

Integration von Verjüngung in Waldwachstumssimulatoren

Hans Herling
(Dipl. Forstwirt Univ.)

Vollständiger Abdruck der von der Fakultät Wissenschaftszentrum Weihenstephan für Ernährung, Landnutzung und Umwelt der Technischen Universität München zur Erlangung des akademischen Grades eines
Doktors der Forstwissenschaft (Dr. rer. silv.)
genehmigten Dissertation.

Vorsitzender: Univ.-Prof. Dr. R. Schopf

Prüfer der Dissertation:

1. Univ.-Prof. Dr. H. Pretzsch
2. Univ.-Prof. Dr. H.-D. Quednau
3. Univ.-Prof. Dr. R. Matyssek

Die Dissertation wurde am 17.03.2005 bei der Technischen Universität München eingereicht und durch die Fakultät für Wissenschaftszentrum Weihenstephan für Ernährung, Landnutzung und Umwelt am 24.06.2005 angenommen.

Vorwort

Verehrte(r) LeserIn,

Das Leben Ist Ein Auswärtsspiel

Deshalb möchte ich mich zuerst bei allen MitspielerInnen für die gute Teamarbeit bedanken.

Diese Arbeit entstand im Zeitraum von 2000 bis 2005 am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde, Wissenschaftszentrum Weihenstephan für Ernährung, Landnutzung und Umwelt, der Technischen Universität München unter der Leitung von Herrn Prof. Dr. H. PRETZSCH – Ihm gilt mein besonderer Dank für die Möglichkeit an seinem Lehrstuhl diese Dissertation auszuarbeiten.

Große Unterstützung und Motivation habe ich nicht nur von ihm, sondern auch von meinen Betreuern Dr. M. BACHMANN, Dr. P. BIBER, DR. R. GROTE, FR H.J. KLEMMT, Dr. Th. SEIFERT und Dr. H. UTSCHIG erhalten. Viel Dank gebührt außerdem allen MITARBEITERINNEN und MITARBEITERN des Lehrstuhls für die hilfsbereite und angenehme Atmosphäre. Ihr motivierender Einfluss, ihre kollegiale Hilfe und die zahlreichen lebhaften Diskussionen waren sehr wertvoll für mich.

Die Erweiterung des Datenmaterials, auf dem diese Arbeit basiert, hätte ohne die unkomplizierte Kooperation mit anderen Forstlichen Versuchsanstalten nicht den jetzigen Erfolg erzielt. In dem Zusammenhang möchte ich mich bei Prof. Dr. H. RÖHLE vom Lehrstuhl für Waldwachstum und Holzmesskunde der TU Dresden, bei Prof. Dr. R. MOSANDL und Dr. Ch. AMMER vom Lehrstuhl für Waldbau und Forsteinrichtung der TU München, bei Prof. Dr. G. KENK und Dr. J. KÄNDLER von der Forstlichen Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, bei Dr. A. ZINGG von der Eidgenössischen Forschungsanstalt für Wald, Schnee und Landschaft, bei Prof. Dr. H. SPELLMANN von der Niedersächsischen Forstlichen Versuchsanstalt, bei Prof. Dr. K.W. LOCKOW von der Landesforstanstalt Eberswalde, Abteilung Waldwachstum und bei Prof. Dr. H. BARTELINK und Lektor H. JANSEN vom Department Forest Ecology and Forest Management der Wageningen University bedanken.

Für die Überlassung seiner Untersuchungsergebnisse danke ich Dipl. Forstwirt S. KORTEN vom Lehrstuhl für Forstliche Arbeitswissenschaft und Angewandte Informatik der TU München und Prof. Dr. R. MOSANDL, Dr. B. STIMM und HR. H. HUSS vom Lehrstuhl für Waldbau und Forsteinrichtung der TU München. Desgleichen möchte ich mich bei Prof. Dr. J. NAGEL von der Niedersächsischen Forstlichen Versuchsanstalt bedanken, der mir freundlicherweise Teile des Programmcodes des niedersächsischen Waldwachstumssimulators BWIN für eine alternative Konkurrenzindex-Berechnung zur Verfügung stellte.

Dem Bundesministerium für Bildung und Forschung und dem Bayerischen Staatsministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten, danke ich für die Finanzierung dieser Arbeit.

Fünf Jahre sind eine lange Zeit. Ich danke allen, die mich bei der Entstehung dieser Arbeit moralisch unterstützt haben und deren Gesprächsbereitschaft immer eine große Hilfe war – allen voran sei hier Martin BACHMANN erwähnt.

Eine besonderen Dank möchte ich an meine ELTERN richten, die jederzeit hilfsbereit und unterstützend zur Stelle waren und sind. Ohne ihren Rückhalt wäre nichts möglich gewesen.

Der größte Dank gebührt Dir, Sabine.

Freising, im März 2005

Hans Herling

Inhaltsverzeichnis

A Integration von Verjüngung in Waldwachstumssimulatoren

| | | |
|---------|--|----|
| 0.1 | Zusammenfassung | 1 |
| 0.2 | Summary | 5 |
| 1 | Einleitung | 9 |
| 1.1 | Problemstellung und Zielsetzung | 9 |
| 1.2 | Verjüngungsuntersuchungen in der Forstwissenschaft | 10 |
| 1.3 | Modelle in der Forstwissenschaft | 12 |
| 1.4 | Modellierung von Verjüngung | 14 |
| 1.4.1 | Waldwachstumssimulator SILVA 2.2 | 14 |
| 1.4.2 | Verjüngungsrelevante Einflussfaktoren | 16 |
| 1.4.3 | Problematik bei der Modellierung von Verjüngung | 17 |
| 1.4.4 | Lösungsansatz bei der Modellierung von Verjüngung | 18 |
| 1.4.5 | Konzeption des Verjüngungsmodells | 19 |
| 2 | Modellentwicklung | 21 |
| 2.1 | Datengrundlage des Verjüngungsmodells | 21 |
| 2.2 | Modellkonzeption | 22 |
| 2.3 | Teilmodell: Konkurrenz | 25 |
| 2.3.1 | Modellierung von Konkurrenz | 25 |
| 2.3.2 | Umsetzung der Konkurrenzermittlung im Verjüngungsmodell | 26 |
| 2.3.3 | Hilfsbeziehung: Höhenabhängiger Standraumbedarf | 28 |
| 2.3.4 | Relative Flächenausnutzung als Konkurrenzmaß | 34 |
| 2.3.5 | Interpretation des Konkurrenzmaßes CI_{jk} | 38 |
| 2.3.6 | Relative Flächenausnutzung zur Ermittlung von Baumartenanteilen | 42 |
| 2.3.7 | Konkurrenzindex KKL | 43 |
| 2.4 | Teilmodell: Ausbreitung | 49 |
| 2.4.1 | Umsetzung der Ausbreitung von Verjüngungspflanzen im Verjüngungsmodell | 50 |
| 2.4.2 | Beginn der generativen Vermehrung | 51 |
| 2.4.3 | Zeitliche Verteilung der Samen | 55 |
| 2.4.4 | Absolute Samenmengen und deren Verteilung auf Einzelbäume | 60 |
| 2.4.5 | Räumliche Verteilung der Samenmengen | 64 |
| 2.4.5.1 | Nahausbreitung | 64 |
| 2.4.5.2 | Fernausbreitung | 76 |
| 2.4.6 | Etablierung der Sämlinge als Verjüngungspflanze | 78 |
| 2.4.6.1 | Baumartenspezifische Wartejahre | 79 |
| 2.4.6.2 | Keimungseffekte | 79 |
| 2.4.6.3 | Einfluss von Konkurrenzvegetation | 80 |
| 2.4.7 | Ende der generativen Vermehrung | 84 |

Inhaltsverzeichnis

| | | |
|---------|---|-----|
| 2.5 | Teilmodell: Höhenentwicklung | 85 |
| 2.5.1 | Verbiss von Verjüngungspflanzen | 88 |
| 2.5.2 | Streuung der Ausgangshöhe von Verjüngungspflanzen | 105 |
| 2.5.3 | Höhenzuwachspotenzial von Verjüngungspflanzen | 109 |
| 2.5.4 | Höhenzuwachsschätzung | 117 |
| 2.5.5 | Höhenzuwachs der einzelnen Verjüngungspflanzen | 124 |
| 2.5.6 | Übernahme von Verjüngungspflanzen in den Hauptbestand | 128 |
| 2.6 | Teilmodell: Mortalität | 131 |
| 2.6.1 | Grundlagen der Modellierung von Mortalität | 131 |
| 2.6.2 | Umsetzung der Mortalität von Verjüngungspflanzen im Verjüngungsmodell | 132 |
| 2.6.3 | Einfluss der maximalen Pflanzendichte | 134 |
| 2.6.4 | Einfluss der relativen Flächenausnutzung | 139 |
| 2.6.5 | Mortalitätswahrscheinlichkeit der einzelnen Verjüngungspflanzen | 140 |
| 2.6.6 | Einfluss zufälliger Mortalität | 154 |
| 2.7 | Teilmodell: Generierung von Startwerten | 156 |
| 2.7.1 | Zielsetzung | 156 |
| 2.7.1.1 | Gewählte Vorgehensweise bei der Strukturgenerierung von Verjüngung | 157 |
| 2.7.1.2 | Datenmaterial bei der Modellanwendung | 160 |
| 2.7.1.3 | Datenmaterial zur Modellanpassung | 161 |
| 2.7.2 | Generierung fehlender Informationen | 161 |
| 2.7.2.1 | Durchmesser-Höhenfunktion | 162 |
| 2.7.2.2 | Generierung der Höhenverteilung | 164 |
| 2.7.3 | Generierung von Höhen | 169 |
| 2.7.4 | Generierung der räumlichen Verteilung | 171 |
| 2.7.4.1 | Zufällige Verteilung der Verjüngungspflanzen auf der Bestandesfläche | 172 |
| 2.7.4.2 | Konkurrenzfilter Altbestand | 172 |
| 2.7.4.3 | Ausbreitungsfiler Altbestand | 173 |
| 2.8 | Teilmodell: Auswirkung von Bewirtschaftungsmaßnahmen auf die Verjüngung | 176 |
| 2.8.1 | Umsetzung der Quantifizierung von Bewirtschaftungsmaßnahmen auf Verjüngung | 176 |
| 2.8.2 | Hiebsstrukturmodell | 178 |
| 2.8.2.1 | Modellierung | 181 |
| 2.8.2.2 | Vorgehensweise bei der Modellsimulation | 182 |
| 2.8.3 | Schadensmodell | 182 |
| 2.8.3.1 | Datenbasis | 182 |
| 2.8.3.2 | Modellierung | 183 |
| 2.8.3.3 | Vorgehensweise bei der Modellsimulation | 186 |
| 2.8.4 | Weiterer Forschungsbedarf | 189 |

| | | |
|----------|---|------------|
| 3 | Modellanwendung | 191 |
| 3.1 | Ein- und Ausgabegrößen des Verjüngungsmodells | 191 |
| 3.1.1 | Eingabegrößen - Einlesen vorhandener Verjüngungsdaten | 191 |
| 3.1.2 | Ergebnisausgabe | 193 |
| 3.2 | Implementierung | 196 |
| 3.2.1 | Programmsteuerung des Verjüngungsmodells | 196 |
| 3.2.2 | Programmsteuerung des Generierungsmodells | 198 |
| 3.3 | Anwendungsbeispiel und Probeläufe | 203 |
| 3.3.1 | Anwendungsbeispiel des Generierungsmodells | 204 |
| 3.3.1.1 | Generierung von Höhen aus der Höhenverteilung | 204 |
| 3.3.1.2 | Zufällige Verteilung | 206 |
| 3.3.1.3 | Konkurrenzfilter Altbestand | 206 |
| 3.3.1.4 | Ausbreitungsfiler Altbestand | 207 |
| 3.3.1.5 | Zusammenfassendes Ergebnis der räumlichen Verteilung | 209 |
| 3.3.2 | Variantenvergleich – Einfluss von Vegetation auf die Verjüngung | 211 |
| 3.3.3 | Variantenvergleich – Einfluss von Verbiss auf die Verjüngung | 213 |
| 3.3.4 | Variantenvergleich – Einfluss von Bewirtschaftungsmaßnahmen | 216 |
| 3.3.5 | Variantenstudium – Saumschlag | 221 |
| 3.3.6 | Variantenvergleich – Plenterwald | 225 |
| 4 | Diskussion | 233 |
| 4.1 | Modellkonzept | 233 |
| 4.2 | Daten | 233 |
| 4.3 | Gesamtmodell | 235 |
| 4.4 | Teilmodelle: Möglichkeiten – Schwächen – Grenzen | 236 |
| 4.5 | Evaluierung | 238 |
| 4.6 | Methodik | 239 |
| 4.7 | Entwicklungsmöglichkeiten | 240 |
| 5 | Verwendete Literatur und elektronische Medien | 243 |
| 6 | Register | 279 |

