächen und Kluppschwellen von konzentrischen Probekreisen

¹ Ideelle Nichtholzbodenflächen (Forstbetriebsflächen die nicht der Holzherzeugung dienen) und ideelle sonstige Flächen (nicht der Forstbetriebsfläche zugehörig, da nicht im Zusammenhang mit der Holzproduktion stehend, sondern mit eigenwirtschaftlicher Bedeutung) werden vom Forsteinrichter nicht flächenmäßig ausgeschieden, sondern der Holzbodenfläche zugerechnet (BAY. STAATSMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND FORSTEN, 1982).

² Als Polarkoordinaten werden der Abstand des Stammfußes vom Probekreiszentrum und die Abweichung von der Nordrichtung in Grad bezeichnet (FUCHS, 1993).

Die Inventurpunkte werden im Gelände aufgesucht. Bei der Erstaufnahme ist dabei ein Einmessprotokoll zu führen, in das Winkel und Entfernung von Fixpunkten oder vorhergehenden Aufnahmepunkten zur Probefläche eingetragen werden, um ein Wiederauffinden zu ermöglichen. Das Stichprobenzentrum wird bei der Erstaufnahme durch Eingraben eines Magneten dauerhaft markiert. Zum Wiederfinden der Stichprobenpunkte bei den Wiederholungsaufnahmen dienen vor allem das Einmessprotokoll und ein Lageplot mit den bei der Erstinventur aufgenommenen Bäumen (Abbildung 1). Nur in Ausnahmefällen muss nach dem Magneten gesucht werden. Bei einer vorgezogenen Wiederholungsaufnahme in einem Distrikt des Forstamts Ebrach im Jahr 1990 wurden 98% aller Stichprobenpunkte wiedergefunden, obwohl der Waldaufbau durch die Stürme des Jahres 1990 empfindlich gestört war (FUCHS, 1993).

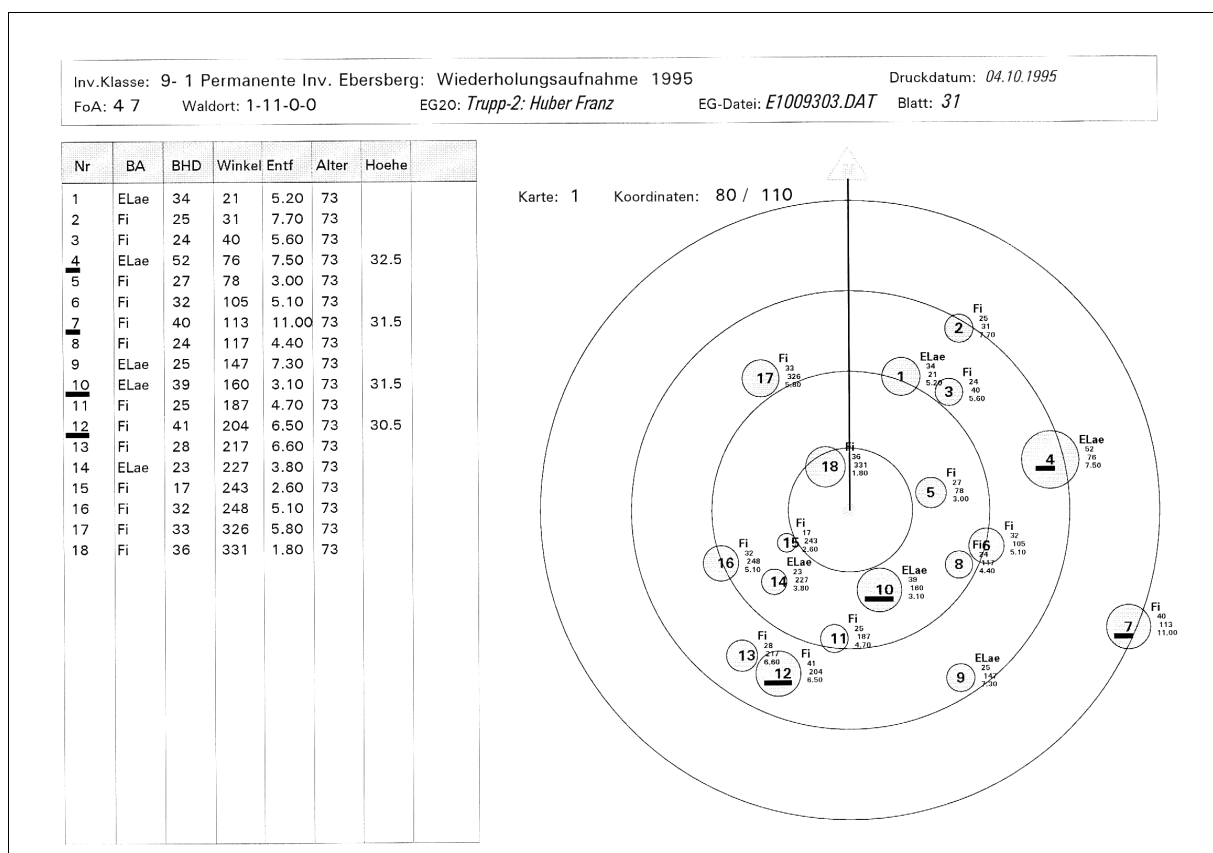


Abbildung 1: Lageplot für einen Aufnahmepunkt der permanenten Stichprobeninventur

2.1.3 Stand der Aufnahmen

Auf den Flächen der Bayerischen Staatsforstverwaltung wurde 1984 mit der Erstaufnahme im Forstamt Ebrach die permanente Stichprobeninventur eingeführt. In den Jahren 1996 bis 1998 wurden 25 Betriebe, die sich über das gesamte Bundesland verteilen, zum wiederholten Mal aufgenommen (Abbildung 2). Von diesen Forstbetrieben gingen nach Plausibilitätskontrollen Zuwachsdaten von etwa 38.500 Probekreisen in die Auswertungen ein (Tabelle 3).

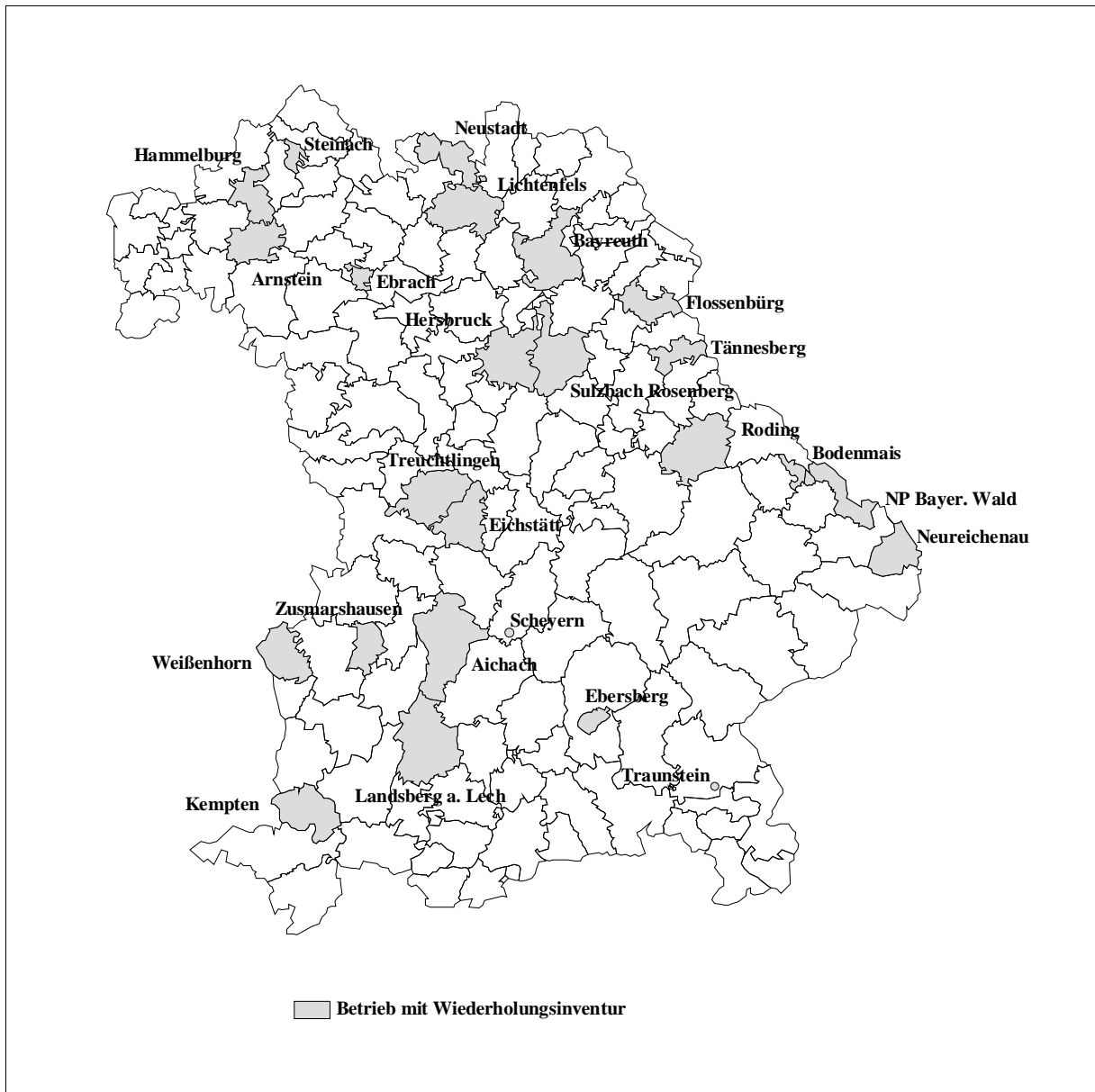


Abbildung 2: Lage der Betriebe mit Wiederholungsaufnahme der permanenten Stichprobeninventur

Forstbetrieb	Jahr der Wiederholungsaufnahme	Vegetationsperioden im Inventurzeitraum	Anzahl der Stichprobenpunkte
Arnstein	1996	11	1494
Bodenmais	1996	10	1284
Ebersberg	1996	10	2441
Ebrach	1996	12	2110
Hammelburg	1996	11	1776
Kempton	1996	9	1241
Klosterforstbetrieb Scheyern	1996	10	298
Lichtenfels	1996	8	1669
Nationalpark Bayerischer Wald	1996	9 bzw. 11	312
Weißenhorn	1996	11	1349
Bayreuth	1997	10	1642
Eichstätt	1997	10	857
Flossenbürg	1997	9	1534
Sulzbach – Rosenberg	1997	11	1327
Tännesberg	1997	10	1351
Treuchtlingen	1997	8	845
Zusmarshausen	1997	9	1584
Aichach	1998	9	2148
Hersbruck	1998	13	1752
Landsberg a. Lech	1998	9	1763
Neureichenau	1998	11	1999
Neustadt b. Coburg	1998	12	2043
Roding	1998	10	2158
Stadtwald Traunstein	1998	9	469
Steinach	1998	11 bzw. 12	3092
Summe			38538

Tabelle 3: Betriebe mit Wiederholungsaufnahme der permanenten Stichprobeninventur

2.1.4 Datenhaltung

Die Bearbeitung und Speicherung der Daten erfolgt dezentral an den Forstdirektionen. Alle Daten aus der Inventur werden in einer relationalen Datenbank (INFORMIX 4.11) verwaltet, deren Struktur vom EDV-Planungsstab am Bayerischen Staatsministerium für Landwirtschaft und Forsten entwickelt wurde (BAY. STAATSMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND FORSTEN, 1997 a). Diese gemeinsame Basis sichert eine einheitliche Form in der Datenverwaltung und erleichtert die Zusammenführung von Daten zu Auswertungszwecken über Forstdirektionsgrenzen hinweg.

2.1.4.1 Relationales Datenmodell

Eine relationale Datenbank besteht aus beliebig vielen Einzeltabellen. Jede Einzeltabelle stellt dabei eine in sich abgeschlossene Speicherstruktur aus Datenfeldern und Datensätzen¹ dar. Ein Datensatz ist eine in Reihenfolge der Datenfelder geordnete Folge von Werten. Tabellen können durch gemeinsame Datenfelder zueinander in Relation stehen (ENGESSER, 1988). Allgemein sind Relationen der Form $n : m$ möglich, d. h. beliebig vielen Datensätzen einer Tabelle entsprechen beliebig viele Datensätze einer anderen Tabelle mit dem gleichen Wert im gleichen Datenfeld. Von besonderer Bedeutung sind die Relationen 1:1, also ein Datensatz steht genau einem Datensatz einer anderen Tabelle gegenüber und 1:n, d. h. einem Datensatz können beliebig vielen Datensätzen einer anderen Tabelle zugeordnet werden (BAY. STAATSMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND FORSTEN, 1997 a). Mit Befehlen einer Datenbanksprache ist eine temporäre Verbindung von Datensätzen verschiedener Tabellen über die gemeinsamen Werte eines oder mehrerer Datenfelder möglich. Das relationale Datenmodell zeichnet sich durch seine hohe Flexibilität aus. Ohne Veränderungen in der Datenbank können Informationen nach verschiedenen Gesichtspunkten miteinander verknüpft werden.

2.1.4.2 Datenbanktabellen

Die Inventurdaten werden in einer Datenbank aus etwa 150 Tabellen gespeichert. Diese Tabellen lassen sich in folgende Gruppen zusammenfassen (nach BAY. STAATSMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND FORSTEN, 1997 a):

- **Tabellen zur Verfahrenssteuerung** enthalten Daten, die vom Inventurleiter vor Beginn der Aufnahmen auf die Belange des jeweiligen Betriebes anzupassen sind. Dies sind z. B. Aufnahmedichte und Kluppschwellen für die Inventurkreise.
- **Arbeitstabellen** enthalten die bei der Erstaufnahme erhobenen Daten.
- In **Urdatentabellen** befinden sich die Rohdaten der Wiederholungsaufnahme.

¹ Für die englischen Begriffe column (Datenfeld) und row (Datensatz) finden sich in der deutschen Literatur auch andere, gleichbedeutende Übersetzungen.

- **Produktionstabellen** beinhalten Ergebnisse ertragskundlicher Berechnungen, in die Daten aus allen vorgenannten Tabellen eingehen. Da in den Produktionstabellen letztlich all jene Parameter enthalten sind, die im Rahmen dieser Arbeit verwendet werden, sollen Inhalt und Relationen dieser Tabellen näher erläutert werden (Abbildung 3).

Die für den Einzelbaum erhobenen Daten werden in der Tabelle ‚fdinvbhd‘ gespeichert. Für jeden im Probekreis stehenden Baum, dessen Bhd die jeweilige Kluppschwelle überschreitet, wird dort ein Datensatz angelegt, der die Polarkoordinaten, den Bhd, die gemessene oder die der Bestandeshöhenkurve entnommene Höhe¹, die auf den Hektar hochgerechneten Werte von Stammzahl, Grundfläche und Vorrat sowie die errechneten Jahreszuwächse für Bhd, Höhe, Grundfläche und Vorrat beinhaltet. Falls Schäden festgestellt werden, wird in der Tabelle ‚fdinvsch‘ für jeden Schaden eines Baumes ein Datensatz erzeugt, in dem Schadensart und -umfang gespeichert sind.

Einzelbaumdaten aus der Tabelle ‚fdinvbhd‘ sind in der Tabelle ‚fdinvba‘ aggregiert zu Sätzen, die pro Probekreis Daten für alle Bäume enthalten, die der selben Art angehören, gleich alt sind und der selben Bestandesschicht zugerechnet werden. Jeder ‚fdinvbhd‘-Satz kann durch die gemeinsame Probekreiskoordinate und eine eindeutige laufende Nummer mit einem Baumartensatz verknüpft werden. Der Tabelle ‚fdinvba‘ sind Informationen über Baumart, Baumartenanteil, Alter, Schichtzugehörigkeit², Höhe und Bhd des Grundflächenmittstamms, die auf den Hektar hochgerechneten Werte von Stammzahl, Vorrat und Zuwachs, Bonität³, Bestockungsgrad, sowie die Ertragstafelprognose des Volumenzuwachses für die folgenden 10 Jahre zu entnehmen.

Die Tabelle ‚fdinvkrs‘ enthält die Repräsentationsfläche⁴ eines Inventurpunkts, die Geländeneigung, sowie aus der Standortkartierung die Standortziffern ‚Substrat‘, ‚besondere Standortmerkmale‘, ‚Wasserhaushalt‘, ‚Ausgangsgestein‘ und ‚sonstige Standortmerkmale‘. Die Variablen der Tabelle ‚fdinvkrs‘ können über die Probekreiskoordinate den jeweiligen Baumartensätzen zugeordnet werden. Kommt innerhalb des Kreises stehendes oder liegendes Totholz vor, wird in der Tabelle ‚fdinvtot‘ für jeden Totholzstamm ein Datensatz angelegt, in dem Baumart, Dimension und Zersetzungsgrad gespeichert sind.

¹Bei Hauptbaumarten werden je zwei, bei den übrigen Baumarten je eine Höhenmessung aus dem oberen Durchmesserspektrum pro Altersbereich am Probekreis durchgeführt. Die gemessenen Höhen dienen als Einhängpunkte für eine Einheitshöhenkurve nach der PETERSON-Funktion, aus der alle anderen Höhen am Probekreis für diese Baumart geschätzt werden.

²Es wird zwischen ungeschichtetem Bestand (nur bei Erstaufnahme), Oberschicht, Unterstand, Vorausverjüngung, Nachhiebsrest, Überhälter und Altbaum unterschieden. Während der letzten Inventurperiode ausgeschiedene Bäume werden ebenfalls unter einer Schichtkennung zusammengefasst.

³Bonität, Bestockungsgrad und Zuwachsprognose werden nach einer vom Inventurleiter gewählten Ertragstafel bestimmt

⁴Die Repräsentationsfläche für einen Inventurpunkt wird ermittelt aus der Fläche des Bestandes, in dem der Punkt liegt dividiert durch die Anzahl aller Punkte, die in dem Bestand aufgenommen werden. Bestände, die von keinem Inventurpunkt getroffen werden, werden nach einem Schlüssel bestimmten Inventurpunkten zugeordnet. Als wesentlich gelten hierbei die Übereinstimmung in der führenden Baumart und der Altersklasse.

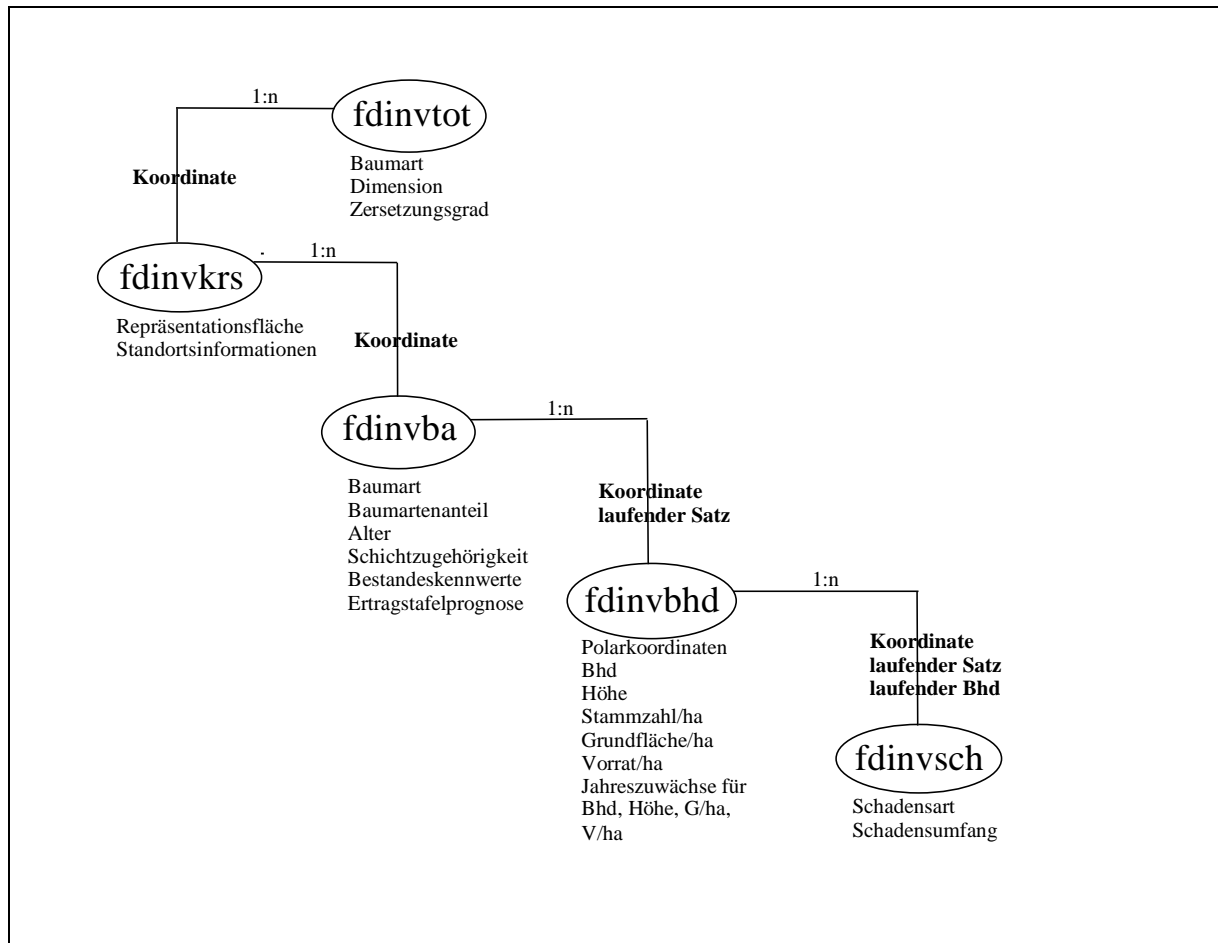


Abbildung 3: Relationen zwischen den Produktionstabellen

2.2 Regressionsanalyse

Die Regressionsanalyse ist in verschiedenen Bereichen dieser Arbeit wesentliches statistisches Instrument. Sie wurde verwendet zur Plausibilitätskontrolle der Daten (Kapitel 2.3.1.2), zur Schätzung des Zuwachses von Einzelbäumen (Kapitel 2.3.1.6) und zur Modellierung der Differenz zwischen gemessenem Zuwachs und Ertragstafelprognose aus verschiedenen Einflussfaktoren (Kapitel 3.1). Im Folgenden sind theoretische Grundlagen für und Vorgehen bei Regressionsanalysen zusammenfassend dargestellt¹.

2.2.1 Multiple lineare Regression

Beziehungen zwischen metrisch skalierten Variablen können mit Hilfe der Regressionsanalyse untersucht werden. Die lineare Regressionsanalyse unterstellt, dass sich eine abhängigen Variable und eine oder mehrere unabhängige Variablen nur in konstanten Relationen zueinander verändern (BACKHAUS et al., 1987).

¹ Alle regressionsanalytische Berechnungen wurden mit dem Statistikprogramm SPSS ausgeführt.

Die Relation der abhängigen Variable Y zu einer unabhängigen Variablen X wird unter Berücksichtigung aller weiteren $i-1$ unabhängigen Variablen durch den zugehörigen Regressionskoeffizienten β des Regressionsmodells $Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_i X_i$ ausgedrückt.

Die Schätzung der Konstante β_0 und der Regressionskoeffizienten $\beta_1 \dots \beta_i$ erfolgt aus den einer Stichprobe mit n Beobachtungen entnommenen Realisationen von y_n und aller $x_{n1} \dots x_{ni}$. Nach der Methode der kleinsten Quadrate ist die Summe der Abweichungsquadrate des beobachteten und geschätzten Wertes von y_n zu minimieren:

$$\sum_{n=1}^N e_n^2 = \sum_{n=1}^N [y_n - (b_0 + b_{n1}x_{n1} + b_{n2}x_{n2} + \dots + b_{ni}x_{ni})]^2 \rightarrow \min$$

Durch partielle Differentiation der Gleichung nach den aus den Stichprobendaten ermittelten Koeffizienten b_0 und b_n und Nullsetzen dieser Ableitungen entsteht ein Gleichungssystem aus dem die Bestimmung der Koeffizienten möglich ist (BORTZ, 1993).

2.2.2 Nichtlineare Regression

Verändern sich abhängige und unabhängige Variablen nicht konstant zueinander, so kann ein nichtlineares Regressionsmodell zugrunde gelegt werden. Die Schätzung der Koeffizienten für nichtlineare Regressionen wird im Rahmen dieser Arbeit nach der standardmäßig von SPSS angewandten Methode nach LEVENBERG-MARQUARDT durchgeführt (BROSIOUS und BORSIUS, 1996).

2.2.3 Überprüfung des Regressionsmodells

Anhand der nachfolgend dargestellten Kriterien kann eingeschätzt werden, ob die aus den Stichprobendaten ermittelte Beziehung $y = b_0 + b_1 x_1 + b_2 x_2 + \dots + b_i x_i$ beziehungsweise eine entsprechende nichtlineare Funktion ein geeignetes Regressionsmodell für die Grundgesamtheit wiedergibt.

2.2.3.1 Signifikanz der Koeffizienten

Die Signifikanz der Regressionskoeffizienten wird anhand von t-Tests mit der Hypothese H_0 , der Koeffizient sei gleich null, überprüft (BORTZ, 1993). Im Rahmen dieser Arbeit findet der Hypothesentest Anwendung bei der Auswahl von Variablen nach der Methode der schrittweisen Selektion (BROSIOUS und BORSIUS, 1996). Variablen werden nach ihrer partiellen Korrelation schrittweise in das Modell aufgenommen. Nach jedem Schritt werden die Koeffizienten aller aufgenommenen Glieder getestet. Ist die Irrtumswahrscheinlichkeit für die fälschliche Ablehnung von H_0 bei dem Koeffizienten der zuletzt aufgenommenen Variablen kleiner gleich 5%, wird die Variable im Modell belassen. Steigt diese Wahrscheinlichkeit für den selben Koeffizienten nach weiteren Schritten durch die Aufnahme zusätzlicher Variablen auf

über 10% wird die entsprechende Variable wieder aus dem Modell entfernt (NORUSIS, 1994). Die Irrtumswahrscheinlichkeit des Hypothesentests wird im Rahmen dieser Arbeit als Maß für die Signifikanz von Regressionskoeffizienten bei der Beschreibung der Modelle angegeben.

2.2.3.2 Bestimmtheitsmaß

Als Bestimmtheitsmaß wird der Anteil der durch die Schätzfunktion erklärten Streuung an der Gesamtstreuung bezeichnet. Es ist auch interpretierbar als das Quadrat des PEARSON'SCHEN Korrelationskoeffizienten zwischen dem beobachteten Wert der abhängigen Variablen und dem aus der Regressionsgleichung geschätzten Wert (HRADETZKY, 1978). Der Maximalwert 1 wird erreicht, wenn aus der Regressionsgleichung alle Werte der abhängigen Variablen exakt vorhergesagt werden können. Von einem hohen Bestimmtheitsmaß kann aber nicht bedenkenlos auf eine gute Schätzung der abhängigen Variablen geschlossen werden. Es wird von der Gesamtstreuung der abhängigen und unabhängigen Variablen beeinflusst (HRADETZKY, 1978). Aus diesem Grund wirken sich auch Variablentransformationen auf das Bestimmtheitsmaß aus. Die Bestimmtheitsmaße von Modellen mit unterschiedlichen Transformationen von Variablen können deshalb nicht ohne Weiteres miteinander verglichen werden (EL KATEB, 1991). VANCLAY (1994) zeigt, dass durch die Wahl falscher Transformationen sowie durch den Einfluss von Ausreißern und sog. ‚einflussreichen Beobachtungen‘ unpräzise Regressionsmodelle entstehen können, die trotzdem ein sehr hohes Bestimmtheitsmaß aufweisen. Das Bestimmtheitsmaß steigt mit der Anzahl der unabhängigen Variablen in der Gleichung. Um zu vermeiden, eine hohe Verlässlichkeit nur durch eine große Anzahl von Variablen vorzuspiegeln, wird im Rahmen dieser Arbeit das korrigierte Bestimmtheitsmaß berechnet, das Stichprobengröße und Anzahl der Variablen in der Gleichung berücksichtigt (BROSIUS und BORSIUS, 1996). Die Interpretation des Bestimmtheitsmaßes muss immer im Zusammenhang mit weiteren Gütekriterien für eine Regressionsanalyse erfolgen.

2.2.3.3 Toleranz

Die Toleranz einer Variablen ist ein Maß für Multikollinearität. Diese tritt auf, wenn die Voraussetzung der Unabhängigkeit der einzelnen Erklärungsvariablen voneinander verletzt ist. Dadurch erhöhen sich die Standardabweichungen der Regressionskoeffizienten, deren Schätzung wird also unzuverlässiger (BACKHAUS et al., 1987). Die Toleranz schwankt zwischen 0 und 1 und gibt an, inwieweit eine unabhängige Variable durch die anderen unabhängigen Variablen im Modell erklärt werden kann (BROSIUS und BORSIUS, 1996). Der niedrige Toleranzwert einer Erklärungsvariablen besagt, dass sie gut durch die Linearkombination der übrigen Variablen im Modell bestimmbar ist. Sie ist deshalb gegebenenfalls vom Regressionsmodell auszuschließen.

2.2.3.4 Streudiagramme von Residuen

Als Residuum wird die Differenz zwischen einem beobachteten und dem entsprechenden vorhergesagten Wert der abhängigen Variable bezeichnet. In verschiedenen Streudiagrammen werden die studentisierten¹ Residuen der Regressionsgleichung über der abhängigen und den unabhängigen Variablen des Modells aufgetragen. Die Diagramme werden visuell auf Gleichheit und Normalverteilung der Restvarianzen geprüft.

Gleichheit der Restvarianzen (Homoskedastizität) kann als gegeben angesehen werden, wenn die Streuung der Residuen mit den vorhergesagten Werten der abhängigen Variablen weder ansteigt noch abnimmt (BACKHAUS ET AL., 1987). Mit dem komplementären Begriff ‚Heteroskedastizität‘ wird eine je nach Wert der Variablen ungleiche Restvarianz bezeichnet. Der Fehler für das gesamte Modell kann deshalb nicht richtig eingeschätzt werden. VANCLAY (1994) weist darauf hin, dass auf Grund dessen die Form des Modells beeinflusst werden kann. Er zeigt zwei Möglichkeiten, die Heteroskedastizität zu mildern oder aufzuheben: Bei der gewichteten Regression wird eine Funktion bestimmt, die die Restvarianzen in Abhängigkeit des vorhergesagten Wertes schätzt. Diese gehen dann als Gewichtung in die Regressionsfunktion ein. Die zweite Möglichkeit besteht in einer varianzstabilisierenden Transformation von Variablen.

Normalverteilung der Restvarianzen kann angenommen werden, wenn die Streuung der Residuen, die über den vorhergesagten Werten aufgetragen wurden, ungerichtet ist. Eine weitere graphische Überprüfung ist anhand eines Normalverteilungsdiagrammes möglich².

Trägt man die Residuen über einzelnen Modellvariablen auf, so weist ein Muster im Residuenband darauf hin, dass die Variable nicht in der entsprechenden Form im Modell berücksichtigt ist. Dann ist eine Variablentransformation durchzuführen.

2.2.4 Codierung nominaler Variablen

Durch Codierung ist es möglich, eine nominal skalierte Variable in eine Regressionsgleichung einzubinden (BORTZ, 1993). Zur codierten Wiedergabe einer Variablen mit n Ausprägungen sind $n-1$ Z-Variablen notwendig, für die in der Regressionsanalyse ein Koeffizient b geschätzt wird. Im Rahmen der Arbeit werden zwei verschiedene Kodierungsarten verwendet.

¹ Um ein Residuum zu studentisieren, modifiziert man die Standardabweichung in Abhängigkeit der Differenz des vorhergesagten Wertes des Falles vom Mittelwert aller vorhergesagten Werte. Jedes Residuum wird nun durch die individuell modifizierte Standardabweichung dividiert. Im Gegensatz zu standardisierten Residuen, die aus der Division durch die Standardabweichung aller Residuen ermittelt werden, spiegeln studentisierte Residuen die unterschiedliche Streuung bei verschiedenen vorhergesagten Werten genauer wider (NORUSIS, 1994).

² Beim Normalverteilungsdiagramm wird eine ideale Normalverteilung verglichen mit der realen Verteilung der beobachteten Residuen (NORUSIS, 1994). Durch Transformationen lassen sich die kumulierten Wahrscheinlichkeiten der Werte aus der idealen Normalverteilung graphisch als eine Geraden mit der Steigung 1 darstellen. Sind die Residuen aus der Stichprobe ebenfalls normalverteilt, so decken sich die aufgetragenen transformierten und kumulierten Wahrscheinlichkeiten annähernd mit dieser Linie.

2.2.4.1 Dummycodierung

Bei der Dummycodierung wird eine bestimmte Merkmalsausprägung als Referenz festgelegt. Tritt diese Ausprägung auf, so erhalten alle Z-Variablen den Wert 0. Bei allen anderen Ausprägungen wird je einer Z-Variable der Wert 1 zugeordnet, allen übrigen der Wert 0. Zeigt sich nach der Regressionsanalyse der Koeffizient für eine bestimmte Z-Variable als signifikant von null verschieden, so entspricht der Wert des Koeffizienten der Abweichung der Mittelwerte für Beobachtungen mit der entsprechenden Merkmalsausprägung zum Mittelwert der Referenzgruppe. In Tabelle 4 ist ein Beispiel für die Dummycodierung wiedergegeben: Für eine nominal skalierte Variable mit vier Merkmalsausprägungen werden alle Beobachtungen mit der Ausprägung 4 als Referenzgruppe festgelegt.

Merkmalsausprägung	Z-Variablen		
	Z1	Z2	Z3
1	1	0	0
2	0	1	0
3	0	0	1
4	0	0	0

Tabelle 4: Parameter der Z-Variablen bei einer Dummycodierung

2.2.4.2 Kontrastkodierung

Die Kontrastkodierung wird eingesetzt zum Vergleich verschiedener Ausprägungsmerkmale einer nominalen Variable. Mit unterschiedlichen Gewichten codierte Ausprägungen, sogenannte Treatmentgruppen, kontrastieren zueinander. Um die Unabhängigkeit der Vergleiche zu gewährleisten, müssen sowohl die Summe der Gewichte innerhalb einer Z-Variablen sowie das Produkt der Gewichte aller Z-Variablen für eine Merkmalsausprägung gleich null sein (BORTZ, 1993). Sind die Regressionskoeffizienten der Z-Variablen signifikant, so lässt sich daraus der Unterschied zwischen den kontrastierenden Treatmentgruppen berechnen. In Tabelle 5 ist ein Beispiel für die Gewichtung der Z-Variablen bei Kontrastkodierung wiedergegeben. Ist die Variable Z1 signifikant, so unterscheiden sich die Gruppenmittelwerte mit den Merkmalsausprägungen 1 und 2 von den Mittelwerten für die Gruppen 3 und 4. Signifikanz von Z2 weist einen Unterschied zwischen den Mittelwerten der Gruppen 1 und 2 nach.

Merkmalsausprägung	Z-Variablen		
	Z1	Z2	Z3
1	1	1	0
2	1	-1	0
3	-1	0	1
4	-1	0	-1

Tabelle 5: Parameter der Z-Variablen bei einer Kontrastcodierung

2.3 Datenaufbereitung

2.3.1 Zuwächse aus der permanenten Stichprobeninventur

2.3.1.1 Berichtigung der Hangneigung

Die Hangneigungen wurden an jedem Inventurpunkt bei der Wiederholungsaufnahme neu gemessen und wichen mehr oder weniger von den bei der Erstaufnahme ermittelten Werten ab (Abbildung 4).

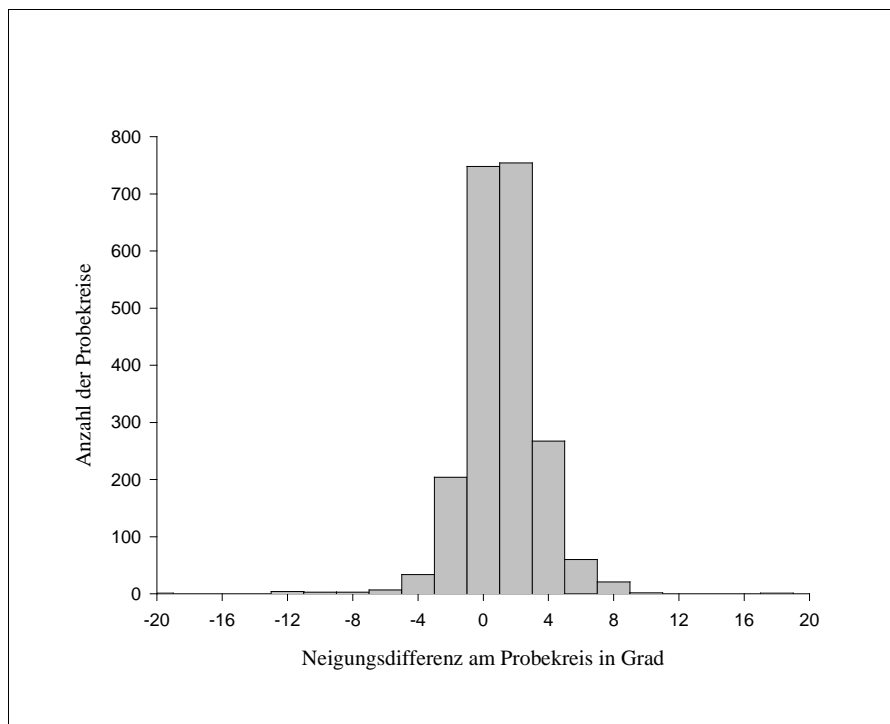


Abbildung 4: Differenzen zwischen den Hangneigungen am Probekreis (in Grad) bei Erst- und Wiederholungsaufnahme im Forstamt Ebrach

Zur Ermittlung der auf den Hektar bezogenen Größen Stammzahl, Grundfläche und Vorrat wird die Horizontalprojektion der Inventurkreisfläche herangezogen. Demnach ergibt sich bei der Berechnung der Veränderung dieser Größen aus der Differenz von Erst- und Wiederholungsaufnahme ein Fehler, wenn von unterschiedlichen Projektionsflächen ausgegangen wird. Deshalb müssen die in beiden Aufnahmen gemessenen Neigungen einander angepasst werden.

Aus der Erstaufnahme sind lediglich die Produktionstabellen der Inventur (Kapitel 2.1.4.2) verfügbar. Eine Neuberechnung dieser Produktionstabellen kann aber nur mit den Urdatentabellen einer Aufnahme durchgeführt werden. Deshalb werden die Hangneigungen aus den Erstaufnahmen in die entsprechenden Urdatentabellen der Wiederholungsaufnahmen eingesetzt und die ertragskundlichen Größen der Produktionstabellen mit dem Auswertungsprogramm der Bayerischen Staatsforstsverwaltung für die permanente Stichprobeninventur (BAY. STAATSMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND FORSTEN, 1997 b) neu ermittelt.

2.3.1.2 Ertragskundliche Plausibilitätsprüfung

Vor Beginn der Auswertungen werden Bäume mit außergewöhnlichem Dimensionsverhältnis oder Zuwachsverhalten bestimmt und ausgeschlossen. Diese Plausibilitätsprüfungen werden auf Ebene der Einzelbaumdaten durchgeführt, jeweils stratifiziert nach Betrieben und Baumarten sowie getrennt für Erst- und Wiederholungsaufnahmen. Für alle aufgenommenen Bäume innerhalb eines Stratums werden folgende Zusammenhänge untersucht¹:

- Höhe - Bhd
- Höhe - Alter
- Bhd - Alter
- Höhenzuwachs - Alter
- Durchmesserzuwachs - Alter

Die Beziehung zwischen den Variablen wird durch einen Ausgleich nach bekannten ertragskundlichen Modellen ermittelt.

2.3.1.2.1 Auswahl geeigneter Modelle

Als Modell für den Zusammenhang zwischen Höhe und Bhd wird die im Auswertungsprogramm der Bayerischen Staatsforstsverwaltung verwendete PETERSON –Funktion:

$$Höhe = \left(\frac{bhd}{\beta_0 + \beta_1 * bhd} \right)^3 + 1,3$$

mit den Regressionskoeffizienten β_0 und β_1 gewählt.

Zur Darstellung der Beziehungen von Höhe bzw. Durchmesser zum Alter des Baumes wird nach einer geeigneten Wachstumsfunktion gesucht. Eine Zusammenstellung und Wertung verschiedener Wachstumsfunktionen findet sich bei ZEIDE (1993). Um einer angemessenen Flexibilität des Modells zu erreichen, wird eine Vorauswahl aus dreiparametrischen Funktionen

¹ Es werden nur die Höhen von Höhenmessbäumen (Kapitel 2.1.4.2) auf Plausibilität geprüft. Die Höhen der übrigen Bäume werden aus Einheitshöhenkurven ermittelt. Für sie erfolgt keine Plausibilitätskontrolle.

getroffen¹. ZEIDE teilt Wachstumsfunktionen in verschiedene Gruppen ein. Innerhalb einer Gruppe können die Funktionen durch mathematische Umformungen ineinander überführt werden. Im Folgenden ist ein Wachstumsmodell aus jeder Gruppe aufgeführt. Jedes Modell wird mit Daten aus dem Forstamt Eichstätt getestet.

- GOMPertz

$$y = \beta_0 * e^{-\beta_1 * e^{-\beta_2 * alter}}$$

- CHAPMAN-RICHARDS

$$y = \beta_0 * (1 - e^{-\beta_1 * alter})^{\beta_2}$$

- LEVAKOVIC III

$$y = \beta_0 * \left(\frac{alter^2}{\beta_1 + alter^2} \right)^{\beta_2}$$

- KORFF

$$y = \beta_0 * e^{-\beta_1 * alter^{-\beta_2}}$$

- WEIBULL

$$y = \beta_0 * (1 - e^{-\beta_1 * alter}) + \beta_2$$

y = abhängige Zustandsgröße (Höhe bzw. Bhd)

$\beta_0, \beta_1, \beta_2$ = Regressionskoeffizienten

Zur Bewertung der Wachstumsmodelle werden die Residuenverteilung und das Bestimmtheitsmaß der Regression herangezogen (Kapitel 2.2.3.2). Gute Ergebnisse erbringen die CHAPMAN-RICHARDS-Funktion und die LEVAKOVIC III-Funktion. Für beide Modelle kann eine annähernde Normalverteilung der Residuen festgestellt werden. In den Bestimmtheitsmaßen zeigen sich nur geringe Unterschiede. Da sich ZEIDE (1993) kritisch über die Flexibilität der CHAPMAN-RICHARDS-Funktion äußert, wird das LEVAKOVIC III-Modell gewählt.

Aus Gründen der Konsistenz wird für die Plausibilitätsprüfung der Zuwachsparemeter Höhen- bzw. Durchmesserzuwachs die abgeleitete Form der LEVAKOVIC III-Funktion verwendet. Aus der Differentiation der o. a. Funktion ergibt sich folgendes Zuwachsmoell:

$$y' = \frac{2 * \beta_1 * \beta_2 * y}{alter * (\beta_1 + alter^2)}$$

y' = abhängige abgeleitete Größe (Höhen- bzw. Durchmesserzuwachs)

y = abhängige Zustandsgröße (Höhe bzw. Bhd)

β_1, β_2 = Regressionskoeffizienten

¹ ZEIDE vergleicht zwei-, drei- und vierparametrische Funktionen

2.3.1.2.2 Eliminierung von Ausreißern

HARTUNG und ELPELT (1984) bezeichnen Beobachtungen als Ausreißer, deren studentisierte Residuen außerhalb eines Bereichs von -3 bis +3 liegen. Unter der Annahme einer Normalverteilung der Residuen sollten sich daher etwa 0,3% der aufgenommenen Bäume eines Stratum außerhalb dieser Plausibilitätsgrenzen befinden (LORENZ, 1992) (Abbildung 5, Plausibilität für das Höhen-Bhd-Verhältnis im Forstamt Eichstätt). Solche Werte werden als vermutliche Messfehler bzw. zu weit vom „Normalwachstum“ abweichende Beobachtungen interpretiert.

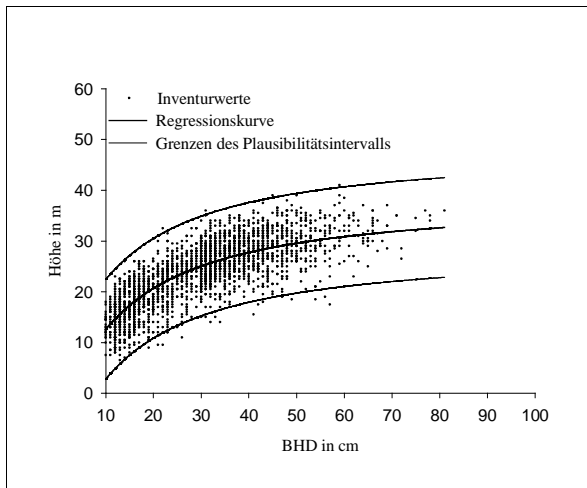


Abbildung 5: Regressionskurve des Höhen-Durchmessermodells für Buche im Forstamt Eichstätt mit Plausibilitätsgrenzen

Für die Beziehungen Alter-Höhe und Alter-Bhd wird ein modifiziertes Vorgehen gewählt. Da hier die Heteroskedastizität stark ausgeprägt ist und die Streuung etwa bis zur Mitte des vorhergesagten Wertes zunimmt, werden - in Anlehnung an die bei VANCLAY (1994) dargestellte Methode der gewichteten Regression (Kapitel 2.2.3.4) - die Plausibilitätsgrenzen erst ab dem arithmetischen Mittel der vorhergesagten Werte auf die o. a. Grenzen gesetzt. Unter diesem Mittel werden die Grenzen linear zur Abnahme der vorhergesagten Werte verengt (Abbildungen 6 und 7).

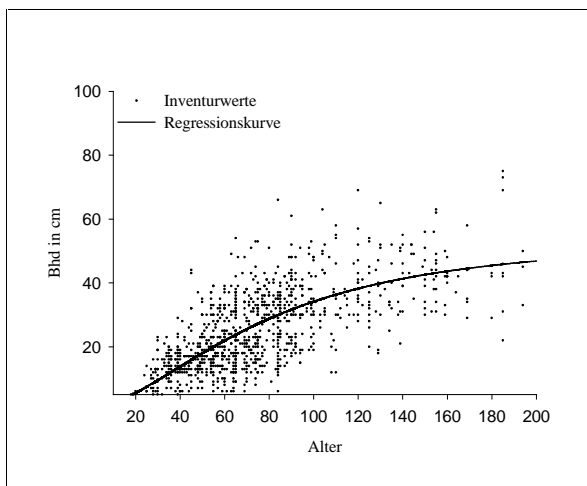


Abbildung 6: Regressionskurve des Alters-Durchmessermodells für Buche im Forstamt Eichstätt

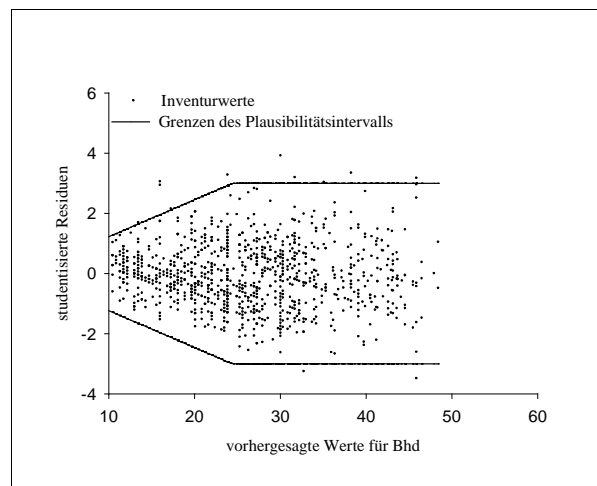


Abbildung 7: Plausibilitätsgrenzen zum Modell von Abbildung 6

In die Zuwachsplausibilitätsprüfungen werden nur jene Zuwächse eingeschlossen, die auf zweimal gemessenen Werten beruhen. Liegt eine Beobachtung außerhalb der Plausibilitäts-grenzen, so wird sie durch den Erwartungswert aus der Regression ersetzt. Anschließend werden die Inventurergebnisse mit dem Auswertungsprogramm der Bayerischen Staatsforstverwaltung (BAY. STAATSMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND FORSTEN, 1997 b) neu berechnet. Durch dieses Vorgehen werden die Kennwerte Bestockungsgrad und Baumartenanteil am Probekreis plausibilisiert. Die veränderten Einzelbaumdaten können allerdings nicht mehr in die Auswertungen einbezogen werden.

2.3.1.3 Plausibilitätsprüfung für die Verknüpfung von Daten aus Erst- und Wiederholungsaufnahme

Als Verbindungsglied für die Daten von Erst- und Wiederholungsaufnahme wird die Ebene der Baumartensätze der Tabelle ‚fdinvba‘ ausgewählt (Kapitel 2.1.4.2). Eine eindeutige Zuordnung von Datensätzen der Wiederholungsaufnahme zu Sätzen der Erstaufnahme erfolgt über die Variablen ‚Koordinate des Probekreises‘, ‚Baumart‘, ‚Schicht, der ein Baum zuge-teilt wurde‘ und ‚Alter innerhalb dieser Schicht unter Berücksichtigung des Inventurzeit-raums‘. Die Plausibilität eines Datensatzes wird angenommen, wenn nach dieser Verknüp-fung die Anzahl der Stämme mit Polarkoordinaten aus der Erstaufnahme identisch ist mit der Anzahl der als wiederholt gemessenen oder mortal gekennzeichneten Bäume der Wiederho-lungsaufnahme. Mit diesen Vorgaben können aber nur wenige Datensatzpaare erfolgreich zusammengefügt werden, da die Ansprache von Baumart, Schicht und Alter durch den Inven-turtrupp der Erstaufnahme bei der Wiederholungsaufnahme nicht immer übernommen wurde. Gründe für solche Veränderungen können sein:

- Die Art eines wiederholt aufgenommenen Baumes wurde vom Inventurtrupp neu be-stimmt.
- Das bei der Erstaufnahme bestimmte Inventuralter wurde vom Inventurtrupp der Wieder-holungsaufnahme nicht berücksichtigt. Es erfolgte demnach keine Fortschreibung des Al-ters sondern eine Neufestlegung.
- Die häufig bei den Erstaufnahmen zu findende Beschreibung der Bestände als unge-schichtet wurde in der Wiederholungsaufnahme in keinem Fall beibehalten. Ungeschich-tete Bestände können sich bei der Wiederholungsaufnahme in verschiedene Schichten aufteilen.
- Wiederholt aufgenommene Bäume wurden bei den beiden Aufnahmen unterschiedlichen Schichten zugeordnet.
- Ausgeschiedene Bäume bilden eine eigene Schicht. Sie gehörten bei der Erstaufnahme unterschiedlichen Schichten an.

Sätze, die nach den beiden ersten Punkten - also wegen geänderter Ansprache von Baumart oder Alter - nicht zu verknüpfen sind, werden ausgeschlossen. Die Nichtberücksichtigung solcher Daten scheint dadurch gerechtfertigt, dass eine falsche Ansprache von Baumart und Alter bei der Erstaufnahme auch eine falsche Ertragstafelprognose nach sich zog.

Um Datensätze, die aufgrund von Veränderungen in der Schichtansprache nicht erfolgreich zusammengeführt werden können, dennoch zu berücksichtigen, werden folgende Annahmen getroffen:

- Bäume, die bei der Erstaufnahme in einem als ‚ungeschichtet‘ bezeichneten Bestand aufgenommen wurden und trotz gleicher Art und gleichen Alters wegen starker Unterschiede in den Dimensionen bei der Wiederholungsaufnahme verschiedenen Schichten zugeordnet waren, werden in der Reihenfolge der Durchmesser ihrer Grundflächenmittelstämme der Oberschicht bzw. der Unterschicht zugeschlagen.
- Alle Baumartensätze, die daraufhin noch als ungeschichtet eingeordnet sind, werden der Oberschicht zugerechnet.
- Bäume aus den Schichten Nachhiebsreste, Überhälter oder Altbäume sowie die ausgeschiedenen Bäume werden als während der Inventurperiode aus der Oberschicht eingewechselt angenommen.

Zusammenfassend werden also aufgrund dieser Modifizierungen bei der Schichtzugehörigkeit nach der Plausibilitätsprüfung folgende Datensätze ausgewertet :

- Die Bäume gehörten in der Erstaufnahme der Oberschicht oder der Unterschicht an (bzw. wurden entsprechend aus der Schicht ‚ungeschichtet‘ zugeordnet) und wurden in ihrer Gesamtheit bei der Wiederholungsaufnahme wieder dieser Schicht zugeteilt.
- Die Bäume gehörten in der Erstaufnahme der Oberschicht an (bzw. wurden entsprechend aus der Schicht ‚ungeschichtet‘ zugeordnet) und wechselten zum Teil oder ganz in eine oder mehrere der Schichten Nachhiebsreste, Überhälter, Altbäume oder mortale Bäume.

2.3.1.4 Ertragstafelprognosen

Ertragstafelprognosen für den durchschnittlichen jährlichen Volumenzuwachs der folgenden zehn Jahre sind zwar in den Daten der Erstaufnahmen enthalten, es wurden jedoch in den Betrieben unterschiedliche Ertragstafeln verwendet. Deshalb werden anhand von Probekreis-, Baumarten- und Schichtzugehörigkeit Straten gebildet, für die mit einem aus Funktionen des Forsteinrichtungsprogramms der Bayerischen Staatsforstverwaltung (BAY. STAATSMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND FORSTEN, 1981) codierten Programm (KENNEL, 1999) eine einheitliche Ertragstafelprognose durchgeführt wird. Dabei werden die in

Tabelle 6 aufgeführten Ertragstafeln verwendet. Die Oberhöhenbonitäten nach ASSMANN und FRANZ werden für die Modelle in relative Bonitäten¹ umgerechnet.

Baumart	Ertragstafel
Fichte	ASSMANN-FRANZ, mittleres Ertragsniveau, 1963
Kiefer	WIEDEMANN, mäßige Durchforstung, 1943
Tanne	HAUSSER, mäßige Durchforstung, 1956
Lärche ²	SCHOBER, mäßige Durchforstung, 1946
Buche	WIEDEMANN, mäßige Durchforstung, 1931
Eiche	JÜTTNER, mäßige Durchforstung, 1955

Tabelle 6: Ertragstafeln für die Zuwachsprognosen der Erstaufnahme

2.3.1.5 Gemessene Zuwächse

Der in der vergangenen Inventurperiode geleistete Volumenzuwachs kann sich aus mehreren Fraktionen zusammensetzen (FUCHS, 1993):

- Bei zweimal gemessenen Bäumen, die im gleichen konzentrischen Probekreis verblieben sind, geht die Differenz der Einzelbaumvolumina von Erst- und Wiederholungsaufnahme als Zuwachs ein.
- Für zweimal gemessene Bäume, die während der Inventurperiode die Kluppschwelle eines konzentrischen Probekreises überschritten haben, ist der Zuwachs in zwei Abschnitte aufgeteilt. Es wird die Annahme getroffen, dass der Baum beim Überwachsen der Kluppschwelle das gleiche h/d-Verhältnis hatte wie zur Zeit der Wiederholungsaufnahme. Damit lässt sich sein Volumen beim Wechsel in den größeren Probekreis berechnen. Der Einzelbaumzuwachs setzt sich nun aus der Differenz von Volumen beim Überwechseln und Volumen bei der Erstaufnahme sowie der Differenz von Volumen zum Zeitpunkt der Wiederholungsinventur und Volumen beim Überwechseln zusammen. Die Aufteilung ist notwendig, weil sich durch die verschiedenen Probekreisgrößen zum Beginn und zum Ende der Inventurperiode die Zuwachswerte pro Hektar unterschiedlich errechnen.
- Bäumen, die während der Inventurperiode ausgeschieden sind, wird der durchschnittliche Jahreszuwachs aller zweimal gemessenen Bäume der gleichen Art und Durchmesserklasse des Betriebes unterstellt³.

¹ Die Umrechnung der Oberhöhenbonität in die relative Bonität erfolgt nach der Formel

$$rel. Bonität = 11 - \frac{Oberhöhenbonität}{4}$$

² Die Ertragstafel gilt für die Europäische Lärche (SCHOBER, 1975). Im Folgenden ist mit ‚Lärche‘ immer diese Baumart gemeint.