Inhaltsverzeichnis

| | | |
|-----------|---|------------|
| B | Anhang | 285 |
| 7 | Verkodung, Abkürzungen und Variablen | 287 |
| 7.1 | Übersicht in der Arbeit verwendeter Symbole und Variablen | 287 |
| 7.2 | Verschlüsselung der Baumarten im Datenmaterial | 292 |
| 7.3 | Glossar | 293 |
| 7.3.1 | Konkurrenz | 293 |
| 7.3.2 | System – Modell – Simulator | 298 |
| 7.3.3 | Ausbreitungstypen von Samen | 304 |
| 7.3.4 | Evaluierung | 306 |
| 7.3.5 | Sonstige Begriffe | 307 |
| 7.3.5.1 | Zufallszahlen | 307 |
| 7.3.5.2 | Rechenzeit bei Veränderung des räumlichen Auflösungs-niveaus | 310 |
| 7.3.5.3 | Mittlerer minimaler Standflächenbedarf einer Verjüngungspflanze | 311 |
| 7.3.5.4 | Kategorisierung | 312 |
| 7.3.5.5 | Monte-Carlo-Simulation | 313 |
| 7.3.5.6 | Vorwärtsselektion | 314 |
| 8 | Datenmaterial | 315 |
| 8.1 | Datengrundlage von Versuchsflächen | 315 |
| 8.1.1 | Einsatz von Versuchsflächendaten | 316 |
| 8.1.1.1 | Übersicht über die Versuchsflächen | 316 |
| 8.1.1.2 | Versuchsflächen mit Verjüngung | 318 |
| 8.1.1.2.1 | Geografische Lage | 319 |
| 8.1.1.2.2 | Generelle Charakterisierung | 320 |
| 8.1.1.2.3 | Standörtliche Charakterisierung | 323 |
| 8.1.2 | Zusammenfassende Würdigung der Versuchsflächen | 325 |
| 8.1.2.1 | Zusammenfassende Darstellung der Standortbedingungen | 325 |
| 8.1.2.2 | Bestandeskennwerte des Altbestandes | 326 |
| 8.1.2.3 | Bestandeskennwerte der Verjüngung | 328 |
| 8.1.3 | Versuchs- und Aufnahmekonzept | 332 |
| 8.1.3.1 | Aufnahme des Altbestandes | 332 |
| 8.1.3.2 | Aufnahme der Verjüngung | 333 |
| 8.1.3.3 | Durchgeführtes Messprogramm auf den Versuchsflächen mit Verjün- gung | 336 |
| 8.1.3.3.1 | Naturwald- und Plenterwaldversuche | 336 |
| 8.1.3.3.2 | Verjüngungsversuche | 338 |
| 8.1.3.3.3 | Standraum- und Behandlungsversuche | 344 |
| 8.1.3.3.4 | Wuchsreihen | 346 |

Inhaltsverzeichnis

| | | |
|-----------|---|------------|
| 8.2 | Datengrundlage aus Literaturquellen | 348 |
| 8.2.1 | Masthäufigkeiten | 348 |
| 8.2.2 | Samenmengen bezogen auf die Bestandesfläche | 349 |
| 8.2.3 | Samenmengen bezogen auf den Einzelbaum | 351 |
| 8.2.4 | Keimprozent von Baumsamen | 352 |
| 8.3 | Übersicht über die Verjüngungspflanzen der einzelnen Versuchspartzen | 353 |
| 9 | Standardauswertung der Versuchsflächen | 363 |
| 9.1 | Datenerfassung | 363 |
| 9.2 | Datenkontrolle | 365 |
| 9.3 | Behandlung fehlender und fehlerhafter Daten | 365 |
| 9.4 | Ableitung von Durchmesser-Höhen-Beziehungen | 366 |
| 9.5 | Volumenberechnung der Einzelbäume | 367 |
| 9.6 | Berechnung von Bestandessummenwerten | 367 |
| 9.7 | Berechnung von Zuwachswerten | 367 |
| 9.8 | Tabellarische und grafische Ergebnisausgabe | 368 |
| 9.9 | Erhebung von Baumkoordinaten | 368 |
| 10 | Liste der Modelleigenschaften | 369 |
| 11 | Vertiefende Informationen | 373 |
| 11.1 | Werte und Variablen aus dem Teilmodell Verbiss | 373 |
| 11.1.1 | Anzahl und Anteil der unverbissenen und verbissenen Verjüngungspflanzen | 373 |
| 11.1.2 | Differenz zwischen Logit-Funktion und Wirklichkeit | 374 |
| 11.1.3 | Anpassung des Trennwertes | 375 |
| 11.2 | Werte und Variablen aus dem Teilmodell Mortalität | 376 |
| 11.2.1 | Anzahl und Anteil lebender und toter Verjüngungspflanzen | 376 |
| 11.2.2 | Differenz zwischen Logit-Funktion und Wirklichkeit | 378 |
| 11.2.3 | Anpassung des Trennwertes | 380 |
| 11.3 | Überprüfung des Ausbreitungsmodells | 382 |
| 11.3.1 | Einführung und Beschreibung | 382 |
| 11.3.2 | Test des Ausbreitungsmodells | 385 |
| 11.3.3 | Resümee | 392 |
| 11.4 | Überprüfung des Höhenzuwachsmodells | 398 |
| 11.4.1 | Einführung und Beschreibung | 398 |
| 11.4.2 | Auswahl der Versuchsflächen | 399 |
| 11.4.3 | Problematik und Lösungsmöglichkeiten | 401 |
| 11.4.4 | Test des Höhenmodells | 404 |
| 11.4.4.1 | Gräfendorf 136-1 | 404 |
| 11.4.4.2 | Kreuth 124-2 | 408 |
| 11.4.5 | Resümee | 413 |

0.1 Zusammenfassung

Integration von Verjüngung in Waldwachstumssimulatoren

Hintergrund: Bis etwa 1960 hat sich die Modellforschung in der Waldwachstumskunde vorwiegend mit der Entwicklung von Ertragstafeln zur Abschätzung des Wachstums von gleichaltrigen Reinbeständen beschäftigt. Die waldbauliche Orientierung hin zu ungleichaltrigen Mischbeständen hat einen Bedarf an neuen Prognoseinstrumenten gezeigt und eine dahin gehende Erweiterung und Neuentwicklung der Modelle ausgelöst. In den 70er Jahren begann daher ein Entwicklungsprozess, der die Konstruktion von einzelbaumorientierten Management- und Prognosemodellen als Werkzeuge für Planungs- und Kontrollmaßnahmen zur Folge hatte.

Zielsetzung: Im Vordergrund dieser Arbeit steht die biometrische Erfassung und modellhafte Nachbildung von Verjüngung (Bäume unterhalb der Derbholzgrenze). Abhängigkeiten wie die sie umgebenden Wuchs- und Umweltbedingungen (Konkurrenz, Standort) sowie die betrachteten Baumarten und deren Begründungsart (Naturverjüngung, Saat, Pflanzung) werden modellhaft abgebildet. Zur Funktions- und Modellanpassung wird umfangreiches Datenmaterial von bayerischen Versuchsflächen sowie Literaturdaten und Expertenwissen verwendet.

Abgesehen von der Zusammenführung des zahlreichen Wissens zu diesem Themenkomplex in ein einzelnes Modell, liegt ein weiterer Schwerpunkt der Arbeit in der Implementierung der Modellierungsergebnisse in den Waldwachstumssimulator SILVA. So erhält man – neben neuen Erkenntnissen zum Wachstum von Verjüngung – ein räumlich und zeitlich sensibles EDV-gestütztes Simulationsmodell, das forstliche Entscheidungsträger in ihrer waldbaulichen Planung und Kontrolle unterstützt.

Modellentwicklung: Aufbauend auf dem in Kapitel 1 formulierten Modellkonzept befasst sich das 2. Kapitel mit der Entwicklung und Parametrisierung der 5 Teilmodelle des Verjüngungsmodells und der fehlerfreien Funktionsweise aller Modellkomponenten. Folgende methodische und praktische Aufgabenstellungen werden dabei gelöst:

- Umsetzung des Modellkonzeptes: zur modellhaften Nachbildung der Verjüngung wird die gesamte Bestandesfläche in 2.5 x 2.5 Meter große Quadrate aufgeteilt (vgl. Abbildung 2–2 auf Seite 23). Oberhalb dieser Quadrate, die als Verjüngungsquadrate bezeichnet werden, wird der Raum in 14 Schichten von jeweils 0.5 Metern Höhe eingeteilt. Im Gegensatz zur einzelbaumweisen Darstellung des Altbestandes wird die Verjüngung durch die Anzahl von Verjüngungspflanzen je Baumart und Höhenschicht repräsentiert. Um die Nachbildung der im Vergleich zum Altbestand größeren Dynamik von Verjüngungspflanzen zu gewährleisten, arbeitet das Verjüngungsmodell in jährlichen statt fünfjährigen Prognosezyklen.

Inhaltsverzeichnis

- Abbildung der Konkurrenzsituation: die Wachstumsbedingungen der Verjüngung werden über Standortvariablen und Konkurrenzindizes nachvollzogen. Als Standortfaktoren werden numerische Größen wie Höhenlage, Exposition und Hangneigung herangezogen, die für die Einsteuerung des Standort-Leistung-Modells des Waldwachstumssimulators SILVA benötigt werden. Für die modellhafte Nachbildung der Konkurrenzsituation der Verjüngung werden zwei deutlich unterschiedliche Typen von Konkurrenzindizes verwendet: Einmal der im Waldwachstumssimulator SILVA verwendete Konkurrenzindex KKL, der über ein distanzabhängiges Suchkegelverfahren den Einfluss des Altbestandes auf die Verjüngung quantifiziert (vgl. Abbildung 2–11 auf Seite 44). Dabei wird im Zentrum jedes Verjüngungsquadrates ein virtueller Baum erzeugt, dessen Höhe 7 Meter beträgt. Die Mittellinie des nach oben expandierenden Suchkegels liegt in der Baummittellinie und der Gipfel des Suchkegels wird innerhalb der Krone des virtuellen Baumes gesetzt. Der so ermittelte Konkurrenzindex KKL wird jeweils für die beiden Öffnungswinkel 60 Grad und 120 Grad berechnet (vgl. Abschnitt 2.3.7 auf Seite 43ff.).

Der andere Indextypus basiert auf der Annahme einer maximalen Stammzahl bei gegebener Mittelhöhe und erfasst die Konkurrenz innerhalb der Verjüngung und durch den Hauptbestand nach einheitlichem Prinzip. Dieser Ansatz – eine Adaptierung der REINEKE-Regel – basiert darauf, dass der Standflächenbedarf eines Baumes von dessen Dimension abhängt und der Grad der Ausnutzung einer gegebenen Flächeneinheit ein Maß für die dort herrschende Konkurrenz ist (vgl. Abschnitt 2.3.3 auf Seite 28ff.). Auf Grund der im Modell verwirklichten Abgrenzung zwischen Altbestand und Verjüngung wird dieser Index zur Erfassung der Konkurrenzwirkungen des Altbestandes und der Verjüngung auf unterschiedliche Weise ermittelt.

- Entstehung und Ausbreitung von Baumsamen und die Etablierung neuer Verjüngungspflanzen auf der Bestandesfläche – im Ausbreitungsmodell erfasste Prozesse:
 - > der baumspezifische Beginn und die Häufigkeit der Samenbildung
 - > die konkurrenz- und baumspezifische Schätzung der Samenmenge
 - > deren räumlichen Verteilung über die Bestandesfläche (vgl. Abbildung 2–21 auf Seite 67)
 - > die Etablierung neuer Verjüngungspflanzen

Letztere hängt neben dem zur Verfügung stehenden Samenangebot entscheidend von der auf einem Verjüngungsquadrat herrschenden Konkurrenzsituation ab.

- Wachstum und Verbiss von Verjüngungspflanzen: bedingt durch die Modellkonzeption und die rechentechnische Verwaltung der Verjüngungspflanzen über Höenschichten und Verjüngungsquadrate wird das Wachstum von Verjüngungspflanzen über deren Höhenentwicklung nachgebildet. Ausgehend von einem standortabhängigen potenziellen Höhenzuwachs wird mit Hilfe der Potenzial-Modifizierung ein einzelbaumweiser Höhenzuwachs für jede

Verjüngungspflanze einer Bestandesfläche geschätzt (vgl. Abbildung 2–41a, b auf Seite 124). Dieser wird im nachfolgenden Schritt mit einer zufälligen Streuung versehen. Einflussfaktor auf die Höhenentwicklung ist neben Standort und Konkurrenzsituation auch der Verbiss von Verjüngungspflanzen, der über eine Einzelpflanzen-basierte Logit-Funktion nachgebildet wird. Die Verbissstärke kann durch benutzerdefinierte Parameter gesteuert werden.

- Einwachsen von Verjüngungspflanzen in den Altbestand: sobald Verjüngungspflanzen eine vorgegebene Höhengrenze von 7 Metern überschreiten, werden sie mit Baumdurchmessern, Kronendurchmessern, -ansatzhöhen und Stammfußkoordinaten versehen. Anschließend werden sie als Einzelbaum in den Altbestand übernommen.
- Absterben von Verjüngungspflanzen: das Absterben von Verjüngungspflanzen wird über verschiedene Modellfunktionen nachgebildet. Eine Maximal-Dichte- und eine Maximal-Konkurrenz-Funktion halten die prognostizierte Verjüngungsentwicklung in Wertebereichen, wie sie auch auf Versuchsflächen zu finden sind. Kern des Mortalitätsmodells ist ein Einzelpflanzen-basierter Ansatz, der das Absterben von Verjüngungspflanzen mit Hilfe einer Logit-Funktion anhand von Konkurrenzindizes, Standortfaktoren und ertragskundlichen Kennwerten schätzt.
- Rekonstruktion von Verjüngungsstrukturen auf Basis von Inventurdaten: aus Rasterstichproben, Weiserflächen und Bestandserhebungen stehen aggregierte Inventurdaten zur Verfügung, die für Prognosen mit Hilfe des Waldwachstumssimulators SILVA nutzbar gemacht werden, wobei fehlende Daten ergänzt werden. Aus der baumartenspezifischen Eingangsgröße Mittelhöhe wird für jede Verjüngungspflanze mit Hilfe einer Höhenverteilung die Höhenschichtzugehörigkeit bestimmt.

Grundbaustein für die Rekonstruktion räumlicher Verteilungsmuster der Verjüngung und der Zuordnung der Verjüngungspflanzen zu einem Verjüngungsquadrat ist ein homogener POISSON-Prozess, der uniform verteilte Flächenkoordinaten erzeugt. Diese werden in Abhängigkeit von Konkurrenzsituation und baumartenspezifischer Ausbreitungswahrscheinlichkeit von Samen akzeptiert oder abgelehnt (vgl. Abbildung 3–13 auf Seite 207). Das vollständige Vorliegen der Altbestandsstruktur, die auf gemessenen wie auf rekonstruierten Daten beruhen kann, ist Voraussetzung für die Rekonstruktion der Verjüngungsstruktur.

- Quantifizierung der Auswirkungen von Bewirtschaftungsmaßnahmen auf Verjüngungspflanzen: die räumlich explizite Quantifizierung der Auswirkungen von Bewirtschaftungsmaßnahmen erlaubt bei der Modellsimulation, die negativen Folgen umfallender Altbestandsbäume auf die Verjüngung – Bruch- und Lageschäden sowie das Absterben von Verjüngungspflanzen – zu erfassen (vgl. Abbildung 3–21a-r auf Seite 219). Die Intensität

Inhaltsverzeichnis

der Bestandserschließung (Rückegassenbreite und -entfernung) kann durch benutzerdefinierte Parameter vorgegeben werden.

Modellanwendung: in Kapitel 3 wird auf Eingabegrößen und Ergebnisse von Prognoserechnungen eingegangen und es werden diejenigen Ergebnisgrößen vorgestellt, mit denen sich signifikante Aussagen zum Wachstum der Verjüngung im Simulator gewinnen lassen. Bei der anknüpfenden Modellimplementierung wird Schritt für Schritt die Programmbedienung erklärt und der Funktionsumfang des Simulators vorgestellt. Es wird auf das Zusammenspiel der Modellkomponenten in einem gemeinsamen Simulationsmodell eingegangen, ausgewählte Probeläufe und Anwendungsbeispiele zeigen das Prognoseverhalten des Verjüngungsmodells.

Die Simulation von konkurrenzfreien bis stark konkurrenzten Bestandsituationen liefert für das Verjüngungsmodell biologisch plausible Ergebnisse. Während Standort-, Verbiss-, kleinräumliche Konkurrenzunterschiede und die Auswirkungen von Bewirtschaftungsmaßnahmen realitätsnah simuliert werden, ist die Nachbildung langanhaltender Verjüngungszeiträume nicht befriedigend – hier besteht weiterer Forschungsbedarf.

Diskussion: Gegenstand von Kapitel 4 ist die kritische Auseinandersetzung mit den Ergebnissen und der Methodik dieser Arbeit. Anhand ausgewählter Kriterien werden Möglichkeiten und Grenzen des Verjüngungsmodells aufgezeigt und die erzielten Ergebnisse in den Kontext anderer Untersuchungen gestellt. Ein Verzeichnis der verwendeten Literatur und elektronischen Medien und ein Register zum schnellen Auffinden wichtiger Begriffe finden sich in Kapitel 5 und 6.

Anhang: die Arbeit schließt mit einem umfangreichen Anhang ab, wobei zur leichteren Lesbarkeit die Kapitelnummern und Seitenzahlen weitergeführt werden. Das darin enthaltene Informationsmaterial ist nicht als Begleitmaterial zum besseren Verständnis der Arbeit gedacht, sondern dient der Vertiefung und Erläuterung bestimmter Themen, der zweifelsfreien Dokumentation des zur Verfügung stehenden Datenmaterials und dessen Aufbereitung. Daneben werden die in 2 Teilmodellen ermittelten Funktionsparameter präsentiert. Die Arbeit schließt mit der Überprüfung des Ausbreitungs- und Höhenmodells ab.

0.2 Summary

Integration of regeneration in forest growth simulators

Background: at the end of the mid 1960s, forest yield research was engaged primarily with the development of forest yield tables to estimate the growth of pure and even-aged forest stands. With stronger silvicultural orientation towards uneven-aged mixed stands, the deficit of knowledge and prognosis tools in this field became obvious. Consequently, since the beginning of the 1970s forest yield research concentrates on construction of individual-tree simulation models as tools for silvicultural planning and operations management.

Objective: The primary aim of this thesis is to show regeneration (small trees with a diameter below 6.5 centimetre at breast height) as a function of ambient environmental conditions (competition, site). Apart from prevailing competition and site conditions, the development of regeneration depends on the regarded tree species and on its regeneration methods (natural regeneration, direct seeding, planting). To facilitate a broad range of application, comprehensive data such as long-term experiments, literature and expert knowledge is used for modelling and evaluation.

Beside the unification of numerous information about regeneration in one model, a second profit of this work is the implementation of the results into the forest growth simulator SILVA. Including regeneration development, SILVA highly enlarges its ability of stand growth simulation. Now – apart from new knowledge of the growth of saplings and small trees – a temporal and spatial single-tree simulator is available, which supports forest decision makers in silvicultural planning and operation management.

Development of the model: On basis of the model concept formulated in the 1st chapter, the 2nd chapter describes the development and parameterisation of the 5 sub-models and further model components, which are needed for an accurate operation of the regeneration model. The following methodical and practical tasks have been solved:

- Development of a model concept: to model regeneration a stand is completely divided into squares of 2.5 x 2.5 metres (see figure 2–2 on page 23). Above these squares, in this work referred to as regeneration squares, the space is divided into 14 layers of 0.5 metres of height each. In contrast to the single-tree representation of the main stand the regeneration is represented by the number of regeneration plants for each tree species and height layer. To show its stronger dynamics, the regeneration model – while integrated into the regular program sequence of the forest growth simulator SILVA – runs in annual time steps instead of in five-year cycles as the main program does.

Inhaltsverzeichnis

- Determination of the competitive situation: the state condition of regeneration is essentially determined by two types of factors, that are used to quantify site conditions as well as the competitive situation. As site variables numeric values such as height above sea level, slope and exposition are used. Those values are already required for initialisation of the site-height-potential submodel of SILVA. There are two ways for modelling the competitive situation of small plants: On the one hand the competition index KKL is applied, which is also used in the forest growth simulator SILVA. The KKL quantifies the influence of the main stand by a virtual distance-dependent reverse cone procedure (see figure 2–11 on page 44). In order to estimate this competition index, a virtual tree within a height of 7 metres is placed in the center of each regeneration square. The axis of the search cone expanding upwards is positioned in the tree axis and its vertex is placed within the crown of the tree. The competition index KKL is calculated once for a search cone angle of 60 degrees and once for an angle of 120 degrees (see section 2.3.7 on page 43ff.).

The other type of competition index developed in this work describes the competition within the small plants. It takes a maximum number of plants per area at a given height as a basis. The concept – an adaptation of the REINEKE-rule – is built on the assumption that the space occupied by a tree depends on its dimension and that it is possible to estimate the ambient competition by the degree of area consumption (see section 2.3.3 on page 28ff.). From that higher trees occupy a larger area than smaller ones and influence smaller plants negatively. Due to the boundary between main stand and regeneration, this index is calculated in different ways.

- Emergence and dispersion of tree seeds and the establishment of new regeneration plants on the stand area – in the dispersal sub-model represented processes:
 - > the tree-specific onset of generative reproduction and its repetition frequency
 - > the tree- and competition-specific amount of seed production
 - > its spatial distribution across the stand (see figure 2–21 on page 67)
 - > the success of establishment of new regeneration plants

Apart from the available amount of seeds, the latter depends mainly on the competitive situation prevailing on a regeneration square.