³ Bei der permanenten Stichprobeninventur wird vom Inventurleiter ein mittlerer Zeitpunkt des Ausscheidens für den gesamten Betrieb festgelegt. In der Regel ist dies die Hälfte des Zeitraums zwischen zwei Aufnahmen. Der Zuwachs der aufgrund von Nutzung oder natürlicher Mortalität verschwundenen Bäume wird bis zu diesem Zeitpunkt berücksichtigt.

- Für Einwuchsbäume werden bei der Wiederholungsaufnahme erstmals die Polarkoordinaten bestimmt, da ihr Bhd zu Beginn der Inventurperiode noch unter der Kluppschwelle des entsprechenden Probekreises lag. Im Auswerteprogramm der Bayerischen Staatsforstverwaltung wird der Zuwachs analog zu jenen Bäumen bestimmt, die in der Inventurperiode in einen größeren Probekreis wechseln: Unter Annahme des gleichen h/d-Verhältnisses wie bei der Wiederholungsaufnahme wird das Volumen beim Einwachsen in den Probekreis berechnet. Der Zuwachs ergibt sich aus der Volumendifferenz zwischen Wiederholungsaufnahme und Zeitpunkt des Überwachsens der Kluppschwelle.

2.3.1.6 Tarif für Einzelbaumzuwächse

Das eben geschilderte Verfahren für die Einwuchsbäume wird nicht auf diese Arbeit übertragen. Auch vor Erreichen der Kluppschwelle von 11 bzw. 30 cm (Kapitel 2.1.2) hat der Baum in der vergangenen Inventurperiode Derbholzzuwachs geleistet. Bei dessen Vernachlässigung wird der mittlere Jahreszuwachs in der Periode mehr oder weniger unterschätzt. Ein analoges Problem mit umgekehrten Vorzeichen beschreibt ANDRAE (1990) für eine temporäre Inventur im österreichischen Bundesland Tirol. Dort wurde das Volumen von Beständen im Abstand von 10 Jahren in der Erstaufnahme mit einer Kluppschwelle von 16 cm und in der Wiederholungsaufnahme mit einer Kluppschwelle von 6 cm bestimmt. ANDRAE errechnet eine altersabhängige Überschätzung für den Derbholzzuwachs eines Bestandes zwischen 3 und 23%.

Der Zuwachs von in der vergangenen Inventurperiode eingewachsenen Bäumen wird deshalb im Rahmen dieser Arbeit in Abhängigkeit vom Bhd von wiederholt aufgenommenen Bäumen geschätzt. Eine Regressionsanalyse zeigt bei gleicher Bonität einen linearen Zusammenhang von Volumenzuwachs und Bhd (Abbildungen 8 bis 13). Das entsprechende Regressionsmodell lautet demnach:

$$\text{Volumenzuwachs / Jahr (Efm.o.R.)} = B_0 + B_1 * \text{Bhd}$$

Achsenabschnitt B_0 und Steigung B_1 der Geraden können wiederum in linearen Regressionsmodellen durch die Bonität ausgedrückt werden (Tabelle 7):

$$B_0 = b_0 + b_1 * \text{Bonität}$$

$$B_1 = c_0 + c_1 * \text{Bonität}$$

Die empirisch ermittelten Zusammenhänge sind geringfügig modifiziert¹.

¹ Derbholzzuwachs wird erst ab einem Bhd von 6 cm geleistet. Die Abstände zwischen den einzelnen Bonitäten sind standardisiert.

Regressionsmodell		Fichte	Kiefer	Tanne	Lärche	Buche	Eiche
Achsenabschnitt B_0	b_0	-8,837E-03	-4,935E-03	-9,772E-03	-8,160E-03	-1,044E-02	-8,045E-03
	$b_1 * \text{Bon.}$	1,012E-03	6,424E-04	8,698E-04	1,170E-03	9,924E-04	1,026E-03
Steigung B_1	c_0	1,473E-03	8,224E-04	1,629E-03	1,360E-03	1,740E-03	1,340E-03
	$c_1 * \text{Bon.}$	-1,686E-04	-1,071E-04	-1,451E-04	-1,951E-04	-1,653E-04	-1,709E-04

Tabelle 7: Regressionskoeffizienten zur Bestimmung des Einzelbaumzuwachses von Einwuchsbäumen

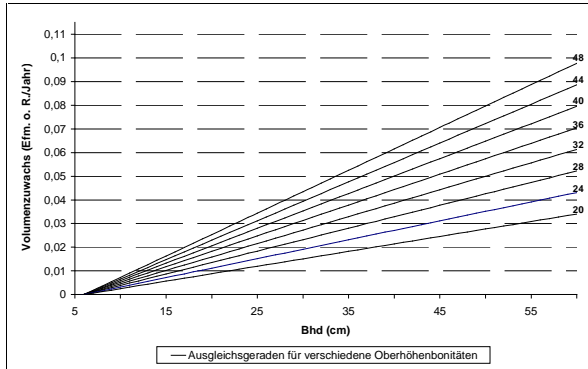


Abbildung 8: Volumenzuwachs (Efm. o. R./Jahr) von Einzelbäumen für die Baumart Fichte

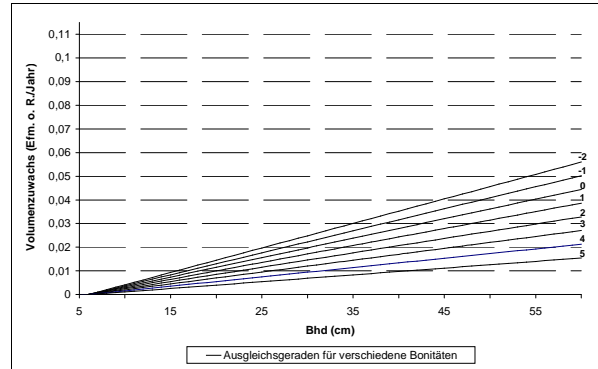


Abbildung 9: Volumenzuwachs (Efm. o. R./Jahr) von Einzelbäumen für die Baumart Kiefer

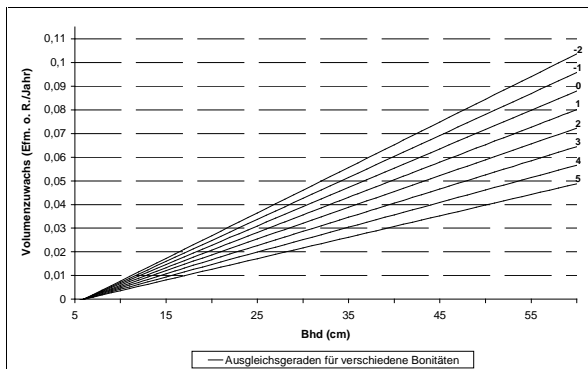


Abbildung 10: Volumenzuwachs (Efm. o. R./Jahr) von Einzelbäumen für die Baumart Tanne

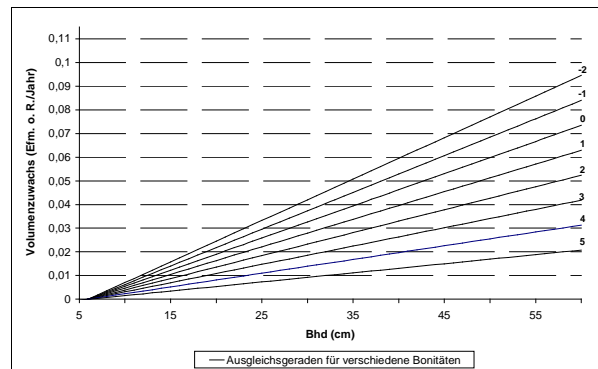


Abbildung 11: Volumenzuwachs (Efm. o. R./Jahr) von Einzelbäumen für die Baumart Lärche

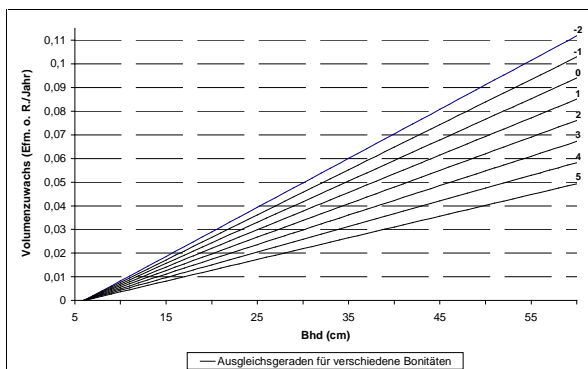


Abbildung 12: Volumenzuwachs (Efm. o. R./Jahr) von Einzelbäumen für die Baumart Buche

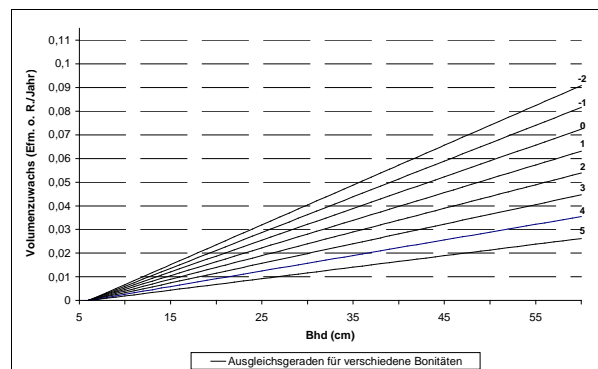


Abbildung 13: Volumenzuwachs (Efm. o. R./Jahr) von Einzelbäumen für die Baumart Eiche

Für die in Kapitel 2.3.1.4 definierten Straten werden entweder die Einzelbaumzuwächse aus der Inventurdatenbank oder im Fall von Einwuchsbäumen die entsprechenden geschätzten Werte aufsummiert und in Abhängigkeit der Probekreisgröße auf den Hektar hochgerechnet. Als Ergebnis erhält man einen Zuwachswert, der der Ertragstafelprognose gegenübergestellt werden kann.

2.3.2 Erklärungsvariablen

2.3.2.1 Reliefinformationen aus dem digitalen Geländemodell

Die reliefbeschreibenden Größen Höhe über N.N., Exposition und Neigung finden häufig Eingang in die Zuwachsmodule waldwachstumskundlicher Modelle, wie z. B. dem STAND PROGNOSE MODELL (WYKOFF und MONSERUD, 1987), dem verwandten PROGNAUS (MONSERUD und STERBA, 1996; HASENAUER et al., 1998) und dem Grundflächenzuwachsmo- dell von BACHMANN (1998). KAHN (1994) verwendet in seinem Standorts-Leistungsmodell für den Wachstumssimulator SILVA diese Reliefinformationen, um eine geländebezogene Anpassung von Klimagrößen zu erreichen. Das gleiche Verfahren wählt SCHÜBELER (1998) bei seiner standortsabhängigen Modellierung des Fichtenwachstums. STAGE (1976) befasst sich mit dem Einfluss von Exposition und Neigung auf das Wachstum verschiedener Baumarten. Im Rahmen dieser Arbeit soll nun untersucht werden, ob das Relief auch Einfluss auf die Zuwachsdifferenz zur Ertragstafel hat.

Reliefinformationen können für jeden Probepunkt der permanenten Stichprobeninventur aus dem digitalen Geländemodell des Bayerischen Landesvermessungsamts ermittelt werden. Das digitale Geländemodell beschreibt die Landesoberfläche durch ein 50×50 m Aufnahmeraster mit drei Koordinaten, die die Lage eines Punktes durch Rechts- und Hochwert im GAUß-KRÜGER-Koordinatensystem und durch die Höhe in Metern über N.N. wiedergeben (GILCH, 1997). Die Genauigkeit der Höheninformationen in Waldgebieten wird mit ± 3 m angegeben (BAYERISCHES LANDESVERMESSUNGSAMT, 1996). Diese Punktkoordinaten werden in ein Geographisches Informationssystem¹ eingelesen. Damit lässt sich die Oberflächenstruktur des Geländes als sog. TIN (Triangulated Irregular Network)-Modell berechnen. Grundbausteine eines TIN-Modells sind Dreiecksflächen mit gleicher Exposition und Neigung.

Die Lage der Aufnahmepunkte der permanenten Stichprobeninventur wird auf einer Forstbetriebskarte mit SOLDNER-Koordinaten bestimmt (Kapitel 2.1.2). Das Aufnahmeraster für jede Forstbetriebskarte ist so angelegt, dass sich ein Inventurpunkt mit der Nordwestecke einer Flurkarte deckt. Die GAUß-KRÜGER-Koordinaten dieses Punktes sind bekannt. Die Koordinaten aller weiteren Punkte lassen sich dann in Kenntnis der Maschenweite des Aufnahmerasters ermitteln². Nach Angleichung der Koordinatensysteme können durch Verschneidung der Inventurpunkte mit den TIN-Flächen im Geographischen Informationssystem für jeden Pro-

¹ Im Rahmen dieser Arbeit wurde das Geographische Informationssystem Arc/Info verwendet.

² Die Genauigkeit diese Verfahrens ist davon abhängig, wie exakt die Probekreise bei der Erstaufnahme im Gelände eingemessen wurden.

bekreis Exposition und Neigung ermittelt werden. Mittels linearer Interpolation der Parameter der Dreiecksflächen kann man die absoluten Höhe über N.N. am Stichprobenpunkt berechnen. Eine beispielhafte graphische Darstellung der gewonnenen Reliefinformationen ist in Abbildung 14 wiedergegeben.

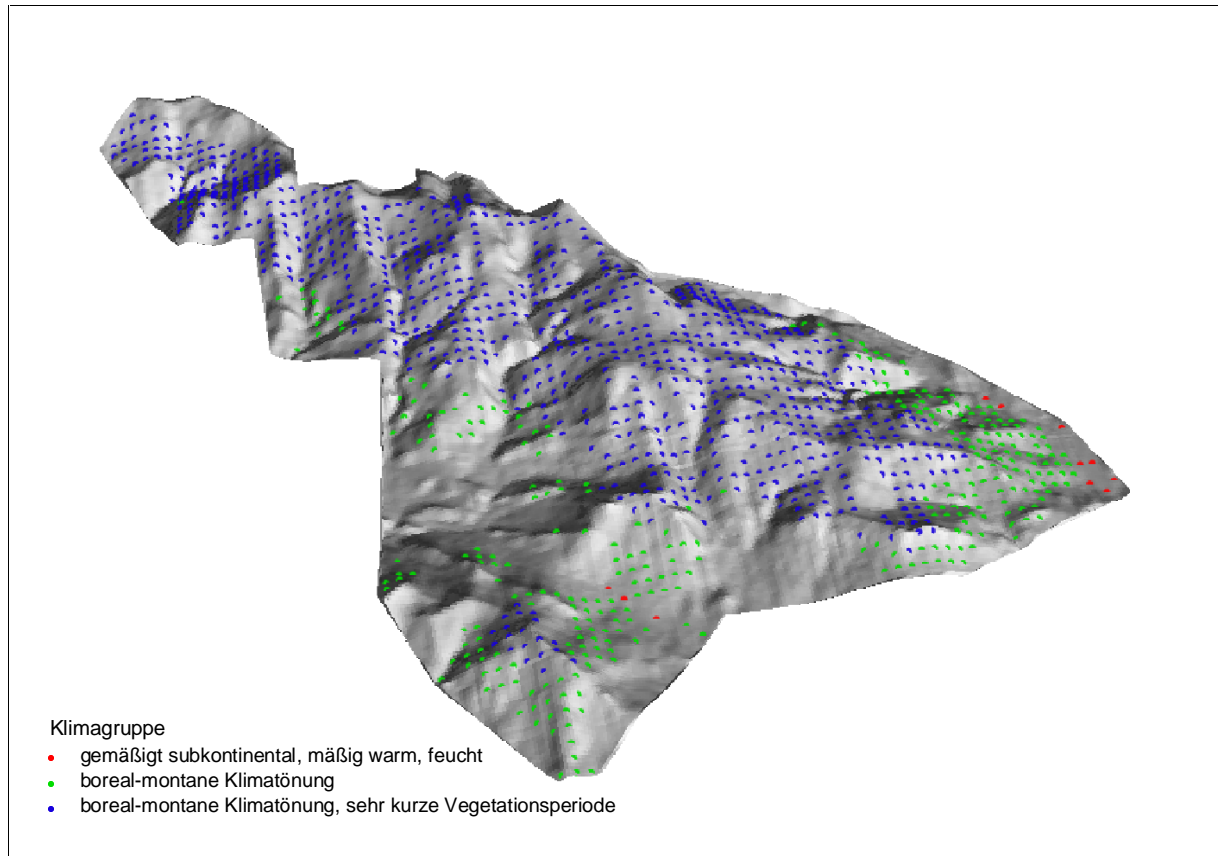


Abbildung 14: Forstamt Bodenmais - Relief (zweifach überhöht), Lage der Stichprobenpunkte und Zuordnung zu Klimagruppen (Kapitel 2.3.2.3.2)

2.3.2.2 Daten aus anderen Inventuren

Auswirkungen von Nadel- und Blattverlust auf den Zuwachs wurden insbesondere im Zuge der Waldschadensdiskussion in den achtziger Jahren des vergangenen Jahrhunderts untersucht. Vor allem aus dieser Zeit stammt eine Vielzahl von Veröffentlichungen (z. B. PRETZSCH, 1987; RÖHLE, 1987; SPELSBERG, 1987; ECKMÜLLNER, 1988; KRAMER, 1988; UT-SCHIG, 1989; FRANZ et al., 1990), die für verschiedene Baumarten mit Verringerung des Be-laubungs-/Benadelungsprozentes oder einer vergleichbaren Variablen eine Zuwachsreduktion feststellen.

Stickstoff ist einer der Makronährstoffe von Pflanzen (z. B. MENGEL, 1991; HÜSER und REH-FUESS, 1988). Den Einfluss von Stickstoffdeposition auf den Zuwachs in Wäldern beschreiben u. a. KENK und FISCHER (1988), HOFMANN et al. (1990), FOERSTER (1990), MOHR (1994) und VON WILPERT und HILDEBRAND (1994).

Sowohl der Nadel-/Blattverlust, als auch die Stickstoffdeposition sollen im Rahmen dieser Arbeit auf ihren Einfluss auf die Zuwachsdifferenz im Vergleich zur Ertragstafel untersucht werden. Beide Größen werden in Bayern in Inventuren erhoben, deren Aufnahmeraster unab-

hängig von dem der permanenten Stichprobeninventur ist. Es stellt sich also das Problem der Zuordnung der punktuell erhobenen Daten über Nadel-/Blattverluste und Stickstoffeintrag zu den Zuwachsdaten aus der permanenten Stichprobeninventur. Hierzu wird auf Methoden der Geostatistik zurückgegriffen.

2.3.2.2.1 Geostatistik

KÖHL und GERTNER (1992) beschreiben die Anwendung geostatistischer Methoden zur Auswertung von Daten aus schweizerischen Waldschadensinventuren verschiedener Jahre. Zusammenfassend stellten sie fest:

„Die einfache räumliche Darstellung der Waldschäden ... führt zwangsläufig zu Fehlinterpretationen, da die erhobenen Proben im Wald nicht repräsentativ für die sie umgebende Fläche sind und nicht unterschieden werden kann, ob die Lokalisation eines Nadel/Blattverlustes einen regionalen Trend oder eine zufällige Beobachtung innerhalb einer kleinräumigen Verteilung darstellt.“

Um Aussagen über die flächige Verteilung von Kronenschäden machen zu können, bedienen sie sich der sog. Kriging-Methode. Dabei handelt es sich um ein geostatistisches Verfahren, dass kleinräumige Variationen bei der Ansprache einer Variablen (hier: des Nadel/Blattverlustes) durch die Berücksichtigung der Ergebnisse benachbarter Stichprobenpunkte modifiziert.

2.3.2.2.1.1 Entwicklung

Geostatistik ist ein Bereich innerhalb der Statistik, der sich mit der räumlichen Interpolation von ortsabhängigen Beobachtungen befasst. Er wurde begründet durch die empirischen Arbeiten von KRIGE. Um eine allgemeine Formulierung seiner Ansätze bemühte sich MATHERON mit seiner ‚Theorie der regionalisierten Variablen‘ (SCHERELIS und BLÜMEL, 1988). Kriging ist ein aus dieser Theorie entwickeltes Interpolationsverfahren für raumbezogene Daten. Mittlerweile finden geostatistische Methoden Eingang in unterschiedliche Forschungsgebiete. Beispiele gibt es aus dem Fachgebiet der Hydrologie (STREIT, 1981), dort wird Kriging zur Interpolation von Niederschlagsdaten oder Abflussmengen verwendet. WEBSTER und OLIVER benutzen Geostatistik zur Auswertung bodenkundlicher Daten (KÖHL und GERTNER, 1992).

2.3.2.2.1.2 Regionalisierte Variable

Eine regionalisierte Variable z ist gebunden an den Ort ihres Auftretens x (DUTTER, 1985). Voraussetzung für die Anwendung von geostatistischen Methoden ist, dass $z(x)$ nicht unabhängig von der Beobachtung am Nachbarpunkt ist, der sich in Richtung und Länge eines Vektors h von x entfernt befindet. Die beiden Beobachtungen $z(x)$ und $z(x+h)$ müssen also in Korrelation zueinander stehen.

Als Semivarianz $\gamma(h)$ ist der Erwartungswert für die Streuung aller Beobachtungen mit dem gleichen Abstand h (im Folgenden als Schrittweite bezeichnet) definiert:

$$\gamma(h) = E\left\{[z(x) - \bar{z}]^2 + [z(x+h) - \bar{z}]^2\right\}$$

Gibt es in dem untersuchten Gebiet mehrere Aufnahmepunkte, die alle mit der gleichen Schrittweite voneinander entfernt sind, wird das arithmetische Mittel aller Semivarianzen gebildet.

Um nun aus der Summe von Einzelwerten $z(x_i)$ Schlussfolgerungen auf eine Zufallsfunktion $Z(x)$ zu ziehen, muss der Erwartungswert der Semivarianz bei der selben Entfernung zweier Punkte immer der gleiche sein (FORSTER, 1994). Diese Voraussetzung gilt nur bei dem hier verwendeten Verfahren des ‚Ordinary Kriging‘. Weiterführende Methoden, bei denen in $Z(x)$ auch eine ortsabhängige Komponente einfließen kann (‚Disjunctive Kriging‘), werden nicht berücksichtigt.

2.3.2.2.1.3 Semivariogramm

Ein Semivariogramm ist die graphische Darstellung von Semivarianzen. Dabei wird die Semivarianz aufgetragen über verschiedenen Schrittweiten. Man unterscheidet zwischen dem experimentellen Semivariogramm, das die berechneten Semivarianzen zwischen den realen Aufnahmepunkten wiedergibt und einem angepassten Semivariogramm, das bestimmten Modellen folgt.

Wesentliche Parameter einer Semivariogrammfunktion sind:

- nugget (c_0): Semivarianz, die auch bei kleinster Schrittweite noch auftritt.
- sill (c_0+c): Maximaler Wert der Semivarianz
- range (a): Schrittweite, bei der der sill-Wert erreicht wird. Der range-Wert gibt die maximale Entfernung an, bis zu der Messwerte räumlich voneinander abhängig sind.

Gebräuchliche Semivariogramm-Modelle sind:

- Sphärisches Modell (MATHERON)

Die Semivarianz steigt vom nugget mit zunehmender Schrittweite, bis schließlich der sill-Wert erreicht wird (Abbildung 15).

$$\gamma(0) = c_0$$

$$\gamma(h) = c_0 + c \left(\frac{3h}{2a} - \frac{1}{2} \left(\frac{h}{a} \right)^3 \right) \quad 0 < h \leq a$$

$$\gamma(h) = c_0 + c \quad h > a$$

- Exponentielles Modell (FORMERY)

Das exponentielle Modell unterscheidet sich vom sphärischen in der Steigung. Der sill -Wert wird nie erreicht (Abbildung 15).

$$\gamma(0) = c_0$$

$$\gamma(h) = c_0 + c \left(1 - e^{-\frac{h}{a}} \right) \quad h > 0$$

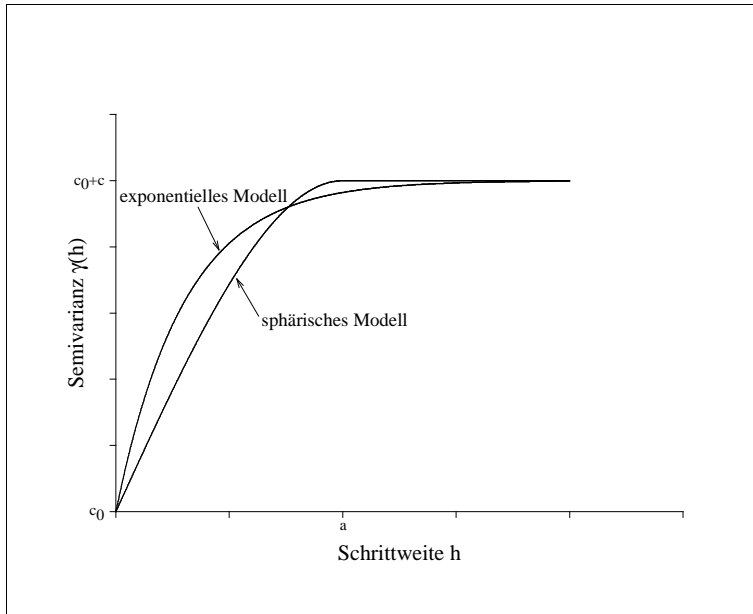


Abbildung 15: Semivariogrammodelle

- Lineares Modell

Die Semivarianzen steigen linear mit der Schrittweite. Ein sill-Wert wird nie erreicht.

$$\gamma(0) = c_0$$

$$\gamma(h) = c_0 + c \left(\frac{h}{a} \right) \quad h > 0$$

2.3.2.2.1.4 Kriging

Folgen die Semivarianzen einem der vorgestellten Modelle, so ist es möglich, eine Kriginginterpolation vorzunehmen. Dabei gehen die Modellparameter aus dem Semivariogramm in die Kriginggleichung ein. Jeder in die Schätzung eingehende Wert $z(x)$ für einen zu interpolierenden Punkt wird mit einem Gewichtungsfaktor belegt. Im Gegensatz zur Interpolation eines arithmetischen Mittelwerts, wo der Faktor lediglich abhängig von der Anzahl der Summanden $z(x)$ ist, wird beim Kriging für jedes $z(x)$ ein spezifischer Gewichtungsfaktor bestimmt.

Zur Ermittlung des Schätzwertes gelten folgende Voraussetzungen:

- Da ein nichtschiefer Schätzwert gesucht wird, muss die Summe aller Gewichtungsfaktoren 1 ergeben.
- Die Schätzvarianz $s^2(x)$ d. h. die Streuung des Interpolationswertes $z'(x)$ um den tatsächlichen Wert $z(x)$ ist zu minimieren:

$$s^2(x) = E[z'(x) - z(x)]^2 \rightarrow \min$$

Für die $z'(x)$ und $z(x)$ können nun die Semivarianzen der entsprechenden Schrittweiten eingesetzt werden:

$$s^2(x) = \sum_{i=1}^n \gamma(x_i, x_0) - a_i * \gamma(x_i, x_j) \rightarrow \min$$

wobei:

x_i = zur Interpolation herangezogene Punkte

x_0 = zu interpolierender Punkt

a_i = Gewichtungsfaktor

x_j = bekannter Stichprobenpunkt

n = Anzahl aller Punkte x_i , die zur Interpolation herangezogen werden

$\gamma(x_i, x_0)$ = Semivarianz zwischen dem bekannten Punkt x_i und dem zu schätzenden Punkt x_0

$\gamma(x_i, x_j)$ = Semivarianz zwischen dem bekannten Punkten x_i und x_j

Durch Ableitung kann das Minimum von $s^2(x)$ gefunden werden und nach Auflösen der Gleichung nach a_i ist für jeden Wert $z(x_i)$ die Gewichtung zur Interpolation von x_0 zu bestimmen. Wie auch in anderen Sparten der schließenden Statistik ist die minimierte Schätzvarianz ein Maß für die Güte der Schätzung.

Zur Frage, wie viele Nachbarpunkte in die Schätzung eingehen sollen, gibt es einige Faustregeln. Grundsätzlich sind alle Punkte zu wählen, die in den Bereich der räumlichen Abhängigkeit des zu interpolierenden Punkts fallen, d. h., die in einem Umkreis liegen, dessen Radius dem range-Wert des Semivariogramms entspricht. Werden allerdings übermäßig viele Punkte in die Schätzung einbezogen, wird der ‚screen-Effekt‘ deutlich (STREIT, 1981): Er entsteht, wenn der nugget-Wert gering ist und so die Punkte in unmittelbarer Nachbarschaft so stark gewichtet werden, dass weiter entfernt liegende Punkte wegen ihrer geringen Gewichtung kaum mehr Einfluss auf das Interpolationsergebnis haben und lediglich den Rechenaufwand erhöhen. Näherliegende Punkte schirmen also die entfernteren ab. STREIT (1981) hält bei im Vergleich zum sill-Wert niedrigem nugget-Wert 4 bis 10 Nachbarpunkte zur Interpolation für ausreichend. Liegt der nugget-Wert höher und ist in Folge dessen die Gewichtung der näherliegenden Punkte nicht so dominant, sollten eine größere Anzahl von Punkten zur Interpolation herangezogen werden. DUTTER (1985) rät bei einem nugget-Wert, der mehr als 50% des sill-Werts beträgt, zu mindestens 20 Punkten für die Interpolation.

2.3.2.2 Ergebnisse der Kriginginterpolation für Daten der Waldzustandserhebung

Seit Anfang der achtziger Jahre werden in Bayern im dreijährigen Turnus an den Gitterpunkten eines 4×4 km Stichprobennetzes im Rahmen der Waldzustandserhebung prozentuale Nadel- oder Blattverluste gegenüber einem als ungeschädigt definiertem Referenzbaum für die Hauptbaumarten geschätzt (KENNEL, 1983; BAYERISCHE LANDESANSTALT FÜR WALD UND FORSTWIRTSCHAFT, 1999; MAYER, 1999). Die Aufnahmetrupps werden am Beginn der Erhebung auf eine einheitliche Schadansprache geschult. Ein Vergleich der Ergebnisse in verschiedenen Regionen Bayerns ist damit möglich. Zur Auswertung des Einflusses von Nadel-/Blattverlusten auf die Zuwachsdifferenz wurden die Daten der Erhebung von 1994 gewählt, also einer der Erhebungen, die bei allen Forstbetrieben innerhalb des Inventurzeitraums lag. Die Daten wurden von der Bayerischen Staatsforstverwaltung zur Verfügung gestellt.

Aufgrund ihres insgesamt häufigen Vorkommens und der relativ gleichmäßigen Verteilung über ganz Bayern hinweg können Kriginginterpolationen von Daten der Waldzustandserhebung für die Baumarten Fichte, Kiefer und Buche durchgeführt werden. Die Semivariogrammfunktionen, also die Semivarianzen zwischen Beobachtungen verschiedener Aufnahmepunkte in Abhängigkeit von ihrer Entfernung zeigen jeweils einen räumlichen Zusammenhang in einem Radius von etwa 50 km (Abbildungen 16 bis 18) .

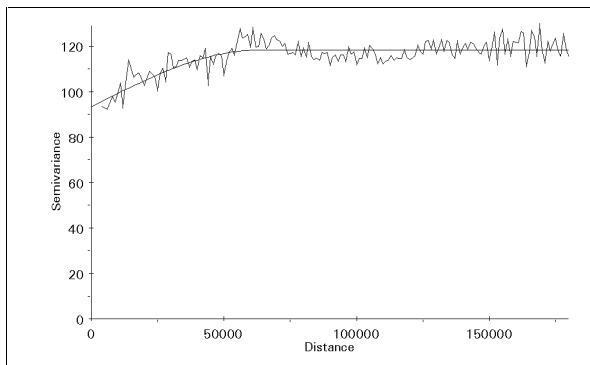


Abbildung 16: Baumart Fichte - Semivariogramm für die Variable Nadelverlust (Einheit für ‚Distance‘ ist Meter)

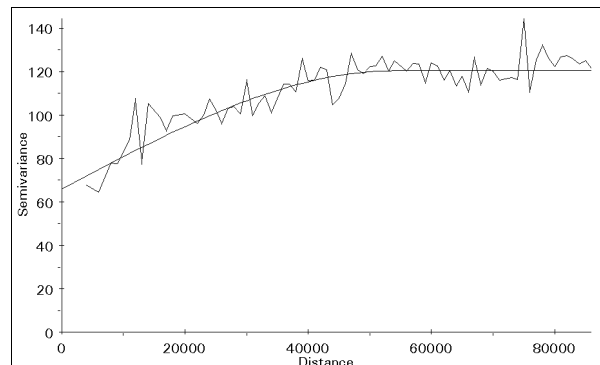


Abbildung 17: Baumart Kiefer - Semivariogramm für die Variable Nadelverlust (Einheit für ‚Distance‘ ist Meter)

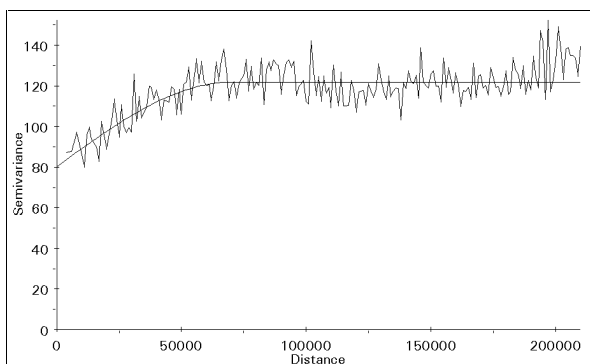


Abbildung 18: Baumart Buche - Semivariogramm für die Variable Blattverlust (Einheit für ‚Distance‘ ist Meter)

Abbildung 19 und 20 zeigen die Nadelverlustprozentage aus der Waldzustandserhebung für die Baumart Fichte einmal als konkret am Aufnahmepunkt ermittelte Werte und einmal als ge-

geschätzte Werte. Der Standardfehler der Schätzung variiert in Abhängigkeit von der Anzahl der im Interpolationsradius von 50 km liegenden Inventurpunkte und der Homogenität der auf ihnen festgestellten Nadel-/Blattverlustprozent. Er liegt in großen Teilen Bayerns bei etwa 24%. Die Schätzung des Verlustprozents ist also nicht sehr genau. Im Vergleich von Abbildung 19 und 21 wird deutlich, dass sie sich mit Abnahme der zur Interpolation zur Verfügung stehenden Aufnahmepunkte¹ - also in wald- bzw. fichtenarmen und grenznahen Gebieten - verschlechtert.

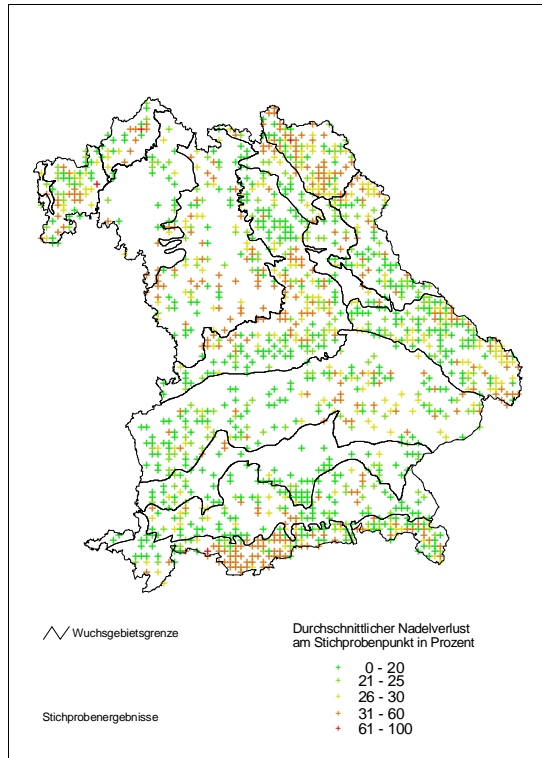


Abbildung 19: Ergebnisse der Waldzustandserhebung aus dem Jahr 1994 für die Baumart Fichte

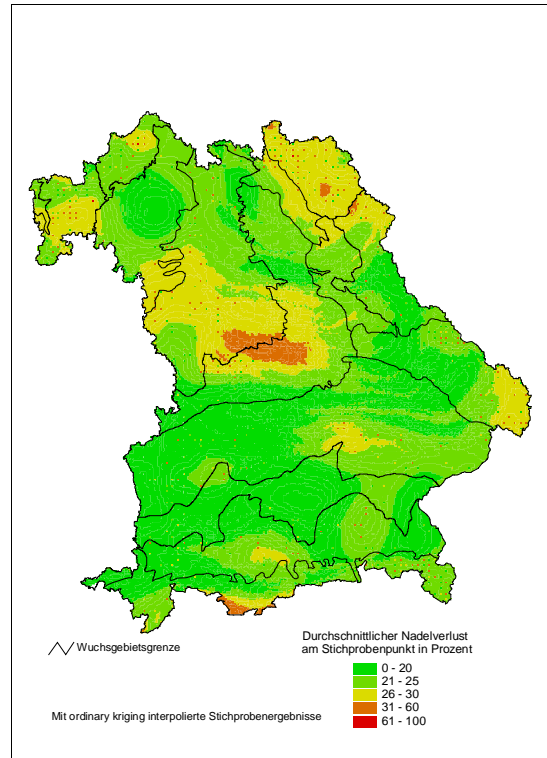


Abbildung 20: Ergebnisse der Kriginginterpolation von Daten aus der Waldzustandserhebung 1994 für die Baumart Fichte

¹ Bei dem gewählten Interpolationsradius von 50 km werden maximal 122 Punkte zur Interpolation herangezogen.

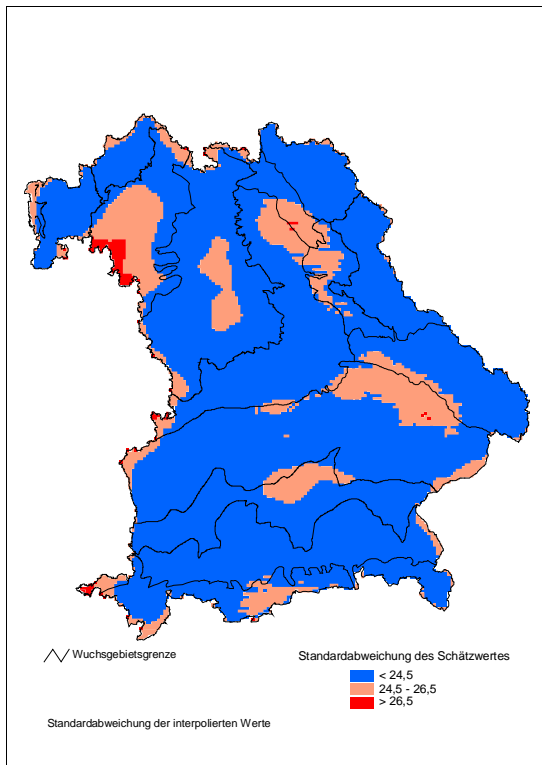


Abbildung 21: Standardfehler der Kriginginterpolation von Daten aus der Waldzustandserhebung 1994 für die Baumart Fichte

In den Abbildungen 22 und 23 sind die analogen Kartendarstellungen zum Nadel- bzw. Blattverlustprozent für die Baumarten Kiefer und Buche wiedergegeben.

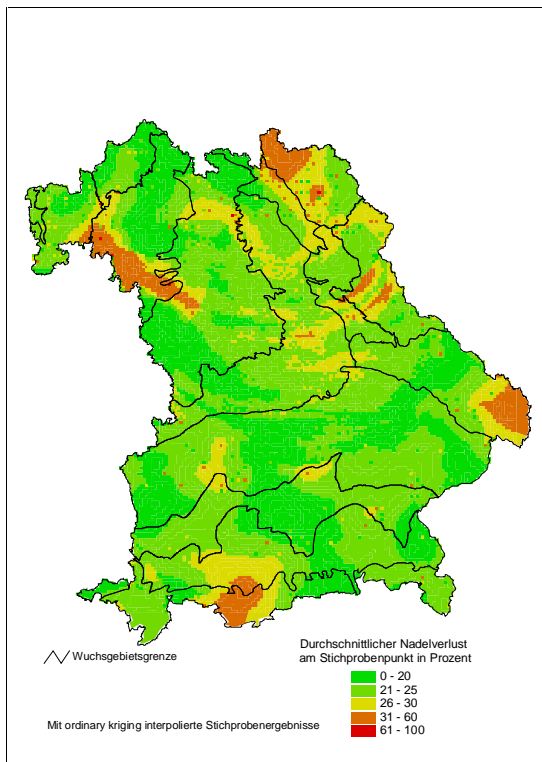


Abbildung 22: Ergebnisse der Kriginginterpolation von Daten aus der Waldzustandserhebung 1994 für die Baumart Kiefer

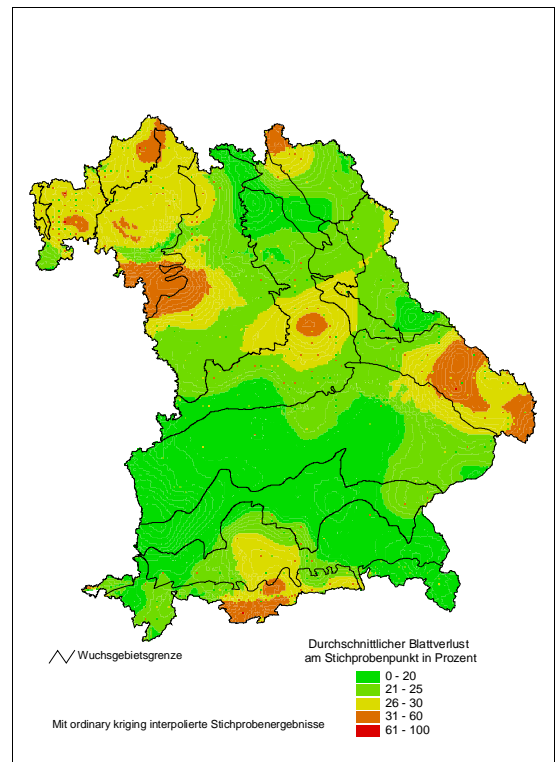


Abbildung 23: Ergebnisse der Kriginginterpolation von Daten aus der Waldzustandserhebung 1994 für die Baumart Buche

2.3.2.2.3 Ergebnisse der Kriginginterpolation für Daten zur Stickstoffdeposition an Aufnahmepunkten der Waldbodeninventur

Daten zur Stickstoffdeposition im Jahr 1993, also einem Jahr innerhalb der vergangenen Inventurperiode, wurden vom Institut für Forstökologie und Walderfassung der Bundesforschungsanstalt für Forst- und Holzwirtschaft zur Verfügung gestellt. Sie sind gekoppelt an die Aufnahmepunkte der Waldbodeninventur, die in Bayern auf einem landesweiten 8×8 km Raster durchgeführt wird (GULDER und KÖLBEL, 1993), wurden aber davon unabhängig erfasst. Es wird zwischen nasser und trockener Deposition von Stickstoff unterschieden. Nasse Deposition ist weniger von der Bestandesform abhängig als trockene, da Gase und Aerosole als wesentliche Elemente der trockenen Deposition im Verhältnis von Fichten- oder Tannenbeständen mit ihrer großen Nadeloberfläche stärker ausgekämmt werden als durch Laubholz (HÜSER und REHFUESS, 1988; HUBER, 1997). In einem ersten Schritt wird deshalb der Anteil der nassen Deposition an der Gesamtdeposition für jeden Inventurpunkt bestimmt. Mittels Kriginginterpolation können für diese Verhältniszahl Flächen ausgeschieden werden, die Ausreißer aufgrund einer besonderen Bestandesstruktur nivellieren (Abbildung 24).

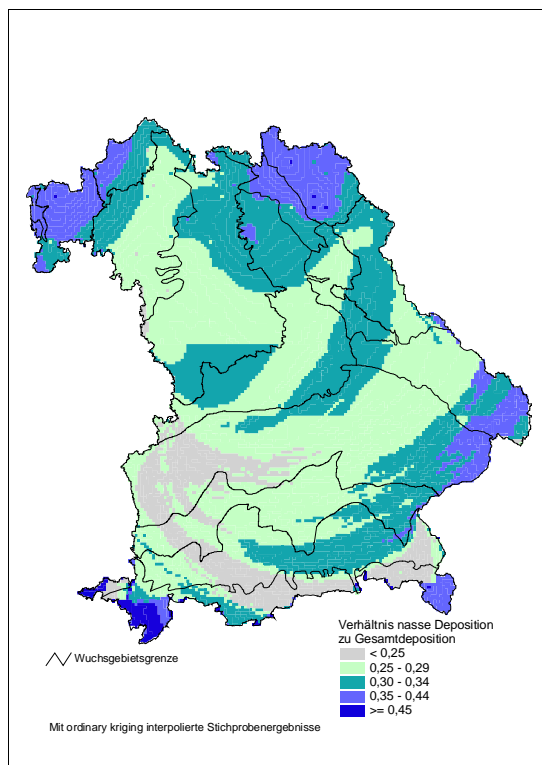


Abbildung 24: Interpolierter Anteil der nassen Deposition an der Gesamtdeposition für Daten zur Stickstoffdeposition aus dem Jahr 1993

Diese Flächen werden in einem Geographischen Informationssystem mit den Aufnahmepunkten der Waldbodeninventur verschnitten. Die Gesamtdeposition am Probepunkt der Waldbodeninventur wird dann aus der Summe des interpolierten Anteils der trockenen Deposition und der unveränderten nassen Deposition geschätzt.

Die modifizierte Gesamtdeposition wird nun im zweiten Schritt für das Kriging der Stickstoffimmission verwendet. Das Semivariogramm (Abbildung 25) zeigt eine lineare Zunahme der Semivarianz mit der Entfernung. Die interpolierte Immissionsmenge ist in Abbildung 26 dargestellt. Der mittlere Standardfehler des Schätzwertes beträgt 1,25 kg/ha. Aufgrund ihrer ausgeprägten Regionalität lassen sich also Stickstoffimmissionen sehr präzise schätzen.

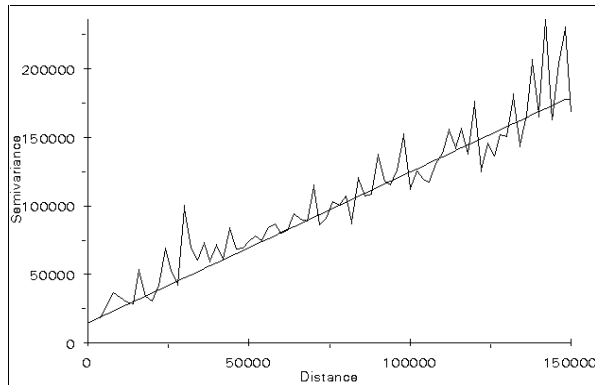


Abbildung 25: Semivariogramm für die Variable Stickstoffdeposition (Semivarianz auf der Basis von mol/ha, Einheit für ‚Distance‘ ist Meter)

Seit Ende der sechziger Jahre wird in Deutschland ein jährlich gleichbleibend hoher Stickstoffeintrag aus der Luft verzeichnet, der zum Großteil anthropogenen Ursprungs ist (UMWELTBUNDESAMT, 1997). Die Stickstoffemissionen setzen sich im wesentlichen aus Stickstoffoxiden (NO_x) und Ammoniak (NH_3) zusammen (UMWELTBUNDESAMT, 1997). Stickstoffoxide entstehen aus Verbrennungsprozessen, insbesondere im Straßenverkehr. Sie haben etwa 60% Anteil an der Reinstickstoffemission in Deutschland. Durch Verbesserungen bei der Abgasreinigung sind die Emissionen seit Mitte der achtziger Jahre des vergangenen Jahrhunderts leicht rückläufig (UMWELTBUNDESAMT, 1997; EICHHORN, 1995).

Quellen für Ammoniak-Emissionen sind vor allem Tierhaltung und Düngemiteleinsetz in intensiv landwirtschaftlich genutzten Gebieten. Diese Emissionen tragen mit steigender Tendenz etwa 40% zur Gesamtbelastung in Deutschland bei. Ammoniak wird in der Atmosphäre nur über kurze Strecken transportiert (KÖLLING, 1999). Regionen mit hoher Stickstoffdeposition sind deshalb häufig von intensiver landwirtschaftlicher Nutzung geprägt. Durchschnittswerte von Dungeinheiten¹ je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche für bayerische Landkreise (BAY. STAATSMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND FORSTEN, 1998) zeigen eine ähnliche räumlichen Relation zueinander wie die Stickstoffdeposition in Abbildung 26.

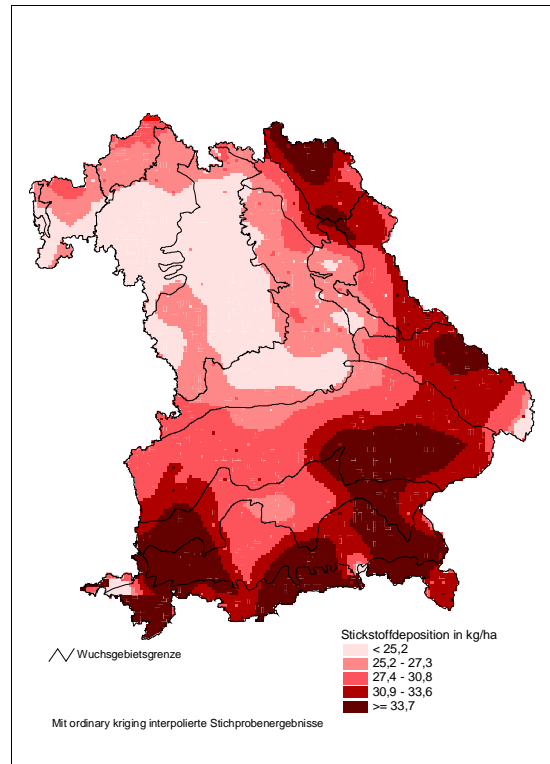


Abbildung 26: Ergebnisse der Kriginginterpolation für Daten zur Stickstoffdeposition aus dem Jahr 1993

Quellen für Ammoniak-Emissionen sind vor allem Tierhaltung und Düngemiteleinsetz in intensiv landwirtschaftlich genutzten Gebieten. Diese Emissionen tragen mit steigender Tendenz etwa 40% zur Gesamtbelastung in Deutschland bei. Ammoniak wird in der Atmosphäre nur über kurze Strecken transportiert (KÖLLING, 1999). Regionen mit hoher Stickstoffdeposition sind deshalb häufig von intensiver landwirtschaftlicher Nutzung geprägt. Durchschnittswerte von Dungeinheiten¹ je Hektar landwirtschaftlich genutzter Fläche für bayerische Landkreise (BAY. STAATSMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND FORSTEN, 1998) zeigen eine ähnliche räumlichen Relation zueinander wie die Stickstoffdeposition in Abbildung 26.

¹ Dungeinheit ist eine Maßzahl für den jährlichen Anfall von Stickstoff- und Phosphorverbindungen aus Rinder-, Schweine- und Geflügelhaltung.

2.3.2.3 Klimadaten

Die zweistufige Form der Standortkartierung scheidet aufgrund geomorphologischer Unterschiede in Bayern 15 Wuchsgebiete aus, die dann weiter nach dem Regionalklima in Wuchsbezirke aufgegliedert werden (AK STANDORTSKARTIERUNG, 1996). Das Klima ist eine wesentlich das Wachstum beeinflussende Standortsgröße. Um seine Auswirkungen auf die Zuwachsdifferenz zur Ertragstafel zu berücksichtigen, wäre es anzustreben, die Inventurdaten nach ihrer Zugehörigkeit zu einem Wuchsbezirk aufzuteilen. Da die Datengrundlage hierzu für die Mehrzahl der Wuchsbezirke jedoch nicht ausreichend ist, werden die Probekreise mittels der statistischen Methode der Clusteranalyse nach ihren klimatischen Verhältnissen stratifiziert.

Klimadaten der Bezugsperiode 1961-1990 können dem Bayerischen Klimaatlas (BAYER. KLIMAFORSCHUNGSVERBUND, 1996) entnommen werden. Der Klimaatlas enthält Kartendarstellungen im GAUß-KRÜGER Format, für die punktuelle Beobachtungen an Klimastationen in Abhängigkeit von Einflussparametern wie Meereshöhe und Geländeform durch lineare Regression auf die gesamte Landesfläche übertragen wurden. Die Zuordnung von Aufnahmepunkten der permanenten Stichprobeninventur zu den Klimadaten erfolgt durch eine Punkt-Flächenverschneidung in einem Geographischen Informationssystem.

2.3.2.3.1 Clusteranalyse

Grundidee der Clusteranalyse ist, Gruppen ähnlicher Objekte auszuscheiden, die durch mehrdimensionale Merkmalsvektoren erfasst sind (DEICHSEL UND TRAMPISCH, 1985). Als Maßzahl für die Ähnlichkeit von Objekten dient die Euklidische Distanz. Sie wird berechnet für zwei Objekte A und B mit n Vektorgliedern als Summe der quadrierten Differenzen zwischen den einzelnen Gliedern:

$$d(A,B) = \sqrt{\sum_{i=1}^n (x_{Ai} - x_{Bi})^2}$$

$d(A,B)$ = Euklidische Distanz zwischen den Objekten A und B

x_{Ai} = Vektorglied i des Objekts A

x_{Bi} = Vektorglied i des Objekts B

Je geringer die Euklidische Distanz ist, desto ähnlicher sind sich beide Objekte. Im Rahmen dieser Arbeit sollen einzelne Stichprobenpunkte als Objekte gelten. Zur Unterscheidung der dort auftretenden klimatischen Verhältnisse wird pro Probepunkt ein Vektor aus folgenden Variablen gebildet :

- Niederschlagssumme im Jahr
- Tagesmittel der Lufttemperatur im Jahr
- Ariditätsindex nach DE MARTONNE $\left(\frac{\text{Niederschlagssumme im Jahr}}{\text{Tagesmittel der Lufttemperatur im Jahr} + 10} \right)$

- Tagesmittel der Lufttemperatur in der Vegetationsperiode
- Dauer der Vegetationsperiode (Andauer einer Lufttemperatur von mindestens 10° C)
- Kontinentalitätsindex (mittleres tägliches Maximum der Lufttemperatur im Juli – mittleres tägliches Minimum der Lufttemperatur im Januar)

Da die Variablen in unterschiedlichen Dimensionen gemessen sind, müssen sie vor der Clusteranalyse auf Größen mit Mittelwert 0 und Standardabweichung 1 transformiert werden.

Die Klassifikation der Stichprobenpunkte wird in zwei Stufen vorgenommen. Zuerst werden die einzelnen Stichprobenpunkte nach ihrer Zugehörigkeit zu einem Forstbetrieb in Gruppen zusammengefasst. Auf der Ebene der Forstbetriebe wird nun für die o. a. Klimavariablen der Mittelwert aus den Beobachtungen an den Stichprobenpunkten berechnet. Dadurch bekommt man 25 Vektoren mit Klimavariablen, mit denen eine hierarchische Clusteranalyse nach dem Verfahren von WARD durchgeführt wird. Anschließend werden in einer Clusterzentrenanalyse einzelne Stichprobenpunkte den im ersten Schritt gebildeten Clustern zugeordnet.

2.3.2.3.1.1 Hierarchische Clusteranalyse nach WARD

Bei der Clusteranalyse nach WARD handelt es sich um ein hierarchisches, agglomeratives Verfahren. Objekte werden in Stufen (hierarchisch), beginnend mit den einander ähnlichsten zu immer größeren Clustern (agglomerativ) zusammengefasst (DEICHSEL UND TRAMPISCH, 1985). Auf der ersten Hierarchiestufe stellt jedes Objekt für sich ein eigenes Cluster dar. Nun vergleicht man paarweise auf jeder Stufe alle Cluster miteinander, indem man die Zentroide, d.h. die arithmetischen Mittelwerte, der Vektorglieder zweier Cluster berechnet und die quadrierte Euklidische Distanz beider Cluster zum Zentroid bestimmt. Als Maßzahl für die Ähnlichkeit zwischen den beiden Clustern lässt sich die ESSQ (error sum of squares) nach folgender Rechenvorschrift bestimmen:

$$ESSQ(A,B) = n_A * d_A^2 + n_B * d_B^2$$

ESSQ(A,B) = error sum of squares zwischen den Clustern A und B

n_A = Anzahl der Objekte im Cluster A

d_A = Euklidische Distanz des Clusters A zum Clusterzentroid

n_B = Anzahl der Objekte im Cluster B

d_B = Euklidische Distanz des Clusters B zum Clusterzentroid

Vereinigt werden nun jeweils jene beiden Cluster aus allen möglichen Kombinationen, deren ESSQ am geringsten ist. Die ESSQ steigt mit jeder Hierarchiestufe an. Graphisch lässt sich dies anhand eines Dendrogramms (Abbildung 27) darstellen. Ist die Agglomeration so weit fortgeschritten, dass die ESSQ bei jeder weiteren Stufe stark ansteigt, ist die Klassifikation zu beenden.