- Growth of regeneration plants and browsing damage: according to the model concept that distributes the regeneration plants in height layers and regeneration squares, the growth of the regeneration is represented by their height development. Based on a site-dependent potential annual height increment, an individual tree height increment for each regeneration plant is estimated with the potential-modifier-approach (see figure 2–41a, b on page 124) and its randomly varied in a second step.

Besides the site and competitive situation the height development is affected by browsing

damage of plants, which is modelled by an individual tree Logit-function. Browsing damage of plants can be controlled by a user-specific parameter.

- Ingrowth of regeneration plants in the main stand: regeneration plants that grow larger than 7 metres in height are provided with individual stem and crown diameters, crown height, crown shape and coordinates and are furthermore considered as a tree of the main stand.
- Mortality of regeneration plants: a function of maximum density and of maximum competition represent the mortality of regeneration plants and ensure that the simulated development remains within a plausible range. Furthermore, mortality of regeneration plants is realised with a Logit-function, which produces an individual tree probability of tree death based on competition indices, site factors and yield-related values.
- Reconstruction of regeneration structures basing on inventory data: aggregated inventory data from raster samples, indicator plots and inventory plots are available for the reconstruction of regeneration structures, missing input values are supplied if necessary. The mean stand height is used to determine a particular height layer for each regeneration plant with a height distribution.

The reconstruction of spatial distribution of the regeneration follows a homogeneous POISSON process, which produces uniformly distributed coordinates, that are accepted or rejected depending on the competitive situation and the species-specific probability of seed dispersal (see figure 3–13 on page 207). The availability of the main stand structure, which can be based both on measured and on reconstructed data, is thus the precondition for the reconstruction of the regeneration structure.

- Quantification of the effects of management and harvesting treatments on regeneration plants: the spatial quantification of negative harvesting impacts (e.g. destroying, attitude damaging and breakage of regeneration plants) provides a more realistic representation of the regeneration development (see figure 3–21a-r on page 219). The intensity of opening-up of the stand (skid trail width and distance) can be controlled by a user-specific parameter.

Application of the model: the 3rd chapter illustrates the input of data and the relevant output results of simulations that can be used to characterise the regeneration development in the simulation run. The implementation of the model is explained step by step, the application range of the simulator becomes clear. The interaction of the model components within a common simulation model is explained and the behaviour of the regeneration model is compared with scenario-based simulations and practical examples, simulation in- and outputs are presented.

The simulation results point out that the regeneration model gives valid results for a broad range of competition situations from solitary to very dense stands. The simulation of browsing

Inhaltsverzeichnis

damages, site-dependent differences, small size transition of competition situations and the effects of harvesting treatments show realistic results as well. Although, the simulation of regeneration over a long time period does not fulfill the expectations – further research would be needed here.

Discussion: the discussion in chapter 4 is to debate the results and methodology of the work. Based on selected criteria, the opportunities and limits of the regeneration model are shown and the established results are put into the context of regeneration oriented forest growth modelling by several criteria. Chapter 5 contains an index of literature and electronic media. Chapter 6 contains essential topics of this thesis to allow a combination of fast searching and compact overview.

Appendix: the work closes with an extensive appendix, while the chapter and page numbers are continued to ensure an easy usability of the work. The appendix is not urgently thought as necessary to understand the first part. It contains accompanying information for the comprehension of the work and presents consolidation and notes on particular subjects. It is also to document the available datasets and their processing doubtlessly. Beyond that parameters determined in two sub-models are presented in the appendix. The work closes with a verification of the dispersal sub-model and height growth sub-model.

1 Einleitung

1.1 Problemstellung und Zielsetzung

Solange das wesentliche Ziel der Forstwirtschaft die Maximierung der Holzproduktion von Monokulturen war (ERTL, 1980; PLOCHMANN, 1982), standen ihr mit den Ertragstafeln bewährte Modelle für das Wachstum von Reinbeständen zur Verfügung. Die Wuchsleistung dieser Waldbestände gleicher Art- und Alterszusammensetzung war abschätzbar, auch die Prognose über die zukünftige Bestandes- und Wertentwicklung kalkulierbar.

Mit der immer stärkeren Orientierung an den Wohlfahrtswirkungen des Waldes und der Hinwendung zu naturnahen Waldbauverfahren (BIERMAYER, 1999; BROSINGER und ROTHE, 2002; MITSCHERLICH, 1972; SCHREYER, 2003), die sich durch lange Umtriebszeiten und Verjüngungszeiträume, verschiedene Baumarten- und Alterszusammensetzung und Strukturformen auszeichnen (RÖDER et al., 1996), sind moderne Prognoseinstrumente nötig, die Informationen über Waldzustand und -entwicklung bereit stellen (FRANZ, 1987; LI et al., 2000; PRETZSCH, 2001). Um diese praktischen Fragestellungen zu beantworten, eignen sich grundsätzlich einzelbaumorientierte Wachstumsmodelle. Fragestellungen wie die Optimierung von Betriebsklassen oder die Wahl zwischen unterschiedlichen waldbaulichen Bewirtschaftungskonzepten ist aber ohne Berücksichtigung der Verjüngung unvollständig.

Um der Komplexität der Verjüngung und den in ihr ablaufenden Prozessen gerecht zu werden, kommt der Erfassung und Modellierung der Einflussfaktoren besondere Bedeutung zu. Viele Erklärungsansätze und Modelle (z.B. physiologische Ansätze von BRUNNER, 2003, 2004a, b; SCHALL, 1998) bauen aber auf Parametern und Erklärungsgrößen auf, die selbst moderne Waldwachstumssimulatoren nicht zur Verfügung stellen. Deshalb wird in der vorliegenden Arbeit versucht, alle einzelnen Verjüngungsphasen (Ausbreitung, Keimung, Etablierung, Wachstum, Absterben), deren Verknüpfung und Interaktion mit Umweltfaktoren allein auf Grundlage der im Modell mitgeführten Bestandes- und Standortvariablen modellhaft nachzubilden. Gelingt dies in Teilbereichen nicht, so erlaubt der modulare Modellaufbau in späteren Modellierungsschritten die Verbesserung dieser zunächst normativen Modellansätze, ohne den gesamten Modellierungsprozess und alle Modellfunktionen in Frage zu stellen.

Neben dem Erkenntnisgewinn und der Ableitung neuer Aussagen zum Wachstum junger Bäume ist das wesentliche Ziel der Arbeit die Integration eines Verjüngungsmodells in den Waldwachstumssimulator SILVA. Wesentliche Forderung, die an das Verjüngungsmodell gestellt wird, ist die Integrationsfähigkeit des Verjüngungsmodells in die Modellphilosophie und -struktur dieses Einzelbaumsimulators (PRETZSCH, 1992a, 1996; PRETZSCH et al., 2002a, 2003a, b, c, d). Da SILVA ein distanzabhängiger einzelbaumorientierter Waldwachstumssimulator ist, ergeben sich weitere Voraussetzungen, die im räumlichen und zeitlichen Auflösungs-

Einleitung

niveau des Simulators, den zur Verfügung stehenden Einfluss- und Erklärungsgrößen und dem abgedeckten Baumartenspektrum bestehen. Mit dem Waldwachstumssimulator SILVA können derzeit neun verschiedene Baumarten simuliert werden. Folglich sollte das Verjüngungsmodell ebenso diese neun Baumarten abbilden und prognostizieren können. Gleiches gilt für die Begründungsarten von Verjüngung, nämlich von natürlich verjüngten, gesäten und gepflanzten Verjüngungspflanzen.

In einem ersten Arbeitsschritt wird die Verjüngung inklusive der verjüngungsrelevanten Einflussgrößen biometrisch nachgebildet (vgl. Abschnitt 1.4.2 und Kapitel 2). Dabei sollten die vorhandenen Daten (vgl. Abschnitt 2.1 und Anhang Kapitel 8) und der Stand des biologischen Wissens bestmöglich ausgeschöpft werden. Erst durch die große Bandbreite an Daten und deren Verknüpfung mit Wachstumsgesetzmäßigkeiten (PRETZSCH, 1997b, 2000, 2004; PRETZSCH et al., 2002b) entsteht ein waldwachstumskundliches Modell mit breitem Anwendungs- und Gültigkeitsbereich.

In einem zweiten Schritt wird das erstellte biometrische Modell in ein numerisches Modell (Simulator) überführt und als fester Modellbestandteil in den Waldwachstumssimulator SILVA implementiert. Durch diese Umsetzung des biometrischen Modells in ein Computerprogramm ist eine rechnergestützte Nachbildung der Verjüngung und ihrer Entwicklung möglich (Simulation).

Das Ergebnis der Arbeit liegt zum einen in der Modellierung von Verjüngung, der Dokumentation, Überprüfung und Präsentation der Modellierungsergebnisse. Zum anderen wurde ein praktisch nutzbares Modell auf breiter Datenbasis entwickelt, das den Funktionsumfang und die Anwendungsmöglichkeiten von SILVA erweitert. Es erfüllt den Wunsch von Wissenschaft und Praxis nach einem umfassenden Managementmodell für Planung und Kontrolle (BÖCKMANN, 2004; FRANZ, 1987; RADIKE, 2004; TEUFFEL, 1998) und trägt so zur Lösung des Informationsbedarfes bei.

Ein beträchtlicher Informationsgewinn besteht in der Zusammenführung der zahlreichen Einzeluntersuchungen über die Verjüngung. Indem das vorhandene Wissen strukturiert und gebündelt wird, werden komplexe Verjüngungsprozesse verständlich, fehlendes Wissen offensichtlich und die Aufdeckung von Ursache-Wirkungs-Beziehungen möglich.

1.2 Verjüngungsuntersuchungen in der Forstwissenschaft

Bereits in den Anfängen der Forstwissenschaft wurden Untersuchungen zum Wachstum von Verjüngung durchgeführt. Auch wenn die damalige Forschungstätigkeit kaum mit der heutigen Situation vergleichbar ist, geben doch einige Arbeiten wertvolle Angaben. Beispielsweise KAST (1890), der die horst- und gruppenweise Verjüngung gemischter und reiner Bestände aus Fichte und Buche im Forstamt Siegsdorf untersuchte und waldbauliche Behandlungsempfeh-

lungen ableitete. Ferner gaben FRÖMBLING (1893), GREBE (1856), HAHN (1892) und LANDOLT (1866) wichtige Empfehlungen für die natürliche Bewirtschaftung und Verjüngung von Buchen-Hochwäldern. Diese Arbeiten sind eng mit der Entwicklung von waldbaulichen Behandlungskonzepten (GAYER, 1886; REBEL, 1922; WAGNER, 1923) verbunden und beziehen sich in erster Linie auf die richtige Durchführung des Verjüngungsverfahrens (Ansamung, Lichtung, Räumung) und die sich anschließende Pflege, Förderung und Mischungsregulierung (FRÖMBLING, 1893; KAHL, 1883) der Naturverjüngung und Voranbauten. Untersuchungen zu Qualität und Menge des Samenangebotes finden sich bei ABELE (1909), BELING (1877), BURCKHARDT (1875), HARTIG (1889), HOLL (1887), IHRIG (1860), KIENITZ (1879, 1881), LAUPRECHT (1875), MICHAELIS (1911), SCHUMACHER (1890), SCHWAPPACH (1895, 1906), SEEGER (1913) und WIMMENAUER (1897).

In den 30er Jahren des letzten Jahrhunderts wandelte sich die forstwissenschaftliche Wissenschaftsauffassung, ausgehend von Fragestellungen der forstlichen Praxis, auf Basis naturwissenschaftlicher Methoden hin zu einer experimentorientierten Forschung. Beispiele dafür sind die Keimungsversuche von FABRICIUS (1928, 1929, 1935) unter definierten Lichtbedingungen, zum Keimungsverhalten von Fichte und Kiefer in Abhängigkeit der Humusaufgaben von VATER (1928), GIAS (1927) Lichtmessungen zur Schattenfestigkeit verschiedener Holzarten im ersten Lebensjahr oder die Untersuchungen zum Samenertrag von süddeutschen Fichtendurchforstungs-Versuchsflächen von ERNST (1930). Vergleichbare Arbeiten finden sich bei HAUSRATH (1931), HILF (1927), PLANCKE (1922), PUCHNER (1922), ROHMEDER (1951, 1956), SCHMIDT (1918, 1923), SIEGL (1951) und TOLSKY (1924). Gute zusammenfassenden Darstellungen zur natürlichen Verjüngung bieten TSCHERMAK (1959) und VANSELOW (1931) und ROHMEDER (1967a, b, 1972) zum Samentragen der Waldbäume.

In den 70er Jahren des letzten Jahrhunderts erweiterte sich das Spektrum der Verjüngungsuntersuchungen um eine versuchsflächenorientierte Forschung auf ökologischer Grundlage (BURSCHEL, 1961, 1966; BURSCHEL und HUSS, 1964; BURSCHEL et al., 1964; HUSS, 1964; LYR et al., 1963, 1964). Ziel war nicht nur die beschreibende Analyse der Verjüngung oder waldbaulicher Verjüngungsverfahren (KÖSTLER, 1953; MAGIN, 1959; MAYER, 1974, 1976, 1992), sondern auch die Aufklärung wichtiger Zusammenhänge in der Interaktion von Altbestand und Verjüngung mit Hilfe deskriptiver Statistik (PREUHSLER, 1979) und erste funktionale Beschreibungen dieser Zusammenhänge (SCHMITT, 1994). Diese Entwicklung hin zur Erklärung von Wuchsverhalten verstärkte sich zudem mit der wachsenden Verbesserung PC-gestützter Statistik-Programme (BOLLINGER et al., 1983; NORUSIS, 1990).

In diese Zeit fällt auch die Entstehung erster waldwachstumskundlicher Modelle, wie beispielsweise das Modell FOREST von EK und MONSERUD (1974) und MONSERUD und EK (1977), mit dem die Vorhersage des Höhenwachstums unterständiger Bäume für nordamerika-

Einleitung

nische Mischbestände auch in der Verjüngungsphase möglich wurde (MARTIN et al., 1977; MONSERUD, 1975, 1976). Weitere Ausführungen zur Entwicklung waldwachstumskundlicher Modelle folgen in Abschnitt 1.3.

Die in den letzten Jahren durchgeführten Verjüngungsuntersuchungen (AMMER, 1996, 2000; BAUER, 2002; DOHRENBUSCH, 1990, 1997; DUC, 2000; HAUSKELLER-BULLERJAHN, 1997; HOMANN, 2004; LEDER et al., 2003; RUMPF, 2003; WAGNER, 1999; WAGNER und RÖKER, 2000) lassen sich als grundlagenorientierte Forschung oder Empirie bezeichnen, in der die in den Wäldern ablaufenden Prozesse analysiert und daraus Konzepte sowie waldbauliche Behandlungseingriffe abgeleitet werden. Während dies früher auf empirischem Weg geschah, zielt die heutige Forschung auf das Verstehen dieser grundlegenden Prozesse sowie deren modellhafte Nachbildung und gezielte Manipulation durch waldbauliche Maßnahmen.

Die Entwicklung von den Anfängen forstwissenschaftlicher Untersuchungen bis heute kann anhand unterschiedlicher Tendenzen beschrieben werden. Von rein qualitativen, auf Erfahrungswissen beruhenden, zu quantitativen Untersuchungen. Von einer situations- und ortsbezogenen, über experiment- und versuchsflächenorientierten hin zu einer grundlagenorientierten Forschung auf ökophysiologischer Basis. Mit dieser Arbeit bietet sich die Möglichkeit, den umfangreichen Fundus forstlicher Daten und Einzeluntersuchungen durch integrierte Auswertung und Modellierung zu bündeln und von einer fallbezogenen Beschreibung und Analyse zu einem erklärenden Verständnis über das komplexe Objekt Verjüngung zu gelangen.

1.3 Modelle in der Forstwissenschaft

Erste waldwachstumskundliche Modellbildung findet man Ende des 18. Jahrhunderts in Form von Ertragstafelkonstruktionen. Auf der Basis einmaliger Untersuchungen erstellt, lieferten diese wichtige Aussagen zum Bestandeswachstum, ihr Entwicklungsstand aber entsprach einfachen Erfahrungstabellen. Räumlich und zeitlich punktuell erhobene Messwerte wurden grafisch dargestellt und mit Hilfe von Kurvenlinealen ausgeglichen.

Die Anlage von Versuchsflächen und die damit einhergehende Verbesserung des Kenntnisstands über Wuchsbeziehungen verbesserte fortlaufend die Qualität der Ertragstafeln (PRETZSCH, 1992b, 2001). Dennoch blieb der Nachteil, dass die Bestandeshöhe in einem bestimmten Alter das Maß für die gegenwärtige und zukünftige Leistungsfähigkeit eines Bestandes bildete. Seit den 60er Jahren des 20. Jahrhunderts ist die Konstruktion von Ertragstafeln mit Hilfe von EDV-Anlagen möglich. Wo anfangs einfache biometrische Modelle durch ein flexibles Funktionensystem ausgedrückt wurden (ASSMANN und FRANZ, 1963; FRANZ, 1968), erlaubt die Rechenleistung heutiger Computeranlagen die Erstellung von Bestandeswachstumsmodellen, die im Gegensatz zu Ertragstafeln ein breites Spektrum von Behandlungsregimen und Standorten abbilden. Ferner können Waldwachstumssimulatoren die Entwicklung des

Bestandes oder Einzelbaumes in Abhängigkeit vieler unterschiedlicher Einflussfaktoren zeigen und prognostizieren. Dieser höhere Detailgrad und die mathematische Verknüpfung von Ursache-Wirkungs-Beziehungen ermöglichen die Ableitung von „Wenn-Dann“-Aussagen zum Systemverhalten des Bestandes oder Einzelbaumes. Damit orientieren sich Einzelbaummodelle in ihren Eingabegrößen und Ergebniswerten an den Wünschen und Anforderungen der heutigen forstlichen Praxis (BÖCKMANN, 2004; EDER, 1997; RADIKE, 2004; TEUFFEL, 1998).

Weltweit gibt es im forstlichen Kontext zurzeit über 40 unterschiedliche Einzelbaummodelle (DUDEK und EK, 1980; OBERGFÖLL, 2000; PRETZSCH, 2001; PRETZSCH et al., 2002a). Den einen liegt dabei eine direkte regressionsanalytische Schätzung des Zuwachses zu Grunde (z.B. im STAND PROGNOSIS MODEL von WYKOFF et al., 1982), anderen die indirekte nach dem Potenzial-Modifier-Prinzip (z.B. im Modell FOREST von EK und MONSERUD, 1974). Weitere Unterscheidungskriterien sind die Distanzabhängigkeit sowie die Einbeziehung des Standortes und der in die Zuwachsschätzung einfließenden Reduktionsfaktoren.

Moderne Modelle besitzen die für Office-Programme typische ansprechende Benutzeroberfläche und eine benutzerfreundliche Menüführung. Verbreitet im mitteleuropäischen Raum sind das Modell BWIN von DÖBBELER et al. (2003), NAGEL (1996, 1999, 2001) und NAGEL et al. (2002), bzw. dessen Anpassung (BWINPro-S) für sächsische Verhältnisse (MÜNDER, 2003, RÖHLE, 2001; SCHRÖDER, 2004), die Modelle MOSES und PROGNAUS von HASENAUER (1994, 1999), MONSERUD und STERBA (1996), STERBA (1999) und STERBA et al. (1995) und das Modell SILVA von KAHN (1994), KAHN und PRETZSCH (1997; 1998a, b), PRETZSCH (1992a, 1995a, 1999, 2001) und PRETZSCH et al. (1998a, 2002a, b, 2003a, b, c, d).

Neben der Entwicklung von Einzelbaummodellen hat eine parallel verlaufende Weiterentwicklung hochauflösender Modellansätze stattgefunden. Diese ökophysiologisch basierten Prozessmodelle, auch Sukzessions- oder gap-Modelle genannt, schätzen das Wachstum von Bäumen auf Basis ökophysiologischer Grundbeziehungen aus Größen wie Photosyntheseleistung, Blattfläche, Strahlungsangebot und Wasserverfügbarkeit. Betrachtungsebene ist nicht der Einzelbaum als Ganzes, sondern die einzelnen Baumorgane wie Stamm, Nadeln, Äste. Einen Überblick über solche Modelle geben DIXON et al. (1990), KEANE et al. (2001) und SHUGART (1984). Trotz der detaillierteren Betrachtungsebene der ökophysiologisch basierten Prozessmodelle haben diese derzeit einige Nachteile, da die relevanten physiologischen Prozesse bislang nicht ausreichend quantifiziert (WHITE et al., 2000) und die Auswirkungen forstlichen Handelns nicht integriert sind (HASENAUER, 2001). Modellprognosen sind wegen ihrer Komplexität mit einem umfangreichen Rechenaufwand verbundenen, was wiederum die Anforderung an das Auflösungs-niveau der Eingangsdaten, die für die Erzeugung der Startwerte für die Prognose des Waldwachstums benötigt werden, erhöht (PRETZSCH et al., 2002c, 2003a).

Der in dieser Arbeit entwickelte Ansatz der Verjüngungsmodellierung bezieht sich in

Einleitung

erster Linie auf den Waldwachstumssimulator SILVA 2.2. Generell gilt, dass die in dieser Arbeit beschriebenen Modellalgorithmen in jedes andere einzelbaumorientierte und distanzabhängige Wachstumsmodell übertragbar sind.

1.4 Modellierung von Verjüngung

Aufgabe und Ziel der Arbeit ist also die Verbindung eines komplexen biologischen Systems mit einem Simulationsmodell. Im Folgenden wird eine Einführung in die Problematik gegeben, die sich aus der Analyse und modellhaften Nachbildung der Einflussfaktoren auf das Entstehen, Wachsen und Absterben von Verjüngung sowie der Verknüpfung dieser nachgebildeten Einflussfaktoren mit dem Simulationsmodell ergibt. Beginnend mit einem Überblick über die beiden Themenkomplexe Modell und Verjüngung wird die Problematik der Integration von Verjüngung in Waldwachstumssimulatoren konkretisiert, ein Konzept entwickelt und ein Lösungsansatz vorgestellt. In weiteren Schritten wird der gewählte Lösungsansatz verwirklicht, überprüft und als Verjüngungsmodell im Waldwachstumssimulator SILVA umgesetzt (Kapitel 2 und 3).

1.4.1 Waldwachstumssimulator SILVA 2.2

Der Waldwachstumssimulator SILVA 2.2 ist ein positions- und distanzabhängiges Einzelbaum-Wachstumsmodell, das in 17jähriger Entwicklungsarbeit am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde entstanden ist. Der gesamte Prognoseprozess beginnt beim Einzelbaum und seiner Wuchskonstellation (Abbildung 1-1).