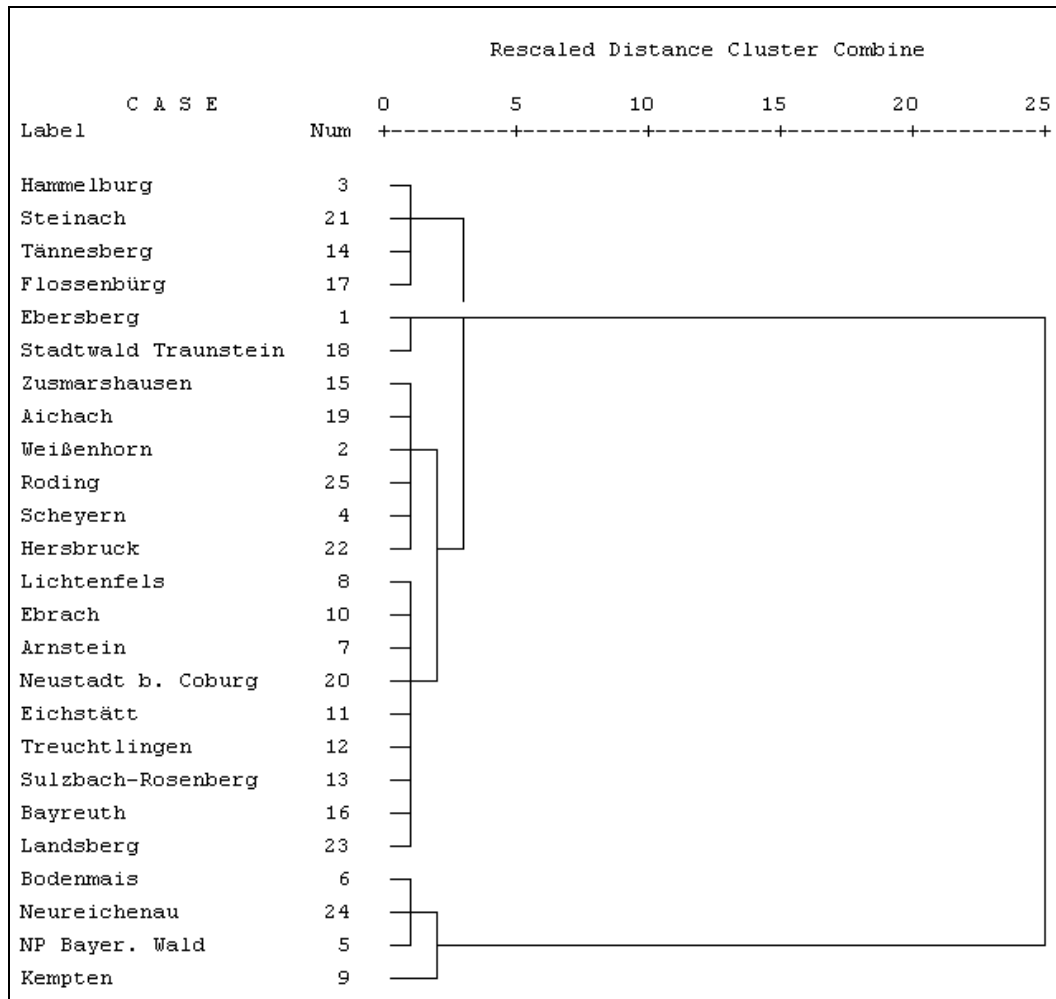


Abbildung 27: Dendrogramm für die hierarchische Clusteranalyse nach WARD mit den Mittelwerten der Klimavariablen von Betrieben¹

2.3.2.3.1.2 Clusterzentrenanalyse

Für die Clusterzentrenanalyse müssen die Anzahl der Cluster und die Anfangswerte der Clusterzentren, d. h. die Variablenvektoren, die die mittleren Verhältnisse für die einzelnen Cluster widerspiegeln, vorgegeben werden (BROSIUS und BORSIUS, 1996). Dazu können die aus der hierarchischen Analyse ermittelten Ergebnisse herangezogen werden. Die einzelnen Objekte werden dann dem Cluster zugeordnet, zu dem sie die geringste Euklidische Distanz aufweisen. Durch die Aufnahme von Objekten ändern sich die Anfangswerte der Clusterzentren. Die Clusterzentrenanalyse ist weniger rechenaufwendig als hierarchische Verfahren und eignet sich deshalb für die Klassifikation der großen Anzahl der Aufnahmepunkte der permanenten Stichprobeninventur.

¹ Die Länge der Äste des Dendrogramms sollen transformierten Werten der ESSQ entsprechen (,rescaled distance cluster combine'). Nach BROSIUS und BROSIUS (1996) und eigener Erfahrung geben die mit SPSS erzeugten Dendrogramme die Abstände stark verzerrt wieder. So auch in dieser Abbildung.

2.3.2.3.2 Ergebnisse der Clusteranalyse

Aufgrund der hierarchischen Clusteranalyse mit den pro Betrieb errechneten Mittelwerten der Klimavariablen konnten folgende Gruppen ausgeschieden werden (GULDER, 1999):

- Gruppe 1 (ozeanischer Einschlag)

gemäßigt subkontinentale Klimatönung mit ozeanischem Einschlag bei einer mittleren Jahrestemperaturschwankung von etwa 18-19 °C. Jahresdurchschnittstemperatur über 7,5 °C. Lange Vegetationsperiode von rund 155 Tagen. Relativ geringe Jahresniederschläge von ca. 700 mm.

Typische Betriebe: Arnstein, Ebrach.

- Gruppe 2 (mäßig feucht)

gemäßigt subkontinentale Klimatönung mit einer mittleren Jahrestemperaturschwankung von etwa 19 °C. Jahresdurchschnittstemperatur 7,5 °C. Mehr als 150 Vegetationstage. Mäßig feucht mit Jahresniederschlägen von ca. 750 mm. Deutliches Sommermaximum der Niederschläge

Typische Betriebe: Aichach, Zusmarshausen.

- Gruppe 3 (mäßig warm, mäßig feucht)

gemäßigt subkontinentale Klimatönung mit einer mittleren Jahrestemperaturschwankung von etwa 19 °C. Jahresdurchschnittstemperatur 7,2 °C. Jahresniederschläge von ca. 800. Ca. 145 Vegetationstage. Deutliches Sommermaximum der Niederschläge.

Typische Betriebe: Sulzbach-Rosenberg, Bayreuth.

- Gruppe 4 (mäßig warm, feucht)

gemäßigt subkontinentale Klimatönung. Mäßig warm mit einer Jahresdurchschnittstemperatur von ca. 7 °C. Jahrestemperaturschwankungen von mehr als 19 °C. Mittlere Jahresniederschläge über 900 mm. Ausgeprägtes Sommermaximum der Niederschläge. Der warm-trockene Föhn in den alpennahen Gebieten verbessert die Wärmebilanz.

Typische Betriebe: Ebersberg, Traunstein.

- Gruppe 5 (boreal-montan)

Boreal-montane Klimatönung. Kühl mit einer Jahresdurchschnittstemperatur von 6,2 °C. Weniger als 135 Vegetationstage. Winterkalt. Hohe Jahrestemperaturschwankungen von mehr als 20 °C. Häufiger Schneefall, hohe Spätfrostgefahr, relativ gleichmäßige Niederschlagsverteilung mit durchschnittlichen Jahresniederschlägen von 850-900 mm.

Typische Betriebe: Flossenbürg, Tannesberg.

- Gruppe 6 (boreal-montan, sehr kurze Vegetationsperiode)

Boreal-montane Klimatönung mit einer Jahresdurchschnittstemperatur von 4-5 °C. Weniger als 115 Vegetationstage. Winterkalt mit mittlerer Januaratemperatur von -4 bis -5 °C. Hohe Jahrestemperaturschwankungen von mehr als 20 °C. Häufiger Schneefall. Hohe Spätfrostge-

fahr. Relativ gleichmäßige Jahresniederschlagsverteilung (Gebirgsozeanität) mit durchschnittlichen Jahresniederschlägen von mehr als 1300 mm.

Typische Betriebe: Bodenmais, Neureichenau.

- Gruppe 7 (gebirgsatlantisch)

Gebirgsatlantische Klimatönung mit einer mittleren Jahrestemperaturschwankung von 16-17 °C. Kühlfeucht mit einer Jahresdurchschnittstemperatur unter 6 °C und hohen Jahresniederschlägen über 1600 mm. Abgeschwächtes Sommermaximum der Niederschläge. Sehr häufiger Schneefall. Der warm-trockene Föhn verbessert die Wärmebilanz.

Typischer Betrieb: Kempten.

Aus der Clusterzentrenanalyse ergaben sich für die einzelnen Stichprobenpunkte die in Tabelle 8 und Abbildung 28 ersichtlichen Zuordnungen.

Forstbetrieb	ozeanisch. Einschlag	mäßig feucht	mäßig warm, mäßig feucht	mäßig warm, feucht	boreal- montan	boreal- montan, sehr kurze Vegetations- periode	gebirgs- atlant.	Σ
Steinach	853		1942		252	45		3092
Hammelburg	268		1506		2			1776
Arnstein	1447	16	31					1494
Ebrach	1179	226	686	19				2110
Lichtenfels	1153	41	473	2				1669
Neustadt b. Co- burg	958	81	980		24			2043
Bayreuth	464	233	832	113				1642
Hersbruck	78	1202	413	31	28			1752
Treuchtlingen		91	494	13	247			845
Eichstätt		94	384		379			857
Flossenbürg			78		1365	91		1534
Tännesberg			298	108	944	1		1351
Sulzbach- Rosenberg		98	990	157	82			1327
Roding		825	226	1099	8			2158
Bodenmais				13	344	927		1284
Nationalpark Bayerischer Wald						312		312
Neureichenau					203	1795	1	1999
Klosterforst- betrieb Scheyern		267		31				298
Ebersberg				2441				2441
Stadtwald Traun- stein				462			7	469
Landsberg a. L.		232	789	742				1763
Aichach		1629		519				2148
Zusmarshausen	8	1205	19	352				1584
Weißenhorn	405	666	21	257				1349
Kempton				1	7	335	898	1241
Σ	6813	6906	10162	6360	3885	3506	906	38538

Tabelle 8: Zuordnung der Stichprobenpunkte zu Klimagruppen

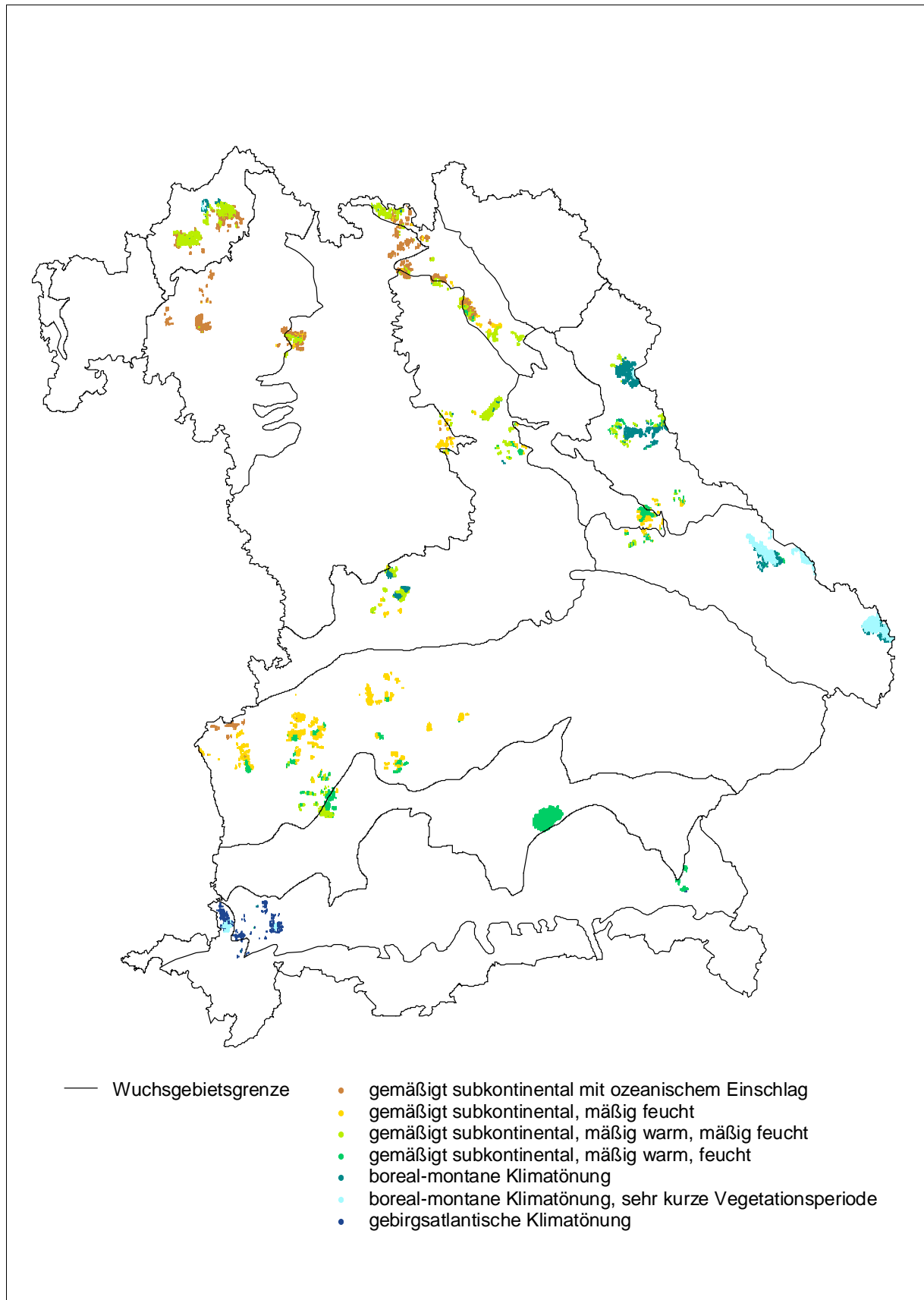


Abbildung 28: Zuordnung der Stichprobenpunkte zu Klimagruppen

Durch lokale, meist reliefbedingte Unterschiede in Klimagrößen können Stichprobenpunkte eines Betriebes verschiedenen Klimagruppen zugeordnet sein (Tabelle 8). In Abbildung 14 ist die Zugehörigkeit der Stichprobenpunkte des Forstamts Bodenmais zu Klimagruppen dargestellt. Es zeigt sich, dass die Höhenlage das entscheidende Kriterium ist, ob die Punkte der Klimagruppe 4, 5 oder 6 angehören.

2.4 Analyse der Abweichungen des gemessenen Zuwachses von der Ertragstafelprognose

Zur Erklärung der Differenz zwischen Ertragstafelprognose und tatsächlich geleistetem Zuwachs werden multiple lineare Regressionsmodelle formuliert (Kapitel 2.2.1). Abhängige Variable ist die prozentuale Abweichung des durch die Inventur bestimmten jährlichen Volumenzuwachses vom Prognosewert aus der Ertragstafel zum Zeitpunkt der Erstaufnahme:

$$\frac{(\text{gemessener Volumenzuwachs i. d. verg. Inventurperiode} - \text{Ertragstafelprognose z. Z. der Erstaufnahme}) \times 100}{\text{Ertragstafelprognose z. Z. der Erstaufnahme}}$$

Dieser Wert wird aus verschiedenen Formen von Regressionsmodellen geschätzt, die sich jeweils durch die Art und Menge der Erklärungsvariablen oder die Datenbasis unterscheiden. Von jeder Form werden für jede der Baumarten Fichte, Kiefer, Tanne, Lärche, Buche und Eiche Modelle formuliert. Vor der Parametrisierung der Modelle werden 10% der Daten, die später zur Modellvalidierung dienen sollen, aus dem Datensatz entfernt. Es wird darauf geachtet, diese Validierungsdaten zu gleichen Anteilen aus den Klimagruppen auszuwählen.

2.4.1 Anhebung des Skalenniveaus für Bonität und Standortvariablen

Nichtmetrisch skalierte Variablen können nicht ohne Weiteres in einer Regressionsanalyse verwendet werden (BACKHAUS et al., 1987). Um solche Einflussgrößen dennoch als unabhängige Variablen im Regressionsmodell verwenden zu können, müssen sie in ihrem Skalenniveau angehoben werden.¹

KAHN (1994) modelliert Wachstum in Abhängigkeit vom Standort. Er skaliert und aggregiert qualitative Standortvariablen, um damit die Wachstumsfunktion nach VON BERTALLANFY zu parametrisieren. Die Skalierung nimmt er anhand von Wirkungsfunktionen vor, die der numerischen Approximation von Ausprägungen einer qualitativen Variablen metrische Werte zuzuordnen. KAHN bezeichnet sein Modell als quasikausal, da die Wirkungsfunktionen nur z. T. auf der Auswertung von Versuchsdaten beruhen. Es werden auch der Literatur entnommene Erkenntnisse zu Wachstums-Standortsbeziehungen eingebaut. Entscheidendes Kriterium bei der Bestimmung der Wirkungsfunktionen ist beim quasikausalen Ansatz immer die biologische Plausibilität. Auch SCHÜBELER (1998) bedient sich in seinem Höhenwachstumsmodell für Fichte solcher Wirkungsfunktionen für Standortvariablen. GALE und GRIGAL (1987) be-

¹ Nichtmetrisch skalierte Variablen können nach einer entsprechenden Codierung als Z-Variablen in ein Regressionsmodell eingeführt werden (Kapitel 2.2.4). Wegen der hohen Anzahl von Z-Variablen, die sich für die Regressionsmodelle in dieser Arbeit ergeben würde, wird ein solches Vorgehen nicht gewählt.

nutzen mit Wirkungsfunktionen vergleichbare ‚site sufficiency curves‘ von bodenkundlichen Parametern für ein Modell zur Vorhersage der Standortqualität.

Über die Wirkung von Standortfaktoren auf die Zuwachsdifferenz zur Ertragstafel lassen sich nur Vermutungen anstellen. Die biologische Plausibilität von Wirkungsfunktionen wäre deshalb kaum überprüfbar. Zur Skalierung wird deshalb ein stärker formal-statistischer Ansatz nach MOOSMAYER und SCHÖPFER (1972), RÖHE (1985) und MOOSMAYER et al. (1996) gewählt: Für eine nominale Variable wird eine Referenzausprägung gewählt und eine entsprechende Dummycodierung durchgeführt (Kapitel 2.2.4.1). Die Z-Variablen werden dann einem Regressionsmodell mit metrischen Erklärungsvariablen hinzugefügt:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_i X_i + \gamma_1 Z_1 + \gamma_2 Z_2 + \dots + \gamma_j Z_j$$

Durch das Belassen der metrischen Variablen $X_1 \dots X_i$ im Modell wird eine einheitliche Grundlage von Standorts- und Bestandesverhältnissen geschaffen, auf der dann die Unterschiede bei verschiedenen Ausprägungen der aktuell zu untersuchenden nominalen Variable quantifiziert werden (MOOSMAYER und SCHÖPFER, 1972). Soweit sich die Regressionskoeffizienten $\gamma_1 \dots \gamma_j$ der Z-Variablen signifikant von null unterscheiden, wird ihr Wert als metrischer Unterschied zur Ausprägung der Referenzgruppe angenommen. Die Abstände der Koeffizienten und somit der durch sie repräsentierten Merkmalsausprägungen werden auf einer Skala von 0 bis 100 standardisiert¹. Aus der ursprünglich nominalen Variablen ist eine metrische Variable entstanden. Alle nichtmetrischen Variablen werden für jede Baumart und jede Modellform getrennt voneinander anhand eines Regressionsmodells skaliert.

2.4.2 Einfaches Regressionsmodell

In den einfachen Regressionsmodellen wird die Zuwachsabweichung in Abhängigkeit möglichst weniger, leicht zu ermittelnder Faktoren geschätzt. Den Inventurdaten sind als zuwachsbeeinflussende Faktoren die Bestandesinformationen

- Bestandesalter
- Bonität
- Bestockungsgrad
- Baumartenanteil

zu entnehmen.

¹ Dadurch wird der Vergleich zwischen verschiedenen Modellen erleichtert.

Die aufbereiteten Informationen aus dem digitalen Geländemodell

- Hangneigung¹
- Höhe über N.N.
- Exposition

sollen zusätzlichen Erklärungsbeitrag liefern. Alle Variablen werden als metrisch skaliert angesehen. Das ordinale Skalenniveau der relativen Bonität wird nicht angehoben, um die Anwendung des Regressionsmodells als Prognoseinstrument für den Zuwachs in der Praxis zu erleichtern.

2.4.3 Differenziertes Regressionsmodell

Neben den erklärenden Variablen des einfachen Regressionsmodells gehen in diese Modellform zusätzlich

- Deposition von Stickstoff am Inventurpunkt im Jahr 1993
- Durchschnittliches Nadel/Blattverlustprozent am Inventurpunkt im Jahr 1994

ein.

Die Variable Bonität wird für diese Form der Modelle auf die in Kapitel 2.4.1 beschriebene Weise skaliert, um eine Verletzung der Regressionsvoraussetzungen zu vermeiden. Skalenergebnisse werden für diskrete Bonitäten errechnet und anschließend funktional ausgeglichen, um auch Zwischenbonitäten Werte zuordnen zu können.

2.4.4 Standortmodell

Das Standortmodell enthält neben den meisten im differenzierten Regressionsmodell verwendeten Variablen auch regionale und lokale Standortvariablen als erklärende Größen. Da die Bonität eines Bestandes Ausdruck der Standortverhältnisse ist, wird sie für diese Form der Modelle nicht als unabhängige Variable verwendet.

Die in der Standortkartierung erfassten lokalen Standortverhältnisse können den Inventurdaten entnommen werden. Die Standortseinheit an jedem Stichprobenpunkt ist in den vier Standortsziffern

- Substrat
- Besondere Standortmerkmale
- Wasserhaushalt
- Ausgangsgestein

¹ Letztendlich wurde die bei der Erstaufnahme gemessene Hangneigung als erklärende Variable verwendet (Kapitel 2.3.1.1).

verschlüsselt. Die Standortsziffern sind nominal skaliert. Jede Ziffer kann Werte zwischen 0 und 9 annehmen, mit der bestimmte Ausprägungen codiert werden (Tabellen 9 bis 12). Nach der in Kapitel 2.4.1 beschriebenen Methode werden die Standortsziffern in ihrem Skalenniveau angehoben, um sie in einer Regressionsanalyse verwenden zu können.

Substrattyp	
Standortsziffer	Beschreibung
0	Sand, Kies, Geröll
1	lehmiger Sand, sandiger Lehm
2	Lehm
3	Feinlehm
4	Tonlehm, milder Ton
5	strenger Ton
6	Decksand und -lehm
7	Schichtsand
8	Schichtlehm
9	Moor

Tabelle 9: Charakterisierung der Standortsziffer ‚Substrat‘

Besondere Standortmerkmale	
Standortsziffer	Beschreibung
0	normal
1	nährstoffarm, podsoliert
2	nährstoffreich
3	humusreich
4	Kalk oberhalb 50 cm
5	Kalk tiefer als 50 cm
6	tongründig
7	Verdichtung im Unterboden
8	Hanglage
9	anmoorig

Tabelle 10: Charakterisierung der Standortsziffer ‚besondere Standortmerkmale‘

Wasserhaushalt	
Standortsziffer	Beschreibung
0	trocken
1	mäßig trocken, grundwechselfeucht
2	mäßig frisch, -grundfrisch, -hangfrisch
3	mäßig frisch bis frisch
4	frisch, hangfrisch, (mäßig) grundfeucht
5	hangwasserzünftig, quellfrisch
6	(mäßig) wechselfeucht
7	schwach wechselfeucht, mäßig wechselfeucht
8	(stark) wechselfeucht
9	feucht, (stau)nass, quellnass

Tabelle 11: Charakterisierung der Standortsziffer ‚Wasserhaushalt‘

Ausgangsgestein	
Standortsziffer	Beschreibung
0	saure, kristalline Gesteine
1	intermediäre, kristalline Gesteine
2	basische, kristalline Gesteine
3	Kalksteine und Dolomite
4	Sandsteine, Sand
5	Tonsteine und kalkfreie Tone
6	Mergel, Schotter, Kies
7	Löß, Kalksand
8	Mischsubstrat, Fließdecken
9	Torf

Tabelle 12: Charakterisierung der Standortsziffer ‚Ausgangsgestein‘

Die Ansprache der Standortseinheiten durch den Standortserkunder soll zwar unter Berücksichtigung des gesamten mögliche Spektrums einer bestimmten Ausprägung in Bayern erfolgen (AK STANDORTSKARTIERUNG, 1996), dennoch lassen sich die Ergebnisse zwischen einzelnen Wuchsgebieten nicht uneingeschränkt miteinander vergleichen (GULDER, 1999). Da die Standortsziffern als Erklärungsvariablen für Modelle eingehen sollen, die in allen Regionen Bayerns gültig sind, ist ihre Verwendung also nicht ganz korrekt. Um diesen Mangel für den Wasserhaushalt etwas zu heilen, wird eine Anpassung der Standortsziffer vorgenommen (GULDER, 1999). Die Forstbetriebe mit Wiederholungsaufnahme der permanente Stichprobeninventur werden nach der Vergleichbarkeit der Standorte bezüglich des Wasserhaushalts in 3 Gruppen aufgeteilt (Tabelle 13). Für die Gruppe, die die mittleren Verhältnisse in Bayern repräsentiert bleibt die Standortsziffer 3 unverändert, für die anderen Betriebe werden die Ausprägungen wie in Tabelle 14 beschrieben modifiziert.

Wasserhaushalt		
trockener	mittel	feuchter
Arnstein	Aichach	Bodenmais
Bayreuth	Ebrach	Ebersberg
Hammelburg	Eichstätt	Flossenbürg
Neustadt b. Coburg	Hersbruck	Kempton
	Landsberg a. Lech	Nationalpark Bayer. Wald
	Lichtenfels	Neureichenau
	Roding	Tännesberg
	Klosterforstbetrieb Scheyern	Stadtwald Traunstein
	Steinach	
	Sulzbach-Rosenberg	
	Treuchtlingen	
	Weißenhorn	
	Zusmarshausen	

Tabelle 13: Einteilung der Betriebe mit Wiederholungsaufnahme nach der Vergleichbarkeit ihres Wasserhaushalts

Beschreibung	Wasserhaushalt		
	trockener	mittel	feuchter
trocken	0	0	1
mäßig trocken, grundwechselfrisch	0	1	2
mäßig frisch, -grundfrisch, -hangfrisch	1	2	3
mäßig frisch bis frisch	2	3	4
frisch, hangfrisch, (mäßig) grundfeucht	3	4	4
hangwasserzügig, quellfrisch	5	5	5
(mäßig) wechselfrisch	6	6	6
schwach wechselfeucht, mäßig wechselfeucht	7	7	7
(stark) wechselfeucht	8	8	8
feucht, (stau)nass, quellnass	9	9	9

Tabelle 14: Modifizierung der Standortsziffer, 'Wasserhaushalt' für die Gruppen aus Tabelle 13

Unterschiede in den regionalen Standortverhältnissen sind durch die Klassifizierung der Stichprobenpunkte nach Klimagruppen berücksichtigt (Kapitel 2.3.2.3.2). Um die Auswirkungen verschiedener Klimaverhältnisse auf die Zuwachsdifferenz zu quantifizieren, gehen die Klimagruppen nach einer Kontrastkodierung (Kapitel 2.2.4.2) als Z-Variablen in das Standortmodell ein.

2.4.5 Klimagruppenmodelle

Anhand des Signifikanzniveaus der Koeffizienten von Z-Variablen im Standortmodell können Klimagruppen voneinander getrennt werden, zwischen denen sich die Zuwachsdifferenz unterscheidet. Für jede dieser Klimagruppen wird ein Klimagruppenmodell formuliert, das sowohl Bestandes- als auch Standortfaktoren beinhaltet. Maximal kann es also für eine Baumart sieben solcher Klimagruppenmodelle geben.

2.5 Modellevaluierung

Unter dem Begriff Modellevaluierung wird die kritische Beurteilung eines Modells verstanden (WINDHAGER, 1999; PRETZSCH, 1999 b). Die Bewertung erfolgt sowohl unter qualitativen als auch unter quantitativen Gesichtspunkten. VANCLAY und SKOVSGAARD (1997) verwenden dafür die englischen Begriffe ‚verification‘ und ‚validation‘. Die wörtliche Übersetzung von ‚verification‘ als Verifizierung eines Modells ist im Deutschen missverständlich. Es wird der Eindruck des endgültigen Wahrheitsgehalts des Modells erweckt (PRETZSCH, 1999 b). Nach dem Vorbild von WINDHAGER (1999) wird der qualitative Teil der Modellbewertung deshalb als qualitative Evaluierung bezeichnet. Für den quantitativen Teil wird der Begriff Validierung verwendet.

2.5.1 Qualitative Evaluierung

VANCLAY und SKOVSGAARD (1997) sehen die qualitative Evaluierung unter theoretischen und biologischen Gesichtspunkten. Ein Modell soll auf sparsame Parametrisierung, Konsistenz mit waldwachstumskundlichen Theorien und biologische Plausibilität überprüft werden. Wesentliche Merkmale der biologischen Plausibilität sind nach ODERWALD und HANS (zit. nach VANCLAY, 1994):

- Die Variablen im Modell sollen mit den Erwartungen übereinstimmen.
- Vorzeichen und Werte der Koeffizienten sollen mit den Erwartungen übereinstimmen.
- Extrapolationen über die Grenzen der zur Modellierung verwendeten Daten hinaus sollen zu plausiblen Ergebnissen führen.
- Im Modell sollen keine Widersprüche auftreten.
- Maxima, Minima und Wendepunkte sollen mit den Erwartungen übereinstimmen.

VON GADOW und HUI (1997) empfehlen für Wachstumsmodelle, die eine hohe Anzahl an Einflussparametern aufweisen, und nicht auf bekannten biologischen Wachstumsfunktionen aufbauen, eine qualitative Evaluierung durch die Überprüfung der Modellreaktion bei Veränderung einer unabhängigen Variablen unter Konstanthalten aller übrigen.

Aus den in den Kapiteln 2.4.3 bis 2.4.5 beschriebenen verschiedenen Modellformen werden unter Einbeziehung der entsprechenden Ertragstafelwerte absolute Zuwachsprognosen errechnet. Die Reaktion der Zuwachsprognosen auf die Veränderung einzelner Variablen in den Modellen wird auf Plausibilität überprüft.

2.5.2 Validierung

Die Validierung bezieht sich auf die Untersuchung der Prognosefehler hinsichtlich ihrer Größe und Verteilung (WINDHAGER, 1999). Die Genauigkeit eines Modells wird anhand der mittleren Abweichung der Prognosewerte von den entsprechenden realen Werten (Verzerrung) und der Streuung dieser Abweichungen (Präzision) bestimmt (VANCLAY, 1994; VON GADOW und HUI, 1997). PRETZSCH (1999 b) und die SEKTION ERTRAGSKUNDE (2000) führen zusätzlich die Treffgenauigkeit, eine Kombination aus Verzerrung und Präzision ein (Tabelle 15).

Verzerrung	$\bar{e} = \frac{\sum_{i=1}^n e_i}{n}$
Präzision (gemessen anhand des Standardfehlers)	$s_{\bar{e}} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n e_i^2}{n * (n-1)}}$
Treffgenauigkeit	$m = \sqrt{s_e^2 + \bar{e}^2}$

Tabelle 15: Kennwerte zur qualitativen Validierung (nach PRETZSCH, 1999). n = Anzahl der Beobachtungen, e_i = Differenz des prognostizierten und gemessenen Wertes der i-ten Beobachtung, s_e = Standardabweichung von \bar{e}

3 Ergebnisse

In diesem Kapitel werden die vier verschiedenen Modellformen vorgestellt und die Wirkungsweise ihrer Einflussvariablen auf die relative Differenz des Zuwachses zur Ertragstafelprognose beschrieben. Im Rahmen der qualitativen Evaluierung werden die aus den Modellen errechneten Zuwachsprognosen mit ertragskundlichen Erkenntnissen anderer Forschungsarbeiten verglichen. Eine Darstellung der Ergebnisse der Modellvalidierung schließt das Kapitel ab.

3.1 Regressionsmodelle

Aus den in Kapitel 2.3.2 aufgeführten Einflussfaktoren wurden lineare Regressionsmodelle formuliert, mit denen die Abweichung des gemessenen Zuwachses von der entsprechenden Ertragstafelprognose erklärt werden soll. Wie in den Kapiteln 2.4.2 bis 2.4.5 beschrieben, wurden vier verschiedene Modellformen gebildet, die sich durch Art und Menge der berücksichtigten Einflussfaktoren oder durch ihre Datenbasis unterscheiden. Die Modelle wurden für die Baumarten Fichte, Kiefer, Tanne, Lärche, Buche und Eiche formuliert. Für die Stratifizierung wurde der Baumartenschlüssel der Forsteinrichtungsrichtlinien der Bayerischen Staatsforstverwaltung zugrundegelegt (BAY. STAATSMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND FORSTEN, 1982). Die Modellierung erfolgte getrennt für die Daten aller jener Baumarten, die unter der selben Kennziffer zusammengefasst werden.

3.1.1 Abhängige Variable

Alle Modellgruppen haben die prozentuale Abweichung des gemessenen Zuwachses der vergangenen Inventurperiode zur Ertragstafelprognose für zehn Jahre zum Zeitpunkt der Erstaufnahme als abhängige Variable (Kapitel 2.4). Es zeigte sich in den ersten Regressionsrechnungen für alle Modelle bei der Analyse der Streudiagramme der Residuen, dass die Streuung bis zu einem Schwellenwert in etwa konstant mit den vorhergesagten Werten anstieg (Abbildung 29). Es lag also immer Heteroskedastizität vor (Kapitel 2.2.3.4). NORUSIS (1994) und VANCELAY (1994) empfehlen in einem solchen Fall zur Stabilisierung der Streuung die Transformation der abhängigen Variablen mit dem Logarithmus naturalis. Um negative Argumente für den Logarithmus zu vermeiden, wurde vor der Transformation der konstante Wert 300 zur Variablen addiert. Die visuelle Kontrolle der über den vorhergesagten Werten aufgetragenen Residuen ließ in keinem der nachfolgend vorgestellten Modelle eine offensichtliche Verletzung der Homoskedastizität mehr erkennen (Abbildung 30). Für alle nachfolgend vorgestellten Modelle wurde deshalb die beschriebene Transformation gewählt.

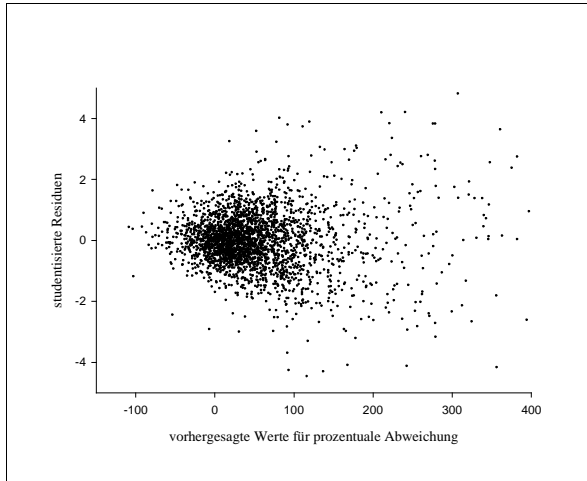


Abbildung 29: Streudiagramm der Residuen über der untransformierten prozentualen Abweichung für ein vorläufiges Modell der Baumart Fichte

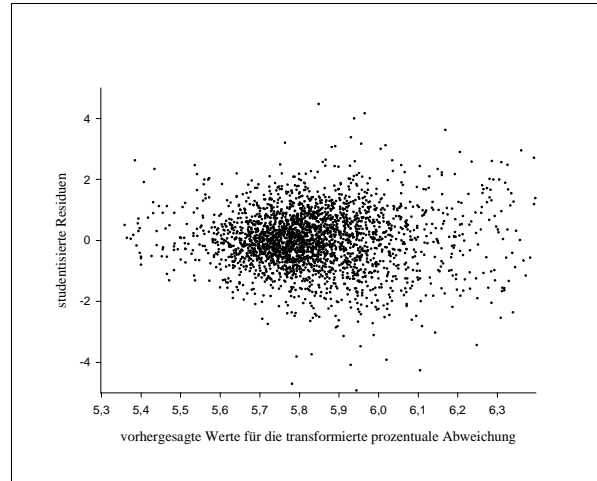


Abbildung 30: Streudiagramm der Residuen über der prozentualen Abweichung nach Transformation mit dem Logarithmus naturalis für ein vorläufiges Modell der Baumart Fichte

Durch die varianzstabilisierende Transformation mit dem Logarithmus naturalis werden die vorhergesagten Werte beeinflusst, da das Gewicht stark positiv abweichender Beobachtungen sinkt. HASENAUER (1997 und 1999) verwendet deshalb zur Rücktransformation der logarithmierten abhängigen Variablen in einem Höhenzuwachsmodell den Term:

$$y = e^{\ln(y)} * e^{\frac{\sigma^2}{2}}$$

y = vorhergesagter Wert

σ^2 = Mittel der quadratischen Abweichungen der Residuen

Je größer die Residuenstreuung ist, desto mehr wird y durch den Faktor $e^{\frac{\sigma^2}{2}}$ nach oben korrigiert. Im Verlauf der Arbeit zeigte sich, dass die Streuung der Residuen in den Modellen nicht sehr groß ist. Durch eine Korrektur würde die prozentuale Abweichung des Zuwachses vom Ertragstafelwert nur um wenige Prozentpunkte verschoben. VANCLAY (1994) hält entsprechend eine Korrektur bei der Rücktransformation von Variablen nur bei Regressionsmodellen mit geringer Vorhersagegenauigkeit für nötig. Zudem wird bei Anwendung der Modelle als Prognoseinstrument für den absoluten Zuwachs ohne Korrektur eine vorsichtiger Schätzung erreicht. Deshalb wurde im Rahmen dieser Arbeit auf eine Korrektur verzichtet¹. Die Rücktransformation erfolgte also durch Entlogarithmierung und Subtraktion der Konstante:

$$y = e^{\ln(y)} - 300$$

¹ Das Mittel der quadratischen Abweichung der Residuen wird im Folgenden mit den Modellformeln angegeben, so dass vom Anwender eine Korrektur durchgeführt werden kann.

3.1.2 Erklärungsvariablen

Die Erklärungsvariablen wurden nach der Methode der schrittweisen Selektion (Kapitel 2.2.3.1) in die Regressionsmodelle eingeführt. Auf diese Weise wurde die jeweils am besten geeignete Transformation für eine Variable ausgewählt und durch das Streudiagramm der Residuen überprüft (Kapitel 2.2.3.4).

3.1.2.1 Einfache Regressionsmodelle

Die einfachen Regressionsmodelle beinhalten höchstens vier der Erklärungsvariablen Bestandalter, Bonität, Bestockungsgrad und Meereshöhe. Dennoch erlauben sie bereits eine treffsichere Schätzung der abhängigen Variablen. Wechselwirkungen wurden zwischen Bestandalter, Bestockungsgrad und Bonität getestet. Für alle Baumarten mit Ausnahme der Tanne hat sich die Wechselwirkung zwischen Alter und Bestockungsgrad als signifikant erwiesen. In Tabelle 16 sind die Funktionsgleichungen der Modelle aufgeführt. Der Tabellenaufbau wiederholt sich für die Darstellung der Gleichungen der in den folgenden Kapiteln beschriebenen Modelle: In den ersten Spalten der Tabelle sind für jedes Baumartenmodell das korrigierte Bestimmtheitsmaß, das mittlere Abweichungsquadrat der Residuen und die Konstante des Modells wiedergegeben. Für jede unabhängige Variable, die in eines der Modelle aufgenommen wurde, gibt es drei Spalten, die den Regressionskoeffizienten, die Transformation¹ und die Irrtumswahrscheinlichkeit für den t-Test des Regressionskoeffizienten (Kapitel 2.2.3.1) beinhalten. Kommt die selbe unabhängige Variable in zwei verschiedenen Transformationen im Modell vor, wird ihr Name mit den Zusätzen (1) und (2) versehen.

¹ x bedeutet, dass die Variable untransformiert in das Regressionsmodell eingeht. Steht z. B. $x^{0.5}$ im entsprechenden Feld, so ist die Quadratwurzel der unabhängigen Variable zu ziehen.

Modell		Einflussvariablen												
Baumart	korrigiertes r^2	mit. Abweichungsquadrat der Residuen	Konstante			Alter*Bestockungsgrad			Alter (1)			Alter (2)		
			Koeffizient	Transformation	Signifikanz	Koeffizient	Transformation	Signifikanz	Koeffizient	Transformation	Signifikanz	Koeffizient	Transformation	Signifikanz
Fichte	0,60	2,194E-02	6,13646	x	0,000	2,4489E-03	x	0,000	2,2503E-02	x	0,000	-0,34466	$x^{0,5}$	0,000
Kiefer	0,52	2,345E-02	5,31989	x	0,000	1,2269E-03	x	0,000	-1,1745E-02	$x^{0,5}$	0,000			
Tanne	0,35	2,801E-02	7,20553						1,9375E-02	x	0,000	-0,32835	$x^{0,5}$	0,000
Lärche	0,57	2,679E-02	4,95265	x	0,087	1,7191E-03	x	0,087	2,0188E-04	$x^{1,5}$	0,028			
Buche	0,50	2,955E-02	8,72376	x	0,000	1,4780E-03	x	0,000	3,6790E-03	x	0,000	-2,11579	$x^{0,1}$	0,000
Eiche	0,43	2,689E-02	5,39611	x	0,090	3,6675E-04	x	0,090	3,8915E-03	x	0,000	-7,6229E-02	$x^{0,5}$	0,000
Bestockungsgrad														
Baumart	Koeffizient	Transformation	Signifikanz	Bonität (ordinal)			Höhe über N.N.							
				Koeffizient	Transformation	Signifikanz	Koeffizient	Transformation	Signifikanz					
Fichte	0,13813	x	0,000	3,0128E-01	$(x+4)^{0,5}$	0,000	-1,7845E-10	x^3	0,000					
Kiefer	0,48758	$x^{0,5}$	0,000	6,8390E-03	$(x+4)^2$	0,000	-3,0136E-04	x	0,000					
Tanne	0,23425	$\ln(x)$	0,000				-1,4347E-10	x^3	0,000					
Lärche	0,63185	$x^{0,5}$	0,000	4,3904E-03	$(x+4)^2$	0,000								
Buche	0,23385	$\ln(x)$	0,000	4,9108E-04	$(x+4)^3$	0,000	-1,6445E-10	x^3	0,000					
Eiche	0,57836	$x^{0,5}$	0,000	6,7720E-03	$(x+4)^2$	0,000								

Tabelle 16: Funktionsgleichungen für die einfachen Regressionsmodelle

Um die Wirkungsweise der Einflussvariablen auf die abhängige Variable darzustellen, wurden für die folgenden Abbildungen 31 bis 51 im entsprechenden Modell die Werte einer Variablen verändert, während für alle anderen Variablen konstante Größen beibehalten wurden. Als Konstanten wurde für alle Baumarten ein Bestandesalter von 60 Jahren bei Bonität 1,0 (bzw. Oberhöhenbonität 40), Bestockungsgrad 1,0 und einer Meereshöhe von 400 m N.N. gewählt.

3.1.2.1.1 Alter

Variiert man das Alter innerhalb eines Modells, so zeigt sich für allen Baumarten bei einem Bestockungsgrad von 1,0 eine positive Abweichung (Abbildungen 31 bis 36). Der zu erwartende Zuwachs der Beispielbestände wird also bei einer Ertragstafelprognose regelmäßig mehr oder weniger unterschätzt. Die relative Zuwachsdifferenz steigt in älteren Beständen für alle Baumarten an. Der in den Ertragstafeln ausgewiesene Rückgang des laufenden Volumenzuwachses von Beständen ist demnach in der Realität weniger ausgeprägt. Besonders deutlich zeigt sich dies bei den Baumarten Fichte und Lärche. Für Kiefern- und Eichenbestände spielt das Alter eine geringere Rolle. Der Zuwachsverlauf ist hier ähnlich wie in den Ertragstafeln, nur auf höherem Niveau. Bei der Mehrzahl der Baumarten ist eine Minimumkurve zu erkennen. Die relative Zuwachsdifferenz ist also in mittelalten Beständen am geringsten. Die Wechselwirkung von Alter und Bestockungsgrad zeigt sich in der Zunahme der Abstände der für die verschiedene Bestockungsgrade geltenden Kurven mit dem Bestandesalter. Für alle Baumarten mit Ausnahme der Tanne gilt, dass in zugleich alten und dichten Beständen der Zuwachs durch eine Ertragstafelprognose besonders stark unterschätzt wird.

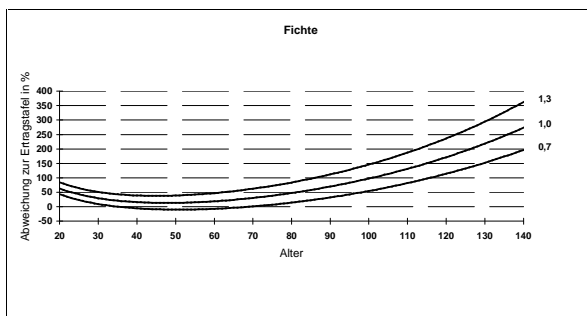


Abbildung 31: Abweichung zur Ertragstafel in Abhängigkeit vom Bestandesalter bei konstanten übrigen Einflussfaktoren für die Baumart Fichte

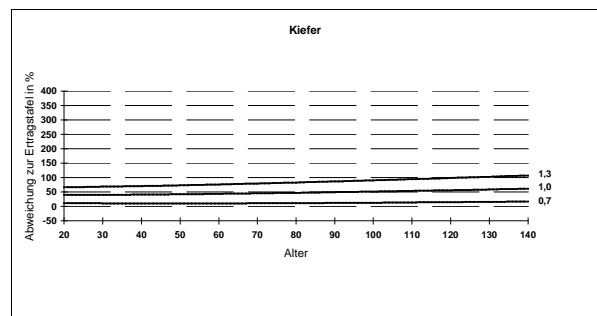


Abbildung 32: Abweichung zur Ertragstafel in Abhängigkeit vom Bestandesalter bei konstanten übrigen Einflussfaktoren für die Baumart Kiefer

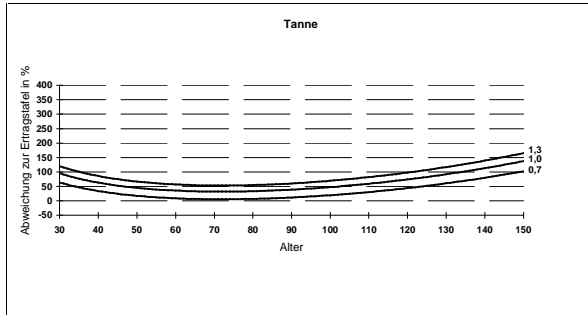


Abbildung 33: Abweichung zur Ertragstafel in Abhängigkeit vom Bestandesalter bei konstanten übrigen Einflussfaktoren für die Baumart Tanne

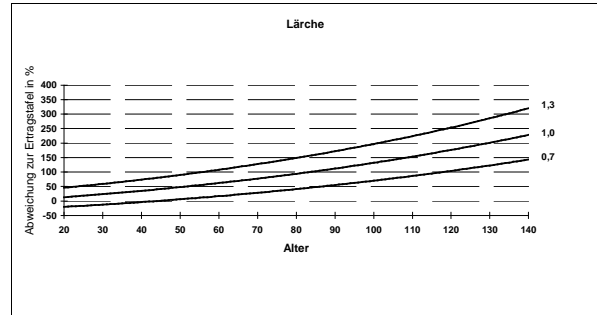


Abbildung 34: Abweichung zur Ertragstafel in Abhängigkeit vom Bestandesalter bei konstanten übrigen Einflussfaktoren für die Baumart Lärche

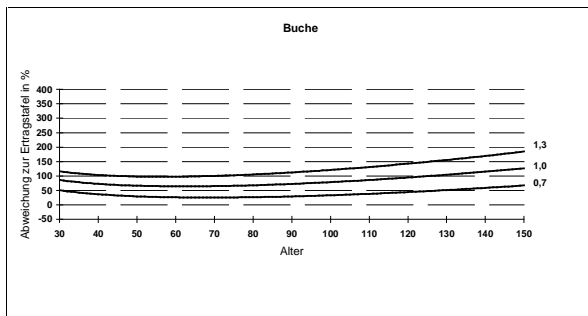


Abbildung 35: Abweichung zur Ertragstafel in Abhängigkeit vom Bestandesalter bei konstanten übrigen Einflussfaktoren für die Baumart Buche

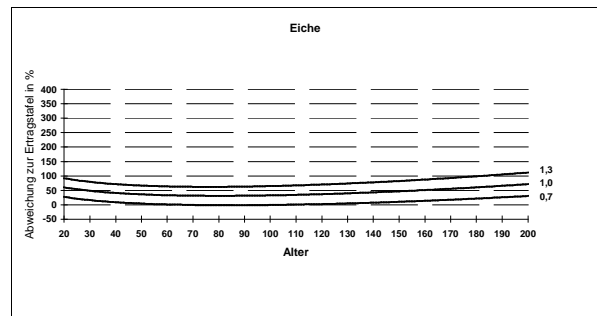


Abbildung 36: Abweichung zur Ertragstafel in Abhängigkeit vom Bestandesalter bei konstanten übrigen Einflussfaktoren für die Baumart Eiche

3.1.2.1.2 Bonität

Die Zuwachsdifferenz bei schlechteren Bonitäten ist höher als bei besseren (Abbildungen 37 bis 41). Nur die Baumart Tanne weicht von dieser Regel ab. Für sie zeigt die Variable Bonität keinen signifikanten Einfluss auf die abhängige Variable. Die relativen Abstände in der Zuwachsprognose verschiedener Bonitäten entsprechen demnach für Tannen der Ertragstafel von HAUSSER. Für Fichtenbestände zeigt sich ein annähernd linearer Anstieg der relativen Differenz zur Ertragstafel mit Verschlechterung der Bonität. Für alle weiteren untersuchten Baumarten nimmt die Kurvensteigung mit schlechteren Bonitäten zu. Eine besonders weite Amplitude in der relativen Zuwachsdifferenz tritt bei den Baumarten Kiefer und Eiche auf.

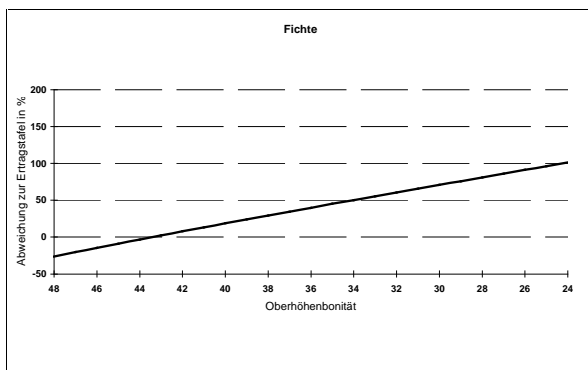


Abbildung 37: Abweichung zur Ertragstafel in Abhängigkeit von der Bonität bei konstanten übrigen Einflussfaktoren für die Baumart Fichte

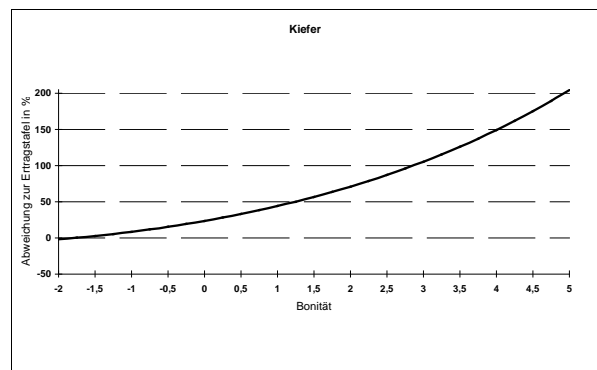


Abbildung 38: Abweichung zur Ertragstafel in Abhängigkeit von der Bonität bei konstanten übrigen Einflussfaktoren für die Baumart Kiefer

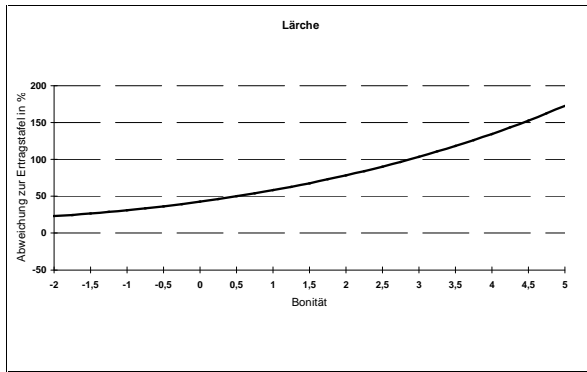


Abbildung 39: Abweichung zur Ertragstafel in Abhängigkeit von der Bonität bei konstanten übrigen Einflussfaktoren für die Baumart Lärche

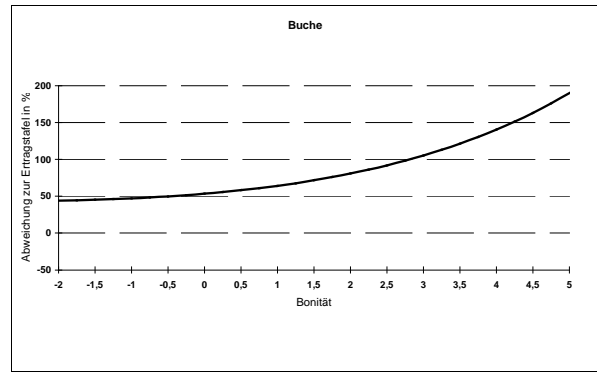


Abbildung 40: Abweichung zur Ertragstafel in Abhängigkeit von der Bonität bei konstanten übrigen Einflussfaktoren für die Baumart Buche

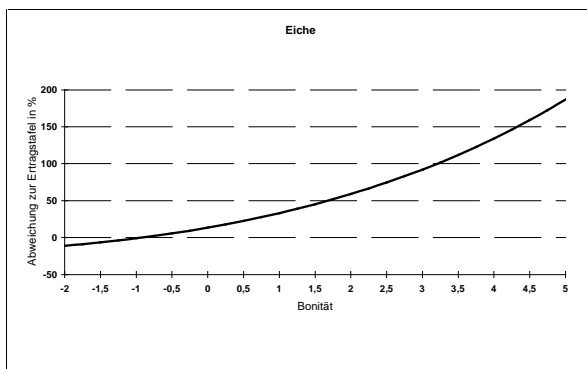


Abbildung 41: Abweichung zur Ertragstafel in Abhängigkeit von der Bonität bei konstanten übrigen Einflussfaktoren für die Baumart Eiche

3.1.2.1.3 Bestockungsgrad

Für alle Baumarten zeigt sich ein Anstieg der relativen Zuwachsdifferenz mit zunehmender Dichte des Bestandes¹ (Abbildungen 42 bis 47). Mit Ausnahme der Baumart Fichte, bei der eine konstante Steigerung in der Differenz zur Ertragstafel zu erkennen ist, gilt, dass die Differenzen bei hohen Bestockungsgraden kaum merklich langsamer zunehmen als bei niedrigen. Innerhalb des berücksichtigten Rahmens von Bestockungsgraden zwischen 0,5 und 1,5 ist aber für keine Baumart eine Asymptote im relativen Unterschied zur Ertragstafel erkennbar.

¹ Die Zuwachsabweichung wurde auf der Basis der Ertragstafelprognose für einen Bestand mit Bestockungsgrad 1,0 errechnet.