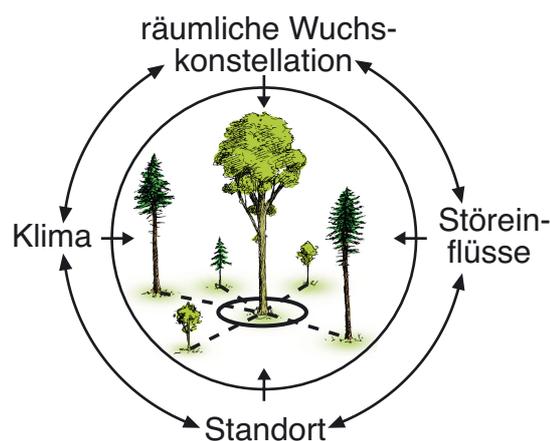


Abbildung 1-1: Die Entwicklung von Durchmesser, Höhe, Kronenbreite, Kronenansatz und Mortalität von Einzelbäumen wird in Abhängigkeit von lokalen und regionalen Standortfaktoren, Konkurrenzsituation und Störereinflüssen gesteuert.

Die räumliche Auflösungsebene des Modells ist somit der individuelle Einzelbaum unter den gegebenen Standortfaktoren und Wuchsbedingungen. Die Modellgleichungen im Waldwachstumssimulator SILVA sind derzeit für die Baumarten Fichte, Tanne, Kiefer, Douglasie,

Buche, Eiche, Erle, Ahorn, Esche und Lärche parametrisiert (DURSKY, 2000; HERLING und PRETZSCH, 2002, 2004; PRETZSCH et al., 2002a, 2003a, b, c, d).

Konzeption des Wachstumsmodells: Anhand nur weniger Start- und Steuergrößen zur Charakterisierung der Ausgangssituation eines Bestandes und der Standortbedingungen wird über ein Funktionensystem die Entwicklung von Waldbeständen einzelbaumweise in Fünf-Jahres-Schritten von der Bestandesbegründung bis zum Generationenwechsel auf einem spezifischen Standort nachgebildet (Abbildung 1-2). Zunächst werden für den betrachteten Bestand die Dimensionen (Durchmesser, Höhen, Kronendurchmesser und -radien) und Positionen der Einzelbäume in das Modell eingelesen. Mit den Standortparametern wird das Standort-Leistungsmodell (KAHN, 1994) auf die jeweiligen Standortbedingungen eingestellt. Fehlende Daten zu Beginn der Prognose können mit einem Strukturgenerator STRUGEN (PRETZSCH, 1993) wirklichkeitsnah erzeugt werden. Sind alle Daten vorhanden, kann der Bestand in Fünf-Jahres-Schritten prognostiziert und ausgewertet werden. Der Prognosezyklus durchläuft fünf Schritte:

1. 3D-Konkurrenzanalyse: Aufbau eines räumlichen Bestandesmodell und Erfassung der Wuchskonstellation jedes Einzelbaumes über Konkurrenzindizes.
2. Durchforstung: Durchforstung des Bestandes nach Benutzervorgaben.
3. Zuwachs: Höhen- und Durchmesserwachstum jedes Einzelbaumes in Abhängigkeit von seiner Wuchskonstellation (Standort, Konkurrenz).
4. Mortalität: Entnahme von Bäumen, die auf Grund ihrer Konkurrenzsituation nicht überlebt haben.
5. Verjüngung: Fünfmaliger Programmaufruf des im Rahmen dieser Arbeit entwickelten Verjüngungsmodells. Sind diese jährlichen Prognosezyklen durchlaufen, werden diejenigen Verjüngungspflanzen, die eine Höhengschwelle von sieben Meter überschritten haben, als Bäume in das räumliche Bestandesgefüge des Altbestandes übernommen. Ein Bestandesaufriss der räumlichen Bestandesstruktur wird gezeigt.

Die Schritte eins bis fünf werden so lange wiederholt, bis der gesamte vom Benutzer vorgegebene Simulationszeitraum durchlaufen ist (Abbildung 1-2). Ausgangszustand und Prognose des Bestandes lassen sich in den nachgeschalteten Auswertungsprogrammen sowohl einzelbaumweise als auch bestandesweise im Form von Tabellen und Grafiken darstellen. So können Informationen zur Sortiments- und Holzerlösentwicklung, Bestandesstruktur, Bestandesstabilität und -diversität sowie Bilder zum dreidimensionalen Bestandaufbau in unterschiedlicher räumlicher Auflösung erzeugt werden. Daraus ergeben sich Möglichkeiten zur Abwägung zwischen Aspekten der Produktion und der Ökologie bei der Planung auf Einzelbaum-, Bestandes-, Betriebs- und Regionalebene. So entsteht eine Modellflexibilität, welche

die Nachbildung verschiedenster Mischungs- und Strukturformen und Pflegeregime erlaubt.

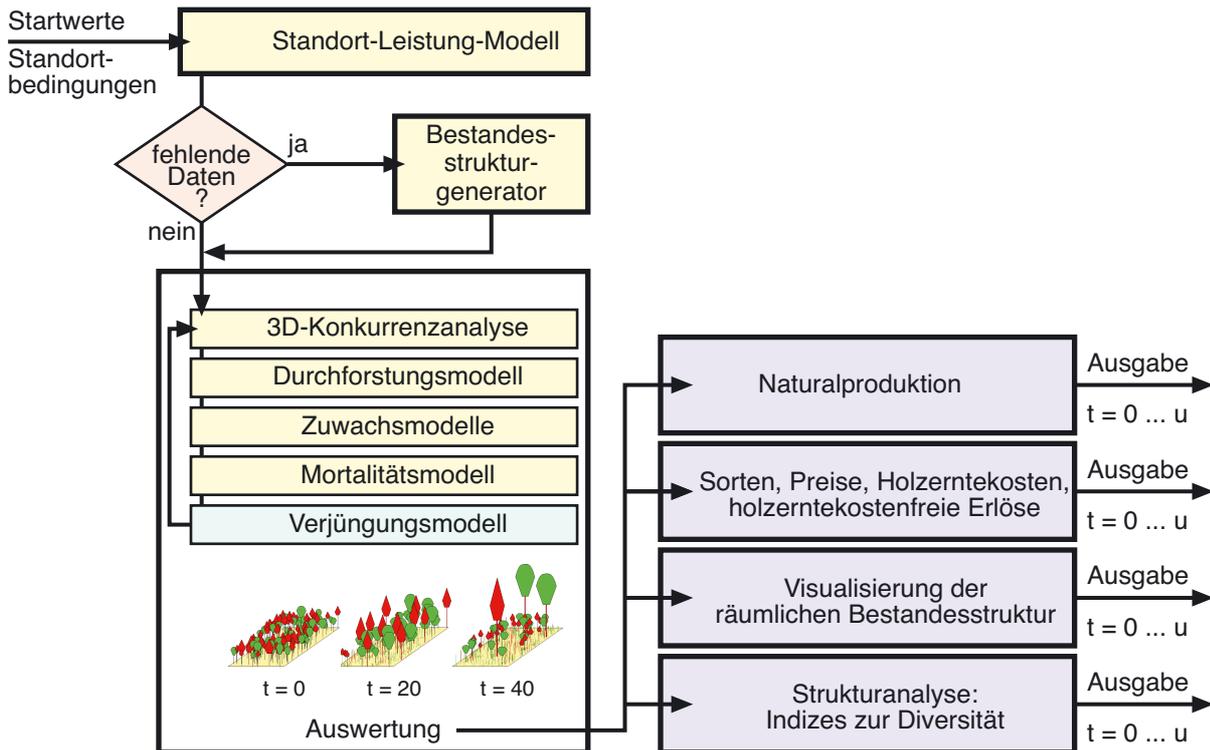


Abbildung 1-2: Flussdiagramm des Waldwachstumssimulators SILVA 2.2 im Überblick. Mit t werden verschiedene Zeitpunkte im Bestandesleben bezeichnet, u ist der vom Benutzer gewählte Simulationszeitraum. Das Verjüngungsmodell, das sich farblich von den anderen Modellkomponenten unterscheidet, wird im Rahmen dieser Arbeit entwickelt und als fester Bestandteil in den Waldwachstumssimulator SILVA integriert.

1.4.2 Verjüngungsrelevante Einflussfaktoren

Die Verjüngung, ihre Entstehung und Entwicklung hängt von zahlreichen Einflussfaktoren ab. Sie lassen sich in anthropogene, biotische und abiotische Einflüsse differenzieren, auch wenn die Einteilung auf Grund fließender Übergänge nicht eindeutig ist und die Einflussfaktoren voneinander abhängen oder gemeinsam auf die Verjüngung einwirken (z.B. SAARENMAA, 1996; WAGNER, 2003).

Wie in Abbildung 1-3 dargestellt, sind anthropogene Einflüsse auf die Verjüngung zum einen direkte Einflüsse durch Bewirtschaftungsmaßnahmen wie Durchforstung und zum anderen indirekte Einflüsse durch klimarelevante Faktoren wie Schadstoffe und CO₂-Anstieg. Unter biotischen Faktoren werden alle lebenden Umweltfaktoren wie Pilze, Tiere und Vegetation, unter abiotischen Faktoren werden alle nicht-lebenden Umweltfaktoren wie Standort, Wind und Klima verstanden (z.B. STRASSBURGER, 1991).

Die allgemein als Interferenzen bezeichneten Wechselwirkungen zwischen Umweltfaktoren sind komplex. Durch Schadstoffe ausgelöste Nadel- und Blattverluste (BAYSTMINELF, 2003, 2004) ändern beispielsweise die Übershirmungssituation von Verjüngungspflanzen. Gleichzeitig werden auch andere Umweltfaktoren beeinflusst wie z.B. die Humusform oder die Vegetation, welche wiederum Einfluss auf die Verjüngung nehmen. Dabei kann die Interaktion

der einzelnen biotischen und abiotischen Komponenten additiv (die Wirkung entspricht der Summe der Einzelwirkungen; z.B. NÖRR et al., 2003), synergistisch (die Wirkung ist größer als die Summe der Einzelwirkungen) oder antagonistisch (die Wirkung ist geringer als die Summe der Einzelwirkungen; z.B. BRUNOLD et al. 1996) sein. Die Summe dieser Prozesse spiegelt sich in der Struktur der Verjüngung ebenso wie im Habitus jeder Verjüngungspflanze wider. Daher sind die an Verjüngungspflanzen erhobenen und gemessenen Größen wie Höhen und Durchmesser oder deren Zuwächse Messgrößen, die das aggregierte Ergebnis endogener und exogener physiologischer Prozesse sind. Eine redundanzfreie Trennung dieser zahlreichen Einflussfaktoren ist in den meisten Fällen nicht möglich.

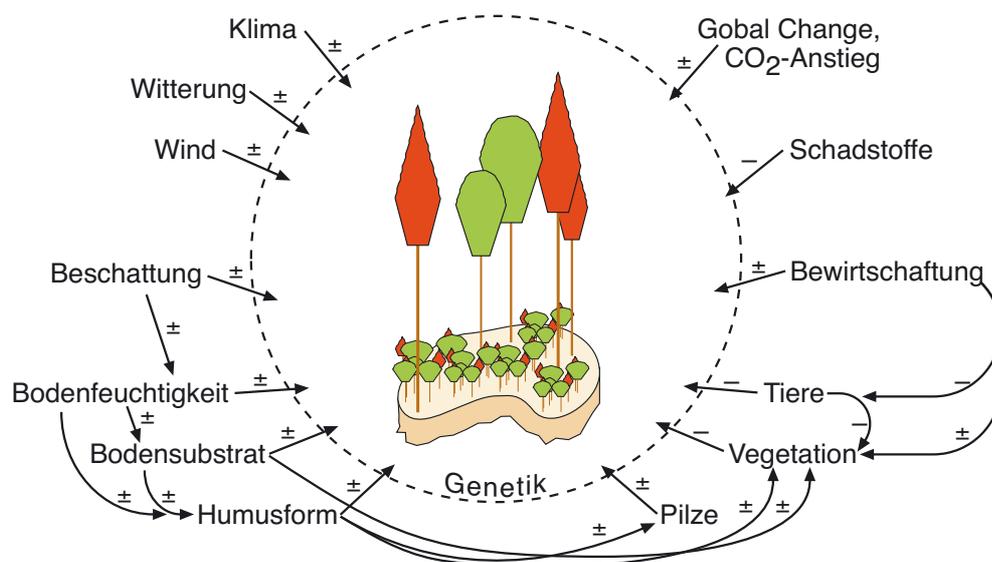


Abbildung 1-3: Anthropogene, biotische und abiotische Einflussfaktoren auf die Verjüngung. + = positive Korrelation zwischen Einflussfaktor und Effekt (Zuwachs, Mortalität); - = negative Korrelation zwischen Einflussfaktor und Effekt (Zuwachs, Mortalität) ± = ungerichtete Korrelation zwischen Einflussfaktor und Effekt.