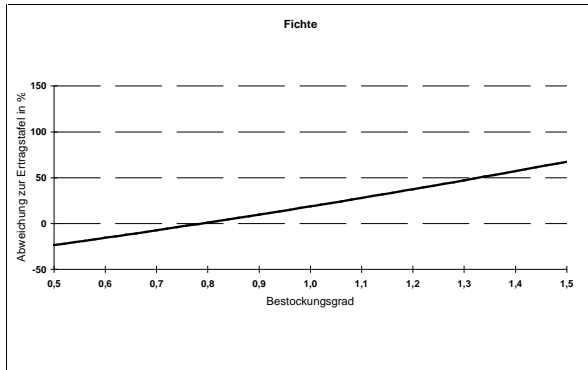


Abbildung 42: Abweichung zur Ertragsstafel in Abhängigkeit vom Bestockungsgrad bei konstanten übrigen Einflussfaktoren für die Baumart Fichte

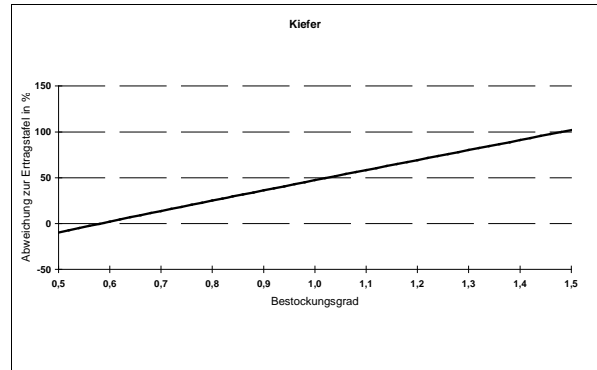


Abbildung 43: Abweichung zur Ertragsstafel in Abhängigkeit vom Bestockungsgrad bei konstanten übrigen Einflussfaktoren für die Baumart Kiefer

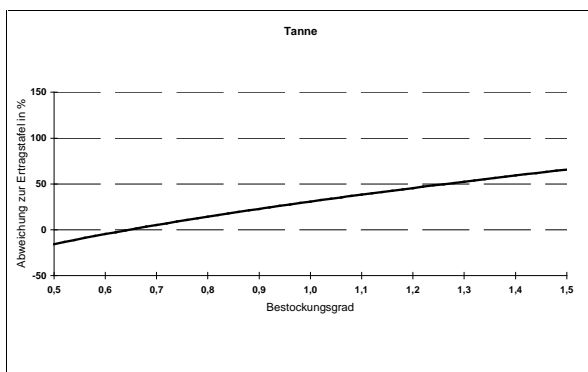


Abbildung 44: Abweichung zur Ertragsstafel in Abhängigkeit vom Bestockungsgrad bei konstanten übrigen Einflussfaktoren für die Baumart Tanne

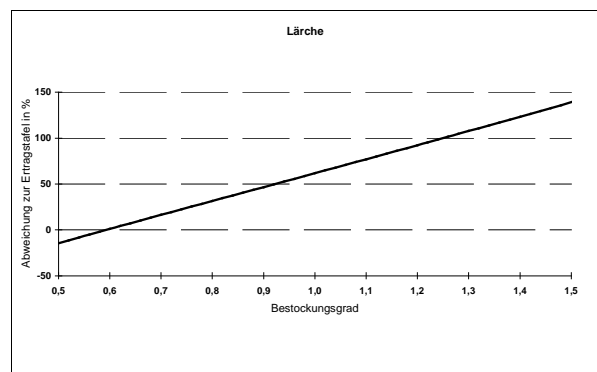


Abbildung 45: Abweichung zur Ertragsstafel in Abhängigkeit vom Bestockungsgrad bei konstanten übrigen Einflussfaktoren für die Baumart Lärche

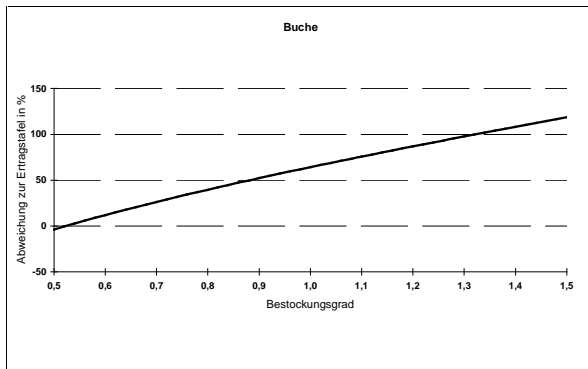


Abbildung 46: Abweichung zur Ertragsstafel in Abhängigkeit vom Bestockungsgrad bei konstanten übrigen Einflussfaktoren für die Baumart Buche

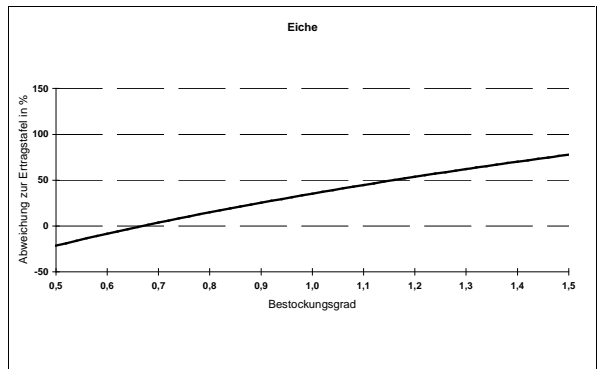


Abbildung 47: Abweichung zur Ertragsstafel in Abhängigkeit vom Bestockungsgrad bei konstanten übrigen Einflussfaktoren für die Baumart Eiche

3.1.2.1.4 Meereshöhe

Mit steigender Meereshöhe sinkt bei den Baumarten Fichte, Kiefer, Tanne und Buche der gemessene Zuwachs bei sonst gleichen Bedingungen relativ zum Ertragstafelniveau (Abbildungen 48 bis 51). Für Kiefernbestände zeigt sich eine lineare Abnahme der prozentualen Abweichung von der Ertragstafelprognose mit steigender Meereshöhe. Bei den anderen Baumarten ändert sich das Zuwachsniveau in geringen und mittleren Höhenlagen nur wenig und sinkt in größeren Meereshöhen stark ab.

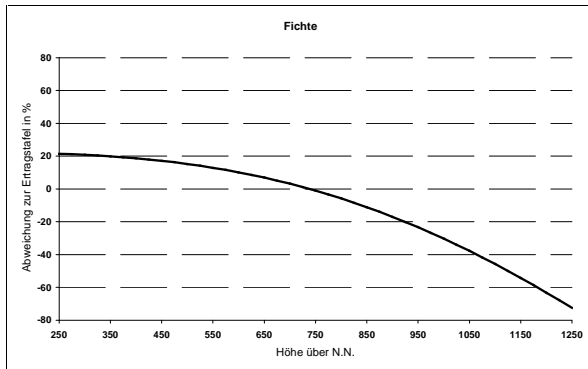


Abbildung 48: Abweichung zur Ertragstafel in Abhängigkeit von der Meereshöhe bei konstanten übrigen Einflussfaktoren für die Baumart Fichte

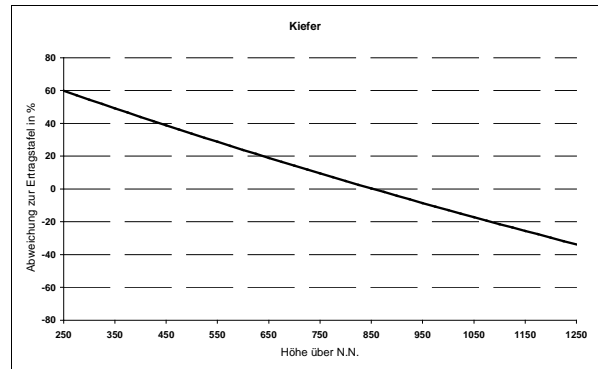


Abbildung 49: Abweichung zur Ertragstafel in Abhängigkeit von der Meereshöhe bei konstanten übrigen Einflussfaktoren für die Baumart Kiefer

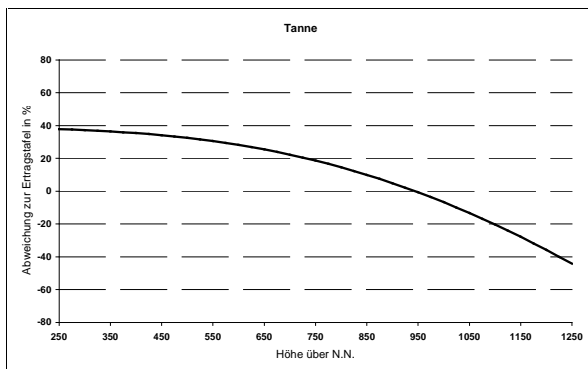


Abbildung 50: Abweichung zur Ertragstafel in Abhängigkeit von der Meereshöhe bei konstanten übrigen Einflussfaktoren für die Baumart Tanne

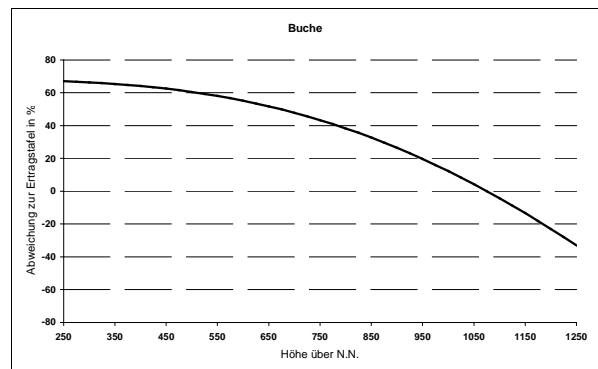


Abbildung 51: Abweichung zur Ertragstafel in Abhängigkeit von der Meereshöhe bei konstanten übrigen Einflussfaktoren für die Baumart Buche

3.1.2.1.5 Korrekturtafeln

Aus den Modellfunktionen (Tabelle 16) mit den beschriebenen vier Einflussfaktoren lassen sich anhand der entsprechenden ursprünglichen Ertragstafelwerte Zuwachsprognosen errechnen. Diese Prognosen wurden zum praktischen Gebrauch in einem Tabellenwerk zusammengefasst (REIMEIER und KENNEL, 2001). Sie wurden dazu nach Baumart und Bonität stratifiziert. Für Baumarten, deren Modellfunktionen die Variable Meereshöhe enthalten, wurden für jedes Stratum zwei Gruppen mit unterschiedlich hohem Zuwachs ausgeschieden, die in Anlehnung an die von ASSMANN und FRANZ (1965) verwendeten Ertragsniveaus als Bestand mit normaler Ertragsfähigkeit bzw. Bestand mit eingeschränkter Ertragsfähigkeit¹ bezeichnet wurden. Für normale Ertragsfähigkeit wurde bei den Baumarten Kiefer und Buche eine Meereshöhe von 350 m N.N., bei Fichte und Tanne von 400 m N.N. in die Funktionsgleichung eingesetzt. Zur Repräsentation von eingeschränkter Ertragsfähigkeit wurde für Kiefer und Buche 650 m N.N., für Fichte und Tanne 700 m N.N. gewählt. Die Meereshöhe gibt lediglich einen Anhaltspunkt, welche der beiden Ertragsfähigkeiten zu verwenden ist, die Entscheidung sollte von Fall zu Fall auch unter Berücksichtigung anderer Kriterien getroffen werden.

Die Struktur einer Einzeltabelle ist anhand eines Auszugs in Abbildung 52 dargestellt. Die Spalten enthalten Bestockungsgrade, die Zeilen das Alter. In den Feldern sind Zuwachsprognosen für die auf das Aufnahmejahr folgenden zehn Jahre in Erntefestmeter ohne Rinde angegeben. Die erste Spalte enthält die unkorrigierte Zuwachsprognose der entsprechenden Ertragstafel für einen Bestockungsgrad von 1,0². In den folgenden Spalten können die korrigierten Zuwachsprognosen abgelesen werden.

¹ Zum Begriff der Ertragsfähigkeit vgl. auch WENK et al. (1990)

² Der Wert unterscheidet sich von den Zuwachsprognosen in den bayerischen Hilfstafeln für die Forsteinrichtung (BAY. STAATSMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND FORSTEN, 1990), da ein Prognosezeitraum von 10 Jahren gewählt wurde und die Prognose aus Funktionen des Forsteinrichtungsprogramms (BAY. STAATSMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND FORSTEN, 1981) ermittelt wurde.

Fichte												
Jährlicher Derbholzzuwachs für die folgenden 10 Jahre in Efm o. R. im Vergleich zur Ertragstafel Assmann-Franz, mittleres Ertragsniveau (1963)												
Oberhöhenbonität 36												
normale Ertragsfähigkeit (Meereshöhe <= 600 m N.N.)												
Alter	Ertrags- tafel- zuwachs*	Bestockungsgrad										
		0,5	0,6	0,7	0,8	0,9	1,0	1,1	1,2	1,3	1,4	1,5
20	11,0	16,8	17,6	18,3	19,1	19,9	20,6	21,5	22,3	23,1	24,0	24,8
25	13,5	17,6	18,5	19,4	20,4	21,3	22,3	23,3	24,3	25,3	26,4	27,5
30	15,1	17,5	18,5	19,5	20,6	21,7	22,8	23,9	25,1	26,3	27,5	28,7
35	16,0	16,9	18,0	19,2	20,3	21,5	22,7	24,0	25,2	26,5	27,8	29,2
40	16,4	16,0	17,4	18,6	19,9	21,1	22,4	23,7	25,1	26,5	27,9	29,3
45	16,4	15,1	16,5	17,9	19,4	20,7	22,1	23,4	24,9	26,3	27,8	29,3
50	16,2	14,5	15,9	17,3	18,8	20,3	21,7	23,2	24,6	26,1	27,7	29,3
55	15,7	14,0	15,4	16,8	18,3	19,9	21,4	22,9	24,4	25,9	27,5	29,2
60	15,1	13,7	15,1	16,6	18,1	19,6	21,2	22,7	24,2	25,8	27,4	29,1
65	14,4	13,5	14,9	16,4	17,9	19,5	21,0	22,5	24,0	25,6	27,3	28,9
70	13,7	13,4	14,9	16,4	17,9	19,3	20,8	22,3	23,9	25,5	27,1	28,8
75	12,9	13,4	14,9	16,4	17,8	19,2	20,7	22,2	23,8	25,4	27,0	28,8
80	12,1	13,4	14,9	16,3	17,7	19,1	20,6	22,1	23,6	25,3	26,9	28,7
85	11,3	13,4	14,9	16,2	17,6	19,0	20,5	22,0	23,5	25,2	26,8	28,6
90	10,5	13,4	14,8	16,1	17,5	18,9	20,3	21,9	23,4	25,0	26,7	28,4
95	9,7	13,4	14,8	16,0	17,4	18,8	20,2	21,7	23,3	24,9	26,6	28,3
100	9,0	13,4	14,7	16,0	17,3	18,7	20,1	21,6	23,1	24,7	26,4	28,1
105	8,3	13,4	14,6	15,9	17,2	18,6	20,0	21,4	23,0	24,6	26,2	28,0
110	7,6	13,4	14,6	15,8	17,1	18,4	19,8	21,3	22,8	24,4	26,0	27,8
115	7,0	13,3	14,5	15,7	16,9	18,3	19,7	21,1	22,6	24,2	25,8	27,5
120	6,4	13,2	14,4	15,6	16,8	18,1	19,5	20,9	22,4	24,0	25,6	27,3
125	5,9	13,1	14,2	15,4	16,6	17,9	19,3	20,7	22,2	23,7	25,3	27,0
130	5,4	13,0	14,1	15,2	16,5	17,7	19,1	20,5	21,9	23,4	25,0	26,7
135	4,9	12,8	13,9	15,1	16,3	17,5	18,8	20,2	21,7	23,2	24,8	26,4
140	4,5	12,7	13,7	14,9	16,0	17,3	18,6	19,9	21,4	22,9	24,4	26,1

*nach Assmann-Franz, mittleres Ertragsniveau (1963), B²=1,0 aus Funktionen des Forsteinrichtungsprogramms der Bayerischen Staatsforstverwaltung

Abbildung 52: Auszug aus dem Tabellenwerk zur Zuwachsprognose

3.1.2.2 Differenzierte Regressionsmodelle

Für die differenzierten Regressionsmodelle wurde das Skalenniveau der Variable Bonität nach der in Kapitel 2.4.1 beschriebenen Methode angehoben, um eine Verletzung der Voraussetzungen für eine Regressionsanalyse zu vermeiden. In diese Modellform wurden neben den bisher besprochenen Erklärungsvariablen zusätzliche Größen eingebunden (Kapitel 2.4.3). Baumartenanteil, Hangneigung und Stickstoffdeposition¹ haben sich für bestimmte Baumarten als signifikante Einflussfaktoren erwiesen und sind in die Funktionsgleichungen aufgenommen worden (Tabelle 17²).

¹ Für die Darstellung der Wirkungsweisen dieser Variablen wurden folgende zusätzliche Konstanten gewählt: Baumartenanteil = 100, Hangneigung = 0, Stickstoffdeposition = 25 kg/ha*a

² Zur Erklärung der Spalten der Tabelle vgl. Kapitel 3.1.2.1. x' in der Spalte Transformation bedeutet, dass eine nichtmetrische Variable in einem vorgeschalteten Schritt skaliert wurde.

Modell		Einflussvariablen														
		Konstante		Alter*Bestockungsgrad		Alter (1)		Alter (2)		Bestockungsgrad		Bonität (metrisch)				
Baumart	mit. Abweichungsquadrat der Residuen	Koeffizient	Signifikanz	Koeffizient	Signifikanz	Transformation	Signifikanz	Koeffizient	Transformation	Signifikanz	Koeffizient	Transformation	Signifikanz			
Fichte	2,147E-02	9,76394	0,000	2,7203E-03	0,000	x	0,000	-0,31454	x ^{0,5}	0,000	0,12077	x	0,000	2,9380E-03	x'	0,000
Kiefer	2,337E-02	5,35855	0,000	1,1987E-03	0,000	x	0,000	-1,1588E-02	x ^{0,5}	0,000	0,49037	x ^{0,5}	0,000	4,6164E-03	x'	0,000
Tanne	2,230E-02	7,24915			0,000	x	0,000	1,9818E-02	x	0,000	0,20540	ln(x)	0,000			
Lärche	2,737E-02	5,04066	0,058	1,9004E-03	0,027	x	0,027	2,0298E-04	x ^{1,5}	0,027	0,61397	x ^{0,5}	0,000	2,4839E-03	x'	0,000
Buche	2,827E-02	11,78267	0,000	1,6910E-03	0,000	x	0,000	3,1480E-03	x	0,000	0,21044	ln(x)	0,000	2,9639E-03	x'	0,000
Eiche	2,588E-02	5,87612	0,015	5,1633E-04	0,015	x	0,000	4,6337E-03	x	0,000	0,56148	x ^{0,5}	0,000	3,6317E-03	x'	0,000
Baumartenanteil																
Baumart	Koeffizient	Signifikanz	Höhe über N.N.		Neigung (1)		Neigung (2)		Stickstoffdeposition (1)		Stickstoffdeposition (2)		Signifikanz			
Fichte	-4,5047E-04	0,000	-1,6298E-10	0,000	-3,0488E-03	x	0,000	1,9232E-02	x ^{0,5}	0,000						
Kiefer			-3,0291E-04	0,000												
Tanne			-1,2853E-10	0,000	-2,0107E-02	x ^{0,5}	0,000									
Lärche																
Buche	-7,4193E-04	0,000	-8,9365E-11	0,000				9,9221E-02	x	0,000	-1,16084	x ^{0,5}	0,000			
Eiche								-1,0698E-02	x	0,000						

Tabelle 17: Funktionsgleichungen für die differenzierten Regressionsmodelle (Aufbau vgl. Kapitel 3.1.2.1)

3.1.2.2.1 Skalierung der Variablen Bonität

Zur Skalierung der Bonität wurde für jede Baumart ein Regressionsmodell nach den in Tabelle 16 wiedergegebenen einfachen Regressionsmodellen formuliert, ohne die Bonität als Erklärungsvariable einzubinden. Dann wurden alle Beobachtungen nach ihrer Bonität in Gruppen aufgeteilt. Im Abstand halber Bonitätsstufen entstanden so 15 Gruppen zwischen Bonität –2,0 und Bonität 5,0. Nach dem in Kapitel 2.2.4.1 beschriebenen Verfahren erfolgte eine Dummycodierung der Beobachtungen nach diesen Gruppen. Die Z-Variablen wurden den Modellen aus den metrisch skalierten Variablen hinzugefügt und die Funktionen neu parametrisiert. Aus den Regressionskoeffizienten der Z-Variablen ergaben sich nach der Standardisierung auf einer Skala von 0 bis 100 die in Tabelle 18 aufgeführten metrischen Äquivalente für die Bonitätsstufen.

Bonität	standardisierter metrischer Wert für Bonität				
	Fichte	Kiefer	Lärche	Buche	Eiche
-2,0	9,5	0,0	51,2	27,4	n.s.
-1,5	2,6	5,2	17,1	0,0	2,6
-1,0	0,0	7,1	22,8	10,2	7,7
-0,5	8,2	5,8	4,6	22,5	7,4
0,0	13,9	11,5	0,0	4,9	0,0
0,5	11,7	18,4	3,9	10,6	8,8
1,0	16,9	28,3	13,2	23,0	24,8
1,5	26,0	37,7	19,4	27,4	27,5
2,0	41,6	49,3	36,3	31,8	36,5
2,5	57,3	57,9	46,6	34,9	54,8
3,0	73,2	62,0	52,6	54,7	70,8
3,5	83,7	74,2	70,5	70,6	75,0
4,0	92,9	76,8	97,8	88,3	85,9
4,5	100,0	73,9	100,0	100,0	100,0
5,0	85,5	100,0	n.s.	87,2	n.s.

Tabelle 18: Skalierte und standardisierte Werte für die Variable Bonität. (n.s.: der Koeffizient der entsprechenden Z-Variable in der Regressionsgleichung war nicht signifikant).

Um auch für Zwischenbonitäten solche metrischen Werte zu erhalten, wurde für jede Baumart ein Polynom dritten Grades als Ausgleichsfunktion angepasst (Abbildungen 53 bis 57). Der Verlauf der Ausgleichskurven zeigt eine Erhöhung der Skalenwerte bei Verschlechterung der Bonität. Dies deckt sich mit der Zunahme der relativen Zuwachsdifferenz für schlechtere Bonitäten, wie sie in den Abbildungen 37 bis 41 für die einfachen Regressionsmodelle darge-

stellt wurde¹, die als Erklärungsvariable die Bonität auf ordinalem Skalenniveau beinhalten. Deutlicher tritt nun hervor, dass bei sehr guten Bonitäten die Skalenwerte auf einer Ebene liegen oder sogar wieder leicht ansteigen. Es ist also am oberen Rand der Bonitätsskala kaum ein Einfluss auf die relative Zuwachsdifferenz erkennbar.

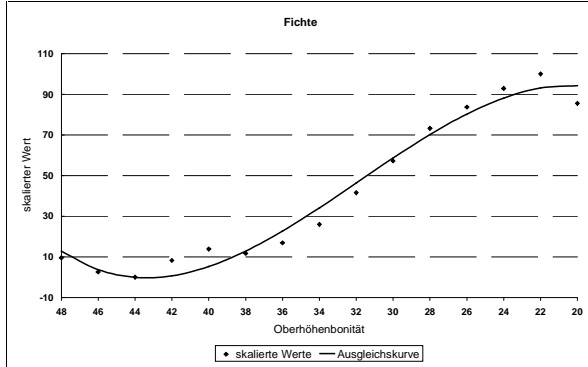


Abbildung 53: Standardisierte metrische Skala der Variablen Bonität für die Baumart Fichte. Ausgeglichen mit der Funktion: $y = 5,2255 + 12,3927 * \text{Bonität} + 6,0842 * \text{Bonität}^2 - 0,9999 * \text{Bonität}^3$.

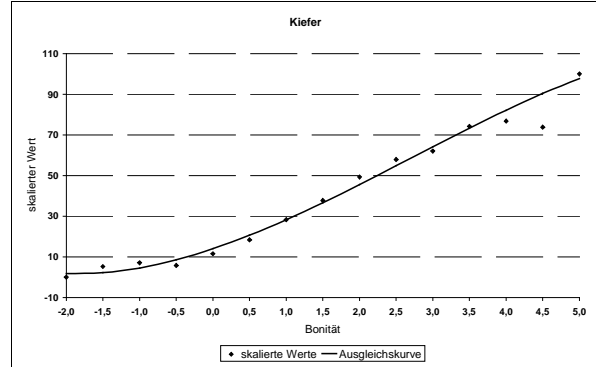


Abbildung 54: Standardisierte metrische Skala der Variablen Bonität für die Baumart Kiefer. Ausgeglichen mit der Funktion: $y = 13,9739 + 12,1616 * \text{Bonität} + 2,420 * \text{Bonität}^2 - 0,30 * \text{Bonität}^3$.

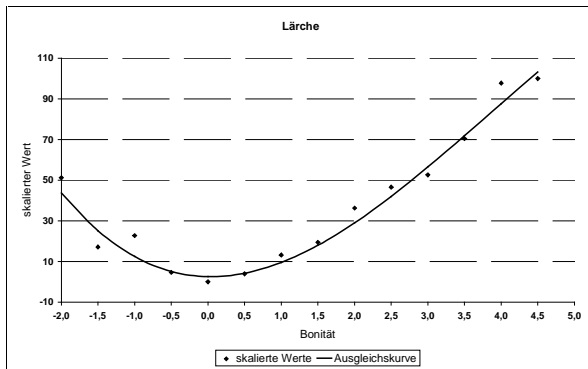


Abbildung 55: Standardisierte metrische Skala der Variablen Bonität für die Baumart Lärche. Ausgeglichen mit der Funktion: $y = 2,5040 - 0,7301 * \text{Bonität} + 8,4618 * \text{Bonität}^2 - 0,7393 * \text{Bonität}^3$.

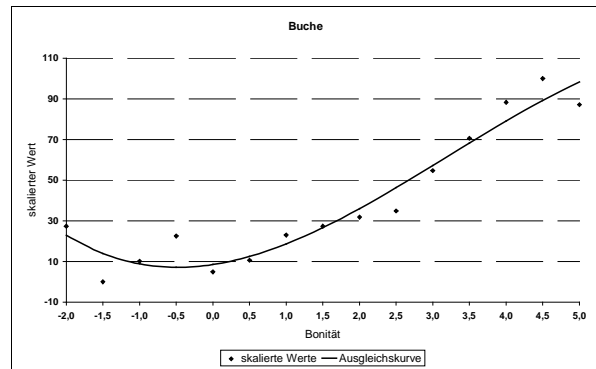


Abbildung 56: Standardisierte metrische Skala der Variablen Bonität für die Baumart Buche. Ausgeglichen mit der Funktion: $y = 8,4791 + 5,4653 * \text{Bonität} + 5,2276 * \text{Bonität}^2 - 0,5451 * \text{Bonität}^3$.

¹ Da die Werte auf den Ordinaten sich in den zu vergleichenden Abbildungen unterscheiden, können nur Aussagen über den Verlauf der Kurven, nicht über ihre absolute Höhe getroffen werden.

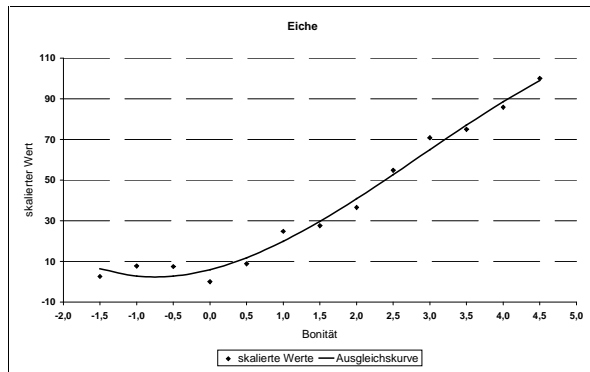


Abbildung 57: Standardisierte metrische Skala der Variable Bonität für die Baumart Eichen. Ausgeglichen mit der Funktion: $y = 5,8987 + 9,1914 * \text{Bonität} + 5,3791 * \text{Bonität}^2 - 0,6279 * \text{Bonität}^3$.

3.1.2.2.2 Baumartenanteil

Der bei der Inventur ermittelte Flächenanteil der betreffenden Baumart am Probekreis geht in die differenzierten Regressionsmodelle für Fichte und Buche ein. Die relative Zuwachsdifferenz sinkt konstant mit der Zunahme des Baumartenanteils (Abbildungen 58 und 59). Bäume in Reinbeständen dieser Baumarten zeigen demnach bei sonst gleichen Bedingungen eine geringere Abweichung zur Ertragstafelprognose als Bäume in gemischten Beständen. Bei der Baumart Fichte tritt dieser Effekt deutlicher als bei Buche zu Tage.

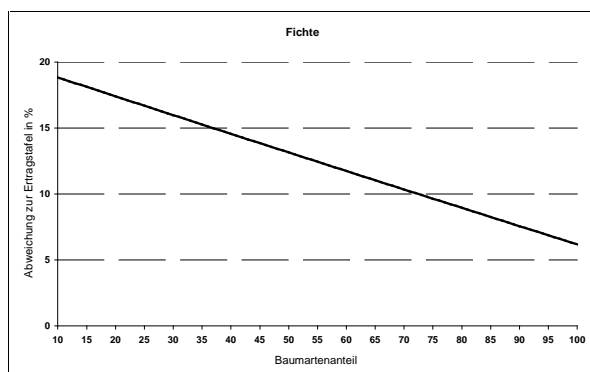


Abbildung 58: Abweichung zur Ertragstafel in Abhängigkeit vom Baumartenanteil bei konstanten übrigen Einflussfaktoren für die Baumart Fichte

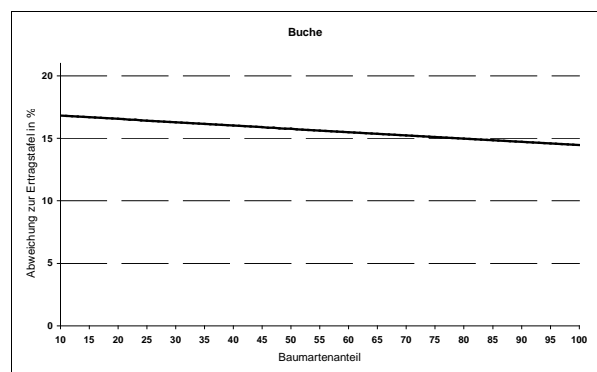


Abbildung 59: Abweichung zur Ertragstafel in Abhängigkeit vom Baumartenanteil bei konstanten übrigen Einflussfaktoren für die Baumart Buche

3.1.2.2.3 Hangneigung

Die Neigung am Probekreis ist signifikanter Einflussfaktor für die Modelle der Baumarten Fichte und Tanne¹. Beiden Baumarten gemeinsam ist eine Abnahme der relativen Zuwachsdifferenz mit stärkerer Neigung der Probekreise. Während Fichtenbestände auf leicht geneigtem Hängen die höchste Zuwachsdifferenz aufweisen, lässt sich dies in Tannenbeständen auf ebenen Flächen feststellen (Abbildungen 60 und 61).

¹ Als Variable wurde die bei der Erstaufnahme gemessene Hangneigung verwendet, nicht die Hangneigung aus dem digitalen Geländemodell.

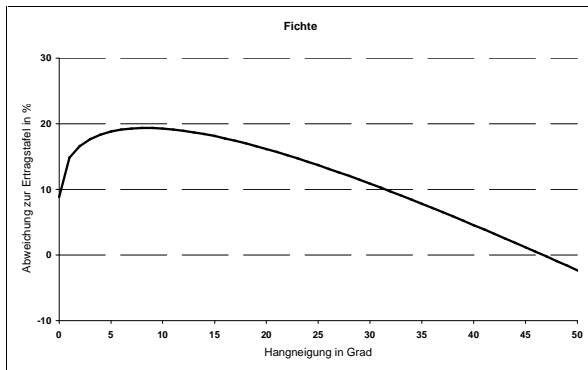


Abbildung 60: Abweichung zur Ertragstafel in Abhängigkeit von der Hangneigung bei konstanten übrigen Einflussfaktoren für die Baumart Fichte

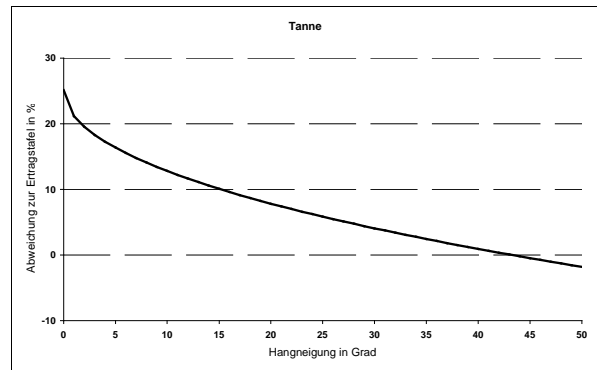


Abbildung 61: Abweichung zur Ertragstafel in Abhängigkeit von der Hangneigung bei konstanten übrigen Einflussfaktoren für die Baumart Tanne

3.1.2.2.4 Stickstoffdeposition

Die Stickstoffdeposition zeigt nur für Buchen- und Eichenbestände signifikanten Einfluss auf die Zuwachsdifferenz zur Ertragstafel. Ihre Wirkungsweise ist für die beiden Baumarten gleichgerichtet (Abbildungen 62 und 63). Die Zuwachsdifferenz sinkt mit zunehmendem Stickstoffeintrag. Für die Baumart Buche ist ab einer jährlichen Stickstoffdeposition von etwa 30 kg/ha keine weitere Verminderung der Zuwachsdifferenz festzustellen. Für Eichenbestände zeigt das Modell im Gegensatz dazu eine stetige lineare Abnahme der abhängigen Variable mit steigender Stickstoffdeposition. Betrachtet man die Häufigkeitsverteilung der Eintragsmenge für die beiden Baumarten (Abbildung 64), so wird deutlich, dass es Eichen an Stichprobenpunkten mit einer jährlichen Stickstoffdeposition von über 30 kg/ha nur in Ausnahmefällen gibt. Die unterschiedliche Transformation der Variablen in den beiden Modellen für Buche und Eiche könnte ihre Ursache deshalb in der regionalen Verteilung der beiden Baumarten haben.

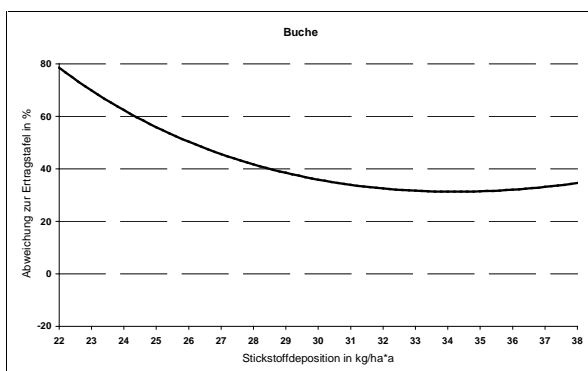


Abbildung 62: Abweichung zur Ertragstafel in Abhängigkeit von der Stickstoffdeposition bei konstanten übrigen Einflussfaktoren für die Baumart Buche

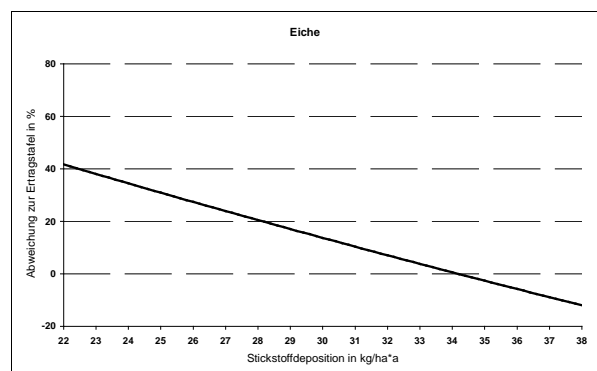


Abbildung 63: Abweichung zur Ertragstafel in Abhängigkeit von der Stickstoffdeposition bei konstanten übrigen Einflussfaktoren für die Baumart Eiche

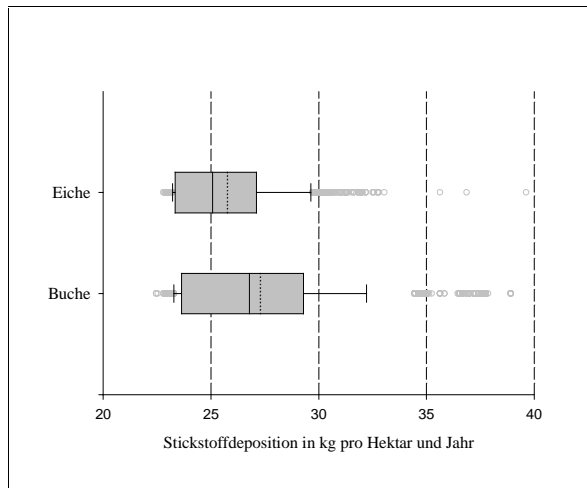


Abbildung 64: Verteilung der Stickstoffdeposition an Probekreisen mit den Baumarten Buche und Eiche. Die durchgezogene Linie kennzeichnet den Mittelwert, die gepunktete den Median.

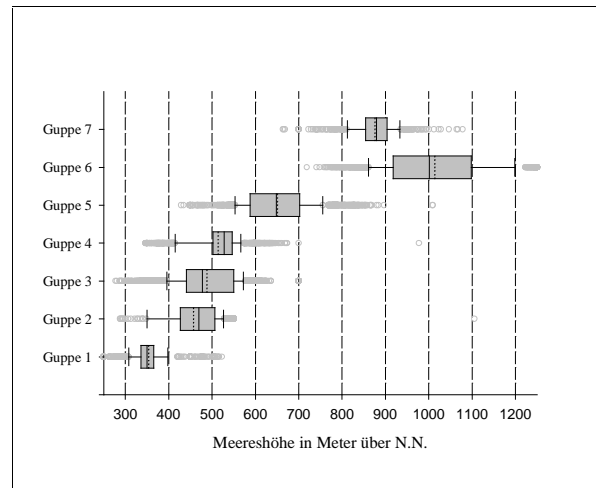


Abbildung 65: Verteilung der Variable Meereshöhe in den verschiedenen Klimagruppen

3.1.2.3 Standortmodelle

Die Standortmodelle unterscheiden sich in der Zusammensetzung ihrer Erklärungsvariablen von den bisher besprochenen Modellen. Durch sie wird die Abhängigkeit der relativen Zuwachsdifferenz von regionalen und lokalen Standortfaktoren unter Berücksichtigung der Faktoren Bestandesalter und –dichte beschrieben. Die Bonität wird in dieser Modellform nicht als Erklärungsvariable verwendet, da sie Ausdruck des Standortes ist. An ihre Stelle treten die Variablen aus der Standortkartierung und die aus der Kontrastcodierung nach den Klimagruppen erzeugten Z-Variablen.

Die Meereshöhe an den Stichprobenpunkten ist korreliert mit der Zuordnung der Punkte zu den verschiedenen Klimagruppen (Abbildung 65). Beide Einflussfaktoren sind also nicht unabhängig voneinander. Der in den einfachen und differenzierten Regressionsmodellen festgestellte Einfluss des Geländereiefs auf die Zuwachsdifferenz dürfte zu einem großen Teil auf die Unterschiede in den klimatischen Verhältnissen auf verschiedenen Höhenlagen oder an Hängen zurückzuführen sein. Meereshöhe und Hangneigung wurden demnach nicht in die Standortmodelle aufgenommen, um die Multikollinearität des Modells zu vermeiden (2.2.3.3). Die Funktionsgleichungen der Modelle sind in Tabelle 19 zusammengefasst.

Modell		Einflussvariablen																
		Alter (1)		Alter (2)		Bestockungsgrad		Baumartenanteil		Stickstoffdeposition (1)		Stickstoffdeposition (2)						
Baumart	korrigiertes r^2	Konstante	Koeffizient	Transformation	Signifikanz	Koeffizient	Transformation	Signifikanz	Koeffizient	Transformation	Signifikanz	Koeffizient	Transformation	Signifikanz	Koeffizient	Transformation	Signifikanz	
Fichte	0,61	6,34377	3,2933E-03	x	0,000	-0,24591	$x^{0,5}$	0,000	7,9437E-02	x	0,000	-5,7243E-04	x	0,000				
Kiefer	0,45	5,11058	1,4703E-03	x	0,000		$x^{0,5}$	0,001	0,42100		0,000							
Tanne	0,44	7,10732			0,000	-0,32118	$x^{0,5}$	0,000	0,21340	ln(x)	0,000							
Lärche	0,56	5,10680	1,7816E-03	x	0,079		$x^{1,5}$	0,008	0,59995		0,000							
Buche	0,46	15,60117	2,0452E-03	x	0,000	-1,99785	$x^{0,1}$	0,000	0,17059	ln(x)	0,000	-5,2708E-04	x	0,000	0,22811	x	0,000	-2,55595
Eiche	0,30	6,08024	7,0587E-04	x	0,010	-0,11162	$x^{0,5}$	0,000	0,46417	$x^{0,5}$	0,000				-1,0824E-02	x	0,000	

Modell		Z-Variablen zur Kodierung der Klimagruppen																	
		Standortsziffer 1 'Substrat'		Standortsziffer 2 'Besondere Standortmerkmale'		Standortsziffer 3 'Wasserhaushalt'		Standortsziffer 4 'Substrat'		Standortsziffer 5 'Besondere Standortmerkmale'		Standortsziffer 6 'Wasserhaushalt'							
Baumart	korrigiertes r^2	Koeffizient	Transformation	Signifikanz	Koeffizient	Transformation	Signifikanz	Koeffizient	Transformation	Signifikanz	Koeffizient	Transformation	Signifikanz						
Fichte	6,7909E-04	x'	0,000	1,0648E-03	x'	0,000	2,3030E-04	x'	0,001	-5,4985E-03	0,000	-2,2546E-02	0,000	-4,5050E-02	0,000	6,8372E-02	0,000	2,5091E-02	0,000
Kiefer	2,9054E-04	x'	0,000	7,5025E-04	x'	0,000	1,3445E-03	x'	0,000	-3,7904E-03	0,000	9,5462E-03	0,000	-2,5098E-02	0,000	-1,8676E-02	0,000		
Tanne												3,0023E-02	0,003	-3,4723E-02	0,009	-5,8467E-02	0,000	0,11254	0,000
Lärche														-7,4190E-02	0,018	0,16922	0,000		
Buche	8,2723E-04	x'	0,000	4,8603E-04	x'	0,000	2,7751E-04	x'	0,001	-5,7044E-03	0,000			1,0690E-02	0,014	1,7790E-02	0,010		
Eiche																		4,3239E-02	0,025

Tabelle 19: Funktionsgleichungen für die Standortmodelle (Aufbau vgl . Kapitel 3.1.2.1)

3.1.2.3.1 Skalierung der Standortvariablen für die Standortmodelle

Die Variablen aus der Standortkartierung wurden anhand von Modellen skaliert, die die in den differenzierten Regressionsmodellen verwendeten Erklärungsvariablen mit Ausnahme von Bonität, Meereshöhe und Hangneigung enthalten. Die Standortziffer 4 ‚Ausgangsgestein‘ wurde in ihrem Skalenniveau nicht angehoben, da sie in ihren Ausprägungen nicht unabhängig von den Klimagruppen ist und deshalb nicht in die Modelle eingehen sollte. Der Vorgang der Skalierung wurde, getrennt nach Baumarten, wie für die Bonität (Kapitel 3.1.2.2.1) und in Kapitel 2.4.1 beschrieben durchgeführt. Im Folgenden sind jene Skalen von Standortsziffern wiedergegeben, die sich in den Standortmodellen letztlich als signifikante Einflussgrößen erwiesen haben.

3.1.2.3.1.1 Substrattyp

Fichtenbestände zeigen die größten Differenzen zur Ertragstafelprognose auf Böden mit Tonfraktion (Ausprägungen 4, 5 und 8 in Tabelle 20). Sandiges Substrat und Moorböden finden sich am Ende der Skala. Auch für die Baumart Kiefer bewirkt tonhaltiges Substrat eine relativ hohe Zuwachsdifferenz (Tabelle 21). Im Gegensatz zu Fichten weisen aber Böden mit Sandanteil (Ausprägungen 0, 1, 6 und 7) für Kiefern höhere Skalenwerte auf (Abbildung 66). Die geringste Zuwachsdifferenz ist auf lehmigen Böden zu beobachten (Ausprägungen 2 und 8). Die Skala für Buchen bietet ein uneinheitliches Bild (Tabelle 22). Wie bei den Fichten und Kiefern liegen aber auch für Buchen die höchsten Skalenwerte tendenziell auf Böden mit toniger Komponente (Ausprägungen 4 und 8).

Substrattyp		
Fichte		
Ausprägung	Beschreibung	skaliertes Wert
8	Schichtlehm	100,0
4	Tonlehm, milder Ton	89,7
5	strenger Ton	59,9
3	Feinlehm	56,8
1	lehmiger Sand, sandiger Lehm	51,3
6	Decksand und -lehm	44,9
2	Lehm	40,9
0	Sand, Kies, Geröll	11,9
9	Moor	8,9
7	Schichtsand	0,0

Tabelle 20: Skalierte Werte der Standortsziffer 1, ‚Substrat‘ für das Standortmodell der Baumart Fichte

Substrattyp Kiefer		
Ausprägung	Beschreibung	skalierter Wert
0	Sand, Kies, Geröll	100,0
4	Tonlehm, milder Ton	94,5
5	strenger Ton	90,5
6	Decksand und –lehm	83,7
3	Feinlehm	50,8
7	Schichtsand	49,9
1	lehmiger Sand, sandiger Lehm	46,1
2	Lehm	44,2
8	Schichtlehm	0,0
9	Moor (n.s.)	0,0

Tabelle 21: Skalierte Werte der Standortsziffer 1, Substrat' für das Standortmodell der Baumart Kiefer. (n.s.) = der Koeffizient der entsprechenden Z-Variable im Skalierungsmodell ist nicht signifikant)

Substrattyp Buche		
Ausprägung	Beschreibung	skalierter Wert
8	Schichtlehm	100,0
0	Sand, Kies, Geröll	75,7
7	Schichtsand	70,0
4	Tonlehm, milder Ton	61,6
2	Lehm	59,0
1	lehmiger Sand, sandiger Lehm	54,2
3	Feinlehm	37,6
5	strenger Ton	0,0
6	Decksand und –lehm (n.s.)	0,0
9	Moor (n.s.)	0,0

Tabelle 22: Skalierte Werte der Standortsziffer 1, Substrat' für das Standortmodell der Baumart Buche. (n.s.) = der Koeffizient der entsprechenden Z-Variable im Skalierungsmodell ist nicht signifikant)

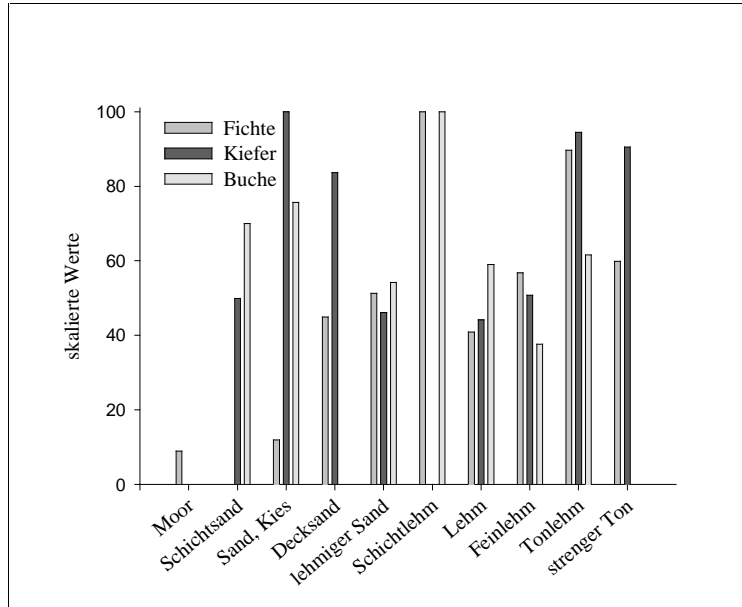


Abbildung 66: Vergleich der Skalenwerte der Standortsziffer 1 ‚Substrat‘ für die Baumarten Fichte, Kiefer und Buche im Standortmodell

3.1.2.3.1.2 Besondere Standortmerkmale

Die Skalen für die Standortsziffer 2 ‚besondere Standortmerkmale‘ sind sich für die Baumarten Fichte und Kiefer sehr ähnlich (Tabellen 23 und 24, Abbildung 67). Über der mit normal bezeichneten Ausprägung 0 liegen für beide Baumarten kalkhaltige Böden (Ausprägungen 4 und 5) sowie humus- und nährstoffreiche Böden. Am Ende der Skala steht sowohl für Fichten als auch für Kiefern die Ausprägung 8 (Hanglage). Die Skala für besondere Standortmerkmale wird bei der Baumart Buche nach oben von Ausprägung 2 (nährstoffreich), nach unten von Ausprägung 3 (nährstoffarm) begrenzt (Tabelle 25). Wie für Fichten und Kiefern liegt der Skalenwert für Hanglage unter dem für die Ausprägung 0 (normal).

Besondere Standortmerkmale		
Fichte		
Ausprägung	Beschreibung	skaliertes Wert
5	Kalk tiefer als 50 cm	100,0
1	nährstoffarm, podsoliert	89,1
6	tongründig	64,1
2	nährstoffreich	61,4
4	Kalk oberhalb 50 cm	58,1
3	humusreich	32,1
0	normal	25,8
7	Verdichtung im Unterboden	0,7
8	Hanglage	0,0
9	anmoorig (n.s.)	0,0

Tabelle 23: Skalierte Werte der Standortsziffer 2 ‚besondere Standortmerkmale‘ für das Standortmodell der Baumart Fichte. (n.s.) = der Koeffizient der entsprechenden Z-Variable im Skalierungsmodell ist nicht signifikant)

Besondere Standortmerkmale		
Kiefer		
Ausprägung	Beschreibung	skaliertes Wert
6	tongründig	100,0
5	Kalk tiefer als 50 cm	97,3
1	nährstoffarm, podsoliert	87,6
4	Kalk oberhalb 50 cm	74,3
2	nährstoffreich	64,2
3	humusreich	60,7
0	normal	51,7
7	Verdichtung im Unterboden	39,5
8	Hanglage	0,0
9	anmoorig (n.s.)	0,0

Tabelle 24: Skalierte Werte der Standortsziffer 2 ‚besondere Standortmerkmale‘ für das Standortmodell der Baumart Kiefer. (n.s.) = der Koeffizient der entsprechenden Z-Variable im Skalierungsmodell ist nicht signifikant)

Besondere Standortmerkmale		
Buche		
Ausprägung	Beschreibung	skaliertes Wert
2	nährstoffreich	100,0
0	normal	46,3
8	Hanglage	39,7
4	Kalk oberhalb 50 cm	10,0
1	nährstoffarm, podsoliert	0,0
3	humusreich (n.s.)	0,0
5	Kalk tiefer als 50 cm (n.s.)	0,0
7	Verdichtung im Unterboden (n.s.)	0,0
6	tongründig (n.s.)	0,0
9	anmoorig (n.s.)	0,0

Tabelle 25: Skalierte Werte der Standortsziffer 2 ‚besondere Standortmerkmale‘ für das Standortmodell der Baumart Buche. (n.s.) = der Koeffizient der entsprechenden Z-Variable im Skalierungsmodell ist nicht signifikant)

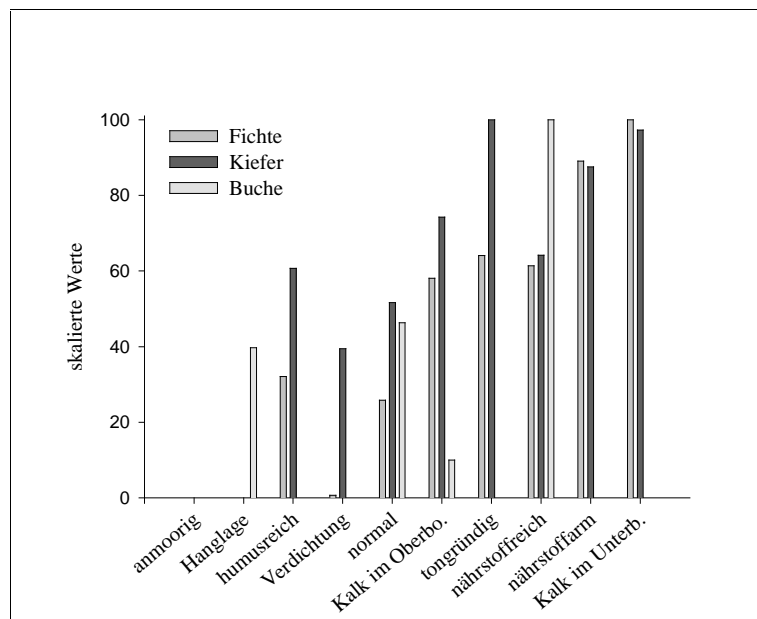


Abbildung 67: Vergleich der Skalenwerte der Standortsziffer 2 ‚besondere Standortmerkmale‘ für die Baumarten Fichte, Kiefer und Buche im Standortmodell

3.1.2.3.1.3 Wasserhaushalt

Wie bei den ‚besonderen Standortmerkmalen‘ weisen die Skalen des Wasserhaushalts für Fichten und Kiefern eine hohe Ähnlichkeit auf (Tabellen 26 und 27, Abbildung 68). Die größten relativen Zuwachsdifferenzen herrschen auf trockenen und wecheltrockenen Böden (Ausprägungen 0, 1 und 6). Für beide Baumarten ist die Zuwachsdifferenz auf frischen und wechselfeuchten Böden (Ausprägungen 4, 5 und 7) relativ gering. Auch bei den Skalen für

die Baumarten Buche und Eiche (Tabelle 28 und 29) stehen Standorte am Ende der Skala, an denen der Wasserhaushalt als frisch angesprochen wurde. Die größten Zuwachsdifferenzen werden sowohl für Buchen als auch für Eichen auf mäßig trockenen und wechselfeuchten Böden beobachtet.

Zusammenfassend lässt sich sagen, dass schlechte Wasserverfügbarkeit am Standort für die Baumarten Fichte, Kiefer, Buche und Eiche einen hohen Skalenwert nach sich zieht. Hier kann eine Parallele zur Zunahme der relativen Zuwachsdifferenz mit Verschlechterung der Bonität gezogen werden.

Wasserhaushalt Fichte		
Ausprägung	Beschreibung	skaliertes Wert
0	trocken	100,0
1	mäßig trocken, grundwechselfeucht	91,9
6	(mäßig) wechselfeucht	87,5
3	mäßig frisch bis frisch	53,3
8	(stark) wechselfeucht	52,2
9	feucht, (stau)nass, quellnass	50,4
2	mäßig frisch, grundfrisch, hangfrisch	45,7
7	schwach wechselfeucht, mäßig wechselfeucht	43,9
4	frisch, hangfrisch, (mäßig) grundfeucht	11,8
5	hangwasserzünftig, quellfrisch	0,0

Tabelle 26: Skalierte Werte der Standortsziffer 3 ‚Wasserhaushalt‘ für das Standortmodell der Baumart Fichte

Wasserhaushalt Kiefer		
Ausprägung	Beschreibung	skalierter Wert
0	trocken	100,0
6	(mäßig) wechsell trocken	99,2
1	mäßig trocken, grundwechsell trocken	80,6
3	mäßig frisch bis frisch	49,3
2	mäßig frisch, grundfrisch, hangfrisch	47,5
9	feucht, (stau)nass, quellnass	43,9
8	(stark) wechselfeucht	38,0
4	frisch, hangfrisch, (mäßig) grundfeucht	34,8
7	schwach wechselfeucht, mäßig wechselfeucht	33,2
5	hangwasserzügig, quellfrisch	0,0

Tabelle 27: Skalierete Werte der Standortsziffer 3 ‚Wasserhaushalt‘ für das Standortmodell der Baumart Kiefer

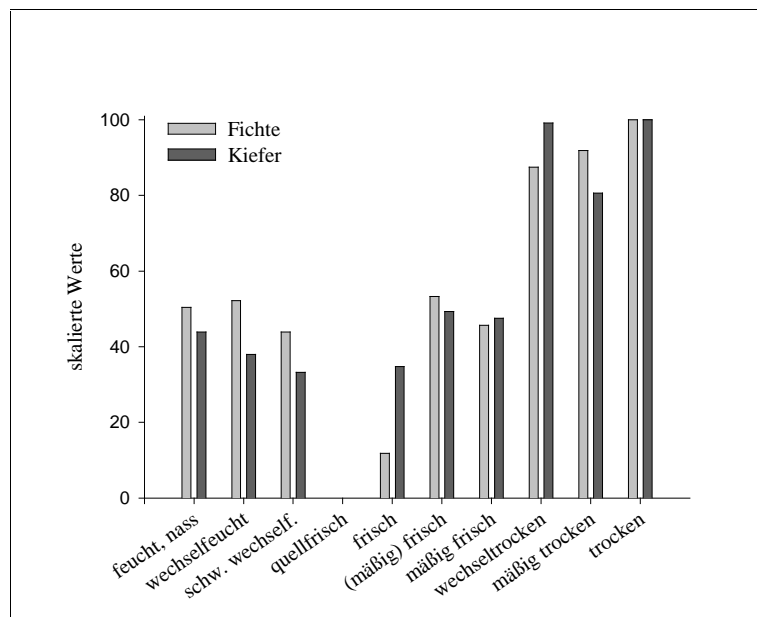


Abbildung 68: Vergleich der Skalenwerte der Standortsziffer 3, ‚Wasserhaushalt‘ für die Baumarten Fichte und Kiefer im Standortmodell

Wasserhaushalt Buche		
Ausprägung	Beschreibung	skalierter Wert
7	schwach wechselfeucht, mäßig wechselfeucht	100,0
1	mäßig trocken, grundwechsel-trocken	88,6
2	mäßig trocken, grundwechsel-trocken	75,6
3	mäßig frisch bis frisch	19,1
4	frisch, hangfrisch, (mäßig) grund-feucht	0,0
0	trocken (n.s.)	0,0
5	hangwasserzügig, quellfrisch (n.s.)	0,0
6	(mäßig) wechselfeucht (n.s.)	0,0
8	(stark) wechselfeucht (n.s.)	0,0
9	feucht, (stau)nass, quellnass (n.s.)	0,0

Tabelle 28: Skalierte Werte der Standortsziffer 3 ‚Wasserhaushalt‘ für das Standortmodell der Baumart Buche. (n.s.) = der Koeffizient der entsprechenden Z-Variable im Skalierungsmodell ist nicht signifikant)

Wasserhaushalt Eiche		
Ausprägung	Beschreibung	skalierter Wert
1	mäßig trocken, grundwechsel-trocken	100,0
7	schwach wechselfeucht, mäßig wechselfeucht	43,2
2	mäßig trocken, grundwechsel-trocken	36,1
3	mäßig frisch bis frisch	29,9
4	frisch, hangfrisch, (mäßig) grund-feucht	0,0
0	trocken (n.s.)	0,0
5	hangwasserzügig, quellfrisch (n.s.)	0,0
6	(mäßig) wechselfeucht (n.s.)	0,0
8	(stark) wechselfeucht (n.s.)	0,0
9	feucht, (stau)nass, quellnass (n.s.)	0,0

Tabelle 29: Skalierte Werte der Standortsziffer 3 ‚Wasserhaushalt‘ für das Standortmodell der Baumart Eiche. (n.s.) = der Koeffizient der entsprechenden Z-Variable im Skalierungsmodell ist nicht signifikant)

3.1.2.3.2 Klimagruppen

Die sieben Klimagruppen wurden in die Standortmodelle als Z-Variablen Z1 ... Z6 eingeführt. Die Parameter für diese Variablen wurden nach der Methode der Kontrastkodierung ermittelt (Kapitel 2.2.4.2). Sie sind in Tabelle 30 aufgeführt. Die Signifikanz von Z-Variablen zeigt Unterschiede in der relativen Zuwachsdifferenz zwischen den verschieden kodierten Klimagruppen auf. Aus ihren Regressionskoeffizienten (Tabelle 19) lassen sich diese Unterschiede quantifizieren.

Klima- gruppe	Beschreibung	Z-Variablen					
		Z1	Z2	Z3	Z4	Z5	Z6
1	gemäßigt subkontinental mit ozeanischem Einschlag	-4	-2	0	0	0	0
2	gemäßigt subkontinental, mäßig feucht	-4	1	-1	0	0	0
3	gemäßigt subkontinental, mäßig warm, mäßig feucht	-4	1	1	0	0	0
4	gemäßigt subkontinental, mäßig warm, feucht	3	0	0	-1	-1	0
5	boreal-montane Klimatönung	3	0	0	-1	1	0
6	boreal-montane Klimatönung, sehr kurze Vegetationsperiode	3	0	0	1	0	-1
7	gebirgsatlantische Klimatönung	3	0	0	1	0	1

Tabelle 30: Parameter der Z-Variablen für die Kontrastkodierung der Klimagruppen

3.1.2.4 Klimagruppenmodelle

In den Klimagruppenmodellen sollte den unterschiedlichen Wuchsbedingungen der Klimagruppen über das in den Standortmodellen berücksichtigte Maß hinaus Rechnung getragen werden. Für diese Modellform wurden Daten von Klimagruppen zusammengefasst, die sich nach den Ergebnissen der Standortmodelle nicht in ihrem Zuwachsverhalten unterscheiden (Tabelle 31).

Klimagruppe		Baumart					
		Fichte	Kiefer	Tanne	Lärche	Buche	Eiche
1	ozeanischer Einschlag						
2	mäßig feucht						
3	mäßig warm, mäßig feucht						
4	mäßig warm, feucht						
5	boreal-montan						
6	boreal-montan, sehr kurze Vegetationsper.						
7	gebirgsatlantisch						

Tabelle 31: Zusammenstellung von Klimagruppen für die eigene Modelle formuliert wurden. Bei signifikanten Unterschieden zwischen Klimagruppen aus den Standortmodellen sind die Felder für die entsprechende Baumart durch eine gestrichelte Linie getrennt. Grau hinterlegte Felder bedeuten, dass an Probekreisen dieser Klimagruppe die Baumart nicht gefunden wurde.

Für jede dieser Gruppen wurde ein Regressionsmodell formuliert. Als erklärende Größen dienten sowohl die Variablen aus der Standortkartierung als auch die für die differenzierten Regressionsmodelle skalierte Variable Bonität. Da beide Größen die Standortqualität beschreiben, wurden die Standortvariablen neu an Modellen skaliert, die neben den in Kapitel 3.1.2.2.1 beschriebenen Variablen auch die Bonität beinhalten. Als Ergebnis entstanden Skalen für Standortvariablen, die standörtlich bedingte Unterschiede der relativen Zuwachsdifferenz innerhalb der gleichen Bonitätsstufe beschreiben. Da die klimatischen Verhältnisse und das Relief für die einzelnen Gruppen als unabhängig voneinander angenommen werden können, war es möglich, die Variablen Meereshöhe und Hangneigung als Erklärungsvariablen in die Modelle einzufügen. Die Transformationen der Variablen mit Bezug zur Bestandesstruktur, also Alter, Bestockungsgrad und Baumartenanteil, wurden aus den differenzierten Modellen übernommen und auch dann im Modell belassen, wenn die Irrtumswahrscheinlichkeit beim Test des Regressionskoeffizienten über den Wert 0,1 stieg. Für die Variablen Meereshöhe, Hangneigung und Stickstoffeintrag, deren Verteilung sich zwischen den Klimagruppen unterscheidet (Abbildungen 65, 69 und 70), wurde durch schrittweise Selektion nach geeigneten Transformationen im entsprechenden Modell gesucht. In Tabelle 32 sind die Funktionsgleichungen der Klimagruppenmodelle zusammengefasst¹.

¹ Für die Straten Fichte Klimagruppe 1, Kiefer Klimagruppen 4 und 5, Buche Klimagruppen 6 und 7, Eiche Klimagruppe 4, sowie für Tanne und Lärche in allen Klimagruppen war es aufgrund zu geringer Datenmenge nicht möglich, Klimagruppenmodelle zu parametrisieren.

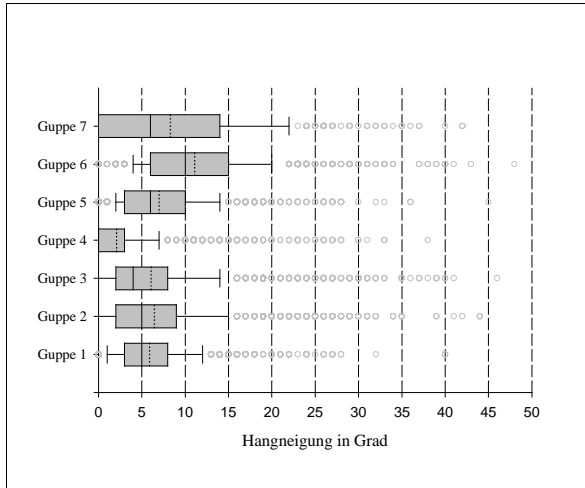


Abbildung 69: Verteilung der Variable Hangneigung in den verschiedenen Klimagruppen

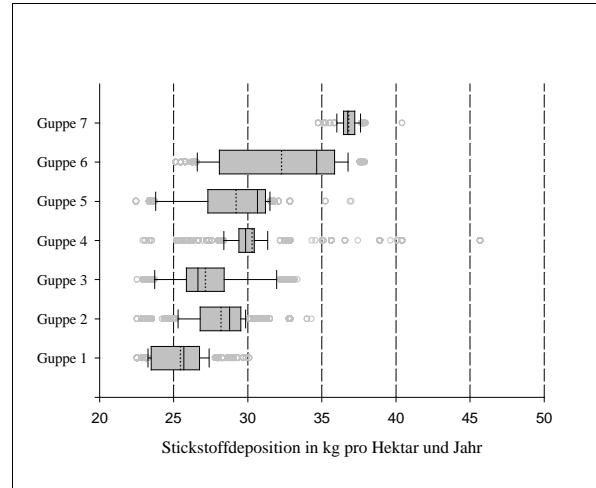


Abbildung 70: Verteilung der Variable Stickstoffdeposition in den verschiedenen Klimagruppen

Die Variable Meereshöhe ist für die Baumarten Fichte und Buche in den Modellen für die Klimagruppen 5 und 6 signifikant. Der Großteil der Stichprobenpunkte dieser Gruppen, die boreal-montane Klimatönung repräsentieren, liegt in Höhenlagen über 600 m N.N. (Abbildung 65). Wie schon in der Analyse der Wirkungsweise in Kapitel 3.1.2.1.4 beschrieben, beginnt ein spürbarer Einfluss der Meereshöhe für Fichten und Buchen auf die Zuwachsdifferenz erst bei solchen Höhenlagen. Auch die Meereshöhen in der Klimagruppe 7, also an Stichprobenpunkten unter dem Einfluss von gebirgsatlantischer Klimatönung, liegen über 600 m N.N.. In Abbildung 65 ist jedoch zu sehen, dass die Höhen hier nur eine geringe Spreitung aufweisen, wodurch wohl die fehlende Signifikanz der Variablen im Gruppenmodell für die Baumart Fichte zu erklären ist. Für die Baumart Kiefer geht die Variable Meereshöhe auch in die Modelle für die Klimagruppen 2 und 3 ein, deren Höhenlage zwischen 300 und 600 m N.N. schwankt (Abbildung 65). Wie in Kapitel 3.1.2.1.4 beschrieben, zeigt sich eine Abnahme der relativen Zuwachsdifferenz für diese Baumart aus dem differenzierten Regressionsmodell bereits in solchen Höhenlagen. Der in Kapitel 3.1.2.2.4 dargelegte Einfluss der Stickstoffdeposition auf die relative Zuwachsdifferenz für die Baumarten Buche ist im Modell für die Klimagruppe 4 nicht signifikant. Aus Abbildung 70 wird ersichtlich, dass die Spanne der Depositionswerte in dieser Gruppe gering ist und viele Stichprobenpunkte jährliche Einträge über 30 kg/ha aufweisen. Die Depositionen haben also eine Höhe, für die nach den Ergebnissen der differenzierten Regressionsmodelle kein Einfluss auf die Zuwachsdifferenz für die Baumart Buche festgestellt werden konnte.

Modell		Einflussvariablen																				
		Klimagruppe	mit Abweichungsquadrat der Residuen r^2	Konstante	Alter*Bestockungsgrad		Alter (1)		Alter (2)		Bestockungsgrad		Baumartenanteil		Bonität (metrisch)							
Baumart				Koeffizient	Trans-formation	Signifikanz	Koeffizient	Trans-formation	Signifikanz	Koeffizient	Trans-formation	Signifikanz	Koeffizient	Trans-formation	Signifikanz	Koeffizient	Trans-formation	Signifikanz				
Fichte	2, 3	0,68	6,5063	3,3925E-03	x	0,000	2,1943E-02	x	0,000	-0,33387	x ^{0,5}	0,000	0,13283	x	0,000	-6,9540E-04	x	0,000	2,1111E-03	x'	0,000	
Fichte	4	0,70	6,9807	2,8450E-03	x	0,000	2,4971E-02	x	0,000	-0,38403	x ^{0,5}	0,000	0,17180	x	0,000	-5,7785E-04	x	0,000	2,6382E-03	x'	0,000	
Fichte	5	0,60	6,9703	4,8702E-04	x	0,315	2,4383E-02	x	0,000	-0,34673	x ^{0,5}	0,000	8,3462E-02	x	0,024	-6,1073E-04	x	0,000	3,1249E-03	x'	0,000	
Fichte	6	0,69	6,7797	3,6291E-03	x	0,000	1,9222E-02	x	0,000	-0,32186	x ^{0,5}	0,000	9,2668E-02	x	0,002	-6,1841E-04	x	0,000	1,9893E-03	x'	0,000	
Fichte	7	0,71	7,2899	4,5058E-03	x	0,000	2,6181E-02	x	0,000	-0,44645	x ^{0,5}	0,000	5,6900E-02	x	0,000	-4,1005E-04	x	0,000	1,7448E-03	x'	0,000	
Kiefer	1	0,48	5,1366	5,9966E-04	x	0,000	-5,4879E-03	x ^{0,5}	0,000			0,000	0,49540	x ^{0,5}	0,000				4,8218E-03	x'	0,000	
Kiefer	2	0,60	5,1600	9,7621E-04	x	0,000	2,8473E-03	x ^{0,5}	0,000			0,000	0,55060	x ^{0,5}	0,000				5,4633E-03	x'	0,000	
Kiefer	3	0,50	5,2123	1,1560E-03	x	0,000	-1,4779E-02	x ^{0,5}	0,000			0,000	0,51790	x ^{0,5}	0,000				4,3580E-03	x'	0,000	
Buche	1	0,46	28,8318	1,3402E-03	x	0,002	4,8845E-03	x	0,000	-2,58916	x ^{0,1}	0,000	0,24601	ln(x)	0,000	-3,6495E-04	x	0,186	3,0059E-03	x'	0,000	
Buche	2	0,39	8,8940	2,0640E-03	x	0,000	1,4076E-03	x	0,273	-1,19198	x ^{0,1}	0,027	0,17073	ln(x)	0,000	-7,0992E-05	x	0,751	2,4870E-03	x'	0,000	
Buche	3	0,49	10,4416	1,4208E-03	x	0,000	5,0719E-03	x	0,000	-2,77202	x ^{0,1}	0,000	0,22398	ln(x)	0,000	-1,2473E-03	x	0,000	3,2380E-03	x'	0,000	
Buche	4	0,44	9,3864	2,1520E-04	x	0,707	5,3224E-03	x	0,001	-2,78828	x ^{0,1}	0,000	0,27251	ln(x)	0,000				2,4905E-03	x'	0,000	
Buche	5	0,49	31,7040	1,4792E-03	x	0,004	3,8158E-03	x	0,007	-2,39450	x ^{0,1}	0,000	0,21723	ln(x)	0,000	-1,4513E-03	x	0,000	3,4763E-03	x'	0,000	
Eiche	1, 2, 3	0,41	16,4570	5,5431E-04	x	0,029	4,4762E-03	x	0,000	-9,0718E-02	x ^{0,5}	0,000	0,53279	x ^{0,5}	0,000				3,4944E-03	x'	0,000	
Modell		Einflussvariablen																				
		Klimagruppe	Höhe über N.N.	Koeffizient	Trans-formation	Signifikanz	Neigung		Stickstoffdeposition (1)		Stickstoffdeposition (2)		Standortsziffer 1 'Substrat'		Standortsziffer 2 'Besondere Standortmerkmale'		Standortsziffer 4 'Ausgangsgestein'					
Baumart				Koeffizient	Trans-formation	Signifikanz	Koeffizient	Trans-formation	Signifikanz	Koeffizient	Trans-formation	Signifikanz	Koeffizient	Trans-formation	Signifikanz	Koeffizient	Trans-formation	Signifikanz				
Fichte	2, 3												7,8933E-04	x'	0,000	1,6137E-03	x'	0,000	6,8102E-04	x'	0,000	
Fichte	4			-1,2374E-02	x ^{0,5}	0,000	-2,0952E-03	x	0,000				5,3716E-04	x'	0,003	1,2848E-03	x'	0,000	6,9676E-04	x'	0,000	
Fichte	5			-3,9490E-10	x ³	0,000	-2,4837E-03	x	0,000													
Fichte	6			-1,1388E-10	x ³	0,000																
Fichte	7						-1,1387E-03	x	0,000													
Kiefer	1												6,0870E-04	x'	0,000	8,0633E-04	x'	0,000				
Kiefer	2			-6,3754E-04	x	0,000							9,8140E-04	x'	0,000	6,3320E-04	x'	0,000	7,4685E-04	x'	0,000	
Kiefer	3			-5,6454E-03	x ^{0,5}	0,000							1,3432E-03	x'	0,000	9,1506E-04	x'	0,000				
Buche	1						0,71962	x	0,000							9,5588E-04	x'	0,000				
Buche	2						-0,28047	x ^{0,5}	0,000							6,7159E-04	x'	0,000				
Buche	3						-0,15798	x ^{0,5}	0,000							9,2887E-04	x'	0,000				
Buche	4																					
Buche	5			-2,2806E-10	x ³	0,012	0,77559	x	0,000				3,5420E-03	x'	0,000							
Eiche	1, 2, 3						0,38842	x	0,000											6,5440E-04	x'	0,002

Tabelle 32: Funktionsgleichungen für Klimagruppenmodelle (Tabellenaufbau vgl. Kapitel 3.1.2.1)

3.1.2.4.1 Skalierung der Standortvariablen für die Klimagruppenmodelle

Im Folgenden werden die Skalen jener Standortvariablen beschrieben, die sich in wenigstens einem der Klimagruppenmodelle als signifikante Einflussfaktoren erwiesen haben. Bemerkenswert ist, dass es nicht gelang, Skalen für die Standortziffer 3 ‚Wasserhaushalt‘ zu bilden, die in eines der Modelle aufgenommen worden wären. Die Bonität¹ eines Bestandes wird offensichtlich in einem hohen Maß vom Wasserhaushalt bestimmt. Im Gegensatz zu den Standortmodellen wurden auch Skalen für die Standortziffer 4 ‚Ausgangsgestein‘ entwickelt, da die in Kapitel 3.1.2.3.1 beschriebene fehlende Unabhängigkeit der Variablen für die Klimagruppenmodelle nicht mehr zutrifft.

3.1.2.4.1.1 Substrattyp

In Fichtenbeständen zeigen sich die höchsten Skalenwerte und damit die größte Differenz zur Ertragstafel auf Böden mit hohem Lehmanteil (Ausprägungen 2, 3 und 8 in Tabelle 33). Mittlere Skalenwerte weisen Lehme mit einer sandigen Fraktion (Ausprägungen 1 und 6), sowie Tonböden (Ausprägungen 4 und 5) auf. Moorböden, Rohböden (Ausprägung 0) und Böden mit sehr hohem Sandanteil stehen am Ende der Skala. Ein Vergleich mit der entsprechenden Skala des Standortmodells (Tabelle 20) zeigt, dass dort lehmige Böden im Durchschnitt geringere Skalenwerte haben und in der Rangfolge hinter Böden mit Tonfraktion stehen.

In der Skala für die Baumart Kiefer heben sich deutlich Moorböden ab, auf denen bei sonst gleichen Bedingungen der geringste Zuwachs geleistet wird (Tabelle 34). Wie bei der Baumart Fichte sind für Kiefernbestände sandige Substrate (Ausprägungen 1, 7 und 0) dem Zuwachs weniger förderlich als Lehm- und Tonböden. Absolut werden aber für Böden mit sandiger Fraktion bei der Baumart Kiefer höhere Skalenwerte als bei Fichte erreicht (Abbildung 71).

Die Buche zeigt auf lehmigen Böden bei sonst gleichen Bedingungen die größten relativen Zuwachsdifferenzen (Tabelle 35). Wie bei der Baumart Fichte weist die Skala für solche Böden durchwegs höhere Werte auf als bei der vergleichbaren Skala des Standortmodells (Tabelle 22).

¹ Die Bonität ist im Skalierungsmodell der Klimagruppenmodelle enthalten, nicht aber im entsprechenden Modell zur Skalierung der Standortziffern für die Standortmodelle (Kapitel 3.1.2.3.1).

Substrattyp Fichte		
Ausprägung	Beschreibung	skalierter Wert
8	Schichtlehm	100,0
2	Lehm	95,4
3	Feinlehm	93,5
1	lehmiger Sand, sandiger Lehm	84,9
4	Tonlehm, milder Ton	84,3
5	strenger Ton	63,7
6	Decksand und –lehm	52,7
9	Moor	36,7
0	Sand, Kies, Geröll	21,5
7	Schichtsand	0,0

Tabelle 33: Skalierte Werte der Standortsziffer 1 ‚Substrat‘ für die Klimagruppenmodelle der Baumart Fichte.

Substrattyp Kiefer		
Ausprägung	Beschreibung	skalierter Wert
4	Tonlehm, milder Ton	100,0
6	Decksand und –lehm	99,4
3	Feinlehm	92,5
2	Lehm	84,9
1	lehmiger Sand, sandiger Lehm	84,8
5	strenger Ton	83,3
7	Schichtsand	64,1
0	Sand, Kies, Geröll	59,9
8	Schichtlehm	50,7
9	Moor	0,0

Tabelle 34: Skalierte Werte der Standortsziffer 1 ‚Substrat‘ für die Klimagruppenmodelle der Baumart Kiefer

Substrattyp Buche		
Ausprägung	Beschreibung	skalierter Wert
8	Schichtlehm	100,0
2	Lehm	89,3
1	lehmiger Sand, sandiger Lehm	81,0
0	Sand, Kies, Geröll	70,7
3	Feinlehm	67,9
7	Schichtsand	55,3
4	Tonlehm, milder Ton	51,3
5	strenger Ton	0,0
6	Decksand und -lehm (n.s.)	0,0
9	Moor (n.s.)	0,0

Tabelle 35: Skalierete Werte der Standortsziffer 1 ‚Substrat‘ für die Klimagruppenmodelle der Baumart Buche. (n.s.) = der Koeffizient der entsprechenden Z-Variablen im Skalierungsmodell ist nicht signifikant)

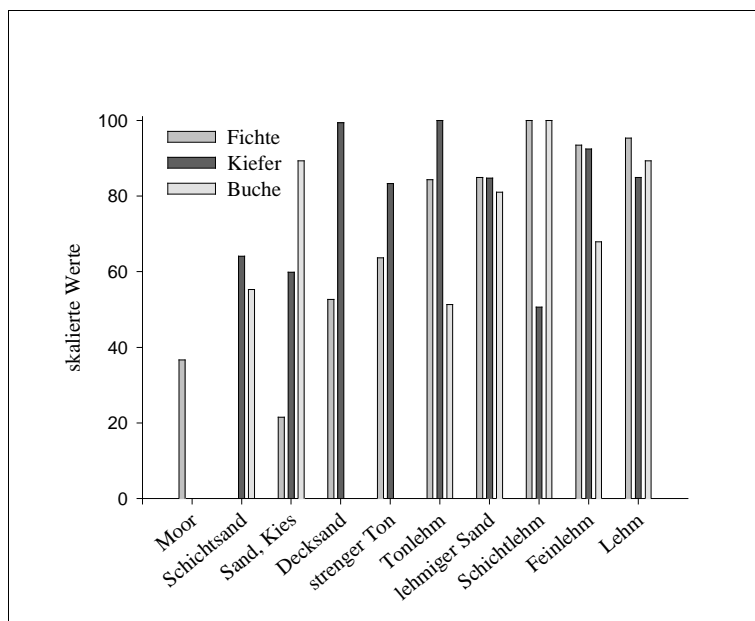


Abbildung 71: Vergleich der Skalenwerte der Standortsziffer 1, ‚Substrat‘ für die Baumarten Fichte, Kiefer und Buche in den Klimagruppenmodellen

3.1.2.4.1.2 Besondere Standortmerkmale

Für Fichten- und Kiefernbestände zeigt sich eine vergleichbare Skala für die Variable ‚besondere Standortmerkmale‘ (Tabellen 36 und 37). Jeweils über den mit normal bezeichneten Standorten (Ausprägung 0) liegen die Ausprägungen ‚Kalk in wurzelerreichbaren Horizonten‘ (5), ‚Nährstoffreichtum‘ (2) und ‚Tongründigkeit‘ (6), sowie ‚nährstoffarme und podsolierte Böden‘ (1). Unterschiede zeigen sich bei der Ausprägung 4 (Kalk oberhalb 50 cm). Dort wur-

de für Kiefernbestände nur ein sehr niedriger Skalenwert errechnet (Abbildung 72). Ein etwas anderes Bild zeigen die Skalen der beiden Laubbaumarten (Tabellen 38 und 39, Abbildung 73). Nährstoffreiche Böden erhalten hier jeweils den höchsten Skalenwert. Auffallend ist, dass die Baumart Eiche auf kalkhaltigen Böden (Ausprägungen 4 und 5) im Verhältnis nur geringen Zuwachs leistet. Die Skalen für die Baumarten Fichte, Kiefer und Buche entsprechen in etwa jenen für die Standortmodelle.

Besondere Standortmerkmale		
Fichte		
Ausprägung	Beschreibung	skaliertes Wert
5	Kalk tiefer als 50 cm	100,0
1	nährstoffarm, podsoliert	81,6
2	nährstoffreich	81,0
6	tongründig	57,8
4	Kalk oberhalb 50 cm	55,5
0	normal	51,4
7	Verdichtung im Unterboden	50,1
3	humusreich	45,6
8	Hanglage	28,0
9	anmoorig	0,0

Tabelle 36: Skalierte Werte der Standortsziffer 2 ‚besondere Standortmerkmale‘ für die Klimagruppenmodelle der Baumart Fichte

Besondere Standortmerkmale		
Kiefer		
Ausprägung	Beschreibung	skaliertes Wert
5	Kalk tiefer als 50 cm	100,0
2	nährstoffreich	78,1
1	nährstoffarm, podsoliert	65,4
6	tongründig	62,3
0	normal	40,6
7	Verdichtung im Unterboden	32,3
3	humusreich	24,4
4	Kalk oberhalb 50 cm	22,8
8	Hanglage	0,0
9	anmoorig (n.s.)	0,0

Tabelle 37: Skalierte Werte der Standortsziffer 2 ‚besondere Standortmerkmale‘ für die Klimagruppenmodelle der Baumart Kiefer. (n.s.) = der Koeffizient der entsprechenden Z-Variablen im Skalierungsmodell ist nicht signifikant

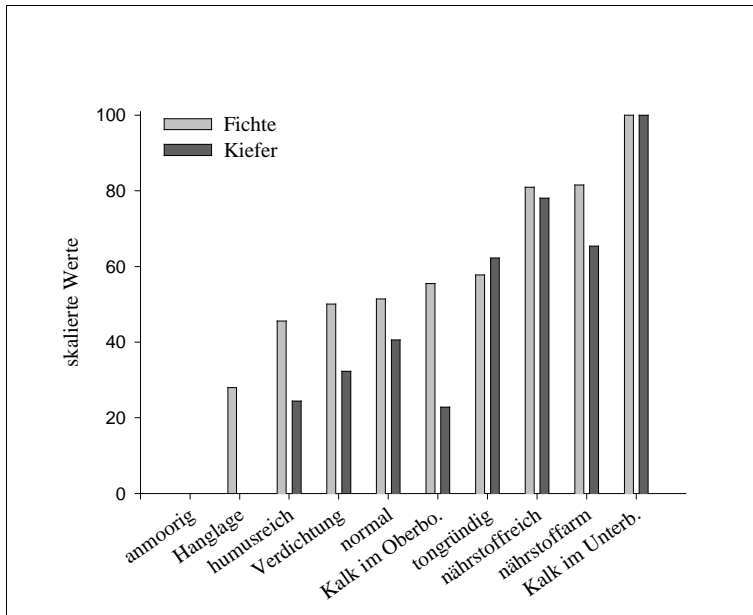


Abbildung 72: Vergleich der Skalenwerte der Standortsziffer 2, besondere Standortmerkmale' für die Baumarten Fichte und Kiefer in den Klimagruppenmodellen

Besondere Standortmerkmale		
Buche		
Ausprägung	Beschreibung	skaliertes Wert
2	nährstoffreich	100,0
7	Verdichtung im Unterboden	73,1
5	Kalk tiefer als 50 cm	62,7
0	normal	55,4
3	humusreich	38,7
8	Hanglage	33,7
1	nährstoffarm, podsoliert	10,4
4	Kalk oberhalb 50 cm	0,0
6	tongründig	0,0
9	anmoorig (n.s.)	0,0

Tabelle 38: Skalierte Werte der Standortsziffer 2 ,besondere Standortmerkmale' für die Klimagruppenmodelle der Baumart Buche. (n.s.) = der Koeffizient der entsprechenden Z-Variablen im Skalierungsmodell ist nicht signifikant)

Besondere Standortmerkmale Eiche		
Ausprägung	Beschreibung	skaliertes Wert
2	nährstoffreich	100,0
8	Hanglage	86,1
0	normal	81,3
1	nährstoffarm, podsoliert	68,7
7	Verdichtung im Unterboden	64,7
4	Kalk oberhalb 50 cm	13,1
5	Kalk tiefer als 50 cm	0,0
3	humusreich (n.s.)	0,0
6	tongründig (n.s.)	0,0
9	anmoorig (n.s.)	0,0

Tabelle 39: Skalierte Werte der Standortsziffer 2 ‚besondere Standortmerkmale‘ für die Klimagruppenmodelle der Baumart Eiche. (n.s.) = der Koeffizient der entsprechenden Z-Variablen im Skalierungsmodell ist nicht signifikant

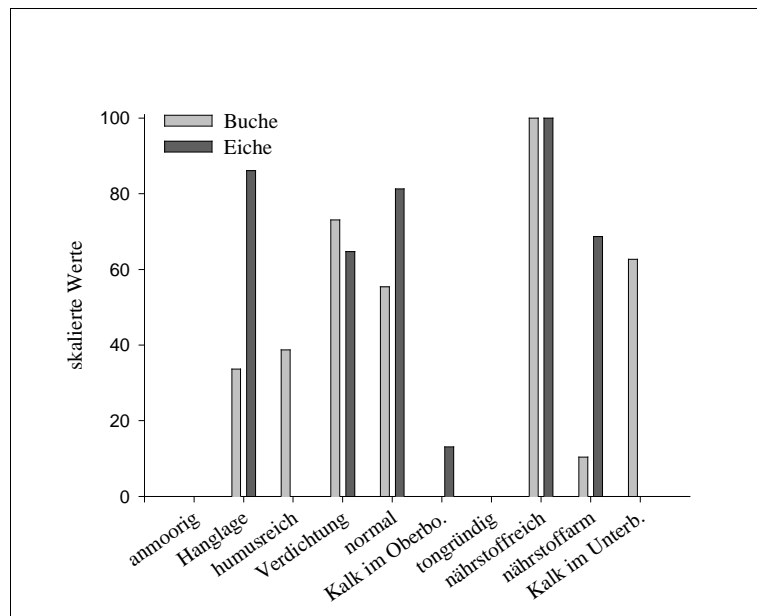


Abbildung 73: Vergleich der Skalenwerte der Standortsziffer 2, besondere Standortmerkmale' für die Baumarten Buche und Eiche in den Klimagruppenmodellen

3.1.2.4.1.3 Ausgangsgestein

Die Variable ‚Ausgangsgestein‘ ist in den Modellen für die Baumarten Fichte, Kiefer und Buche signifikant. Die Skalen aller drei Baumarten weisen für intermediäre kristalline Gesteine sehr hohe Werte auf. In Übereinstimmung mit der Skala für die Variable ‚Substrattyp‘ ist für Fichten auf Torfböden (Tabelle 40, Ausprägung 9) und Böden mit sandhaltigem Ausgangssubstrat (Ausprägung 4) die relative Zuwachsdifferenz am geringsten. Kiefernbestände auf aus Sandstein und Sand hervorgegangenen Böden weisen im Vergleich mittlere Skalen-

werte auf (Tabelle 41, Abbildung 74). Buchen zeigen auf kalkhaltigem Ausgangsgestein (Tabelle 42, Ausprägungen 3 und 7) die niedrigste relative Zuwachsdifferenz.

Ausgangsgestein		
Fichte		
Ausprägung	Beschreibung	skaliertes Wert
0	saure, kristalline Gesteine	100,0
1	intermediäre, kristalline Gesteine	87,4
8	Mischsubstrat, Fließdecken	57,5
7	Löß, Kalksand	41,6
5	Tonsteine und kalkfreie Tone	31,8
3	Kalksteine und Dolomite	31,4
6	Mergel, Schotter, Kies	15,0
2	basische, kristalline Gesteine	11,4
9	Torf	9,6
4	Sandsteine, Sand	0,0

Tabelle 40: Skalierte Werte der Standortsnummer 4 ‚Ausgangsgestein‘ für die Klimagruppenmodelle der Baumart Fichte

Ausgangsgestein		
Kiefer		
Ausprägung	Beschreibung	skaliertes Wert
0	saure, kristalline Gesteine	100,0
1	intermediäre, kristalline Gesteine	96,3
3	Kalksteine und Dolomite	92,6
5	Tonsteine und kalkfreie Tone	90,4
4	Sandsteine, Sand	83,8
8	Mischsubstrat, Fließdecken	74,3
7	Löß, Kalksand	50,1
6	Mergel, Schotter, Kies	0,0
2	basische, kristalline Gesteine (n.s.)	0,0
9	Torf (n.s.)	0,0

Tabelle 41: Skalierte Werte der Standortsnummer 4 ‚Ausgangsgestein‘ für die Klimagruppenmodelle der Baumart Kiefer. (n.s.) = der Koeffizient der entsprechenden Z-Variablen im Skalierungsmodell ist nicht signifikant

Ausgangsgestein Buche		
Ausprägung	Beschreibung	skalierter Wert
1	intermediäre, kristalline Gesteine	100,0
8	Mischsubstrat, Fließdecken	52,0
6	Mergel, Schotter, Kies	46,0
4	Sandsteine, Sand	43,6
7	Löß, Kalksand	41,8
3	Kalksteine und Dolomite	0,0
0	saure, kristalline Gesteine (n.s.)	0,0
2	basische, kristalline Gesteine (n.s.)	0,0
5	Tonsteine und kalkfreie Tone (n.s.)	0,0
9	Torf (n.s.)	0,0

Tabelle 42: Skalierter Werte der Standortsziffer 4 ‚Ausgangsgestein‘ für die Klimagruppenmodelle der Baumart Buche. (n.s.) = der Koeffizient der entsprechenden Z-Variablen im Skalierungsmodell ist nicht signifikant

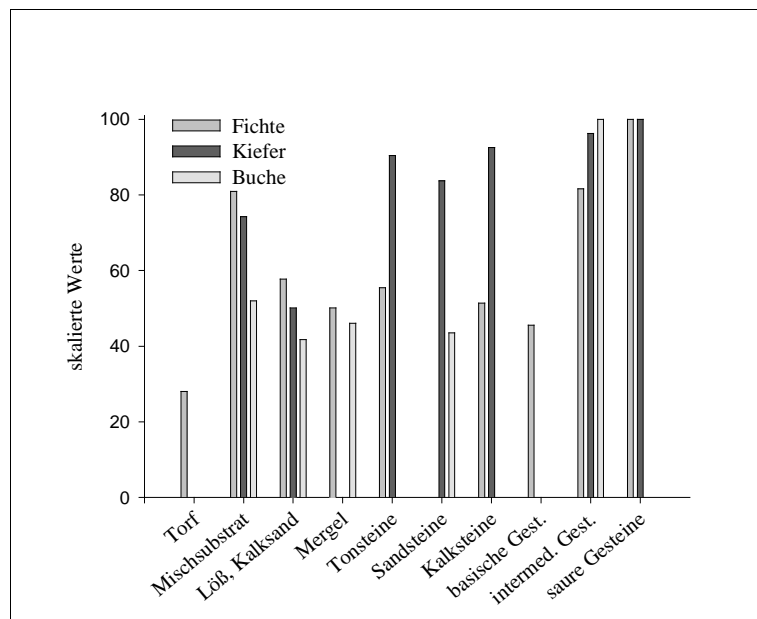


Abbildung 74: Vergleich der Skalenwerte der Standortsziffer 4 ‚Ausgangsgestein‘ für die Baumarten Fichte, Kiefer und Buche in den Klimagruppenmodellen

3.1.3 Analyse des Erklärungsbeitrags von Variablen

Um Erkenntnisse darüber zu gewinnen, welchen Erklärungsbeitrag einzelne Variablen für die relative Zuwachsdifferenz liefern, wurde das Bestimmtheitsmaß der differenzierten Regressionsmodelle und der Standortmodelle auf die unabhängigen Variablen verteilt. In der Methode schrittweise Selektion der Regressionsanalyse (Kapitel 2.2.3.1) nimmt (im Regelfall) die Anzahl der Variablen mit jedem Schritt zu. In den Abbildungen 75 und 76 sind für die Erklärungsvariablen der differenzierten Regressionsmodelle und der Standortmodelle aufgetragen, welchen Anteil die mit der Aufnahme dieser Variablen verbundene Erhöhung des Bestimmtheitsmaßes am Bestimmtheitsmaß des gesamten Modells besitzt. Vereinfachend wird die Zunahme des Bestimmtheitsmaßes für die Wechselwirkung von Alter und Bestockungsgrad zu gleichen Teilen diesen beiden Variablen zugeordnet. In der Darstellung für die Standortmodelle (Abbildung 76) wird unter dem Oberbegriff ‚Standort‘ der Beitrag aller Variablen aus der Standortkartierung zusammengefasst. Unter dem Begriff ‚Klimagruppe‘ wird die relative Zunahme des Bestimmtheitsmaßes aufgrund aller ins Modell aufgenommenen Z-Variablen subsumiert.

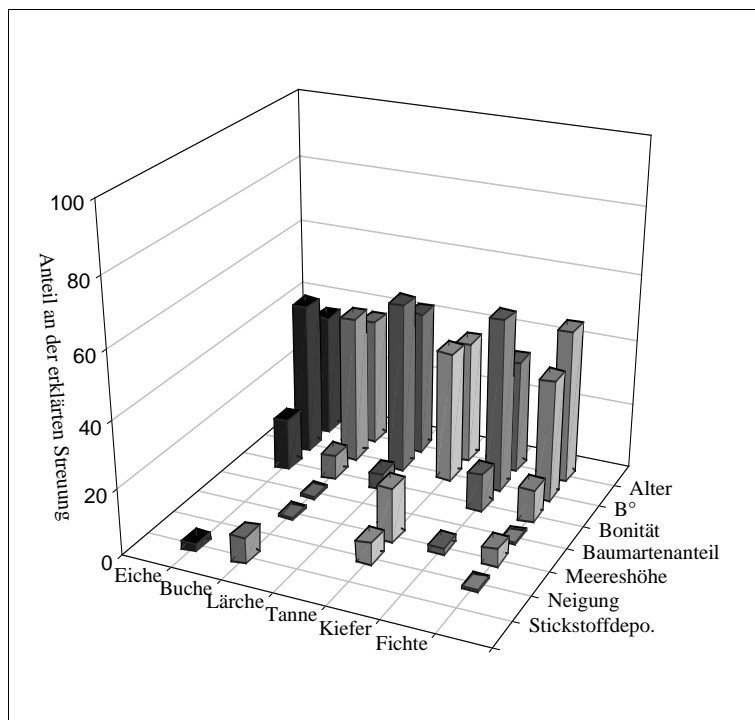


Abbildung 75: Anteil der Erklärungsvariablen am Bestimmtheitsmaß der differenzierten Regressionsmodelle

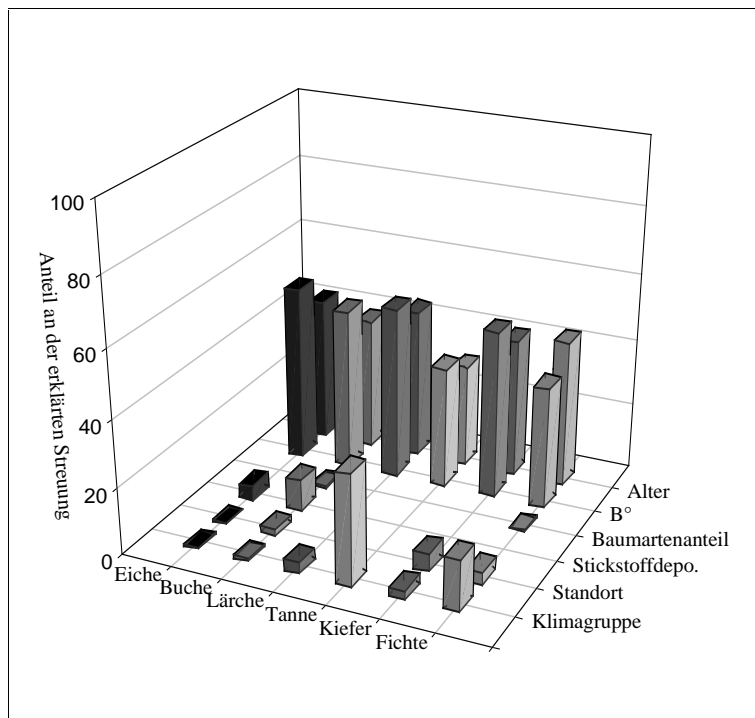


Abbildung 76: Anteil der Erklärungsvariablen am Bestimmtheitsmaß der Standortmodelle

Die Variablen Bestandesalter und Bestockungsgrad sind für alle Baumarten in beiden Modellen die wesentlichen Einflussfaktoren auf die relative Zuwachsdifferenz. Beide Variablen zusammen haben für die Baumarten Fichte, Kiefer, Buche und Eiche sowohl in den differenzierten Regressionsmodellen, als auch in den Standortmodellen einen Anteil von mehr als 80% an der erklärten Streuung. Für Lärchen beträgt dieser Anteil in beiden Modellen sogar über 90%. Lediglich bei den Modellen für die Baumart Tanne ist der Anteil etwas geringer. Er liegt im Standortmodell bei 67%. In diesem Modell tragen Alter, Bestockungsgrad und Klimagruppen in gleichen Anteilen zur Erklärung der relativen Zuwachsdifferenz bei. In Relation zu den anderen Baumarten ist der Einfluss der Klimagruppen nur noch im Standortmodell der Baumart Fichte vergleichbar groß. Betrachtet man die differenzierten Regressionsmodelle, so zeigt sich, dass im Verhältnis der Erklärungsanteil der Variablen Meereshöhe für die Baumarten Fichte und Tanne höher ist als für die übrigen Baumarten. Es ist anzunehmen, dass der Einfluss der Klimagruppen in den Standortmodellen durch die Variable Meereshöhe als Ausdruck unterschiedlicher klimatischer Bedingungen in den differenzierten Regressionsmodellen wiedergegeben wird.

Die Variable Bonität hat in den differenzierten Regressionsmodellen, in denen sie signifikant ist, durchschnittlich einen Anteil von 10% an der erklärten Streuung. Der Anteil von Klimagruppen und Standortvariablen am Bestimmtheitsmaß der Standortmodelle ist mit Ausnahme der diskutierten Fälle von Fichte und Tanne geringer. Es war also nicht möglich, den Erklärungsanteil der Bonität vollständig durch regionale und lokale Standortvariablen zu ersetzen.

3.2 Qualitative Evaluierung

Die Anwendung der beschriebenen Modelle als Instrument zur Vorhersage des Volumenzuwachses¹ lässt den Verlauf von prognostizierten Zuwächsen unter verschiedenen Bestandes- und Wuchsbedingungen nach den Gesichtspunkten der qualitativen Modellevaluierung (Kapitel 2.5.1) überprüfen. Der Alters-Zuwachs-Verlauf aus differenzierten Regressionsmodellen, Standortmodellen und Gruppenmodellen wird im Folgenden für die einzelnen Baumarten besprochen.

3.2.1 Differenzierte Regressionsmodelle

Zur qualitativen Evaluierung der differenzierten Regressionsmodelle wurde abwechselnd eine der Erklärungsvariablen Alter, Bestockungsgrad, Bonität, Meereshöhe und Stickstoffdeposition im Modell verändert, während alle anderen konstant gehalten wurden. Die Reaktion der Zuwachsprognose auf die sich verändernde Einflussgröße wird beschrieben und diskutiert. Als Konstanten wurden wie in den Darstellungen für die Korrekturmodelle eine Bonität von 1,0², bei Bestockungsgrad 1,0, Meereshöhe 400 m N.N., Hangneigung 0° und einer jährlichen Stickstoffdeposition von 25 kg/ha gewählt.

3.2.1.1 Alter und Bonität

Allen Baumarten eigen ist eine deutliche Erhöhung im Zuwachsniveau. Die Altersabhängigkeit der relativen Zuwachsdifferenz zur Ertragstafel zeigt sich in den gleichbleibend hohen Zuwächsen, die bis ins hohe Alter geleistet werden (Abbildungen 77 bis 82). Für sehr gute Fichten- und Buchenbonitäten nimmt die Zuwachsprognose sogar stetig oder erneut nach einem Minimum zu (Abbildungen 77 und 81). Aus der Vielzahl von Veröffentlichungen, die von Beobachtungen berichten, die dem Zuwachsverlauf und -niveau in den Abbildungen entsprechen, seien im Folgenden einige herausgegriffen:

PRETZSCH (1987) zeigt, dass der Grundflächenzuwachs von Kiefernbeständen in der Oberpfalz etwa seit dem Jahr 1960 vom Zuwachsverlauf der Ertragstafel nach WIEDEMANN divergiert und kontinuierlich ansteigt. PRETZSCH stellt fest, dass die Zuwachsdifferenz auf schlechteren Standorten und in alten Beständen stärker ausgeprägt ist und bis zu 150% über dem Ertragstafelniveau liegen kann. ECKMÜLLNER (1992) weist für die in Österreich verwendeten Ertragstafeln der Baumart Fichte nach, dass der unterstellte durchschnittliche Gesamtzuwachs bis zu einem Alter von etwa 100 Jahren der Realität entspricht, der laufende Volumenzuwachs der über 100-jährigen Bestände aber höher ist, als in der Ertragstafel angenommen.

¹ Zur Anwendung müssen die entsprechenden Ertragstafelprognosen in die Modelle eingesetzt werden. Ertragstafelprognosen über den Zeitraum von 10 Jahren wurden mit dem Forsteinrichtungsprogramm der Bayerischen Staatsforstverwaltung (BAY. STAATSMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND FORSTEN, 1981) ermittelt.

² Wegen des „unruhigen“ Zuwachsverlaufes bei Oberhöhenbonität 40 wurde in den folgenden Abbildungen für Fichtenbestände die Oberhöhenbonität 36 als Konstante gewählt.

FRANZ et al. (1993) stellen bei den Auswertungen von Daten einer langjährig beobachteten ertragskundlichen Buchenversuchsfläche fest, dass der jährliche Volumenzuwachs eines 168-jährigen Bestandes etwa seit dem Alter 100 im Gegensatz zum Ertragstafelmodell stetig zugenommen hat. NEUMANN und SCHADAUER (1995) beschreiben in ihrer Darstellung der Ergebnisse von Bohrkernanalysen im Rahmen der österreichischen Forstinventur, dass der Durchmesserzuwachs der von Ihnen untersuchten Baumarten Fichte, Tanne und Lärche für über 50-jährige Bäume in den vergangenen 10 Jahren signifikant höher war als in den 10 Jahren davor. Der von RÖHLE (1997) verbesserte Bonitätsfächer für Oberhöhenbonitäten nach ASSMANN und FRANZ weist im Vergleich zum Originalfächer in höherem Alter deutlich stärkere Steigungen auf. Der Höhenzuwachs der Oberhöhenbäume unterscheidet sich also nach RÖHLES Untersuchung im Vergleich zur Originalertragstafel in alten Beständen mehr als in jüngeren. Auch von ANDRAE (1990), SPELSBERG (1995), UNTHEIM (1996), PRETZSCH (1996) und PRETZSCH und UTSCHIG (2000) werden vergleichbare Ergebnisse für verschiedene Baumarten und Regionen beschrieben. RÖHLE (1995) fasst den sich verändernden Wachstumsverlauf von Beständen wie folgt zusammen:

„Wachstumsfördernde Veränderungen der Umwelt- und Standortverhältnisse schlagen sich bei älteren Fichtenbeständen in einer Abschwächung oder sogar in einer Umkehr des normalen Alterstrends nieder.... Jüngere Bestände, die während der Aufschwung- bzw. Vollkraftphase in den Genuss der verbesserten Rahmenbedingungen kamen reagieren mit einem steiler ansteigenden Zuwachsverlauf, was unter Umständen zu einer drastischen Verbesserung der Wuchsleistungen führen kann.“

Alte Bestände waren bei ihrer Begründung noch nicht den heute verbesserten Wuchsbedingungen ausgesetzt. Sie leisteten vermutlich in ihren Jugendjahren einen geringeren Höhenzuwachs als vergleichbare, später begründete Bestände. Gemessen an ihrem eigentlichen Wuchspotential weisen sie deshalb eine „zu geringe“ Höhe auf und werden damit zu schlecht bonitiert. Dies könnte neben der von RÖHLE angeführten Umkehr des normalen Alterstrends eine zusätzliche Erklärung für die zunehmende Diskrepanz von Zuwachs und Ertragstafelprognose mit steigendem Alter sein. SCHÖPFER et al. (1994) beschreiben den Zusammenhang von Alter und Bonität als eine Anhebung des Bonitätsniveaus mit „abnehmendem Alter“. PRETZSCH und UTSCHIG (2000) stellen für die Folgegeneration von Fichtenbeständen auf bayrischen Versuchsflächen einen höheren Volumenzuwachs als beim Vorbestand fest. KENK et al. (1991) vergleichen das Wachstum von aufeinanderfolgenden Fichtenbeständen auf ertragskundlichen Versuchsflächen in Baden-Württemberg. Sie kommen zu dem Ergebnis, dass das Höhenwachstum im gleichen Alter auf schwächeren und mittleren Standorten im Folgebestand deutlich zugenommen hat, auf guten Standorten hingegen unverändert geblieben oder nur wenig gestiegen ist.

Dieses unterschiedliche Wuchsverhalten in Abhängigkeit des Standorts, zeigt sich in der beschriebenen Zunahme der relativen Zuwachsdifferenz zur Ertragstafel mit Verschlechterung der Bonität (Kapitel 3.1.2.2.1). In Kiefern- und Eichenbeständen ist dieser Effekt so stark,

dass sich die Zuwachsprognosen für einige Bonitäten absolut nur noch wenig voneinander unterscheiden (Abbildungen 78 und 82).