1.4.3 Problematik bei der Modellierung von Verjüngung

Moderne Einzelbaumsimulatoren wie der Waldwachstumssimulator SILVA eignen sich gut für die Prognose junger Bestände bis hin zur Endnutzung (z.B. BROSINGER et al., 2001; DEEGEN et al., 2000; HANEWINKEL und PRETZSCH, 2000; PRETZSCH, 2003b). Bisher war das Ankommen, Aufwachsen und Absterben von Verjüngung nicht in den Simulator integriert. Zwei Aspekte, ein technischer und ein inhaltlicher Aspekt, scheinen dafür der Grund zu sein:

- Die Anwendung des Einzelbaumansatzes auf die Verjüngung ist rechentechnisch nicht praktikabel: Würde man das an sich bewährte Einzelbaumkonzept auch auf sehr kleine Verjüngungspflanzen oder sogar Samen, Keim- und Sämlinge ausdehnen, könnte es durchaus dazu kommen, dass mehrere Millionen Objekte rechnerisch zu verwalten wären, was auf modernen PCs, vielleicht die Speicherkapazität überlastet sicher aber zu untolerierbar lange Rechenzeiten zur Folge hätte. Letzteres ist für eine praktikable Anwendung in der Forstwirtschaft nicht akzeptabel (STEENIS, 1992).

Einleitung

- Die vollständige direkte Parametrisierung eines strukturtreuen Verjüngungsmodells ist bei der derzeitigen, durch Untersuchungen auf langfristigen Versuchsflächen und durch Forstinventuren noch sehr begrenzten Datenlage kaum möglich. Die einzelnen Teilprozesse, die ein solches Verjüngungsmodell nachbilden sollte, also zumindest Ankommen, Höhenwachstum und Mortalität von Verjüngungspflanzen, sind aus dem verfügbaren Datenmaterial nur mit Einschränkungen zu isolieren. Vielmehr spiegelt das Datenmaterial das Ergebnis des Zusammenwirkens dieser Prozesse wider.

1.4.4 Lösungsansatz bei der Modellierung von Verjüngung

Eine Lösungsmöglichkeit für den technischen Aspekt der beschriebenen Problematik ist, bei der Modellierung der Verjüngung auf die konsequente Einhaltung des Einzelbaumansatzes zu verzichten und ein höheres Aggregationsniveau für die Repräsentation der Verjüngung im Simulator zu wählen. So resultiert die Zusammenfassung von Objekten zu sinnvollen Einheiten in einer Verringerung des Rechenaufwandes. Voraussetzung ist, dass die zusammengefassten Objekte annähernd übereinstimmende Eigenschaften (z.B. gleiche Baumart und Höhe) und Wuchsbedingungen (z.B. homogene Standort- und Konkurrenzsituation) haben.

Inhaltlich bietet sich ein zweistufiges Verfahren an. In einem ersten Schritt wird aus theoretischen Überlegungen heraus ein möglichst einfaches, parameterkarges Verjüngungsmodell konstruiert (BIBER und HERLING, 2002), dessen oberste Prämisse biologische Plausibilität ist (BOSSEL, 1992a). Ebenso sollte das Verjüngungsmodell allgemeinen Modellanforderungen genügen (z.B. FISHMAN, 1973; FISHMAN und KIVIAT, 1968; HARBORDT, 1974; PAGE, 1991). In einem zweiten Schritt werden durch Modellevaluierung und -prüfung relevante Modellparameter identifiziert, die für die Dynamik des Systems entscheidend sind. Die Feinkalibrierung dieser Parameter erfolgt mit Hilfe von Experimentaldaten, und zwar wenn möglich durch direkte Parameterschätzung (z.B. per Regressionsanalyse) nach verschiedenen statistischen Verfahren (BORTZ, 1999). Erlaubt die Datenlage keine direkte Parametrisierung, müssen die zur Kalibrierung verbleibenden Parameter zunächst heuristisch, d.h. anhand von Erfahrungswissen, festgelegt und anschließend in einem iterativen Prozess in Rückkopplung mit Simulationsläufen variiert werden, bis eine befriedigende Annäherung an die im Datenmaterial festgehaltenen Entwicklungsgänge der Verjüngung erreicht ist (STÜBEL, 1975).

Die Modellfunktionen sollten die vom Simulator zur Verfügung gestellten Größen und Variablen nutzen und – soweit möglich – mit Datenmaterial untermauert sein. Um eine mannigfaltige Modellanwendung zu gewährleisten, sollten die Modellfunktionen alle Typen und Formen von Verjüngung wie beispielsweise gepflanzte oder gesäte Verjüngung und Naturverjüngung abbilden können sowie eine Vielzahl von Einflussfaktoren berücksichtigen.

Damit zukünftige Modellverbesserungen kein Überarbeiten des gesamten Verjüngungs-

modells oder Waldwachstumssimulators erfordern, sind die Modellkomponenten modular zu entwickeln.

1.4.5 Konzeption des Verjüngungsmodells

Es sei darauf hingewiesen, dass in der gesamten Arbeit der Begriff Alt- oder Hauptbestand für das Kollektiv der Bäume verwendet wird, die im Waldwachstumssimulator SILVA als Einzelbäume geführt werden, d.h. mit allen Attributen eines einzelnen Baumes wie Stammfußkoordinaten, Baumkronenform, Baumhöhe und -durchmesser. Dies dient der Abgrenzung vom Komplex der Verjüngung, die nicht einzelbaumweise sondern als Gruppe mehrerer Verjüngungspflanzen im Simulator repräsentiert wird (vgl. Abschnitt 2.2). Das ausschlaggebende Kriterium für die Trennung zwischen Altbestand und Verjüngung in dieser Untersuchung ist nicht die bestehende Altersdifferenz zwischen Altbestand und Verjüngung, sondern eine definierte Höhengrenze von sieben Metern, was in Abschnitt 2.2 und 2.5.6 näher erläutert wird. Die Begriffe Altbestand und Verjüngung entsprechend damit nur bedingt der allgemeinen forstlichen Bedeutung.

Das Verjüngungsmodell baut auf dem von BIBER und HERLING (2002), KAHN et al. (1998) und PRETZSCH (1995b) entwickelten Prototypen eines Verjüngungsmodells auf. HERLING (1999) erstellte ein Höhenzuwachsmodell für Verjüngungspflanzen, das wichtige Erkenntnisse für das in Abschnitt 2.5 entwickelte Höhenmodell lieferte. Die mit dem Prototypen gemachten Erfahrungen, die in erster Linie Konzept und Auflösungslevel eines Verjüngungsmodells betreffen, bilden eine wichtige Grundlage für diese Arbeit.

Die Struktur des Verjüngungsmodells im Kontext des Waldwachstumssimulators SILVA: Das Verjüngungsmodell ist in den normalen Programmablauf von SILVA integriert, läuft aber im Gegensatz zum Hauptmodell in jährlichen (u_{sub}) statt in fünfjährigen Zyklen (u). Damit ist die Nachbildung der im Vergleich zum Altbestand größeren Dynamik von Verjüngungspflanzen gewährleistet. Eine noch höhere zeitliche Auflösung wäre mit entsprechendem Zeit- und Rechenaufwand verbunden.

Die Struktur des Verjüngungsmodells selbst folgt der modularen Konstruktion des einzelbaumabhängigen Waldwachstumsmodells SILVA. Das Hauptprogramm liefert wichtige Eingangsgrößen (Altbestandskonkurrenz, Standort-Leistung-Modell) für die drei implementierten und baumartenspezifischen Teilmodelle Ausbreitung, Wachstum und Mortalität (vgl. Abbildung 1-4). Die in jährlichen Zyklen arbeitenden drei Teilmodelle bauen aufeinander auf und entsprechen einem rückgekoppelten Regelkreis. Das bedeutet, dass beispielsweise zu viel ausgebrachte Verjüngungspflanzen einerseits durch das Teilmodell Ausbreitung und andererseits durch das Teilmodell Mortalität auf plausible Verjüngungspflanzenzahlen reduziert wer-

Einleitung

den. Alle drei Teilmodelle laufen kontinuierlich ab, solange für die Ausbringung neuer Verjüngungspflanzen stets genügend fruktifizierende Bäume im Altbestand vertreten sind oder – wie im Falle der Modelle Wachstum und Mortalität – Verjüngungspflanzen auf der Bestandesfläche stehen.

Die Ergebnisse der fünf einjährigen Prognosezyklen u_{sub} werden zur Auswertung und Visualisierung an das Hauptprogramm übergeben. Die Visualisierung der Verjüngungspflanzen erfolgt in Aufrisszeichnungen durch farbige, höhenproportionale Striche, deren Farbe der Farbkodierung der Altbestandesbäume und deren Menge der logarithmischen Anzahl der Verjüngungspflanzen entspricht (vgl. Abbildung 1-4). Ab dem Erreichen einer Höhe von mehr als sieben Metern werden die Verjüngungspflanzen mit den für das weitere Wachstum notwendigen Baumattributen versehen und in den Altbestand übernommen.