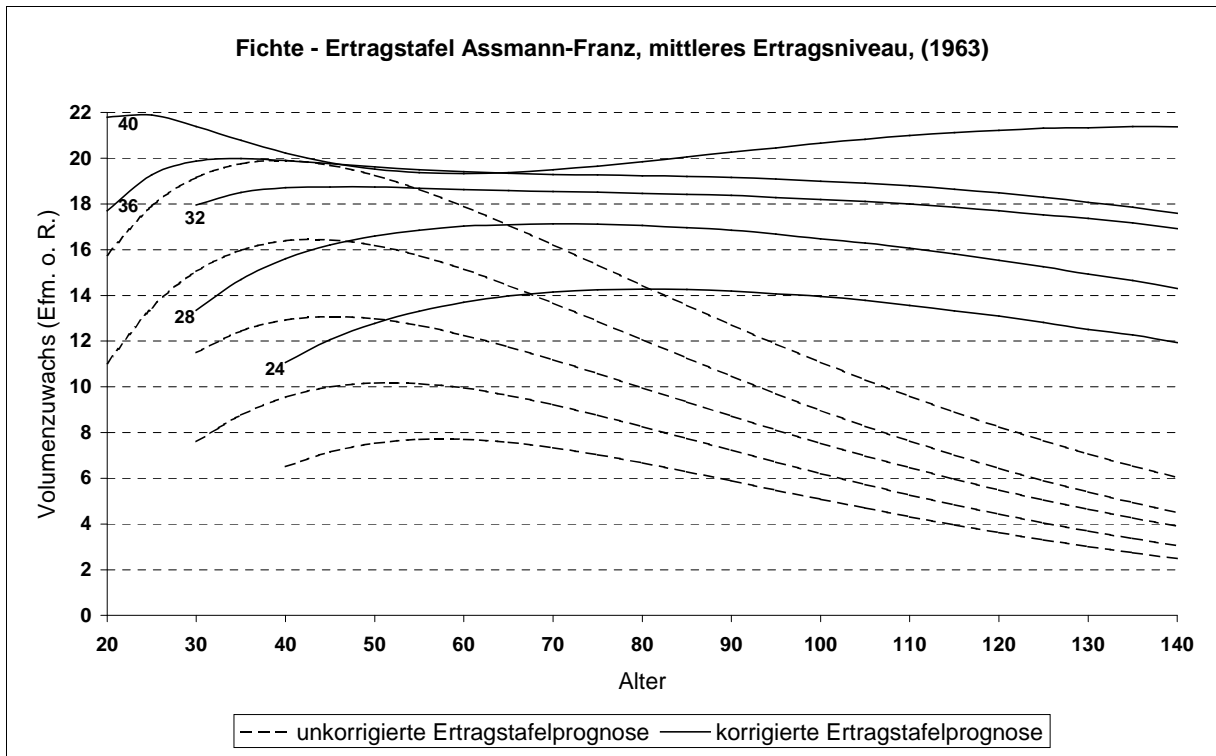


Abbildung 77: Baumart Fichte - Verlauf der unkorrigierten und korrigierten Ertragstafelprognosen für verschiedene Oberhöhenbonitäten

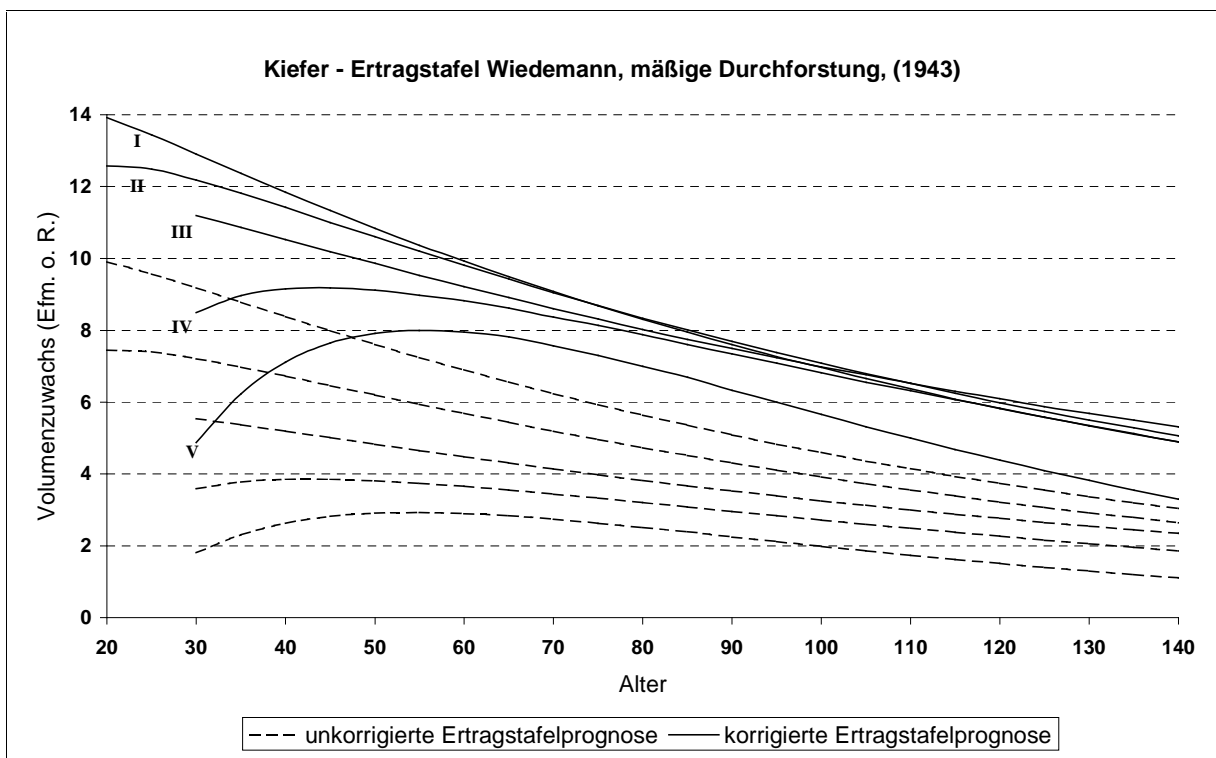


Abbildung 78: Baumart Kiefer - Verlauf der unkorrigierten und korrigierten Ertragstafelprognosen für verschiedene Bonitäten

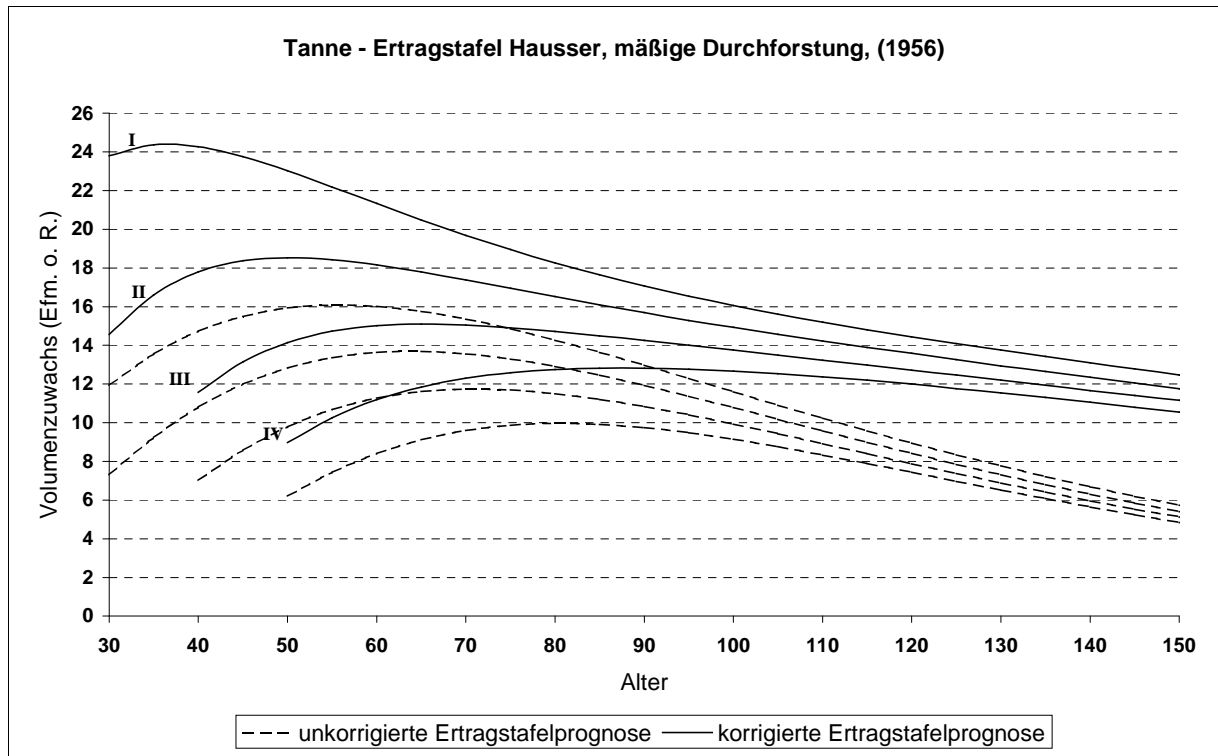


Abbildung 79: Baumart Tanne - Verlauf der unkorrigierten und korrigierten Ertragstafelprognosen für verschiedene Bonitäten

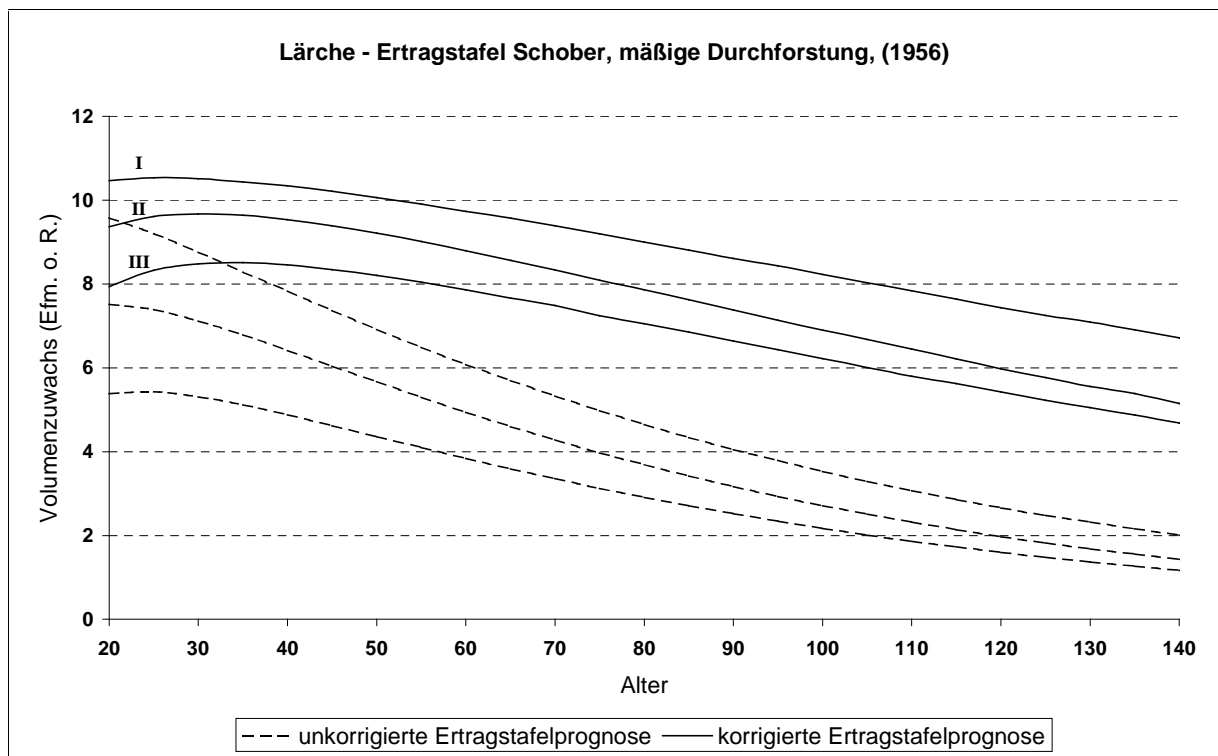


Abbildung 80: Baumart Lärche - Verlauf der unkorrigierten und korrigierten Ertragstafelprognosen für verschiedene Bonitäten

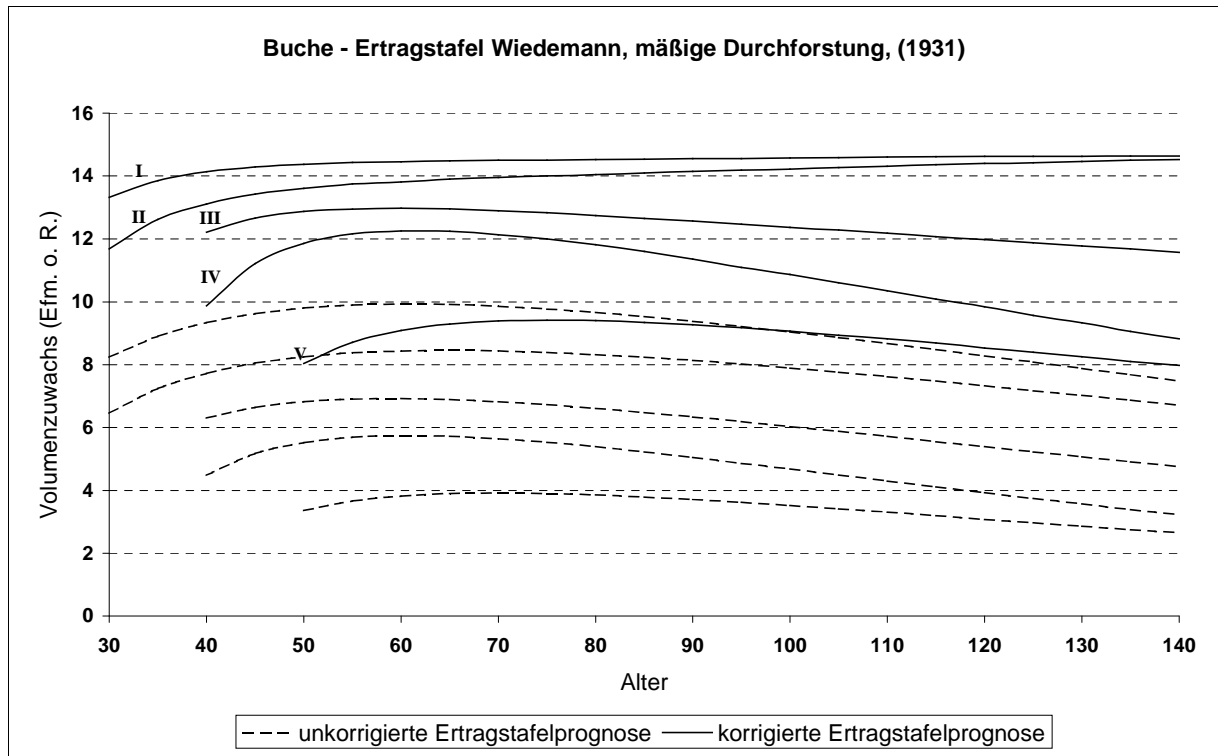


Abbildung 81: Baumart Buche - Verlauf der unkorrigierten und korrigierten Ertragstafelprognosen für verschiedene Bonitäten

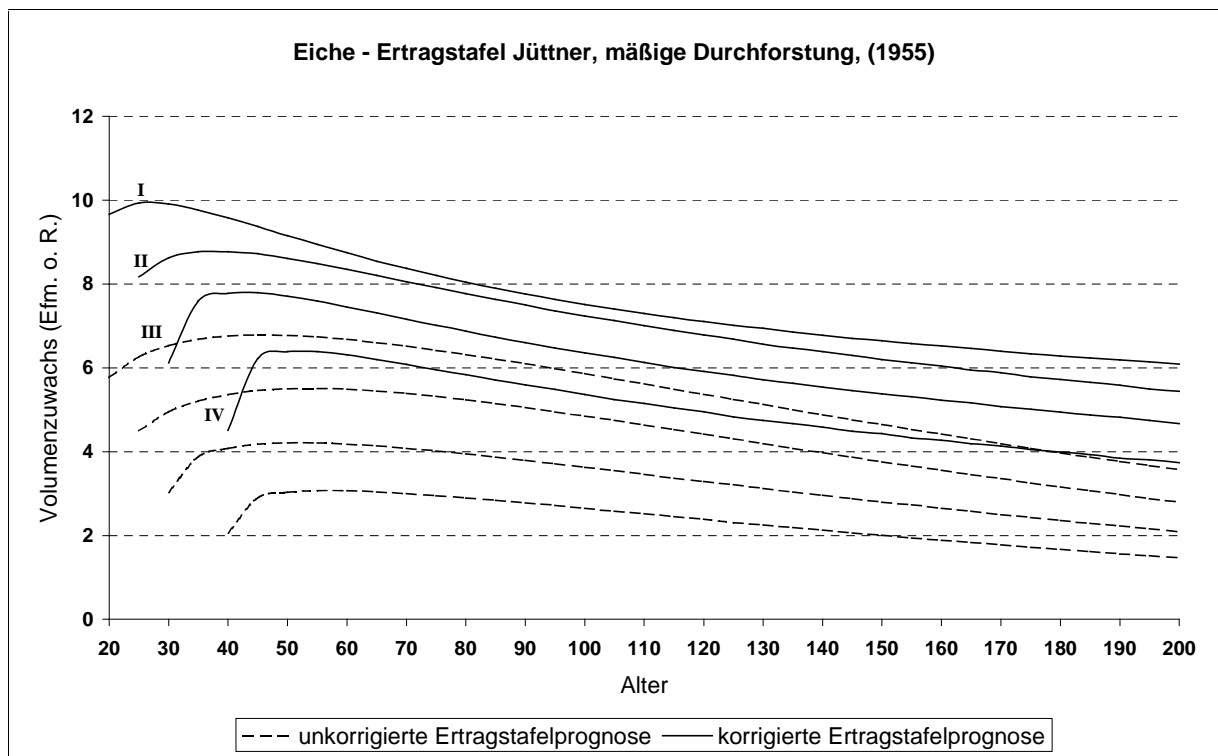


Abbildung 82: Baumart Eiche - Verlauf der unkorrigierten und korrigierten Ertragstafelprognosen für verschiedene Bonitäten

3.2.1.2 Bestockungsgrad

Die Variable Bestockungsgrad wirkt auf zwei verschiedene Weisen auf den absoluten Zuwachs. In den Abbildungen 83 bis 88 ist der Verlauf der prognostizierten Zuwächse über dem Bestandesalter für verschiedene Bestockungsgrade im Rahmen zwischen 0,5 und 1,5 dargestellt. Der höchste Zuwachs wird für alle Baumarten in Beständen mit einem Bestockungsgrad von 1,5 errechnet. Eine Zuwachsreduktion durch Überbestockung, wie sie etwa ASSMANN und FRANZ (1965) in ihrer vorläufigen Fichten-Ertragstafel für Bayern durch Reduktionsfaktoren berücksichtigen, lässt sich demnach innerhalb einer Spanne, in der der allergrößte Teil der Beobachtungen liegt, nicht feststellen. Diese Beobachtung deckt sich mit aktuellen Auswertungen von ertragskundlichen Versuchsflächen. Sie weisen für die Hauptbaumarten nach, dass selbst bei den höchsten beobachteten Grundflächen kein Zuwachsrückgang im Vergleich zu weniger dichten Varianten festzustellen ist (KÜSTERS und UTSCHIG, 1998; UTSCHIG und GROTE 1999; UTSCHIG und HERLING 1999; UTSCHIG 2000 b). Ähnliches stellt auch UNTHEIM (1996) für Buchenreinbestände der Schwäbischen Alb fest.

Wie in Kapitel 3.1.2.1.3 ausgeführt, ist für alle Baumarten mit Ausnahme der Fichte die Zunahme des Bestockungsgrades mit einer sich verlangsamenenden Steigerung der relativen Zuwachsdifferenz verbunden. Dies bewirkt grundsätzlich, dass bei gleichem Alter die Abstände der Kurven für dichtere Bestände leicht abnehmen (deutlich ist dies z. B. für die Baumart Tanne in Abbildung 85 festzustellen). Zugleich geht der Bestockungsgrad linear in der Wechselwirkung mit dem Alter in die Funktionsgleichungen ein. Dies hat zur Folge, dass die Kurven nicht parallel zueinander verlaufen. Das Zuwachsmaximum verschiebt sich in dichteren Beständen nach hinten (vgl. Abbildung 83 für die Baumart Fichte) und im Verhältnis liegen die Kurven in höheren Altern weiter auseinander, was den eben beschriebenen Effekt der Abnahme der Kurvenabstände mit zunehmender Dichte in älteren Beständen verringert oder sogar umkehrt (z. B. bei der Baumart Buche in Abbildung 87).

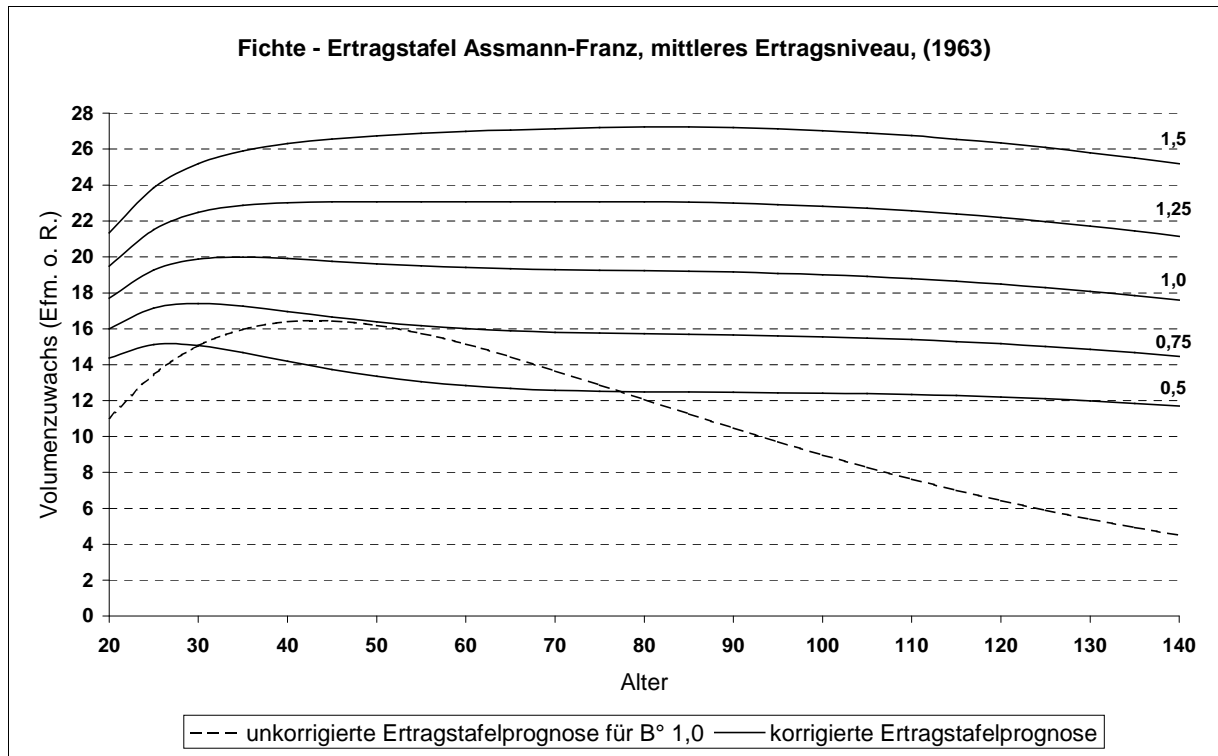


Abbildung 83: Baumart Fichte - Verlauf der unkorrigierten und korrigierten Ertragstafelprognosen für Oberhöhenbonität 36 und verschiedene Bestockungsgrade

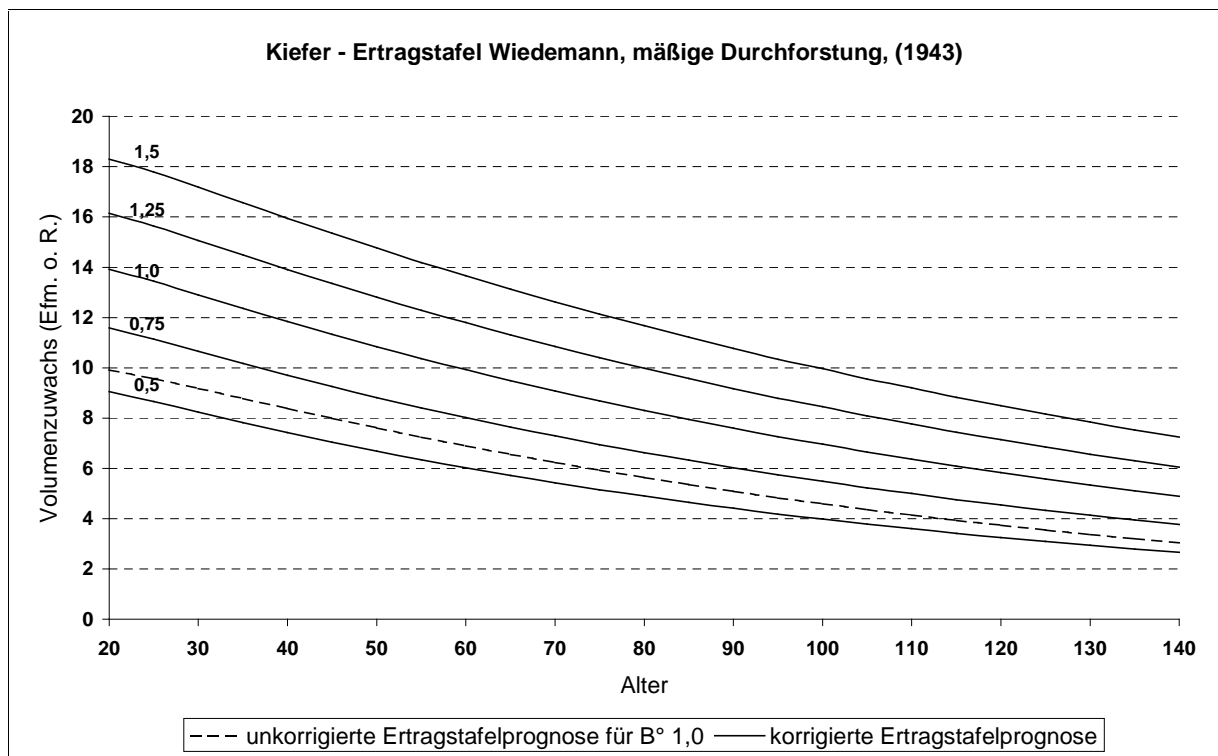


Abbildung 84: Baumart Kiefer - Verlauf der unkorrigierten und korrigierten Ertragstafelprognosen für Bonität 1,0 und verschiedene Bestockungsgrade

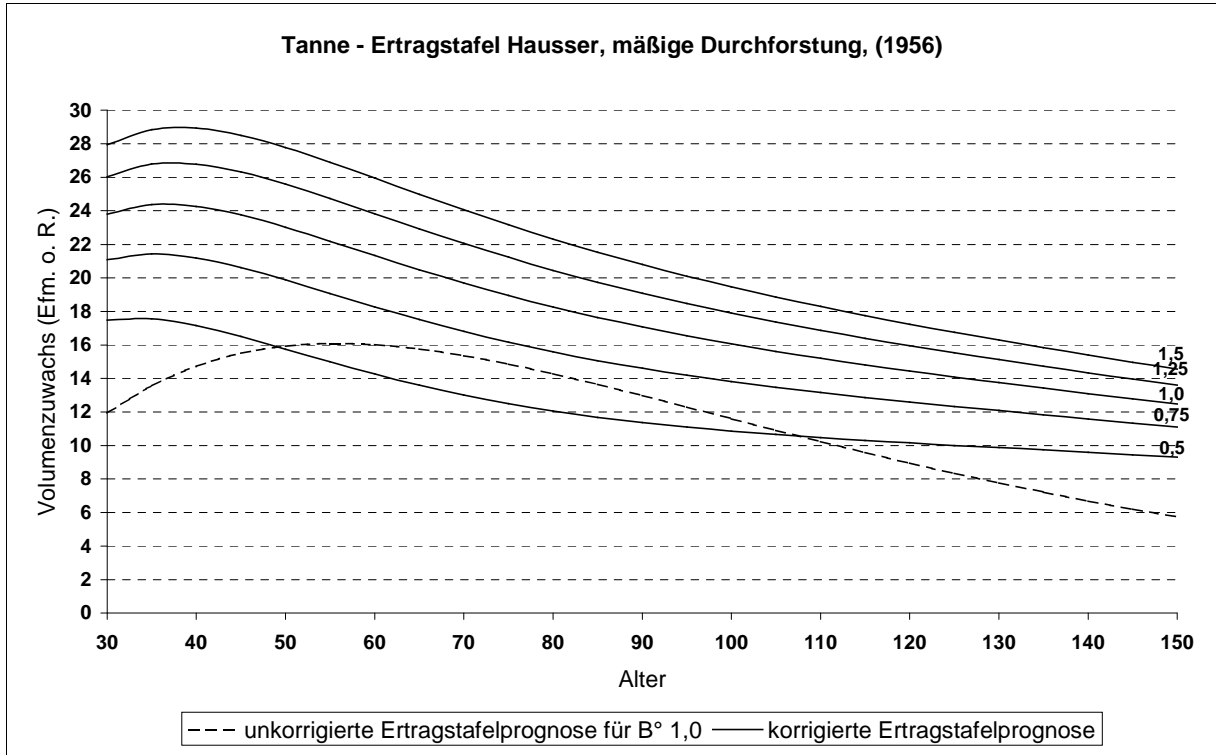


Abbildung 85: Baumart Tanne - Verlauf der unkorrigierten und korrigierten Ertragstafelprognosen für Bonität 1,0 und verschiedene Bestockungsgrade

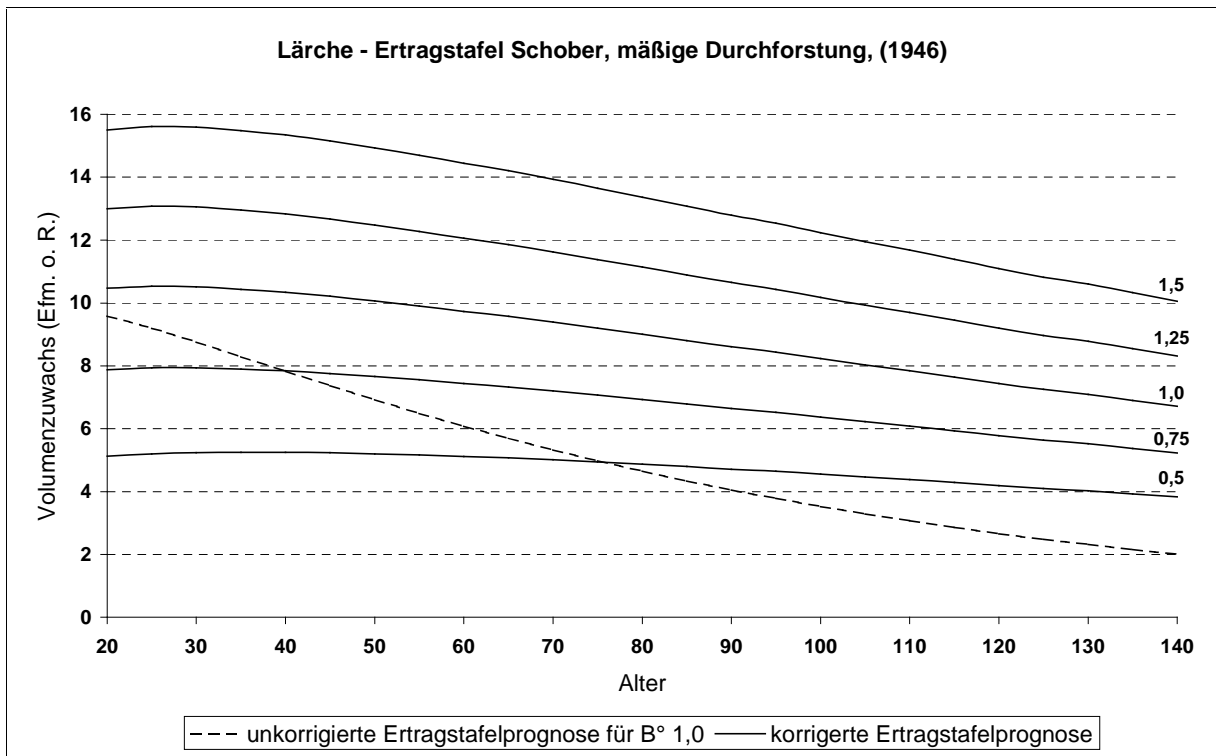


Abbildung 86: Baumart Lärche - Verlauf der unkorrigierten und korrigierten Ertragstafelprognosen für Bonität 1,0 und verschiedene Bestockungsgrade

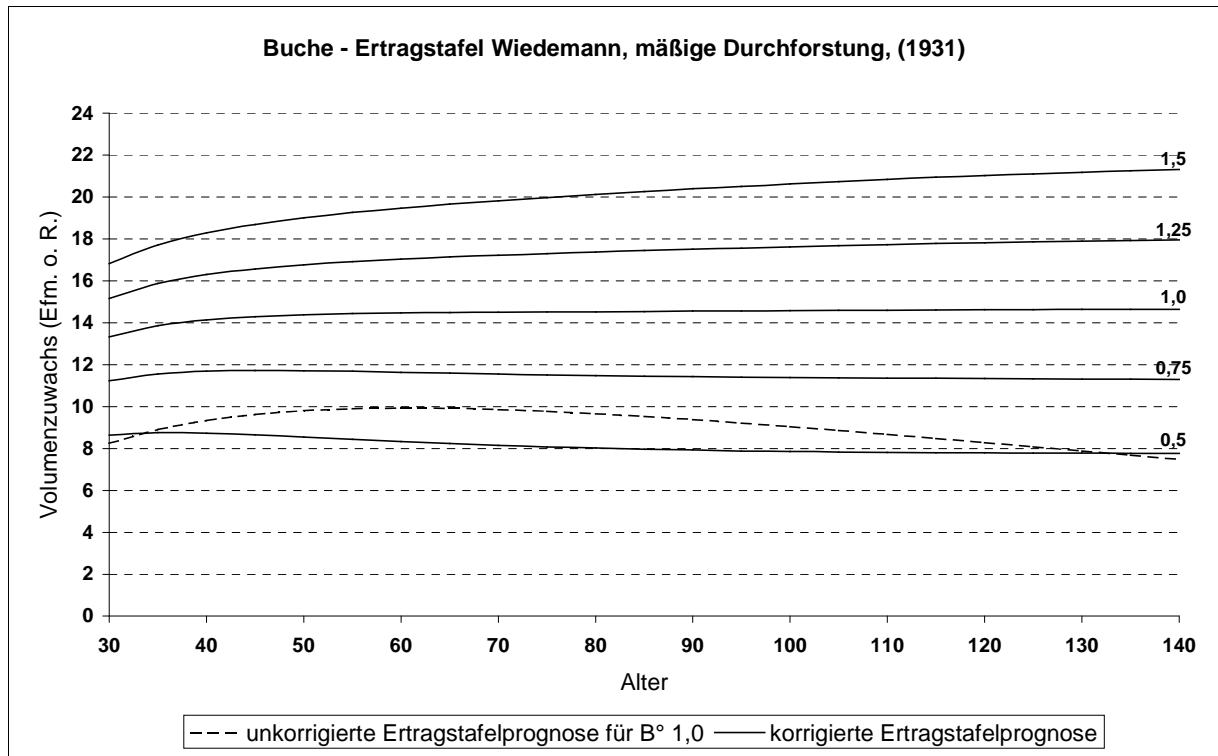


Abbildung 87: Baumart Buche - Verlauf der unkorrigierten und korrigierten Ertragstafelprognosen für Bonität 1,0 und verschiedene Bestockungsgrade

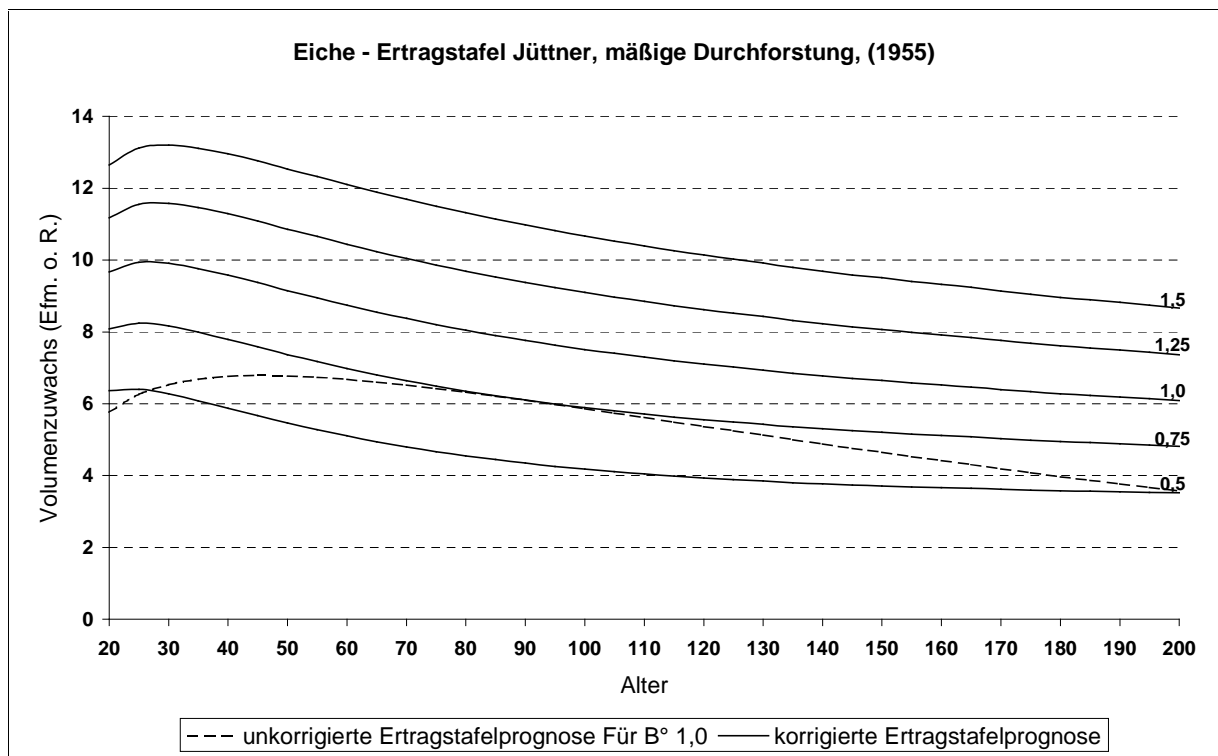


Abbildung 88: Baumart Eiche - Verlauf der unkorrigierten und korrigierten Ertragstafelprognosen für Bonität 1,0 und verschiedene Bestockungsgrade

3.2.1.3 Baumartenanteil

In Kapitel 3.1.2.2.2 wurde dargestellt, dass die Baumarten Fichte und Buche in Reinbeständen weniger Zuwachs leisten als in Mischbeständen. KENNEL (1965) vergleicht Reinbestände der beiden Baumarten mit Fichten-Buchen Mischbeständen in verschiedenen Anteilen. Er stellt fest, dass die Fichten im Mittel aller Mischbestände 16% mehr Volumenzuwachs leisten als im Reinbestand. Die Zuwächse von Rein- und Mischbeständen der Baumarten Fichte und Buche im Höglwald, einem Hochleistungsstandort in Südbayern werden von ROTHE (1997) beschrieben. Er führt höhere Zuwächse in Mischbeständen darauf zurück, dass von den Baumarten verschiedene ökologische Nischen besetzt werden und damit eine bessere Ausnutzung der Standortsressourcen möglich ist.

3.2.1.4 Meereshöhe und Hangneigung

Die prognostizierten Zuwächse für die Baumarten Fichte, Tanne und Buche werden mit steigender Meereshöhe immer geringer (Abbildungen 89, 91 und 92). In Kiefernbeständen ist eine lineare Abnahme festzustellen (Abbildung 90). BACHMANN (1998) kommt in seinen Untersuchungen in Bergmischwäldern zu Unterschieden im Grundflächenzuwachs von Fichten in verschiedenen Höhenlagen in ähnlicher Größenordnung, wie sie sich aus dem differenzierten Regressionsmodell ergeben. NEUMANN (1993) untersucht den Jahreszuwachs von Fichtenbeständen auf drei verschiedenen Höhenstufen im Montafon. Der Volumenzuwachs des am höchsten gelegenen Bestandes ist deutlich geringer als der Zuwachs in den beiden unteren Beständen. Belegt durch mehrere Literaturzitate führt NEUMANN dies auf die Existenz eines klimatischen Schwellenwerts aus durchschnittlicher Jahrestemperatur und Dauer der Vegetationsperiode zurück. Erst wenn dieser Wert überschritten wird, zeigt sich ein deutlicher Einfluss auf den Zuwachs von Fichten. Mit dieser These stimmt die rasche Abnahme des Zuwachses ab einer gewissen Meereshöhe überein, wie sie durch das differenzierte Regressionsmodell für die Baumart Fichte wiedergegeben wird.

Mit Zunahme der Hangneigung ist eine Verringerung des absoluten Zuwachses bei den Baumarten Fichte und Tanne verbunden (Kapitel 3.1.2.2.3). STAGE (1976) zeigt für einige nordamerikanische Baumarten, dass die höchsten Zuwächse auf leicht geneigten Standorten geleistet werden. Dieser Befund wird für die Baumart Fichte aus den Ergebnissen des differenzierten Regressionsmodells bestätigt. Meereshöhe und Hangneigung sind allerdings nicht ganz unabhängig voneinander. Ihr Toleranzwert (Kapitel 2.2.3.3) sinkt in den Modellen, in denen beide Variablen aufgenommen werden. Die Signifikanz der Hangneigung könnte auch nur auf der unterschiedlichen Zuwachsdifferenz in verschiedenen Meereshöhen beruhen.

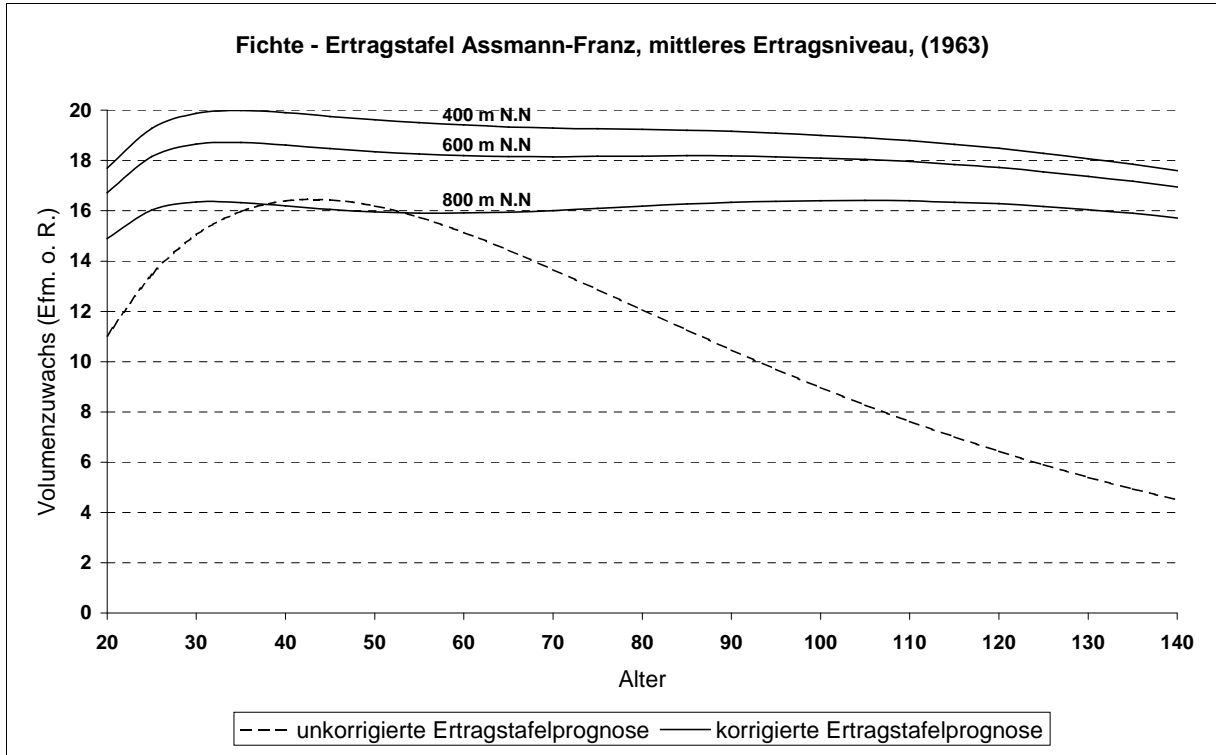


Abbildung 89: Baumart Fichte - Verlauf der unkorrigierten und korrigierten Ertragstafelprognosen für Oberhöhenbonität 36 und verschiedene Meereshöhen

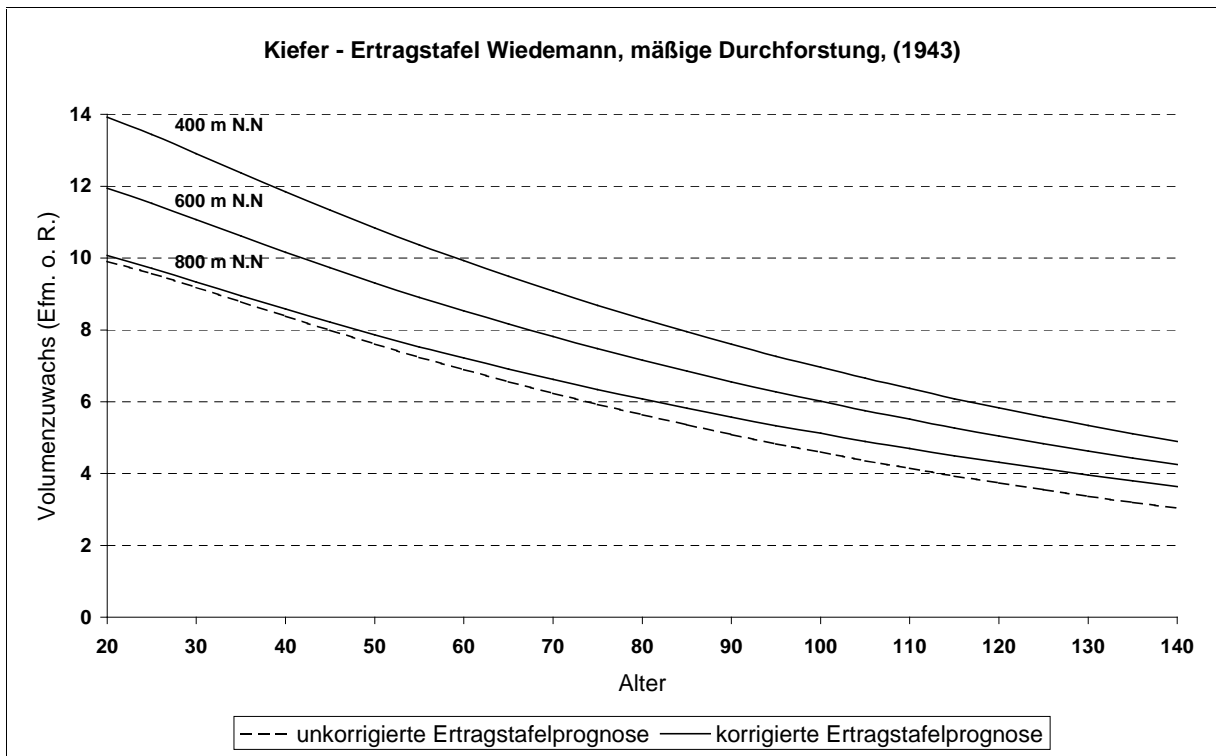


Abbildung 90: Baumart Kiefer - Verlauf der unkorrigierten und korrigierten Ertragstafelprognosen für Bonität 1,0 und verschiedene Meereshöhen

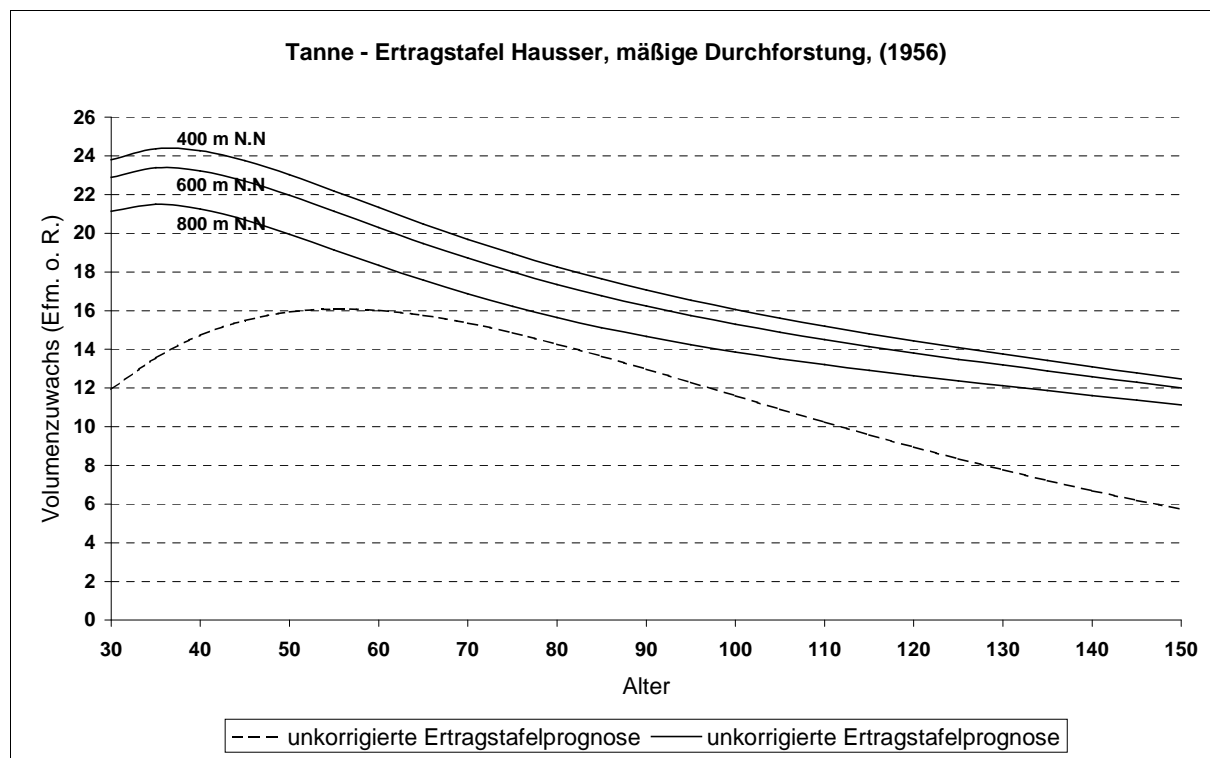


Abbildung 91: Baumart Tanne - Verlauf der unkorrigierten und korrigierten Ertragstafelprognosen für verschiedene Meereshöhen

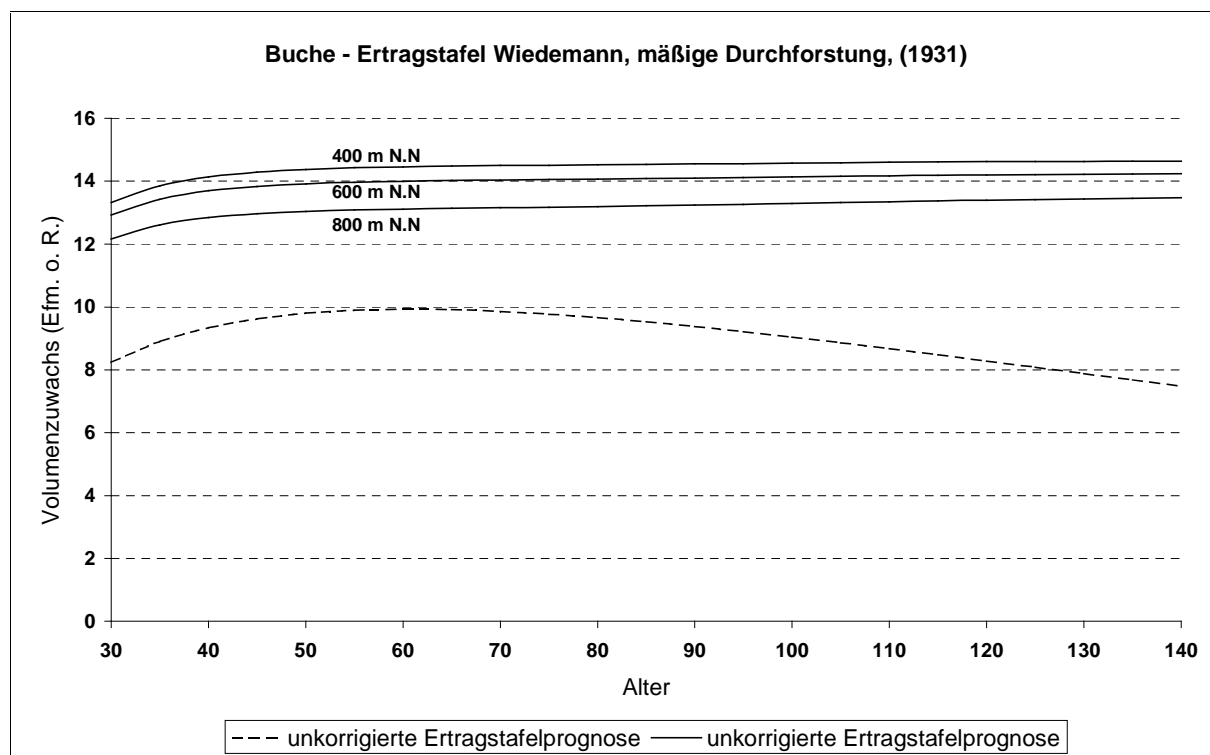


Abbildung 92: Baumart Buche - Verlauf der unkorrigierten und korrigierten Ertragstafelprognosen für Bonität 1,0 und verschiedene Meereshöhen

3.2.1.5 Stickstoffdeposition¹

Für Buchen- und Eichenbestände hat der untere Wert aus dem Spektrum der beobachteten Stickstoffeinträge an Probekreisen mit diesen Baumarten bei sonst gleichen Bedingungen jeweils die höchste Zuwachsprognose zur Folge (Abbildungen 93 und 94). Dies scheint überraschend, wenn man von der physiologischen Erkenntnis ausgeht, dass Stickstoff als Makronährstoff von Pflanzen das Wachstum eines Bestandes fördert (z. B. KENK und FISCHER, 1988; MENGEL, 1991; FOERSTER, 1990). Untersuchungen weisen jedoch auf eine zunehmende Sättigung der Waldböden mit Stickstoff hin. Als Indiz dafür gilt die vermehrte Auswaschung von Nitrat ins Grundwasser (HUBER, 1997; EICHHORN, 1995; KÖLLING, 1999). Das hohe Stickstoffangebot in den Waldböden geht zum einen auf den verminderten Stickstoffentzug durch die Veränderungen in der Holzernte, bei der heute mehr Biomasse im Bestand zurückbleibt und das Verschwinden der Streunutzung zurück. Zum anderen sind hohe Stickstoffeinträge über die Atmosphäre zu verzeichnen (KREUTZER, 1994; UMWELTBUNDESAMT, 1997). Durch Nitrifikation d. h. durch die Oxidation des eingetragenen Ammoniums zu Nitrit oder Nitrat kommt es zur Bodenversauerung. Daraus resultiert ein Ungleichgewicht in der Nährstoffversorgung von Bäumen. Insbesondere können die Nährelemente Magnesium, Kalzium und Kalium durch vermehrte Auswaschung bzw. durch Hemmung der Aufnahme in Mangel geraten (KREUTZER, 1989; HOFMANN et al., 1990; MOHR, 1994; VON WILPERT und HILDEBRAND, 1994; EICHHORN, 1995²; ORTLOFF und SCHLAEPFER, 1996; KÖLLING, 1999).

Der prognostizierte höhere Zuwachs bei sonst gleichen Bedingungen auf Standorten mit niedrigem Stickstoffeintrag lässt sich in Folge dessen damit erklären, dass auf solchen Standorten noch keine Stickstoffsättigung eingetreten ist und deshalb die gleichbleibend hohe jährliche Deposition sich (noch) positiv auf den Zuwachs auswirkt. Auf Standorten, die bereits seit längerem einem hohen Stickstoffeintrag ausgesetzt sind, ist hingegen keine zuwachsfördernde Wirkung mehr zu erkennen. SCHÖPFER et al. (1994) stellen auf ertragskundlichen Fichtenversuchsflächen in Baden-Württemberg, die nach Standortgüte stratifiziert sind, seit Mitte des vergangenen Jahrhunderts auf schlechten Standorten eine stärkere Verbesserung der Bonität fest als auf guten Standorten. Sie nehmen an, dass Bestände auf schlechteren Standorten stärker auf den Düngungseffekt durch den atmosphärischen Stickstoffeintrag reagieren. Für Zuwachsrückgänge in Fichtenbeständen des Schwarzwaldes machen SCHÖPFER et al. die oben beschriebene bodenversauernde Wirkung der Stickstoffdeposition verantwortlich.

Bemerkenswert scheint, dass die Wirkung des Stickstoffeintrags nur in den Modellen der beiden Laubbaumarten Buche und Eiche signifikant ist. Eine Erklärung dafür könnte sein, dass Standorte, auf denen Bestände mit diesen Baumarten stocken, noch nicht so stark stickstoffgesättigt sind wie Standorte unter Nadelholzbeständen. In Laubholzbeständen wird nämlich

¹ Die Beschreibung der Wirkung der Stickstoffdeposition auf den Zuwachs muss unter dem Vorbehalt erfolgen, dass keine zufällige Korrelation zwischen der Verteilung von Regionen mit höherem und niedrigerem Stickstoffeintrag und einer hier nicht berücksichtigten regionalen Einflussvariable besteht.

² EICHHORN stellt als weitere Auswirkung fest, dass mit Zunahme des Stickstoffangebots im Boden das Wurzelwachstum im Vergleich zum Sprosswachstum zurückbleibt. Dadurch wird die Stabilität des Einzelbaums beeinträchtigt.

weniger Stickstoff eingetragen, da von der im Vergleich zu Nadelholzbeständen geringeren Oberfläche der Blätter nicht so viel Stickstoff aus der Atmosphäre ausgekämmt wird (HÜSER und REHFUESS, 1988; HUBER, 1997). Auf Standorten mit Nadelholz könnte demnach heute so viel Stickstoff zur Verfügung stehen, dass ein zusätzlicher Eintrag keinen positiven Effekt auf den Zuwachs mehr hat.

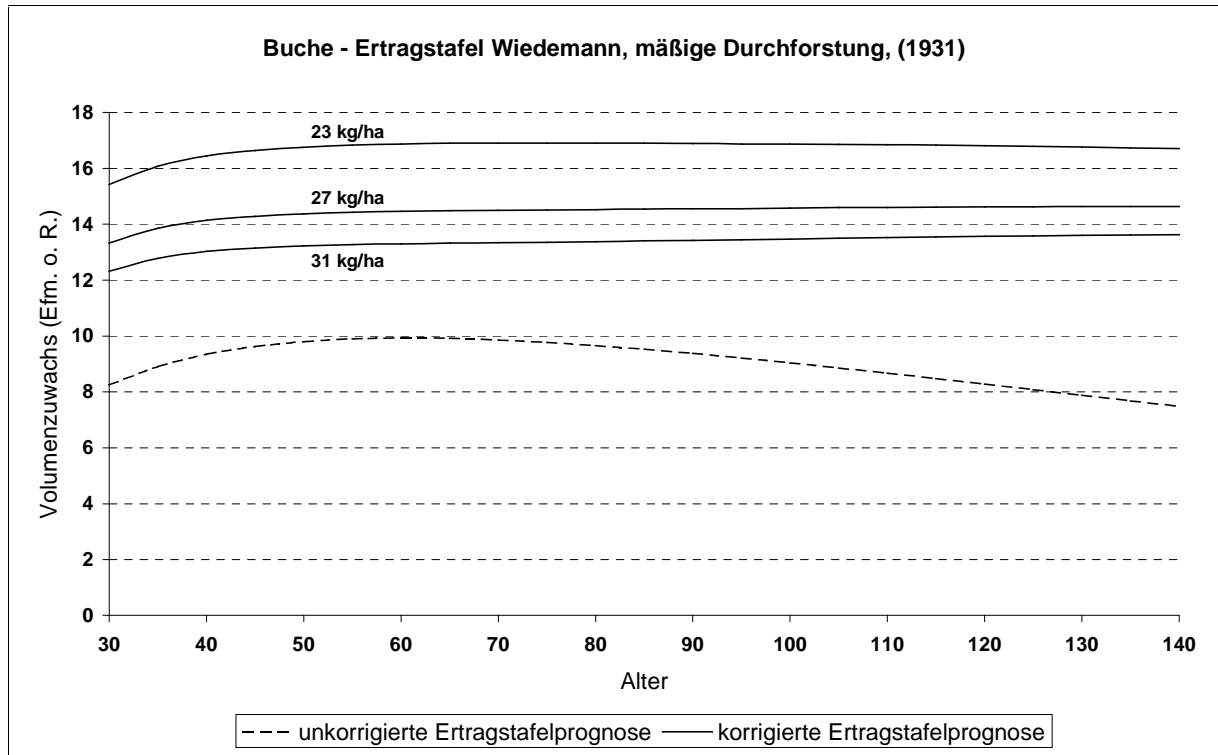


Abbildung 93: Baumart Buche - Verlauf der unkorrigierten und korrigierten Ertragstafelprognosen für Bonität 1,0 und verschiedene Werte von jährlichen Stickstoffeinträgen am Probekreis

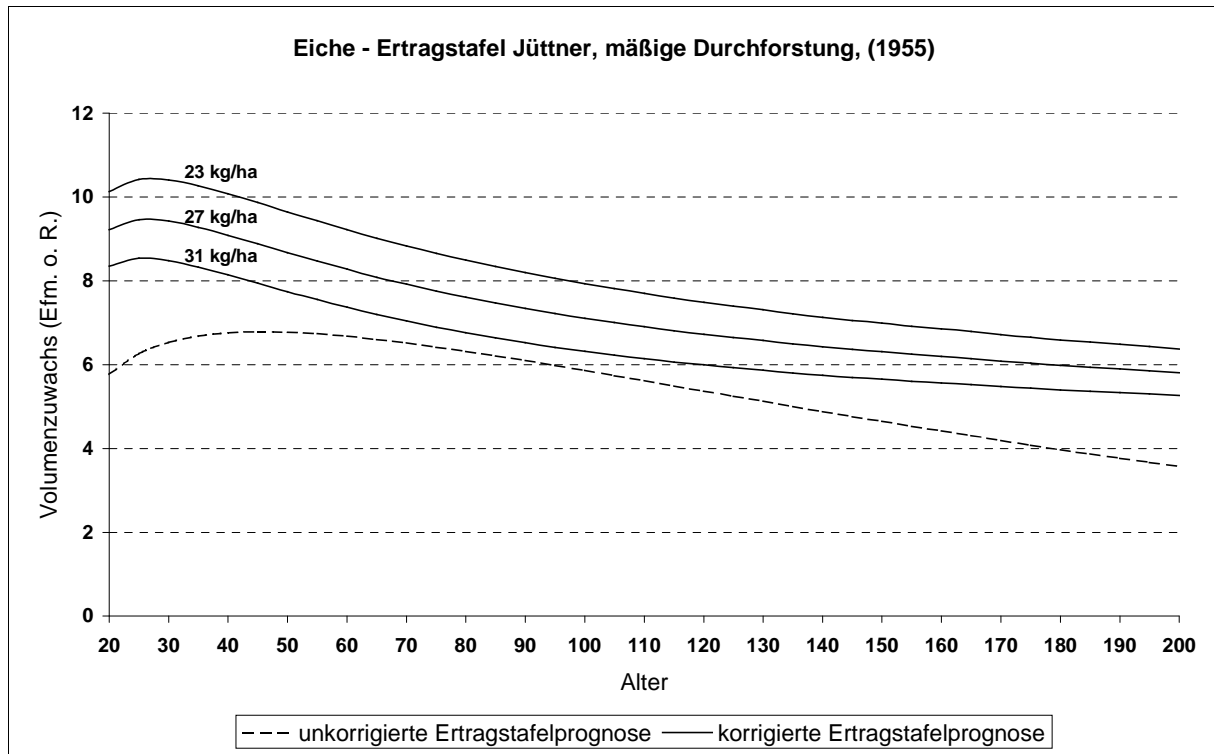


Abbildung 94: Baumart Eiche - Verlauf der unkorrigierten und korrigierten Ertragstafelprognosen für Bonität 1,0 und verschiedene Werte von jährlichen Stickstoffeinträgen am Probekreis

3.2.2 Standortmodelle und Klimagruppenmodelle

Die qualitative Evaluierung der Standorts- und Klimagruppenmodelle erfolgt in Form einer Gegenüberstellung, nach Baumarten gegliedert. Die Veränderung der Zuwachsprognose mit dem Bestandesalter wird für die verschiedenen Klimagruppen beschrieben. Basis ist dabei immer ein Reinbestand der betreffenden Baumart und ein Bestockungsgrad von 1,0. Für die weiteren Erklärungsvariablen der beiden Modellformen, also Bonität, Meereshöhe, Hangneigung, Stickstoffdeposition und die skalierten Standortsziffern wurden die mittleren Verhältnisse in der Klimagruppe zu Grunde gelegt. Bei den Standortsziffern wurden die Mediane der Skalenwerte ermittelt. Die Ausprägungen, die sie repräsentieren, wurden als mittlere Standortverhältnisse in der Klimagruppe interpretiert¹. Für die übrigen Variablen wurde der getrimmte Mittelwert² einer Klimagruppe in die Funktionsgleichungen eingesetzt. Tabelle 43 enthält eine nach den Klimagruppenmodellen stratifizierte Zusammenstellung der Werte, die für die unabhängigen Variablen eingesetzt wurden, sofern sie in den entsprechenden Modellen signifikant waren.

¹ Die Standortsziffern können nicht als typische Standortseinheit der Klimagruppe aufgefasst werden, da die Skalenwerte der Variablen getrennt voneinander hergeleitet wurden. Deshalb ist es auch möglich, dass in der Zusammenstellung in Tabelle 43 widersinnige „Standortseinheiten“ auftauchen.

² Der getrimmte Mittelwert ist stabiler als der arithmetische Mittelwert, er wird unter Ausschluss von 5% der größten und 5% der kleinsten Werte berechnet.

Modell		Einflussvariablen							
Baumart	Klimagruppe	(Oberhöhen)Bonität	Meereshöhe (m über N.N.)	Hangneigung (Grad)	Stickstoffdeposition (kg/ha)	Standortsziffer 1 ,Substrat'	Standortsziffer 2 ,besondere Standortmerkmale'	Standortsziffer 3 ,Wasserhaushalt'	Standortsziffer 4 ,Ausgangsgestein'
Fichte	1	34,4	350	5		3	0	2	5
Fichte	2, 3	35,6	477	5		1	0	2	3
Fichte	4	36,8	531	0		1	0	2	6
Fichte	5	32,8	664	7		2	2	9	1
Fichte	6	30	991	10		2	3	2	1
Fichte	7	34,8	877	7		2	0	4	6
Kiefer	1	0,9	351			7	0	2	4
Kiefer	2	1,3	374			5	0	2	4
Kiefer	3	1,4	442			3	0	2	4
Kiefer	4	1,6	446			3	0	2	4
Kiefer	5	1,4	606			1	2	2	0
Tanne	1	0,3	336	8					
Tanne	2	0,5	465	7					
Tanne	3	0,7	514	6					
Tanne	4	0,6	563	5					
Tanne	5	1,5	751	12					
Tanne	6	1,7	941	12					
Tanne	7	1,2	857	11					
Lärche	1, 2, 3	1,6							
Lärche	4	0,7							
Lärche	5	1,6							
Buche	1	2,0	337		24,2	4	0	2	7
Buche	2	1,1	463		28,0	1	0	3	4
Buche	3	2,4	447		26,9	7	0	2	4
Buche	4	1,3	536		30,6	1	0	2	6
Buche	5	2,1	662		27,8	2	4	2	3
Buche	6, 7	2,6	650		36,0	2	8	5	3
Eiche	1, 2, 3	1,6			26,1		0	2	
Eiche	4	0,9			30,1		0	2	

Tabelle 43: Mittlere Standortverhältnisse in den Klimagruppen

Um einen Vergleich der Prognosen aus den beiden Modellformen mit dem differenzierten Regressionsmodell ziehen zu können, wurde in den folgenden Abbildungen 95 bis 104 der Verlauf der Zuwachsprognose des differenzierten Regressionsmodells auf der Basis der mittleren Bonität für alle Bestände einer Baumart hinzugefügt.

Die Zuwachsprognosen schwanken für die Baumart Fichte sowohl im Standortmodell als auch in den Klimagruppenmodellen bei der Mehrzahl der Klimagruppen mit einer Spreitung von weniger als 6 Erntefestmeter (Abbildungen 95 und 96). In beiden Modellformen liegen aber die Prognosen für die Klimagruppe 6 (boreal-montan mit sehr kurzer Vegetationsperiode) auffallend weit unter diesen relativ dicht beieinander liegenden Klimagruppen. Die Klimagruppe 6 hat den Schwerpunkt ihrer Verbreitung in den ostbayerischen Mittelgebirgen. PRETZSCH und UTSCHIG (2000) kommen bei Auswertungen der Daten von Fichtenversuchsflächen in dieser Region ebenfalls zu erstaunlich niedrigen Zuwächsen, die für jüngere Bestände sogar unter dem Niveau der Ertragstafel von GUTTENBERG liegen. Dagegen stellen sie in anderen Teilen Bayerns Verlauf und Höhe der Volumenzuwächse von Fichtenbeständen im Bereich der Zuwachsprognosen aus dem differenzierten Regressionsmodell fest.

Der Verlauf der Zuwachsprognose über dem Bestandesalter unterscheidet sich in den beiden Modellformen. Während er bei den Klimagruppenmodellen annähernd parallel zur Zuwachsprognose des differenzierten Regressionsmodells verläuft, liegt er im Standortmodell für junge Bestände erheblich unter der Prognose aus dem differenzierten Regressionsmodell. Die Prognosen der Standortmodelle für sehr alte Bestände sind dagegen im Bereich der Klimagruppen mit geringerem Zuwachs angesiedelt. Es zeigt sich also eine Tendenz zu einer im Vergleich zum differenzierten Regressionsmodell niedrigeren Zuwachsprognose für junge Bestände und einer höheren Zuwachsprognose für alte Bestände. Dies gilt bei allen Baumarten, deren differenziertes Regressionsmodell die Variable Bonität und deren Standortmodell lokale Standortseigenschaften enthält, also bei Fichten, Kiefern, Buchen und Eichen, nicht jedoch bei Lärchen und Tannen.

Aus dieser Beobachtung lässt sich auf die in Kapitel 3.2.1.1 geschilderte Bonitätsverbesserung von Standorten schließen (KENK, 1991; SCHÖPFER et al., 1994; PRETZSCH und UTSCHIG, 2000). Grundlage der Abbildungen des Verlaufs der Zuwachsprognosen sind für die Standortmodelle die mittleren Standortverhältnisse der Klimagruppen. Für die Klimagruppenmodelle bilden maßgeblich die mittleren Bonitäten der Klimagruppen die Basis der Abbildungen. Auf dem gleichen Standort ist für junge Bestände also mit einer besseren Bonität zu rechnen als für Altbestände, da sich auf Grund des statischen Charakters der Alters-Höhenbonitierung eine Standortverbesserung nur mit Verzögerung in einer Bonitätsverbesserung widerspiegelt.

Die Differenzierung der Zuwachsprognosen für die Baumart Kiefer nach den Klimagruppen ist sehr gering (Abbildung 97 und 98). Sehr deutlich zeigt sich der beschriebene Effekt der Bonitätsverbesserung für junge Bestände bei gleichen Standorten.

Tannenbestände zeigen gemäß der Bedeutung, die Klimagruppen im Standortmodell einnehmen (Kapitel 3.1.3), hohe Unterschiede in der Zuwachsprognose für verschiedene Klima-

gruppen (Abbildung 99). Niedrige Zuwächse weist das Standortmodell in den kalten, von boreal-montanem Klima geprägten Gruppen 5 und 6 aus. Für die Klimagruppe 7, die sich zum Großteil aus Stichprobenpunkten des Forstamts Kempten zusammensetzt, werden die höchsten Zuwachsprognosen getroffen. Die Klimagruppe 7 zeichnet sich durch sehr hohen Niederschläge und einer im Vergleich zu den Gruppen 5 und 6 günstigerer Wärmebilanz aus.

Die Baumart Lärche weist in den beiden „kalten“ Klimagruppen 5 und 6 mittlere Zuwachsprognosen auf (Abbildung 100). Die höchsten Zuwächse werden nach dem Standortmodell in der etwas wärmeren Klimagruppe 4 geleistet, die geringsten in den trockeneren Gruppen 1, 2, und 3.

Buchenbestände haben die höchsten Zuwachsprognosen in den wärmeren Klimagruppen 1 und 2 (Abbildungen 101 und 102). Die Kurven der Gruppen 5, 6 und 7 mit vergleichsweise niedriger Jahresdurchschnittstemperatur liegen unter diesem Niveau.

Für Eichenbestände ist die Zuwachsprognose in den wärmeren Klimagruppen 1, 2 und 3 höher als unter den etwas kühleren und feuchteren Verhältnissen von Klimagruppe 4 (Abbildung 103). Wie bei der Baumart Kiefer tritt bei Eichen sehr deutlich die Bonitätsverbesserung der Standorte zu Tage. Weil fast alle Eichen zu einer der Klimagruppen 1, 2 oder 3 gehören, sind sich die Kurven des Klimagruppenmodells und des differenzierten Regessionsmodells sehr ähnlich (Abbildung 104).

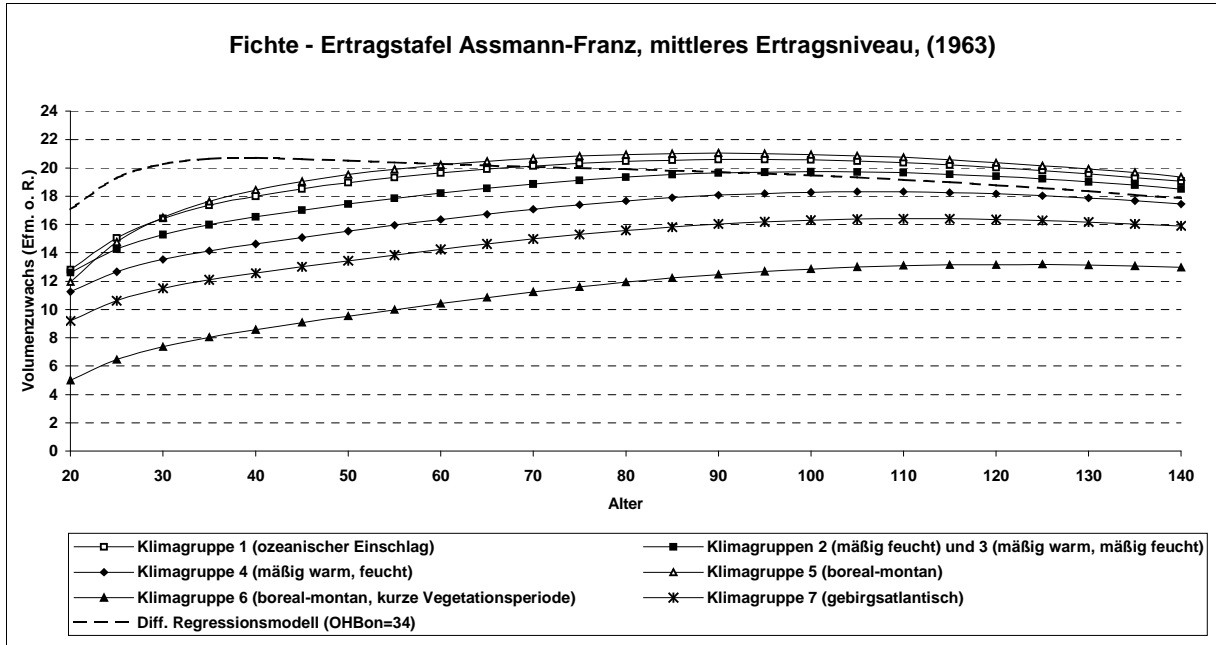


Abbildung 95: Baumart Fichte – Verlauf der korrigierten Ertragstafelprognosen in verschiedenen Klimagruppen nach Standortmodell

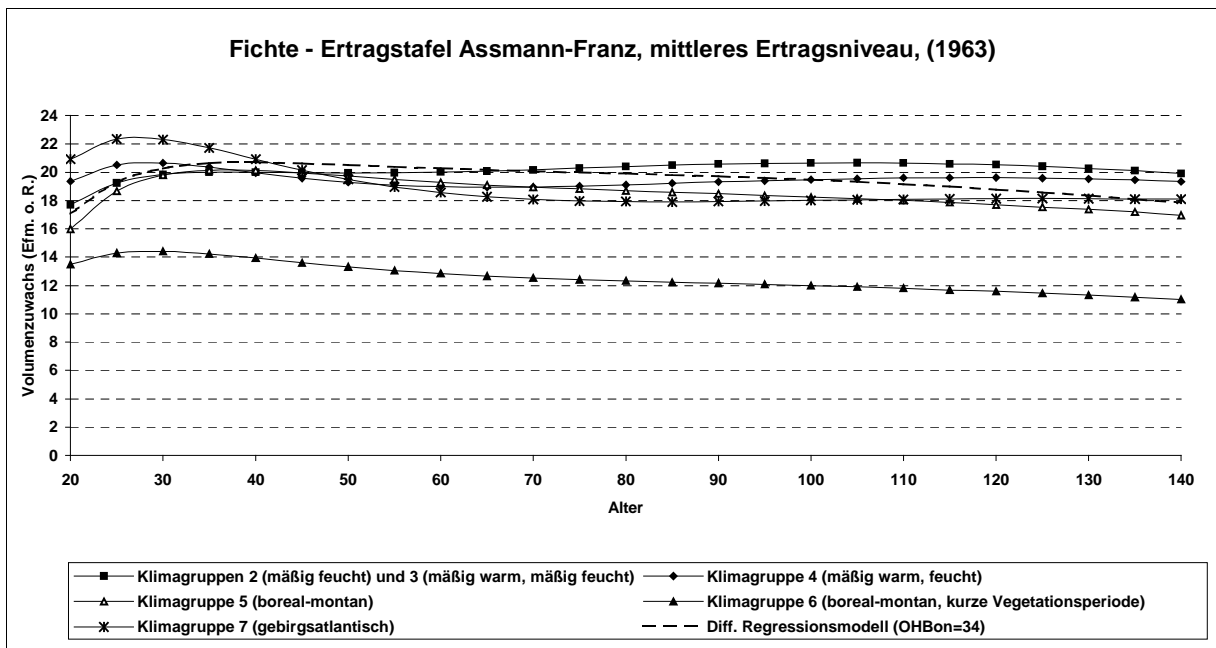


Abbildung 96: Baumart Fichte – Verlauf der korrigierten Ertragstafelprognosen in verschiedenen Klimagruppen nach Gruppenmodellen

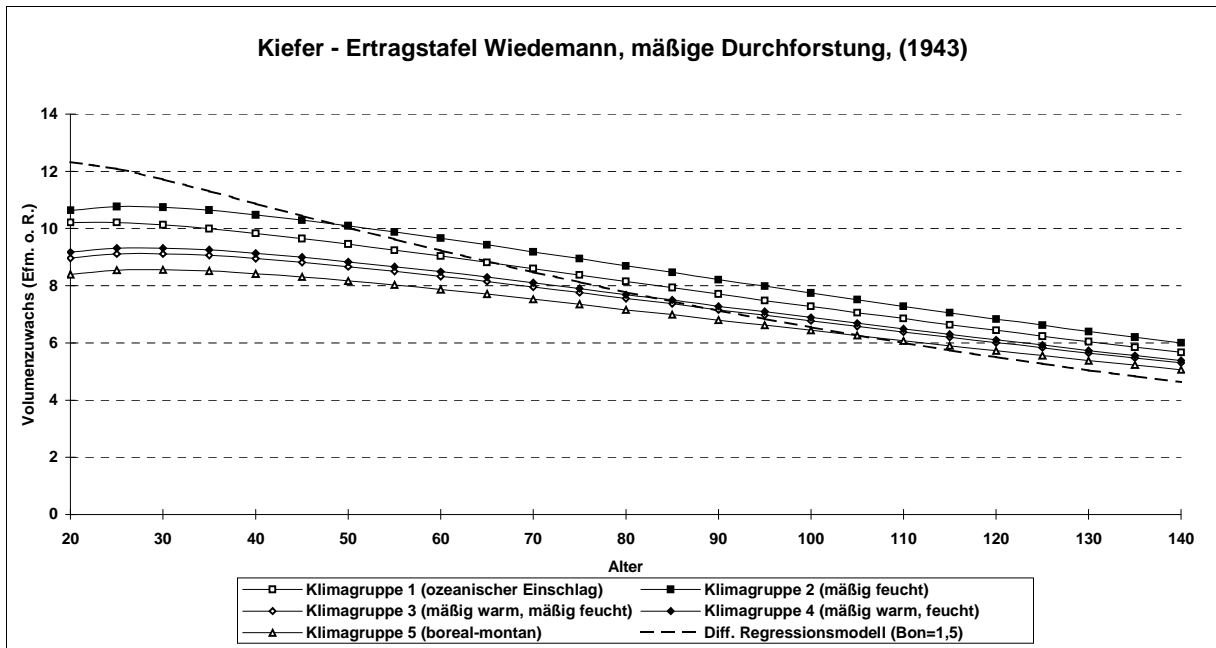


Abbildung 97: Baumart Kiefer – Verlauf der korrigierten Ertragstafelprognosen in verschiedenen Klimagruppen nach Standortmodell

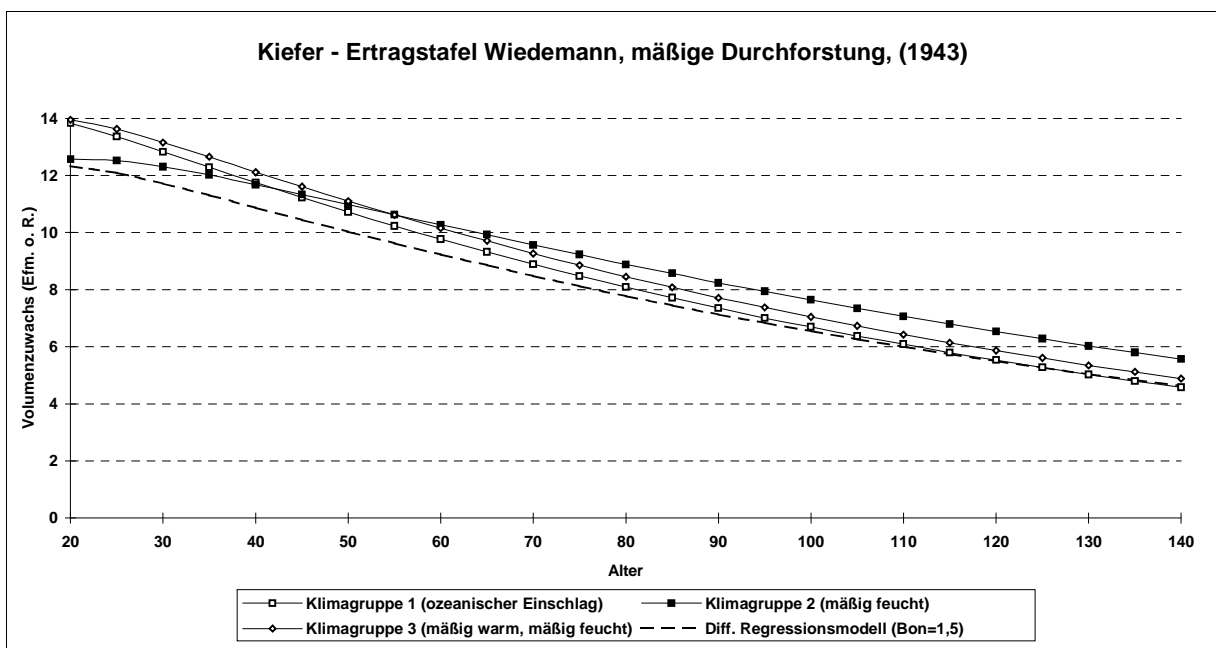


Abbildung 98: Baumart Kiefer – Verlauf der korrigierten Ertragstafelprognosen in verschiedenen Klimagruppen nach Gruppenmodellen

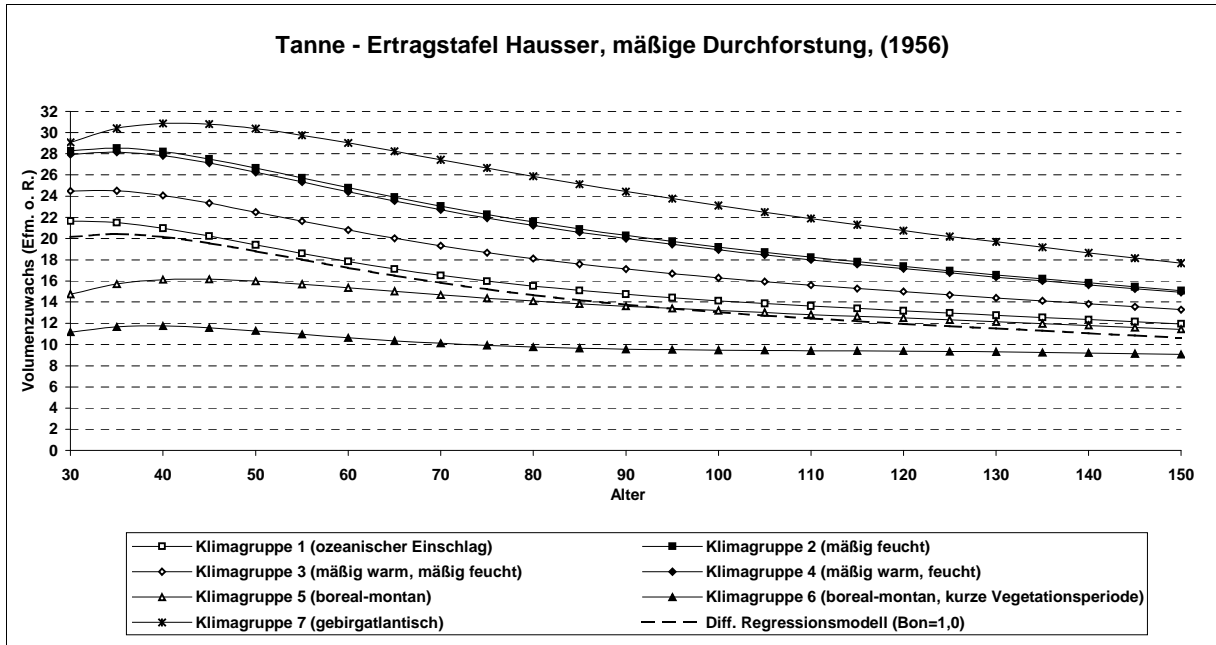


Abbildung 99: Baumart Tanne - Verlauf der korrigierten Ertragstafelprognosen in verschiedenen Klimagruppen nach Standortmodell

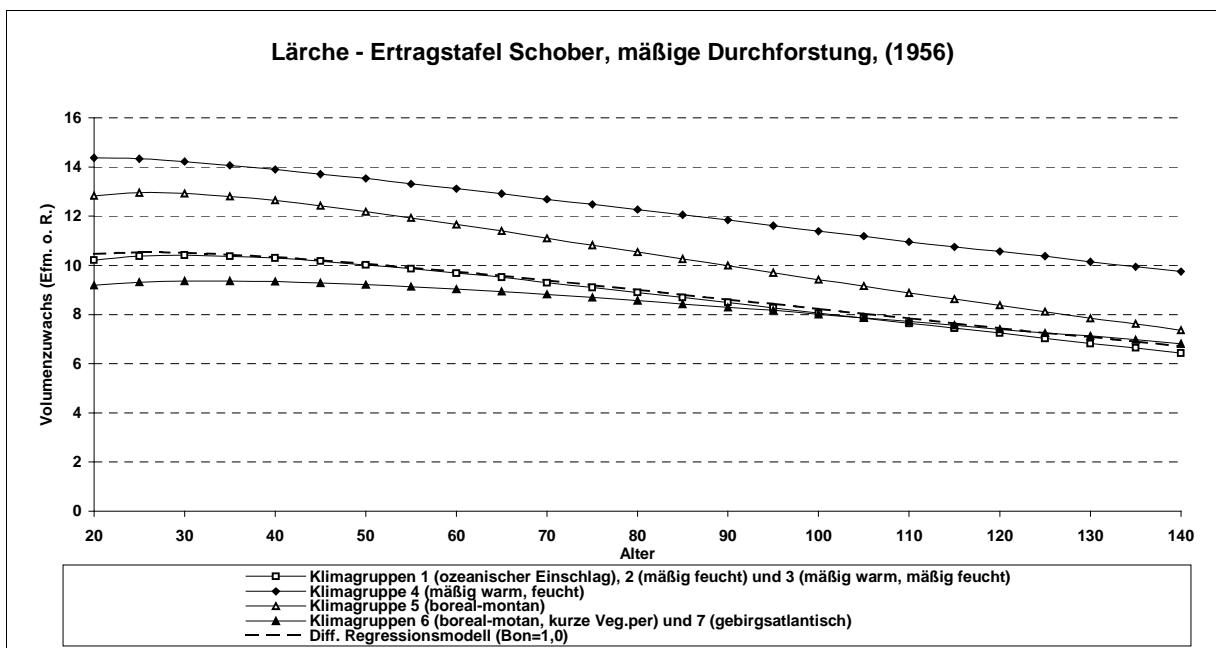


Abbildung 100: Baumart Lärche - Verlauf der korrigierten Ertragstafelprognosen in verschiedenen Klimagruppen nach Standortmodell

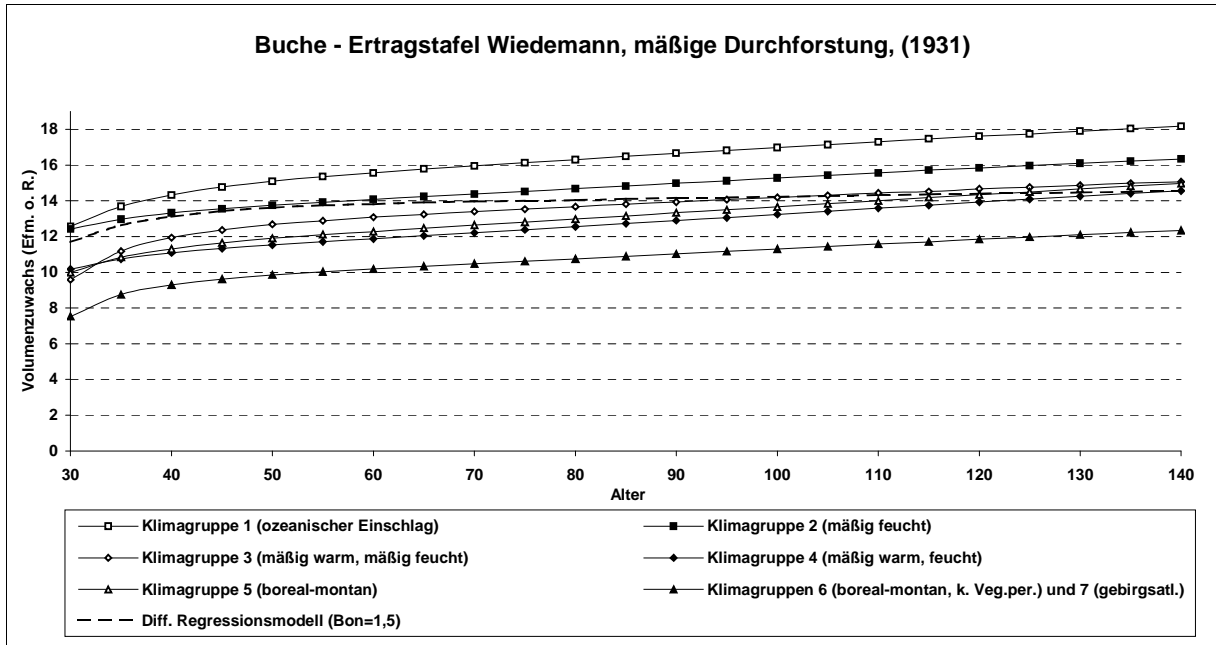


Abbildung 101: Baumart Buche - Verlauf korrigierten Ertragstafelprognosen in verschiedenen Klimagruppen nach Standortmodell

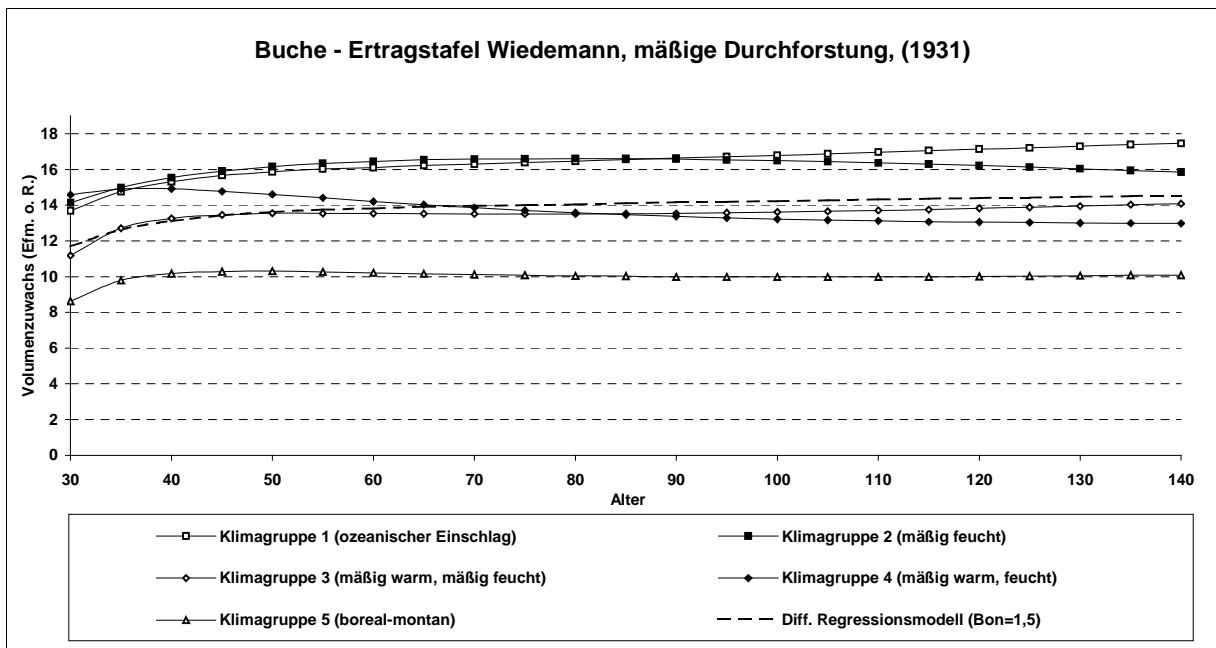


Abbildung 102: Baumart Buche - Verlauf der korrigierten Ertragstafelprognosen in verschiedenen Klimagruppen nach Gruppenmodellen

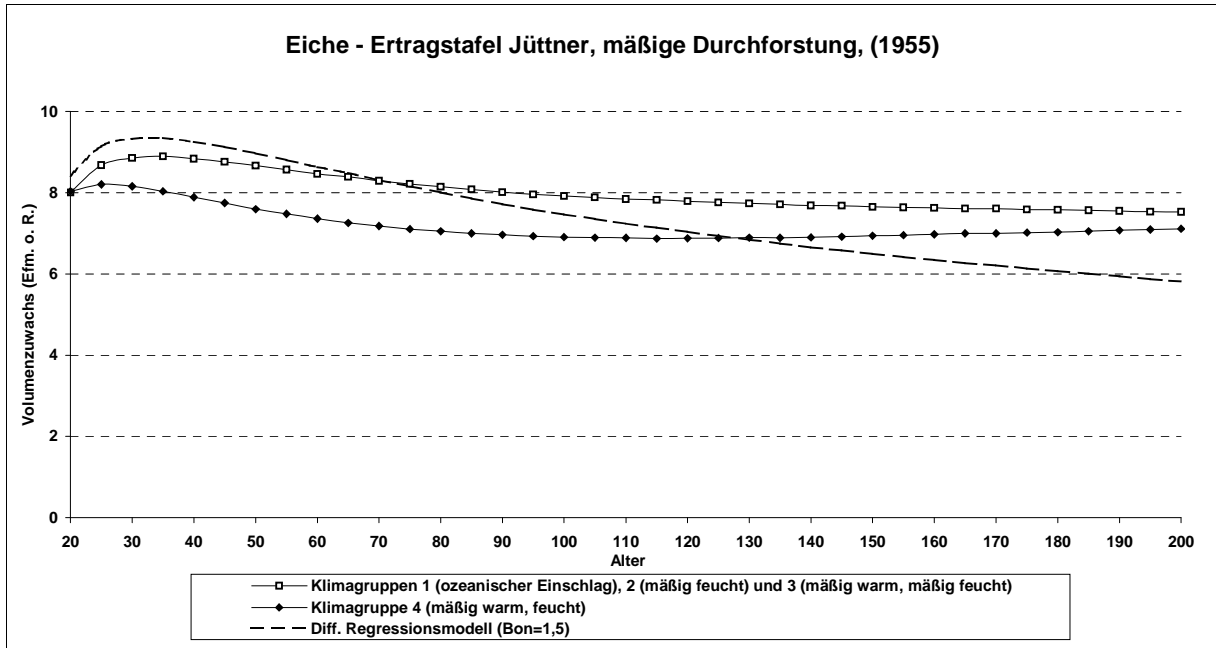


Abbildung 103: Baumart Eiche - Verlauf der korrigierten Ertragstafelprognosen in verschiedenen Klimagruppen nach Standortmodell

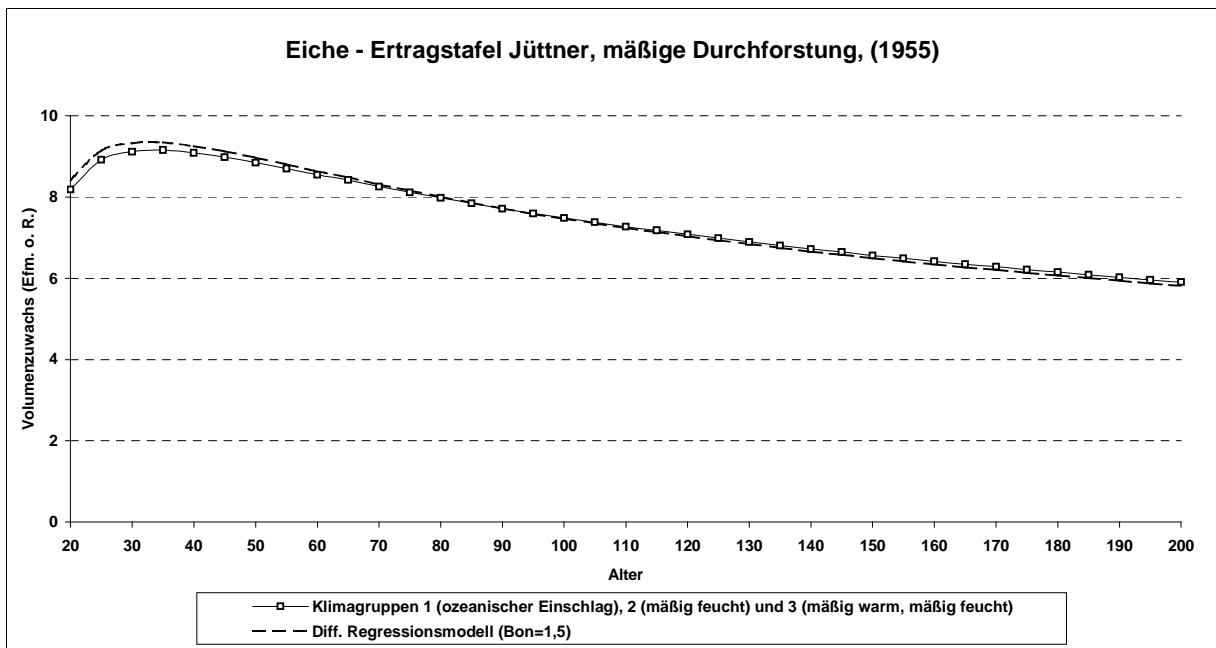


Abbildung 104: Baumart Eiche – Verlauf der korrigierten Ertragstafelprognosen in verschiedenen Klimagruppen nach Gruppenmodellen

3.3 Validierung der Modelle

Die Validierung als quantitativer Teil der Modellevaluierung wurde betriebsweise anhand der vor der Parametrisierung der Modelle abgetrennten Daten durchgeführt (Kapitel 2.4). Die Treffgenauigkeit, also die Kombination der Bewertung von Verzerrung und Präzision für eine Prognose (Kapitel 2.5.2) zeigt, dass alle beschriebenen Modelle für jeden der validierten Betriebe eine deutlich bessere Vorhersage für den Zuwachs leisten als die entsprechende Ertragstafel (Tabellen 44 und 45). Die Unterschiede in der Treffgenauigkeit der verschiedenen Modellformen sind gering (Abbildungen 105 und 106: Validierung der Baumart Fichte für das Forstamt Landsberg a. L.). Zwischen den einzelnen Betrieben sind jedoch unabhängig von der Baumart größere Unterschiede feststellbar. Es hat also durchaus Einfluss, inwieweit ein Betrieb von den zur Modellierung verwendeten Beständen repräsentiert wird. Welches der vier verschiedenen Modelle man nun für einen bestimmten Betrieb anwendet, ist hingegen von untergeordneter Bedeutung. Somit lässt sich auch mit den in Tabellenform darstellbaren Zuwachsprognosen aus den einfachen Regressionsmodellen (Kapitel 3.1.2.1.5) eine deutliche Verbesserung der Prognosegenauigkeit im Vergleich zur Ertragstafel erreichen. Die Klimagruppenmodelle sind meist den Modellen unterlegen, die auf der gesamten Datenmenge für eine bestimmte Baumart basieren. Lediglich in den Klimagruppen 5, 6 und 7, die aufgrund ihrer niedrigen Jahrestemperaturen und der hohen Niederschläge am weitesten von den mittleren klimatischen Verhältnissen in Bayern abweichen, zeigen sie eine den anderen Modellen überlegene Treffgenauigkeit.

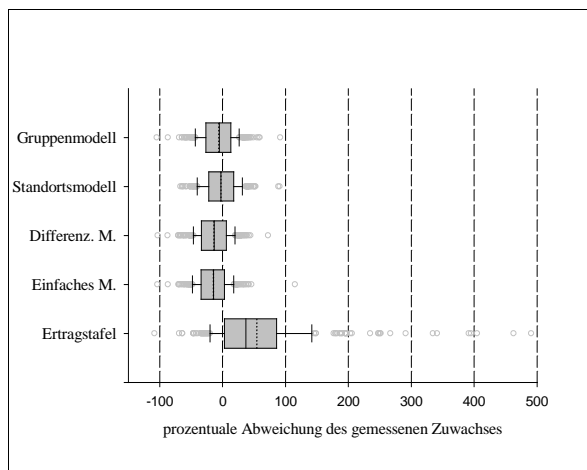


Abbildung 105: Validierung der Korrekturmodelle für die Klimagruppe 4 (mäßig feucht) mit Daten aus dem Forstamt Landsberg a. L. Die durchgezogene Linie zeigt den Mittelwert an, die gestrichelte den Median.

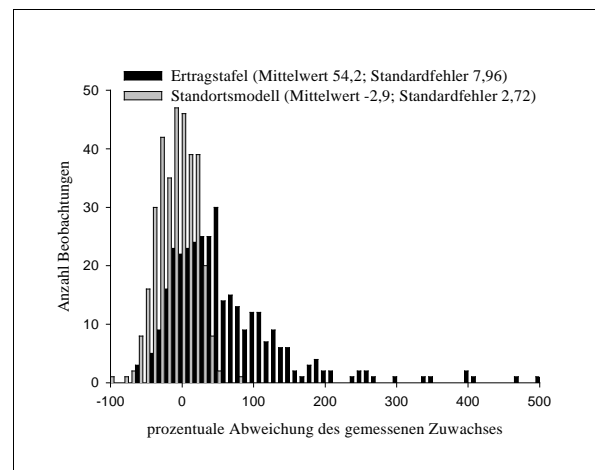


Abbildung 106: Häufigkeitsverteilung der prozentualen Abweichung des gemessenen und mit Ertragstafel bzw. Standortmodell prognostizierten Zuwachses am Forstamt Landsberg a. L.

Die Treffgenauigkeit der Modelle für die Baumart Fichte verbessert sich im Vergleich zur unkorrigierten Ertragstafelprognose durchschnittlich um den Faktor 4. Der Zuwachs von Fichtenbeständen lag in der vergangenen Inventurperiode in einzelnen Betrieben mehr als doppelt so hoch wie von der Ertragstafel eingeschätzt, wurde aber im Mittel von den Modellen nur um wenige Prozentpunkte überschätzt.

Mit den für Fichtenbestände beobachteten hohen Abweichungen des tatsächlich geleisteten Zuwachses von der Ertragstafelprognose sind noch die Abweichungen für die beiden Laubbaumarten Buche und Eiche vergleichbar. Lediglich in den von boreal-montanem Klima geprägten Gruppen 5 und 6 liegt für Buchenbestände mit 46,6% bzw. 24,2% die prozentuale Abweichung nicht ganz so hoch. Durch die Anwendung der Modelle kommt es meist zu einer leichten Unterschätzung des Zuwachses. Die schlechteste Korrektur gelingt für die Klimagruppe 4. Der tatsächlich gemessene Zuwachs im Forstamt Zusmarshausen liegt auch beim besten Korrekturmodell noch 13% über der Prognose. Bei der Validierung des Forstamts Neureichenau überschätzen alle Korrekturmodelle mehr oder weniger den Zuwachs.

In den relativ kühlen Klimagruppen 4 und 5 ist die mittlere Abweichung des Zuwachses von der Ertragstafelprognose für Kiefernbestände nur gering. Im Forstamt Ebersberg, das zur Validierung der Kiefernmodelle für die Klimagruppe 4 herangezogen wurde, lag der Zuwachs in der vergangenen Inventurperiode sogar unter Ertragstafelniveau. In den Gruppen 1 bis 3, die sich durch eine höhere Jahresdurchschnittstemperatur auszeichnen, wurde eine hohe positive Abweichung des tatsächlich geleisteten Zuwachses von der Ertragstafelprognose festgestellt. Die Korrektur der Zuwachsprognose gelang für alle Betriebe mit Ausnahme des Forstamts Ebersberg gut.

Für die Baumarten Tanne, Lärche und Eiche wurden die Stichprobenpunkte eines gesamten Forstamtes ohne Rücksicht auf die Zugehörigkeit zu einer Klimagruppe zur Validierung herangezogen. Die deutliche Unterschätzung des Zuwachses durch die Ertragstafeln wird für alle drei Baumarten durch die Zuwachsprognosen aus den Modellen erheblich vermindert.

Modell		unkorrigierte Ertragsstapelprognose			mit einfachem Regressionsmodell korrigierte Ertragsstapelprognose			mit differenziertem Regressionsmodell korrigierte Ertragsstapelprognose				
Baumart	Klimagruppe	validierter Betrieb	n	mittlere prozentuale Abweichung zum gemessenen Zuwachs (\bar{e})	Standardfehler $s_{\bar{e}}$	Treffgenauigkeit $\sqrt{s_{\bar{e}}^2 + \bar{e}^2}$	mittlere prozentuale Abweichung zum gemessenen Zuwachs (\bar{e})	Standardfehler $s_{\bar{e}}$	Treffgenauigkeit $\sqrt{s_{\bar{e}}^2 + \bar{e}^2}$	mittlere prozentuale Abweichung zum gemessenen Zuwachs (\bar{e})	Standardfehler $s_{\bar{e}}$	Treffgenauigkeit $\sqrt{s_{\bar{e}}^2 + \bar{e}^2}$
Fichte	1	Steinach	104	107,6	13,61	175,63	-20,8	3,57	41,94	-22,2	3,37	40,94
Fichte	2	Weißenhorn	455	72,9	8,57	113,81	2,3	2,50	25,56	7,8	2,62	27,82
Fichte	3	Neustadt b. Coburg	296	119,1	12,74	176,25	-9,8	3,98	41,79	-12,2	3,62	38,86
Fichte	4	Landsberg a. Lech	332	54,2	7,96	97,62	-14,9	2,54	29,87	-13,9	2,55	29,53
Fichte	5	Bodenmais	232	79,6	8,48	117,50	10,6	3,57	37,87	6,2	3,29	34,08
Fichte	6	Neureichenau	240	79,1	9,65	126,27	-4,0	3,29	33,76	-8,0	3,04	32,03
Fichte	7	Kempten	74	94,1	10,31	141,07	7,2	3,61	37,55	8,4	3,45	36,17
Kiefer	1	Steinach	297	71,6	8,02	108,69	-4,6	3,08	31,76	-4,8	3,08	31,74
Kiefer	2	Aichach	191	20,3	6,64	70,67	-12,7	4,09	43,64	-12,2	4,06	43,20
Kiefer	3	Sulzbach-Rosenberg	264	76,3	9,09	120,05	11,0	3,59	38,27	11,1	3,65	38,83
Kiefer	4	Ebersberg	96	-11,5	5,22	54,51	-16,3	3,76	41,66	-15,5	3,77	41,44
Kiefer	5	Tännesberg	36	3,5	5,60	57,20	3,1	4,77	48,73	3,2	4,78	48,82
Tanne	gesamt	Aichach/Landsberg a. L.	52	50,2	6,53	83,38	21,3	5,56	60,58	20,4	5,45	59,19
Lärche	gesamt	Neustadt b. Coburg	119	56,3	10,74	123,13	26,8	8,01	85,95	26,8	7,89	84,81
Buche	1	Steinach	144	88,5	9,77	133,25	-4,5	4,02	41,25	-0,7	4,17	42,50
Buche	2	Roding	54	55,2	8,65	104,07	-4,9	3,97	40,83	2,9	4,23	43,28
Buche	3	Sulzbach-Rosenberg	209	99,0	9,50	138,54	7,4	3,73	38,75	5,9	3,53	36,44
Buche	4	Zusmarshausen	43	74,4	7,02	103,28	13,3	3,92	42,12	23,0	4,11	47,82
Buche	5	Bodenmais	93	46,6	6,85	83,97	9,7	4,35	45,46	17,2	4,54	49,39
Buche	6	Neureichenau	172	24,2	6,63	71,84	-9,3	4,21	43,97	-21,1	3,57	42,04
Buche	7	Kempten	11	114,0	10,67	157,57	16,8	5,37	57,28	18,7	5,20	56,27
Eiche	gesamt	Hammelburg	230	101,6	12,24	160,94	0,4	3,74	38,14	3,7	3,85	39,45

Tabelle 44: Validierung der einfachen und differenzierten Regressionsmodelle

Modell		unkorrigierte Ertragsstapelprognose			mit Standortmodell korrigierte Ertragsstapelprognose			mit Klimagruppenmodell korrigierte Ertragsstapelprognose				
Baumart	Klima- gruppe	validierter Betrieb	n	mittlere prozentuale Abweichung zum gemessenen Zuwachs (€)	Standardfehler s_e	Treffge- nauigkeit $\sqrt{s_e^2 + e^2}$	mittlere prozentuale Abweichung zum gemessenen Zuwachs (€)	Standardfehler s_e	Treffge- nauigkeit $\sqrt{s_e^2 + e^2}$	mittlere prozentuale Abweichung zum gemessenen Zuwachs (€)	Standardfehler s_e	Treffge- nauigkeit $\sqrt{s_e^2 + e^2}$
Fichte	1	Steinach	104	107,6	13,61	175,63	-15,5	4,10	44,55			
Fichte	2	Weißenhorn	455	72,9	8,57	113,81	3,1	2,91	29,86	3,4	2,57	26,45
Fichte	3	Neustadt b. Coburg	296	119,1	12,74	176,25	-1,2	4,46	45,54	-4,3	3,84	39,38
Fichte	4	Landsberg a. Lech	332	54,2	7,96	97,62	-2,9	2,72	27,85	-6,4	2,69	28,13
Fichte	5	Bodenmais	232	79,6	8,48	117,50	-28,4	2,60	38,84	-16,0	3,00	34,49
Fichte	6	Neureichenau	240	79,1	9,65	126,27	3,9	3,69	37,80	-1,9	3,04	31,10
Fichte	7	Kempten	74	94,1	10,31	141,07	-6,3	3,28	34,04	-2,3	3,02	30,88
Kiefer	1	Steinach	297	71,6	8,02	108,69	6,3	3,84	39,69	3,6	3,40	34,91
Kiefer	2	Aichach	191	20,3	6,64	70,67	-27,4	3,61	45,90	-2,6	4,60	46,93
Kiefer	3	Sulzbach-Rosenberg	264	76,3	9,09	120,05	8,2	4,06	42,19	6,2	3,56	36,82
Kiefer	4	Ebersberg	96	-11,5	5,22	54,51	-32,7	3,22	46,36			
Kiefer	5	Tännesberg	36	3,5	5,60	57,20	-0,4	4,64	47,34			
Tanne	gesamt	Aichach/Landsberg a. L.	52	50,2	6,53	83,38	16,1	5,34	56,74			
Lärche	gesamt	Neustadt b. Coburg	119	56,3	10,74	123,13	21,4	6,54	70,02			
Buche	1	Steinach	144	88,5	9,77	133,25	2,2	4,26	43,46	1,6	4,56	46,52
Buche	2	Roding	54	55,2	8,65	104,07	12,9	5,21	54,70	14,4	4,71	50,15
Buche	3	Sulzbach-Rosenberg	209	99,0	9,50	138,54	7,9	3,75	39,02	7,6	3,56	37,05
Buche	4	Zusmarshausen	43	74,4	7,02	103,28	31,0	4,25	53,30	33,7	4,60	57,76
Buche	5	Bodenmais	93	46,6	6,85	83,97	4,8	3,89	39,97	-26,0	3,06	40,58
Buche	6	Neureichenau	172	24,2	6,63	71,84	-11,9	3,58	38,39			
Buche	7	Kempten	11	114,0	10,67	157,57	20,6	6,62	70,63			
Eiche	gesamt	Hammelburg	230	101,6	12,24	160,94	12,3	4,78	50,32	9,4	4,04	42,27

Tabelle 45: Validierung der Standortmodelle und Klimagruppenmodelle

4 Abschließende Wertung

In diesem Kapitel werden zunächst mögliche Gründe angegeben, warum einige der potentiellen Erklärungsvariablen aus Kapitel 2.3.2 nicht in die Modelle eingegangen sind. Es wird auf die Probleme eingegangen, die aufgrund des relativ kurzen Beobachtungszeitraums für die Zuwachsdaten bestehen, die zur Parametrisierung der Modelle verwendet wurden. Abschließend werden die Ergebnisse dieser Arbeit in den Kontext waldwachstumskundlicher Forschung gestellt.

4.1 Kritik an den gewählten Erklärungsvariablen

4.1.1 Daten aus der Waldzustanderhebung

Die prozentualen Nadel- oder Blattverluste im Vergleich zu ungeschädigten Bäumen wurden pro Probekreis für die Baumarten Fichte, Kiefer und Buche aus den Daten der Waldzustandserhebung des Jahres 1994 geschätzt. Die Schätzung ist nicht sehr präzise. Für die Baumart Fichte ist sie in den meisten Regionen Bayerns mit einem Standardfehler von 24% verknüpft (Kapitel 2.3.2.2.2). Dies ist sicher ein Grund, dass der Regressionskoeffizient der Variable in keinem der beschriebenen Modelle signifikant ist.

Dennoch ist zu berücksichtigen, dass es aus der Zeit der aufkommenden Waldschadensdiskussion in den achtziger Jahren des vergangenen Jahrhunderts viele Hinweise auf einen Zusammenhang zwischen Benadelungs- oder Belaubungszustand und Zuwachsgrößen (Kapitel 2.3.2.2) gibt. Meist werden Zuwachsverluste erst ab Überschreiten eines gewissen Schädigungsgrades festgestellt. NEUMANN (1993) zeigt für die Baumart Fichte, dass sich ein negativer Einfluss auf den Zuwachs erst bei Nadelverlusten von über 25% bemerkbar macht. PRETZSCH und UTSCHIG (1989) verwenden in ihrem Zuwachstrendverfahren zur Abschätzung von Zuwachsverlusten sowohl für Fichten als auch für Kiefern Bäume bis zu einem Nadelverlustprozent von 30 als Referenz für unbeeinträchtigt Wachstum. Nach PRETZSCH (1996) sind geringere Zuwächse bei Buchen sogar erst nach einem Verlust an Blattmasse von mehr als 60% zu erwarten.

Im Rahmen dieser Arbeit werden nun Bestände miteinander verglichen, die sich zu einem festgelegten Zeitpunkt in ihrem Waldzustand voneinander unterscheiden. Je nachdem, wie lange die Vitalität eines Baumes bereits eingeschränkt ist, ist eine mehr oder minder starke Verminderung des Höhenwachstums zu erwarten. Die Bonitäten und damit die Zuwachsprognosen aus der Ertragstafel für diese Bestände werden sich deshalb auch in Abhängigkeit des Waldzustandes unterscheiden. Sinken sowohl Ertragstafelprognose als auch wirklicher Zuwachs, werden sich die Unterschiede in der relativen Zuwachsdifferenz zur Ertragstafel von geschädigten und ungeschädigten Beständen verwischen.

Es ist zu vermuten, dass neben der unpräzisen Schätzung sowohl der wahrscheinlich erst nach einem Schwellenwert bestehenden Zusammenhang zwischen Nadel/Blatt- und Zuwachsverlust, als auch die Wahl der abhängigen Variablen ein Grund war, dass keine Korrelation des Waldzustandes zur Abweichung des Zuwachses von der Ertragstafel gefunden werden konnte.

4.1.2 Exposition und Hangneigung aus dem digitalen Geländemodell

Die Exposition am Probekreis erscheint als Variable in einigen waldwachstumskundlichen Modellen (STAGE, 1976; WYKOFF und MONSERUD, 1987; MONSERUD und STERBA, 1996; BACHMANN, 1998; HASENAUER et al., 1998) und wird für diese Modelle immer mit einer trigonometrischen Funktion transformiert. Meist geht sie in Wechselwirkung mit der Hangneigung in die Modelle ein. Im Rahmen dieser Arbeit war die Exposition am Probekreis aber in keiner Form in einem der Modelle eine signifikante Einflussgröße. Ein Grund für diese Beobachtung könnte in der Herleitung der Exposition aus den Daten des digitalen Geländemodells liegen. Bei einer Maschenweite des Aufnahmegerätes für das Geländemodell von 50×50 m ist die minimale Fläche eines Dreiecks im TIN-Modell 0,125 ha (Kapitel 2.3.2.1). Für diese gesamte Teilfläche gilt die gleiche Exposition. Kleinräumigere Reliefstrukturen werden nicht erfasst. Zudem ist die Genauigkeit der Höheninformationen mit ± 3 m zu berücksichtigen (BAYERISCHES LANDESVERMESSUNGSAMT, 1996). Es ist für flach geneigtes Gelände durchaus denkbar, dass durch den geringen Fehler in der Meereshöhe eines Messpunkts die Exposition der Dreiecksflächen, die an diesem Punkt angrenzen, falsch berechnet werden. Einen Hinweis auf die geringe Schätzgenauigkeit der Daten aus dem TIN-Modell bietet der Vergleich der modellierten Hangneigungen mit den gemessenen Hangneigungen aus den Inventuraufnahmen. Diese Hangneigungen gelten nämlich wie die Exposition für eine gesamte Dreiecksfläche. Nimmt man eine fehlerfreie Messung bei der Erstaufnahme der permanenten Inventur an (vgl. aber Kapitel 2.3.1.1), so ergibt sich ein Korrelationskoeffizient nach PEARSON von lediglich 0,74 mit den Hangneigungen aus dem TIN-Modell.

4.2 Verlauf der Zuwachsprognosen über dem Alter in den Modellen und im Bestandesleben

Die Abbildungen der altersabhängigen Zuwachsprognosen in Kapitel 3.2 stellen eine Querschnittaufnahme der Verhältnisse in der vergangenen Inventurperiode dar. Sie sind mit den Ergebnissen von Wuchsreihen ertragskundlicher Versuchsflächen vergleichbar. Aus dem Verlauf der Prognosen darf nicht auf den Zuwachsverlauf über ein gesamtes Bestandesleben geschlossen werden. Beobachtungen, wie sie für sehr gute Bonitäten der Baumarten Fichte und Buche gemacht wurden, dass Bestände in ihren letzten Altersphasen die höchsten absoluten Zuwächse leisten (Kapitel 3.2.1.1), sind nach den Erkenntnissen der Waldwachstumskunde unwahrscheinlich, auch wenn auf langfristigen ertragskundlichen Versuchsflächen ein langanhaltender hoher laufender Zuwachs festgestellt wird (PRETZSCH und UTSCHIG, 2000; UTSCHIG, 2000 a). Diese Zuwachsverläufe sind vor dem Hintergrund zu sehen, dass die Bonität

von Jungbeständen auf dem gleichen Standort besser ist als von Altbeständen (Kapitel 3.2.1.1). Deshalb werden in Relation zu den jeweils gleich alten Beständen heute beispielsweise junge Fichtenbestände mit der Oberhöhenbonität 40 weniger wuchskräftig sein als alte Fichtenbestände mit der dendrometrisch gleichen Bonität. Da sich aber unabhängig vom Bestandesalter die Wuchsbedingungen verbessert haben, können die Altbestände ihr höheres Zuwachspotential im Vergleich zu den jungen Beständen der gleichen Bonität nutzen. Diese Wuchsrelation zwischen alten und jungen Beständen wird sich so lange kontinuierlich verschieben, wie es Bestände gibt, die zur gleichen Altersphase verschiedenen Wuchsbedingungen ausgesetzt waren. PRETZSCH und UTSCHIG (2000) gehen davon aus, dass bei Konstanz der Wuchsbedingungen die von ASSMANN (1961) beschriebenen Zuwachphasen weiterhin Gültigkeit hätten. Der Zuwachsverlauf eines Bestandes setzt sich nach ASSMANN aus folgenden Phasen zusammen:

- eine durch rasches Jugendwachstum gekennzeichneten Aufschwungphase,
- einem als Vollkraftphase bezeichneten Lebensabschnitt mit anhaltend hohem Zuwachs
- und einer altersbedingt deutlichen Abnahme des laufenden Zuwachses in der Ab-schwungphase.

4.3 Witterungsabhängigkeit des Zuwachses

Aus der ersten Wiederholungsinventur der permanenten Stichprobeninventur lassen sich Zuwächse der vergangenen 15 Jahre ableiten. Neben den sich seit einigen Jahrzehnten verändernden Wuchsbedingungen (z. B. SPIECKER et al., 1996) spiegeln sich sicher auch die Witterungsverhältnisse der vergangenen Periode in den Zuwachsdaten der Inventur wider. Es gibt viele Belege für einen hohen Einfluss der Witterung auf den Zuwachs. ASSMANN (1961) quantifiziert die witterungsbedingten Zuwachsschwankungen in Fichtenbeständen mit bis zu 40% gegenüber Normaljahren. DITTMAR und ELLING (1999) untersuchen die Witterungs-Zuwachsbeziehungen für die Baumarten Fichte und Buche. Sie stellen fest, dass in unteren Höhenlagen vor allem die Niederschläge in der Vegetationszeit den Radialzuwachs beeinflussen, während der Zuwachs in größerer Meereshöhe vom Wärmeangebot bestimmt wird. Im dendrochronologischen Modell von QI-BIN ZHANG et al. (2000) werden Jahresniederschlag und -mitteltemperatur sowohl der aktuellen als auch vergangener Vegetationsperioden zur Beschreibung der Variation der Jahrringbreiten von Douglasien in British Columbia herangezogen. Eine Kombination aus hohen Temperaturen und geringen Niederschlägen über mehrere Vegetationsperioden wird von SPIECKER (1991) als Ursache für die periodisch auftretenden Depressionen im Volumenzuwachs von Fichtenbeständen auf ertragskundlichen Versuchsflächen in Baden-Württemberg angeführt. BONN (2000) zeigt, dass der Zuwachs in Buchen/Eichen-Mischbeständen für die Baumart Buche in Trockenjahren vergleichsweise stark absinkt, in niederschlagsreichen Jahren dieses Defizit aber wieder kompensiert werden kann. Die Witterungsabhängigkeit ist nach BONN bei Buchen also stärker ausgeprägt als bei Eichen. WEISE (1991) und SPIECKER (1991) bringen den Zuwachsgang von Tannenbeständen im

Schwarzwald mit dem Auftreten extremer Witterungsverhältnisse wie sehr starkem Frost in Verbindung.

Der Einfluss von Witterungsextremen ist kaum in waldwachstumskundlichen Modellen wiederzugeben. Die Parametrisierung von Modellen anhand von Zuwachserhebungen über lange Beobachtungszeiträume nivelliert jährliche Schwankungen und stabilisiert damit die Zuwachsprognosen (PRETZSCH et al., 2000). Ebenso wichtig aber scheint es, die Auswirkungen der rezenten Standortsveränderungen anhand möglichst aktueller Daten zu beobachten. Daten aus der zweiten Wiederholungsaufnahme der permanenten Stichprobeninventur werden Aufschluss geben, inwieweit die Zeitspanne von 15 Jahren der ersten Inventurperiode ausreichend lang war, um den Einfluss von Jahren mit extremen Witterungsereignissen zu dämpfen. Sollte sich eine gerichtete Verzerrung beim Vergleich der Modellprognosen und dem Zuwachs der zweiten Inventurperiode feststellen lassen, können über den Vergleich der Witterungsverhältnisse in beiden Inventurperioden vielleicht Aussagen über den Einfluss bestimmter Witterungsbedingungen auf den Zuwachs gemacht werden.

4.4 Andauernde Veränderung der Wuchsbedingungen

Die Treffsicherheit der Modelle als Prognoseinstrument für den Volumenzuwachs könnte durch sich weiter verändernde Wuchsbedingungen beeinträchtigt werden. FABIAN und MENZEL (1998) listen Indizien für eine globale Klimaveränderung als Folge des fortschreitenden Treibhauseffektes auf. Die Vegetationsperiode hat sich seit 1960 in Deutschland im regionalen Mittel um 14 Tage verlängert. Im vergangenen Jahrhundert war ein Anstieg der Jahresmitteltemperatur um 0,6 bis 1 °C bei einer gleichzeitigen Erhöhung der Winterniederschläge zu verzeichnen. FABIAN und MENZEL nehmen eine Fortdauer der Klimaveränderungen an. In ihrer Prognose für die nächsten 50-100 Jahre rechnen sie mit einer weiteren Erhöhung der Jahresmitteltemperatur um 1-2 °C und der fortschreitenden Ausdehnung der Vegetationsperiode sowie mit mildereren und niederschlagsreicheren Wintern.

PRETZSCH und UTSCHIG (2000) sowie PRETZSCH et al. (2000) nehmen die Hinweise über zu erwartende Klimaveränderungen zum Anlass, ertragskundliche Simulationen für die Baumarten Fichte und Buche unter verschiedenen Klimaszenarien durchzuführen. Sie zeigen, dass innerhalb Deutschlands (PRETZSCH et al., 2000) und sogar innerhalb Bayerns (PRETZSCH und UTSCHIG, 2000) in Abhängigkeit der standörtlichen Ausgangsverhältnisse regional sehr unterschiedliche Wuchsleistungen von Beständen auftreten können. Im Trend ist eine deutliche Wachstumsdepression zu erwarten. Dies gilt insbesondere für die Baumart Fichte, die schon bei einer geringen Temperaturerhöhung und einer damit verbundenen Verschlechterung des Wasserhaushalts in manchen Gebieten an den Randbereich ihres ökologischen Spektrums gelangt. Eine besondere Gefährdung für die Baumart Fichte aufgrund ihrer ökologischen Eigenschaften stellt auch THOMASIU (1991) fest. Der Verlust an Humidität, der nach den Quellen von THOMASIU vor allem in Süddeutschland zu erwarten ist, muss bei der Baumartenwahl berücksichtigt werden. FELBERMEIER (1993) modelliert die Mittelhöhe von Buchen-

reinbeständen bei sich verändernden Klimabedingungen. Für eine Temperaturerhöhung bei gleichzeitig geringeren Jahresniederschlägen prognostiziert er eine zunehmende Streuung in der Bestandeshöhe. Die Wahrscheinlichkeit von Zuwachsdepressionen bei außergewöhnlichen Witterungsverhältnissen wird unter Annahme eines solchen Szenarios also zunehmen.

Seit etwa 200 Jahren erhöht sich der CO₂-Gehalt der Atmosphäre mit steigender Geschwindigkeit. In den vergangenen beiden Jahrzehnten hat er um 8% zugenommen (IPCC, 2001). Eine Verlangsamung dieser Zunahme ist trotz politischer Bemühungen nicht in Sicht. Neben den indirekten Auswirkungen über die Verstärkung des Treibhauseffektes und den daraus zu erwartenden Klimaveränderungen hat ein höherer Anteil von CO₂ in der Atmosphäre als Ausgangsstoff für die Photosynthese einen positiven Einfluss auf das Pflanzenwachstum. KRIEBITZSCH et al. (1999) können in einem Gewächshausversuch die Zunahme der Blattfläche bei jungen Buchenpflanzen als Weiser für die positive Wirkung eines steigenden CO₂-Gehalts der Luft allerdings nur bei ausreichendem Lichtangebot feststellen. Nach BUGMANN (1994) ist die Zunahme der Biomasse durch ein höheres Angebot an CO₂ auf Ökosystemebene viel weniger stark ausgeprägt als auf der Ebene von Einzelpflanzen.

Die Stickstoffeinträge aus der Atmosphäre stagnieren seit mehreren Jahrzehnten auf hohem Niveau. Eine wesentliche Reduktion der Emissionen ist nicht zu erwarten (UMWELTBUNDESAMT, 1997). Im Vergleich zum Freiland ist die Deposition in Waldbeständen höher, da zusätzlicher Stickstoff aus der Luft ausgekämmt wird. Über mögliche negative Auswirkungen der atmosphärischen Stickstoffdüngung auf bereits stickstoffgesättigten Standorte wurde in Kapitel 3.2.1.5 berichtet.

All diese Beispiele zeigen, mit welcher großen Unwägbarkeit die Prognose von Bestandesentwicklungen in der Zukunft behaftet sein wird. Es gibt weder gesicherte Erkenntnisse, in welche Richtung sich Standorte entwickeln, noch wie sich mögliche Veränderungen auf das Wachstum auswirken werden. Eine Richtung waldwachstumskundlicher Forschung zielt deshalb darauf ab, die Auswirkungen sich verändernder Umweltbedingungen auf den Wald zu prognostizieren. STERBA (1997) fasst diese Entwicklung so zusammen:

„Der ursprüngliche Erfolg der Ertragskunde lag im Messbarmachen von Standortsgüte und Ertrag. Wenn sich die Standortsgüte aber infolge von Klimawandel, Luftverschmutzungen, Stickstoffeinträgen, saurem Regen und auch durch die Waldbehandlung ändert, dann kommt die Waldwachstumsforschung nicht mehr mit dem Messen von Brusthöhendurchmessern und Baumhöhen aus. Sie wird entweder den Weg zu einer allgemeinen Waldökosystemforschung beschreiten müssen, oder wenigstens ihr Datenset um solche Messvariablen erweitern müssen, die es erlauben, die Brücke zu Waldökosystemmodellen zu schlagen.“

Ziel dieser Arbeit war, aus der Beantwortung der Fragen, wie stark und unter welchen Bedingungen sich die Zuwächse seit der Zeit der Ertragstafelkonstruktion verändert haben, ein Instrument zur Prognose von Bestandeszuwachsen zu entwickeln. Grundlage bilden aktuelle, statistisch sehr genaue und auf einer breiten standörtlichen Basis beruhende Zuwachsdaten. Sie wurden in dieser Form nach Kenntnis des Verfassers in keinem für Bayern parametrisier-

ten waldwachstumskundlichen Modell bisher verwendet. Die Validierung der Modelle in Kapitel 3.3 zeigt auch unter Standortsbedingungen, die weit von den mittleren Verhältnissen in Bayern abweichen, eine hohe Treffgenauigkeit für die Prognose des gegenwärtigen Zuwachsgeschehens.

Die Arbeit ist im Fachgebiet für Forsteinrichtung entstanden. Ihr Schwerpunkt liegt darauf, eine möglichst gute Zuwachsschätzung für die mittelfristige Forstbetriebsplanung zu ermöglichen. Der praktischen Anwendbarkeit ist durch sich weiter verändernde Wuchsbedingungen eine zeitliche Grenze gesetzt. Vielleicht können aber einige Erkenntnisse aus dieser Arbeit und die Berücksichtigung so mancher Größe, die über einen rein dendrometrisch-beschreibenden Bestandeswert hinausgeht, Bausteine für die von STERBA geforderte Brücke bilden.

5 Zusammenfassung

Der Zuwachs an Holz ist eine zentrale Größe zur ökonomischen und ökologischen Steuerung eines Forstbetriebes. Die Entwicklung von Modellen zu seiner Bestimmung beschäftigt deshalb schon seit langem die forstliche Forschung. Die erste Form solcher Modelle waren Ertragstafeln, die die Güte eines Standorts und damit dessen Zuwachspotential durch den auf ihm stockenden Bestand bestimmen. Die heute gebräuchlichen Tafeln wurden zum Großteil in der Mitte des 20. Jahrhunderts konstruiert. Sie geben nur noch ein ungenügendes Abbild des aktuellen Zuwachsgeschehens. Dennoch besitzen Ertragstafeln in der Praxis immer noch große Bedeutung. Ziel der Arbeit war es deshalb, Erkenntnisse zu gewinnen, wie hoch die Diskrepanz zwischen dem aktuell geleisteten Zuwachs und der Zuwachsprognose aus Ertragstafeln ist und durch welche Einflussfaktoren sie bestimmt wird. Diese Einflussfaktoren sollen zur Konstruktion von Modellen zur Korrektur von Ertragstafelprognosen verwendet werden.

Zuwachsdaten von hoher statistischer Genauigkeit bieten die ersten Wiederholungsaufnahmen der permanenten Stichprobeninventur in 25 Betrieben der Bayerischen Staatsforstverwaltung und einiger anderer Eigentümer. Sie dienen als Referenzgröße für den Zuwachs der vergangenen 15 Jahre. Ihre prozentuale Abweichung zur entsprechenden Ertragstafelprognose ist die abhängige Variable für vier verschiedenen Formen von Regressionsmodellen, die jeweils für die Baumarten Fichte, Kiefer, Tanne, Europäische Lärche, Buche und Eiche formuliert werden.

Als unabhängige Variablen gehen Daten zur Bestandesstruktur sowie Informationen aus der Standortkartierung in die Regressionsmodelle ein. Über das digitale Höhenmodell können jedem Stichprobenpunkt Höhe über N.N., Exposition und Hangneigung zugeordnet werden. Daten aus der Waldzustandserhebung bieten Informationen über den Nadel-/Blattverlust eines Bestandes. Von Stichprobenpunkten der Waldbodeninventur stehen Daten über die jährliche Stickstoffdeposition zur Verfügung. Die Aufnahmeraster von Waldzustandserhebung und Waldbodeninventur sind nicht deckungsgleich mit dem Inventurgitter der permanenten Stichprobe. Deshalb werden mittels einer geostatistischen Methode die punktförmigen Informationen aus Waldzustandserhebung und Waldbodeninventur verdichtet, so dass eine Zuordnung zu den Aufnahmepunkten der permanenten Stichprobeninventur möglich ist.

In die einfache Form der Regressionsmodelle gehen als Erklärungsvariablen Bestandesalter, Bonität, Bestockungsgrad und Meereshöhe ein. Aufgrund der geringen Anzahl und schnellen Verfügbarkeit der notwendigen Informationen ermöglichen diese Modelle eine leicht durchführbare Korrektur von Ertragstafelprognosen. Die differenziertere Form der Modelle enthält je nach Baumart zusätzliche Einflussgrößen wie Baumartenanteil, Hangneigung und Stickstoffdeposition. Bei den Standortmodellen werden anstelle der Bonität Standortinformationen in die Modelle aufgenommen. Um regionale Standortunterschiede im Zuwachs erfassen zu können, werden die Stichprobenpunkte mittels einer Clusteranalyse in sieben Gruppen mit vergleichbaren Klimaverhältnissen aufgeteilt. Diese Klimagruppen werden als Z-Variablen aus einer Kontrastkodierung in den Standortmodellen berücksichtigt.

Um auch lokale Standortinformationen aus der Standortkartierung einbinden zu können, müssen die nominalen Standortziffern in einem vorgelagerten Schritt auf metrisches Skalenniveau angehoben werden. Die Klimagruppenmodelle als vierte Modellform werden getrennt für jede Baumart und Klimagruppe parametrisiert.

Wesentliche Faktoren zur Erklärung der Ertragstafeldifferenz liegen in den bestandesbeschreibenden Parametern Alter, Bestockungsgrad und Bonität. Insbesondere in alten und dichten Beständen sowie für schlechte Bonitäten kann ein Zuwachs weit über Ertragstafelniveau angenommen werden. Mit steigender Meereshöhe verringert sich die positive Abweichung zur Ertragstafel. Die Stickstoffsättigung vieler Waldböden ist vermutlich Ursache dafür, dass der Zuwachs in Regionen mit niedriger jährlicher Stickstoffdeposition vergleichsweise hoch ist. Die standortsbeschreibenden Variablen in den Standortmodellen zeigen nur geringen Einfluss auf die Zuwachsdifferenz zur Ertragstafel. Die Modelle lassen erkennen, dass auf gleichem Standort die Bonitäten in jüngeren Beständen besser als in Altbeständen sein müssen.

Die Validierung der Modelle erfolgte an Daten aus der permanenten Stichprobe des gleichen Inventurzeitraums, die nicht in den Modellierungsprozess eingebunden waren. Es zeigt sich eine deutliche Verbesserung der Vorhersagegenauigkeit bei allen vier Modellformen. Die Unterschiede zwischen den einzelnen Formen sind gering. Allgemein gilt, dass die mittlere Abweichung des gemessenen Zuwachses am Stichprobenpunkt vom korrigierten Ertragstafelwert im Vergleich zur Verwendung der ursprünglichen Ertragstafelprognose sinkt, die Streuung der Abweichungen geringer und ihre Verteilung symmetrischer wird. Inwieweit sich die Erklärungsmodelle als Prognoseinstrument für den Zuwachs eignen, wird sich erst nach einer zweiten Inventurperiode mit anderer Witterung und sich vermutlich weiter verändernden Wuchsbedingungen zeigen.

Summary

The increment of wood is a central factor in the economical and ecological control of a forest enterprise. The development of models to determine this is therefore a matter that has been of concern to forestry research for a long time. The first form of models of this type were yield tables, which determine the quality of a site and thus its increment potential through the stand continual growth. The commonest tables in use today were constructed in the middle of the 20th century. Today, they provide an inadequate illustration of current increment process. And yet, yield tables are still very important in practice. The objective of the work was therefore to find out how high the discrepancy between the actual increment in forest stands and increment predictions from yield tables is and to determine the factors that influence this discrepancy. The influencing factors are to be used to construct models to correct yield table predictions.

Increment data of a high level of statistical precision were obtained from the first repeated measurement of continuous forest inventory in 25 stations of the Bavarian State Forestry Ser-

vice and a few private forest stations. They serve as references for the increment in the last 15 years. Their percentage deviation from the corresponding yield table prediction was the dependent variable for various forms of regression models, which were formulated in each case for the species spruce, pine, fir, European larch, beech and oak.

The independent variables for the regression models were stand structure data and information from site mapping. The digital elevation model was used to assign the height above sea level, aspect and slope to each random sample point. Data from the forest health survey provided information on the needle/leaf loss of a stand. Random sample points of forest soil inventory provided data on annual nitrogen deposition. The survey grid for forest health survey and forest soil inventory did not cover the same area as the inventory grid for continuous forest inventory. Consequently, a geostatistical method was used to compress the dot-type information from forest health survey and forest soil inventory, such that assignment to the sampling points for the continuous forest inventory was possible.

The simple form of the regression model incorporated stand age, site index, stocking degree and height above sea level as independent variables. Because of the low volume and the ease of availability of the required information, these models make it easy to correct yield table predictions. Based on the species, the differentiated form of the model contains additional factors such as proportion of species, slope and nitrogen deposition. For site models, site information were incorporated into the model instead of site index. To be able to account for regional site differences in increment, random sample points were divided into 7 groups of comparable climatic conditions by using a cluster analysis. These climatic groups were incorporated into the site models as Z-variables from a contrast coding. Also, in order to incorporate local site information from site mapping, the nominal site figures had to be adapted to a metric scale level in a previous stage. The climatic group models, which were the fourth model form, were separately parameterised for each tree species and climatic group.

Major factors that explained the differences between the measured increment and the yield tables were found in the stand parameters such as age, stocking degree and site index. In particular increment well above the yield table level can be expected in old and dense stands with poor site indices. In comparison with yield table, the positive derivation in increment decreases as the height above sea level increases. The nitrogen saturation of many forest soils is probably the reason why the increment in regions with low annual nitrogen deposition is comparatively higher. The site-describing variables in the site models show only a minor influence on volume increment difference from the yield table. The models show that on the same site, site indices in younger stands must be better than in older stands.

The models were validated using data from the continuous forest inventory within the same inventory period, which were not incorporated in the modelling process. A clear improvement in the prediction precision was found for all four model forms. The differences between the individual model forms were minimal. Generally, it can be said that the average deviation of the measured increment at the random sample point from the corrected yield table value was reduced when compared with original yield table prediction. The spread of the deviations was

smaller and its distribution was more symmetrical. The suitability of the explanation models as tools for predicting increment will only be justified after a second inventory period with different weather conditions and when growth condition may have further changed.

6 Literaturverzeichnis

- ARBEITSGRUPPE STANDORTSKARTIERUNG IN DER ARBEITSGEMEINSCHAFT FORSTEINRICHTUNG (1996): Forstliche Standortaufnahme. 5. Auflage. Eching b. München: IHW-Verlag. 352 S.
- ANDRAE, F. (1990): Überraschende Ergebnisse bei betrieblichen Forstinventuren. Centralblatt für das gesamte Forstwesen 107. S. 203-231.
- ASSMANN, E. (1961): Waldertragskunde. München: BLV Verlagsgesellschaft. 490 S.
- ASSMANN, E.; FRANZ, F. (1965): Vorläufige Fichten-Ertragstafel für Bayern. Forstw. Cbl. 84. S. 13-43.
- BACHMANN, M. (1998): Indizes zur Erfassung der Konkurrenz von Einzelbäumen. Methodische Untersuchungen in Bergmischwäldern. Forstliche Forschungsberichte München Nr. 171. 235 S.
- BACKHAUS, K., ERICHSON, B., PLINKE, W., SCHUCHARD-FICHER, C., WEIBER, R. (1987): Multivariate Analysemethoden: eine anwendungsorientierte Einführung. 4. Auflage. Berlin, Heidelberg [u. a.]: Springer. 404 S.
- BAYERISCHE LANDESANSTALT FÜR WALD UND FORSTWIRTSCHAFT (Hrsg.) (1999): Waldzustandsbericht 1999. Freising. 56 S.
- BAYERISCHER KLIMAFORSCHUNGSVERBUND (1996): Klimaatlas von Bayern. CD-ROM und Begleitband. München.
- BAYERISCHES LANDESVERMESSUNGSAMT (1996): Informationen des Bayer. Landesvermessungsamtes zur Abgabe von Daten aus dem amtlichen topographisch-kartographischen Informationssystem (ATKIS). 5 S. + Anlage.
- BAYERISCHES STAATSMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND FORSTEN (1981): Auswertungsprogramm für die Forsteinrichtung in der Bayerischen Staatsforstverwaltung. München. unveröffentlicht.
- BAYERISCHES STAATSMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND FORSTEN (Hrsg.) (1982): Richtlinien für die mittel- und langfristige Forstbetriebsplanung in der Bayerischen Staatsforstverwaltung (Forsteinrichtungsrichtlinien)-FER 1982 mit Ergänzungslieferungen von 1990 und 1991. 66 S. + Anhang.

- BAYERISCHES STAATSMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND FORSTEN
(Hrsg.) (1990): Hilfstafeln für die Forsteinrichtung. 334 S.
- BAYERISCHES STAATSMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND FORSTEN (1997
a): Datenbankbeschreibung und Tabellenabfragen. 33 S. + Anhang. unveröffent-
licht.
- BAYERISCHES STAATSMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND FORSTEN
(1997 b): Auswertungsprogramm für die permanente Stichprobeninventur in der
Bayerischen Staatsforstverwaltung. unveröffentlicht.
- BAYERISCHES STAATSMINISTERIUM FÜR ERNÄHRUNG, LANDWIRTSCHAFT UND FORSTEN
(Hrsg.) (1998): Bayerischer Agrarbericht 1998. CD-ROM.
- BIBER, P. (1996): Konstruktion eines einzelbaumorientierten Wachstumssimulators für Fich-
ten-Buchen-Mischbestände im Solling. Berichte des Forschungszentrums Wald-
ökosysteme, Reihe A, Band 142. Göttingen. 238 S. + Anhang.
- BIOLLEY, H. E. (deutsche Übersetzung von EBERBACH, O.) (1922): Die Forsteinrichtung auf
der Grundlage der Erfahrung und insbesondere das Kontrollverfahren. Karlsruhe.
72 S.
- BONN, S. (2000): Konkurrenzdynamik in Buchen/Eichen-Mischbeständen und zu erwartende
Modifikationen durch Klimaänderungen. Allg. Forst- u. Jg. Ztg. 171. S. 81-88.
- BORTZ, J. (1993): Statistik für Sozialwissenschaftler. Berlin, Heidelberg [u. a.]: Springer.
753 S.
- BOSEL, H. (1994): Treedyn3 forest simulation model. Berichte des Forschungszentrums
Waldökosysteme, Reihe B, Band 3. Göttingen. 118 S.
- BROSIUS, G.; BROSIUS, F. (1996): SPSS Base System and Professional Statistics. 1. Auflage.
Bonn, Albany [u. a.]: International Thomson Publishing. 1002 S.
- BUGMANN, H. (1994): On the ecology of mountainous forests in a changing climate: a simula-
tion study. Dissertation an der ETH Zürich. Mikrofiche-Ausgabe. 257 S.
- DEICHSEL, G.; TRAMPISCH, H. J. (1985): Clusteranalyse und Diskriminanzanalyse. Stuttgart,
New York: Fischer. 135 S.

- DTTMAR, C.; ELLING, W. (1999): Jahrringbreite von Fichte und Buche in Abhängigkeit von Witterung und Höhenlage. *Forstw. Cbl.* 118. S. 251-270.
- DOBBERTIN, M. (1996): Relationship between basal area increment, tree crown defoliation and tree and site variables. *Proceedings of the IUFRO Conference. Berggießhübel near Dresden.* S. 33-44.
- DONG, P. H.; KRAMER, H. (1987): Zuwachsverlust in erkrankten Fichtenbeständen. *Allg. Forst- u. Jg. Ztg.* 158. S. 122-125.
- DUTTER, R. (1985): *Geostatistik.* Stuttgart. 159 S.
- EICHHORN, J. (1995): Stickstoffsättigung und ihre Auswirkungen auf das Buchenwaldökosystem der Fallstudie Zierenberg. *Forschungszentrum Waldökosysteme der Universität Göttingen, Reihe A, Band 124.* 175 S.
- ECKMÜLLNER, O. (1988): Zuwachsuntersuchungen an Fichte in Zusammenhang mit neuartigen Waldschäden. *Dissertation an der Universität für Bodenkultur. Wien.* 124 S.
- ECKMÜLLNER, O. (1992): Problematik der Anwendung von Ertragstafeln. *Österreichische Forstzeitung* 103. S. 54-55.
- EL KATEB, H. (1991): Der Einfluss waldbaulicher Maßnahmen auf die Sprossgewichte von Naturverjüngungspflanzen im Bergmischwald. *Forstliche Forschungsberichte München Nr. 111.* 193 S.
- ENGESSER, H. (Hrsg.) (1988): *Duden ‚Informatik‘: Ein Sachlexikon für Studium und Praxis.* Mannheim, Wien, Zürich: Dudenverlag. 671 S.
- FABIAN, P.; MENZEL, ANNETTE (1998): Wie sehen die Wälder von morgen aus - aus der Sicht eines Klimatologen. *Forstw. Cbl.* 117. S. 339-354.
- FELBERMEIER, B. (1993): Der Einfluss von Klimaveränderungen auf die Areale von Baumarten: Methodenstudie und regionale Abschätzung für die Rotbuche (*Fagus sylvatica* L.) in Bayern. *Forstliche Forschungsberichte München Nr. 134.* 214 S.
- FOERSTER, W. (1990): Zusammenfassende ertragskundliche Auswertung der Kiefern-Düngungsversuchsflächen in Bayern: ein Beitrag zur Beschreibung des Kiefernwachstums in Süddeutschland. *Forstliche Forschungsberichte München Nr. 105.* 328 S.

- FOERSTER, W.; BÖSWALD, K.; KENNEL, E. (1993): Vergleich der Inventurergebnisse von 1971 und 1987: Überraschend hoher Zuwachs in Bayern. *Allgem. Forstz.* 48. S. 1178-1180.
- FORSTER, EVA-MARIA (1994): Optimierung eines Bioindikator-Messnetzes mit Hilfe geostatistischer Methoden und eines Geoinformationssystems. *GSF-Bericht 14/94*. Neuberberg. 145 S.
- FRANZ, F; PRETZSCH, H.; FOERSTER, W. (1990): Untersuchungen zum Jahreszuwachs geschädigter Fichten in Südbayern. *Forst und Holz* 45. S. 461-466.
- FRANZ, F; RÖHLE, H.; MEYER, F. (1993): Wachstumsgang und Ertragsleistung der Buche. *Allgem. Forstz.* 48. S. 262-267.
- FUCHS, A. (1993): Wiederholungsaufnahme und Auswertung einer permanenten Betriebsinventur im Bayerischen Forstamt Ebrach. *Forstliche Forschungsberichte München* Nr. 131. 157 S.
- VON GADOW, K.; HUI, G. Y. (1997): Modelling forest development. 199 S.
- GALE, M. R.; GRIGAL, D. F. (1987): Performance of a soil productivity index model used to predict site quality and stand production. *Proceedings of the IUFRO forest growth modelling and prediction conference*. Minneapolis. S. 403-410.
- GANGHOFER, A. (1881): *Das forstliche Versuchswesen* Band I. Augsburg.
- GILCH, N. (1997): Analyse der Stammwerkholzproduktion im Kreuzberger Gemeindewald mit Unterstützung eines Geographischen Informationssystems. Diplomarbeit an der Forstwiss. Fakultät der LMU München. 89 S. + Anhang. unveröffentlicht.
- GULDER, H.-J.; KÖLBEL, M. (1993): Waldbodeninventur in Bayern. *Forstliche Forschungsberichte München* Nr. 132. 243 S.
- GULDER, H.-J. (1999): Mündliche Mitteilung.
- HARTUNG, J.; ELPELT, BÄRBEL (1984): *Multivariate Statistik: Lehr- und Handbuch der angewandten Statistik*. München, Wien: Oldenbourg. 806 S.
- HASENAUER, H. (1994): Ein Einzelbaumwachstumssimulator für ungleichaltrige Fichten- Kiefern- und Buchen-Fichtenmischbestände. *Forstliche Schriftenreihe der Universität für Bodenkultur* Band 8. Wien. 152 S.

- HASENAUER, H. (1997): Höhenzuwachsmodelle aus den Funktionsstämmen der Österreichischen Forstinventur. DVFF, Sektion Ertragskunde Jahrestagung 1997. Grünberg. S. 94-103.
- HASENAUER, H. (1999): Höhenzuwachsmodelle für die wichtigsten Baumarten Österreichs. Forstw. Cbl. 118. S. 14-23.
- HASENAUER, H.; MONSERUD, A.; GREGOIRE, T. (1998): Using simultaneous regression techniques with individual-tree growth models. Forest Science 44. S. 87-95.
- HAUHS, M.; KASTNER-MARESCH, A.; ROST-SIEBERT, K. (1995): A model relating forest growth to ecosystem-scale budgets of energy and nutrients. Ecological Modelling 83. S. 229-243.
- HOFMANN, G.; HEINSDORF, D.; KRAUS H. H. (1990): Zunehmende Stickstoffeinträge in Kiefernbeständen als Schadfaktor. Forstwirtschaft 40. S. 40-44.
- HRADETZKY, J. (1978): Das Bestimmtheitsmaß: Kritische Bemerkungen zu seiner Anwendung im forstlichen Versuchswesen. Forstw. Cbl. 97. S. 168-181.
- HUBER, C. (1997): Untersuchungen zur Ammoniakimmission und zum Stoffhaushalt auf ungekalkten und neugekalkten Flächen in einem stickstoffübersättigten Fichtenökosystem (Höglwald). München: Hieronymus. 183 S.
- HÜSER, R.; REHFUESS, K.-E. (1988): Stoffdeposition durch Niederschläge in ost- und südbayerischen Waldbeständen. Forstliche Forschungsberichte München Nr. 86. 153 S.
- INTERNATIONAL PANEL ON CLIMATE CHANGE (IPCC) (2001): Third assessment report. Schanghai. 18 S.
- KAHN, M. (1994): Modellierung der Höhenentwicklung ausgewählter Baumarten in Abhängigkeit vom Standort. Forstliche Forschungsberichte München Nr. 141. 204 S.
- KENK, G. (1991): Heutiges und früheres Wachstum von Fichten in Baden-Württemberg: ein Vergleich dendrometrischer Messdaten. 7. PEF Statuskolloquium Band 1. Karlsruhe. S. 365-376.
- KENK, G.; FISCHER, H. (1988): Evidence from nitrogen fertilisation in the forests of Germany. Environmental pollution 54. S. 199-218.

- KENK, G.; SPIECKER, H.; DIENER, G. (1991): Referenzdaten zum Waldwachstum. Kernforschungszentrum Karlsruhe, Projekt Europäisches Forschungszentrum für Maßnahmen der Luftreinhaltung 82. Karlsruhe. 59 S.
- KENNEL, E. (1983): Waldschadensinventur 1983: Verfahren und Ergebnisse. Forstliche Forschungsberichte München Nr. 57. 147 S. + Anhang.
- KENNEL, E. (1994): Was bringt die permanente Stichprobe für die Forsteinrichtung? Vortrag bei der Hochschulwoche der Forstwissenschaftlichen Fakultät der LMU München. 11 S. unveröffentlicht.
- KENNEL, E. (1999): FORTRAN-Prognoseprogramm.
- KENNEL, R. (1965): Untersuchungen über die Leistung von Fichte und Buche im Rein- und Mischbestand. Allg. Forst- u. Jg. Ztg. 136. S. 173-189.
- KÖHL, M.; GERTNER, G. (1992): Geostatistische Auswertungsmöglichkeiten für Waldschadensinventuren: Methodische Überlegungen zur Beschreibung räumlicher Verteilungen. Forstw. Cbl. 111. S. 320-331.
- KÖHL, M.; SCOTT, C. T.; ZINGG, A. (1995): Evaluation of permanent sample surveys for growth and yield studies: a Swiss example. Forest ecology and management 71. S. 187-194.
- KÖLLING, C. (1999): Luftverunreinigungen und ihre Auswirkungen in den Wäldern Bayerns: Ergebnisse der Schadstoffhaushaltsuntersuchungen an den Bayerischen Waldklimastationen 1991 bis 1998. Berichte aus der Bayerischen Landesanstalt für Wald und Forstwirtschaft Nr. 22. Freising. 46 S.
- KRAMER, H. (1988): Waldwachstumslehre. Hamburg und Berlin: Parey. 374 S.
- KREUTZER, K. (1989): Einst zu wenig – nun zu viel. Nationalpark 65. S. 6-9.
- KREUTZER, K. (1994): Folgerungen aus der Höglwald-Forschung für die forstliche Praxis. Allgem. Forstz. 49. S. 769-774.
- KRIEBITZSCH, W. U.; LIESEBACH, M.; SCHOLZ, F. (1999): Einfluss eines erhöhten CO₂-Gehaltes der Luft auf Wachstumsparameter verschiedener Rotbuchen-Provenienzen (*Fagus sylvatica* L.) bei unterschiedlichem Lichtgenuss. Forstw. Cbl. 118. S. 51-65.

- KURTH, A. (1987): Die Schweizer Kontrollstichprobe. Allg. Forst- u. Jg. Ztg. 158. S. 101-105.
- KURTH, H. (1994): Forsteinrichtung: Nachhaltige Regelung des Waldes. Berlin: Deutscher Landwirtschaftsverlag. 592 S.
- KÜSTERS, ELKE; UTSCHIG, H. (1998): Exkursionsführer zum Kiefern-Standraumversuch Bodenwöhr 610. Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der TU München. 23 S. unveröffentlicht.
- LEMM R. (1991): Ein dynamisches Forstbetriebs-Simulationsmodell: Prognosen von betriebs-spezifischen Waldentwicklungen, Waldschäden und deren monetäre Bewertung unter variablen Einflussgrößen. Dissertation an der ETH Zürich. 198 S. + Anhang.
- LORENZ, R. (1992): Grundbegriffe der Biometrie. 3. Auflage. Stuttgart, Jena, New York: Fischer. 241 S.
- MAYER, F.-J. (1999): Beziehungen zwischen Belaubungsdichte der Waldbäume und Standortparametern. Forstliche Forschungsberichte München Nr. 177. 194 S.
- MENGEL, K. (1991): Ernährung und Stoffwechsel der Pflanze. Jena: Fischer. 466 S.
- MOHR, H. (1994): Stickstoffeintrag als Ursache neuartiger Waldschäden. Spektrum der Wissenschaft, Heft Jan. 1994. S. 48-53.
- MONSERUD, R. A.; STERBA, H. (1996): A basal area increment model for individual trees growing in even- and uneven-aged forest stands in Austria. Forest Ecology and Management Nr. 80. S. 57-80.
- MOOSMAYER, H.-U.; SCHÖPFER, W. (1972): Beziehungen zwischen Standortsfaktoren und Wuchsleistung der Fichte. Allg. Forst- u. Jg. Ztg. 143. S. 203-215.
- MOOSMAYER, H.-U.; SCHÖPFER, W.; MÜHLHÄUSSER, G.; KUBLIN, E.; BURGER, H. U. (1996): Schätzfunktionen zur Ermittlung der standortstypischen Wuchsleistung von Fichte und Buche. Allg. Forst- u. Jg. Ztg. 167. S. 95-103.
- NAGEL, J. (1999): Konzeptionelle Überlegungen zum schrittweisen Aufbau eines waldwachstumskundlichen Simulationssystems für Nordwestdeutschland. Schriftenreihe der forstlichen Fakultät der Universität Göttingen und der niedersächsischen forstlichen Versuchsanstalt Band 128. 122 S.

- NEUMANN, M. (1993): Zuwachsuntersuchungen an Fichte in verschiedenen Seehöhenstufen im österreichischen Zentralalpenbereich. Centralblatt für das gesamte Forstwesen 110. S. 221-274.
- NEUMANN, M.; SCHADAUER, K. (1995): Die Entwicklung des Zuwachses in Österreich an Hand von Bohrkernanalysen . Allg. Forst- u. Jg. Ztg. 166. S. 230-234.
- NORUSIS, MARIJA (1994): SPSS für Windows: Anwenderhandbuch für das Base System 6.0. SPSS GmbH Software. München. 526 S.
- OBERFORSTDIREKTION WÜRZBURG (1986): Erfahrungsbericht über die Stichprobeninventur mit permanenten Probekreisen. 13 S. unveröffentlicht.
- ORTLOFF, W.; SCHLAEPFER, R. (1996): Stickstoff und Waldschäden: eine Literaturübersicht. Allg. Forst- u. Jg. Ztg. 167. S. 184-201.
- POTT, MIRIAM (1997): Wachstum der Fichte in Bayern: Auswertung von Daten der Forsteinrichtungsdatenbank der Bayerischen Staatsforstverwaltung. Diplomarbeit an der Forstwissenschaftliche Fakultät der LMU München. 95 S. unveröffentlicht.
- PRETZSCH, H. (1985): Wachstumsmerkmale süddeutscher Kiefernbestände in den letzten 25 Jahren. Forstliche Forschungsberichte München Nr. 65. 173 S.
- PRETZSCH, H. (1987): Zur Frage des Normalwachstums der Kiefer in der Oberpfalz. Der Forst- und Holzwirt 11. S. 286-293.
- PRETZSCH, H. (1992 a): Konzeption und Konstruktion von Wuchsmodellen für Rein- und Mischbestände. Forstliche Forschungsberichte München Nr. 115. 332 S.
- PRETZSCH, H. (1992 b): Zunehmende Unstimmigkeit zwischen erwartetem und wirklichem Wachstum unserer Waldbestände. Forstw. Cbl. 111. S. 366-382.
- PRETZSCH, H. (1995): Perspektiven einer modellorientierten Waldwachstumsforschung. Forstw. Cbl. 114. S. 188-209.
- PRETZSCH, H. (1996): Growth trends of forests in southern Germany. In: SPIECKER, H.; MIELIKÄINEN, K.; KÖHL, M.; SKOVSGAARD, J. P. (Hrsg.): Growth Trends in European forests: studies from 12 countries. Berlin, Heidelberg [u. a.]: Springer. S. 107-131.
- PRETZSCH, H. (1999 a): Waldwachstum im Wandel. Forstw. Cbl. 118. S. 228-250.

- PRETZSCH, H. (1999 b): Zur Evaluierung von Wuchsmodellen. In: Tagungsband DVFF Sektion Ertragskunde Jahrestagung 1999. Volpriehausen. S.1-23.
- PRETZSCH, H.; DURSKY, J.; POMMERENING, A.; FABRIKA, M. (2000): Waldwachstum unter dem Einfluss großregionaler Standortveränderungen. *Forst und Holz* 55. S. 307-314.
- PRETZSCH, H.; UTSCHIG, H. (1989): Das „Zuwachstrend-Verfahren“ für die Abschätzung krankheitsbedingter Zuwachsverluste auf Fichten- und Kiefern-Weiserflächen in den bayerischen Schadgebieten. *Forstarchiv* 60. S. 188-193.
- PRETZSCH, H.; UTSCHIG, H. (2000): Wachstumstrends der Fichte in Bayern. *Mitteilungen aus der Bayerischen Staatsforstverwaltung Heft 49*. München. 170 S.
- QI-BIN ZHANG; HEBDA, R. J; QI-JUN ZHANG; ALFARO, R. I. (2000): Modelling tree-ring growth responses to climatic variables using artificial neural networks. *Forest Science* 46. S. 229-239.
- REIMEIER, S.; KENNEL, E. (2001): *Zuwachstafeln für ausgewählte Baumarten*. Verlag Dr. Kessel. Remagen. 93 S.
- RÖHE, P. (1985): *Untersuchungen über das Wachstum der Buche in Baden-Württemberg*. Schriftenreihe der Landesforstverwaltung Baden-Württemberg Band 61. Stuttgart. 139 S.
- RÖHLE, H. (1986): Waldschaden und Zuwachsreaktion: dargestellt am Beispiel geschädigter Fichtenbestände im Nationalpark Bayerischer Wald. *Forstw. Cbl.* 105. S. 115-122.
- RÖHLE, H. (1987): Entwicklung von Vitalität, Zuwachs und Biomassestruktur der Fichte in verschiedenen bayerischen Untersuchungsgebieten unter dem Einfluss der neuartigen Walderkrankungen. *Forstliche Forschungsberichte München* Nr. 83. 112 S.
- RÖHLE, H. (1994): Einfluss der experimentellen Behandlung auf den Zuwachs von 1983 bis 1992: zum Wachstum der Fichte unter veränderten Umweltbedingungen. *Allgem. Forstz.* 49. S. 765-768.
- RÖHLE, H. (1995): Zum Wachstum der Fichte auf Hochleistungsstandorten in Südbayern. *Mitteilungen aus der Bayerischen Staatsforstverwaltung Heft 48*. München. 245 S. + Anhang.

- RÖHLE, H. (1997): Änderung von Bonität und Ertragsniveau in südbayerischen Fichtenbeständen. Allg. Forst- u. Jg. Ztg. 168. S. 110-114.
- ROTHER, A. (1997): Einfluss des Baumartenanteils auf Durchwurzelung, Wasserhaushalt, Stoffhaushalt und Zuwachsleistung eines Fichten-Buchen-Mischbestandes am Standort Höglwald. Forstliche Forschungsberichte Nr. 163. 174 S. + Anhang.
- SCHERELIS, G.; BLÜMEL, W. D. (1988): Geostatistik und ihre Anwendungsperspektiven in der Geoökologie am Beispiel des Kriging-Verfahrens. Karlsruhe. 19 S.
- SCHMID, P. (1967): Die Weiterentwicklung der Leistungskontrolle in der Schweiz. Wissenschaftliche Zeitschrift der TU Dresden 16. S. 545-549.
- SCHMID-HAAS, P. (1989): Schweizer Kontrollstichprobeverfahren in der Forsteinrichtung. Schweizerische Zeitschrift für Forstwesen 140. S. 43-56.
- SCHOBER, R. (1975): Ertragstabellen wichtiger Baumarten. Frankfurt a. M: Sauerländer's. 154 S.
- SCHÖPFER, W.; HRADECKY, J.; KUBLIN, E. (1994): Wachstumsveränderungen der Fichte in Baden-Württemberg. Forst und Holz 49. S. 633-644.
- SCHÜBELER, D. (1998): Untersuchungen zur standortsabhängigen Wachstumsmodellierung bei der Fichte: Ergebnisse einer standortkundlich-waldwachstumskundlichen Auswertung nordwestdeutscher Fichtenversuchsflächen. Göttingen: Cuvillier. 155 S. + Anhang.
- SCHÜTZ, J.-PH. (1992): Die waldbaulichen Formen und die Grenzen der Plenterung mit Laubbaumarten. Schweizerische Zeitschrift für Forstwesen 143. S. 442-460.
- SEKTION ERTRAGSKUNDE IM DEUTSCHEN VERBAND FORSTLICHER FORSCHUNGSANSTALTEN (2000): Empfehlungen zur Einführung und Weiterentwicklung von Waldwachstumssimulatoren. Allg. Forst- u. Jg. Ztg. 171. S. 52-57.
- SPELSBERG, G. (1987): Zum Problem der Beurteilung des Zuwachses in geschädigten Beständen. Allg. Forst- u. Jg. Ztg. 158. S. 205-210.
- SPELSBERG, G. (1995): Zum Höhenwachstum der Fichte in Nordrhein-Westfalen. Allg. Forst- u. Jg. Ztg. 165. S. 77-80.

- SPIECKER, H. (1991): Zusammenhang zwischen Waldwachstum und der Variation von Klima und Witterung auf langfristig beobachteten Versuchsflächen in Baden-Württemberg. 7. PEF Statuskolloquium Band 1. Karlsruhe. S 377-386.
- SPIECKER, H.; MIELIKÄINEN, K.; KÖHL, M.; SKOVSGAARD, J. P. (Hrsg.) (1996): Growth Trends in European forests: studies from 12 countries. Berlin, Heidelberg [u. a.]: Springer. 372 S.
- STAGE, A. R. (1976): An expression for the effect of aspect, slope and habitat type on tree growth. *Forest Science* 22. S. 457-460.
- STERBA, H. (1997): Waldwachstumsforschung – zwischen Erkenntnisdrang und Praxisanspruch. *Allg. Forst- u. Jg. Ztg.* 168. S. 227-230.
- STREIT, U. (1981): Kriging: eine geostatistische Methode zur räumlichen Interpolation hydrologischer Daten. *Wasserwirtschaft: Zeitschrift für Wasser und Umwelt* 71. S. 219-223.
- THOMASIUS, H. (1991): Mögliche Auswirkungen einer Klimaveränderung auf die Wälder in Mitteleuropa. *Forstw. Cbl.* 110. S. 305-330.
- UMWELTBUNDESAMT (1997): Daten zur Umwelt: Der Zustand der Umwelt in Deutschland. Berlin. 570 S.
- UNTHEIM, H. (1996): Has site productivity changed? A case study in the eastern Swabian Alb, Germany. In: SPIECKER, H.; MIELIKÄINEN, K.; KÖHL, M.; SKOVSGAARD, J. P. (Hrsg.): Growth Trends in European forests: studies from 12 countries. Berlin, Heidelberg [u. a.]: Springer. S. 133-147.
- UTSCHIG, H. (1989): Waldwachstumskundliche Untersuchungen im Zusammenhang mit Waldschäden: Auswertung der Zuwachstrendanalyseflächen des Lehrstuhls für Waldwachstumskunde für die Fichte in Bayern. *Forstliche Forschungsberichte Nr. 97.* 185 S. + Anhang.
- UTSCHIG, H. (2000 a): Wachstum vorherrschender Buchen in Abhängigkeit von Standort und Behandlung. *Forst und Holz* 55. S. 44-50.
- UTSCHIG, H. (2000 b): Der Eichen-Durchforstungsversuch Waldleiningen 88; Auswirkungen unterschiedlicher Eingriffsstärken nach 65 Jahren Beobachtung. Vortrag anlässlich der Jahrestagung 2000 des DVFF Sektion Ertragskunde in Kaiserslautern. 20 S.

- UTSCHIG, H.; GROTE, R. (1999): Exkursionsführer zum Buchen-Durchforstungsversuch Starnberg 091. Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der TU München. 20 S. unveröffentlicht.
- UTSCHIG, H.; HERLING, H. (1999): Exkursionsführer zum Fichten-Durchforstungsversuch Denklingen 606. Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der TU München. 19 S. unveröffentlicht.
- VANCLAY, J. K. (1994): Modelling forest growth and yield: Applications to mixed tropical forests. Oxon. 336 S.
- VANCLAY, J. K.; SKOVSGAARD, J. P. (1997): Design, performance and evaluation of models for forest stand dynamics. *Ecological Modelling* 85. S. 1-12.
- WEISE, U. (1991): Ertragsniveau und Zuwachsgang der Weißtanne. *Allgem. Forstz.* 46. S. 191-195.
- WENK, G.; ANTANAITIS, V; SMELKO, S (1990): *Waldertragslehre*. Berlin: Deutscher Landwirtschaftsverlag. 448 S.
- VON WILPERT, K.; HILDEBRAND E. E. (1994): Stoffeintrag und Waldernährung in Fichtenbestände Baden-Württembergs. *Forst und Holz* 49. S. 629-632.
- WINDHAGER, M. (1999): *Evaluierung von vier verschiedenen Waldwachstumssimulatoren*. Dissertation an der Universität für Bodenkultur. Linz. 217 S. +Anhang.
- WORBES, M.; BONN, S.; RIEMER, T. (1995): Methoden zur Erfassung von Zuwachsverlusten und mögliche Einflussfaktoren auf das Jahresringbild von Bäumen in geschädigten Waldbeständen. *Forstw. Cbl.* 114. S. 313-325.
- WYKOFF, W.; MONSERUD, R. (1987): Representing site quality in increment models: a comparison of methods. *Proceedings of the IUFRO forest growth modelling and prediction conference*. Minneapolis. S. 184-190.
- ZEIDE, B. (1993): Analysis of growth equations. *Forest Science* 39. S. 594-622.
- ZÖHRER, F. (1980): *Forstinventur: ein Leitfaden für Studium und Praxis*. Hamburg, Berlin: Parey. 207 S.

Lebenslauf

Persönliches geb. am 24.09.1970 in Rosenheim/Obb.
ledig

Ausbildungszeit

1981 – 1990 Ignaz-Günther-Gymnasium in Rosenheim

09/1990 – 09/1991 Zivildienst am Kreiskrankenhaus Bad Aibling

10/1991- 10/1996 Studium der Forstwissenschaften mit Vertiefungsbereich „Angewandte Informatik“ an der Ludwig-Maximilians-Universität München in Freising

Berufliche Tätigkeiten

06/1996 – 03/1997 Wissenschaftliche Hilfskraft an verschiedenen Lehrstühlen der Forstwissenschaftlichen Fakultät: Digitale Kartenerstellung und Netzwerkbetreuung

04/1997-09/1997 Wissenschaftlicher Angestellter an der Landesanstalt für Wald und Forstwirtschaft in Freising: Geographische Informationsverarbeitung

seit 10/1997 Wissenschaftlicher Angestellter am Fachbereich für Forsteinrichtung (ehemals: Lehrstuhl für Waldbau und Forsteinrichtung) des Wissenschaftszentrums Weihenstephan der TU München: Statistische Auswertung von Daten aus Waldinventuren