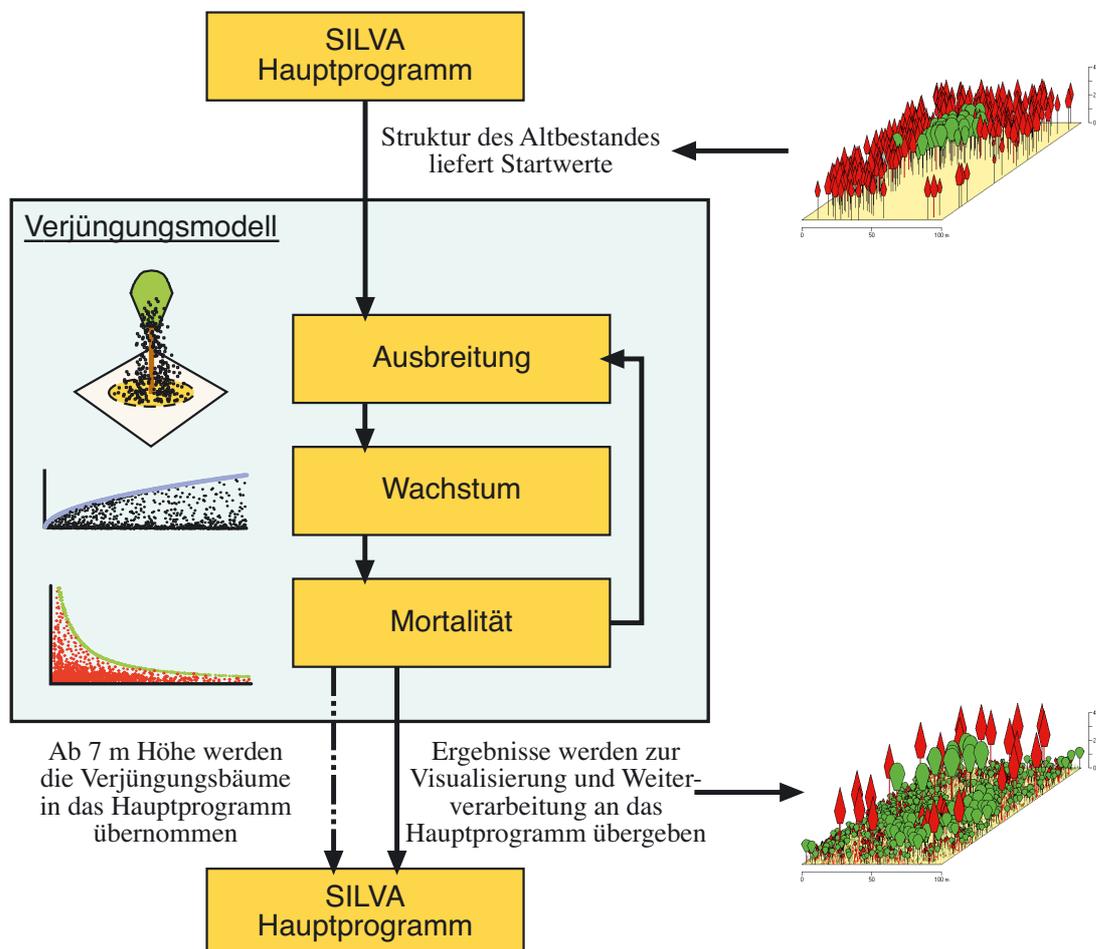


Abbildung 1-4: Modellkonzeption des Verjüngungsmodells. Das Verjüngungsmodell besteht aus den drei Komponenten Ausbreitung, Wachstum und Mortalität, die fünfmal in jährlichen Zyklen u_{sub} nacheinander durchlaufen werden. Wichtige Startwerte (Altbestandskonkurrenz, räumliche Bestandesstruktur) werden vom Hauptprogramm geliefert. Nach Beendigung der fünf einjährigen Programmzyklen des Verjüngungsmodells werden die Ergebnisse an das Hauptprogramm übergeben, wo die Weiterverarbeitung erfolgt. Die Bestandesaufrisse zeigen den Start- und Endzustand eines Simulationsbeispiels einer Fichten-Buchen-Mischbestandesfläche über zehn Prognosezyklen u , das einem 50jährigen Simulationszeitraum entspricht.

2 Modellentwicklung

Auf Basis der in der Einführung (vgl. Kapitel 1) genannten Anforderungen an das Verjüngungsmodell, wird im folgenden Kapitel das Verjüngungsmodell entwickelt. Die Erfüllung der Anforderungen hängt im Wesentlichen vom zur Verfügung stehenden Datenmaterial ab.

2.1 Datengrundlage des Verjüngungsmodells

Datengrundlage für die Parametrisierung der Modellfunktionen ist das langfristige Bayerische Versuchsflächennetz, das vom Lehrstuhl für Waldwachstumskunde in enger Abstimmung mit der Bayerischen Staatsforstverwaltung betreut wird. Dank der kooperativen Hilfe anderer Forstlichen Versuchsanstalten konnte das Datenmaterial für spezielle Fragestellungen erweitert werden (vgl. Anhang, Abschnitt 8.1).

Obwohl die Datengrundlage, ihr Umfang und ihre Variabilität entscheidend für eine zweckdienliche Modellierung und treffgenaue Modellprognose ist, soll die Modellierung des Verjüngungsmodells im Zentrum der Arbeit stehen. Es sei für eine detaillierte Darstellung der Datengrundlage des Verjüngungsmodells und ihrer Bearbeitung daher auf Kapitel 8 und 9 im Anhang verwiesen.

Zur Verfügung stehende Datensätze: Die Versuchsflächen, die vom Lehrstuhl für Waldwachstumskunde betreut werden, decken ein breites Band unterschiedlicher Baumarten und Versuchsfragestellungen ab (PRETZSCH et al., 2002b). Um das Verjüngungsmodell möglichst umfassend zu gestalten, werden alle Versuchsflächendaten – unabhängig von Alter und Baumart – für die Modellierung herangezogen, die sich für die Beantwortung und Lösung der Modellfunktionen eignen. Weil baum- und bestandesbezogene Messgrößen auf den Versuchsflächen in unterschiedlicher Intensität erhoben werden, können nicht alle Modellkomponenten mit demselben Datensatz parametrisiert werden.

Die Daten von Versuchsflächen lassen sich in vier Datensätze untergliedern (Abbildung 2–1). Die erste Unterteilung der Datensätze erfolgt in Altbestands- und Verjüngungsdaten. Diese beiden werden nachfolgend in Einzelbaumdaten bzw. Einzelpflanzendaten (z.B. Baumdurchmesser, Baumhöhe) und aggregierten flächen- oder hektarbezogenen Bestandesdaten (z.B. Anzahl Bäume pro Hektar, Anzahl Verjüngungspflanzen pro Verjüngungsquadrat) untergliedert. Die aggregierten flächenbezogenen Bestandesdaten der Verjüngung unterteilen sich in Daten einzelner Verjüngungsquadrate, mit einer Flächegröße zwischen 1 und 25 Quadratmeter und der gesamten Bestandesfläche.

Der Datenumfang ist Abschnitt 8.1 im Anhang und auszugsweise Abbildung 2–1 zu entnehmen. Die Angaben N_D beziehen sich auf die Anzahl von Werten in den einzelnen Datensätzen, die nach der Datenaufbereitung für die Modellentwicklung zur Verfügung stehen. Bei der

Modellentwicklung

Parametrisierung der Teilmodelle wird vor jeder Ergebnisdarstellung einer Funktionsanpassung die Größe und Zusammensetzung des jeweiligen Datensatzes genannt. Im Anhang in Kapitel 9 auf Seite 363ff. werden die mit der Datengewinnung und -aufbereitung verbundenen Arbeitsschritte vorgestellt, um so die Herleitung ertragskundlicher und statistischer Kennwerte, die in der Arbeit Verwendung finden, zweifelsfrei zu dokumentieren.

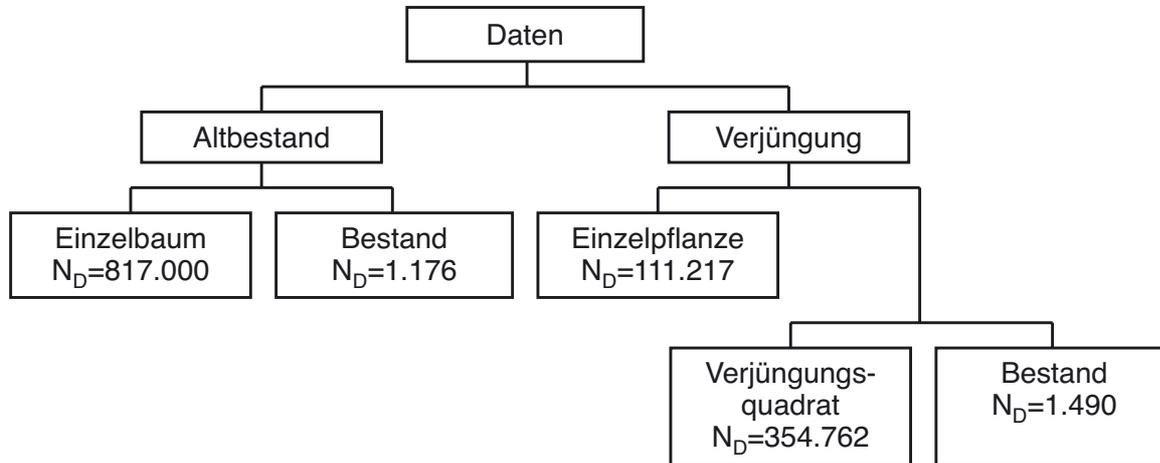


Abbildung 2–1: Klassifikation der in dieser Arbeit verwendeten Datensätze nach ihrer räumlichen Auflösung. Für den Komplex Altbestand stehen Einzelbaum- und Bestandesinformationen und für den Komplex Verjüngung Einzelpflanzen-, Verjüngungsquadrat- und Bestandesinformationen zur Verfügung. N_D gibt die Anzahl von Datensätzen (Meßwerte) an.

2.2 Modellkonzeption

Bei der Repräsentation der Verjüngung im Verjüngungsmodell müssen räumliche und zeitliche Aspekte berücksichtigt werden, die sich aus den Eigenschaften des Systems Wald und des Simulationsmodells ergeben (vgl. Glossar im Anhang, Abschnitt 7.3.2). Die im Wald ablaufenden Prozesse reichen von biochemischen Reaktionen auf kleinen Zeit- und Raumeinheiten bis hin zur evolutionären Entwicklungen auf Großen (ULRICH, 1993). Eine ganzheitliche, alle Systemebenen übergreifende Betrachtungsweise, ist derzeit auf Grund der Komplexität des Systems Wald nicht möglich, so dass in Untersuchungen je nach Ziel und Fragestellung ein bestimmtes Auflösungs-niveau bzw. ein bestimmter Detailgrad gewählt wird. Beispielsweise kann das Wachsen einer Verjüngungspflanze als Ganzes genauso wie die einzelnen Kompartimente einer Verjüngungspflanze (Blätter, Äste, Stamm, Wurzeln) oder die biochemischen Reaktionen in ihren Zellen betrachtet werden. Weitere Aspekte, die berücksichtigt werden müssen, liegen in der experimentellen Erfassbarkeit der Prozesse und deren modellhaften Nachbildung und Simulation.

Das Ziel dieser Arbeit, nämlich die Integration von Verjüngung in Waldwachstumssimulatoren, lässt sich auch als eine treffgenaue Prognose des Gesamtverhaltens von Verjüngung beschreiben, woraus sich die zeitliche und räumliche Betrachtungsebene ergibt. Als räumliches Auflösungs-niveau, das das Verhalten von Verjüngung beschreibt, sind alle räumlichen Einhei-

ten zwischen einzelnen Pflanzenkompartimenten, einer einzelnen Verjüngungspflanzen oder einer Gruppe von ihnen und der gesamten Bestandesfläche theoretisch möglich. Um die Bedingungen, die an ein verhaltenstreues Verjüngungsmodell gestellt werden, zu erfüllen, ist folgende Lösung gewählt worden:

Die gesamte Bestandesfläche wird lückenlos in 2.5 x 2.5 Meter große Quadrate untergliedert. Der Raum über diesen Quadraten wird in jeweils 14 Schichten von je 0.5 Meter Höhe eingeteilt (Abbildung 2–2). Die Verjüngung wird über die Anzahl der Verjüngungspflanzen je Baumart und Schicht repräsentiert. Sind Länge und Breite der Bestandesfläche kein Vielfaches von 2.5, wird die Differenz zu dem Vielfachen von 2.5 unter allen Verjüngungsquadraten aufgeteilt, so dass Quadrate mit einer Kantenlänge von 2.5 Metern oder größer entstehen. Damit ist die grundsätzliche Kompatibilität mit den auf den Versuchsflächen des Bayerischen Ertragskundlichen Versuchswesens praktizierten Aufnahmeverfahren gewährt (vgl. Anhang, Abschnitt 8.1.3) (PRETZSCH, 2002; PRETZSCH et al., 2002b). Diese Quadrate werden im Folgenden als Verjüngungsquadrate mit der Indexvariablen k bezeichnet (Laufvariable q), die einzelnen Schichten eines Verjüngungsquadrates als Höenschichten mit der Indexvariablen j (Laufvariable p) und die Baumarten in den einzelnen Höenschichten mit der Indexvariablen i (Laufvariable o). Die Gesamtheit der Verjüngungspflanzen v_{jp} in den einzelnen Höenschichten wird mit der Variablen n_{vj} ausgedrückt.

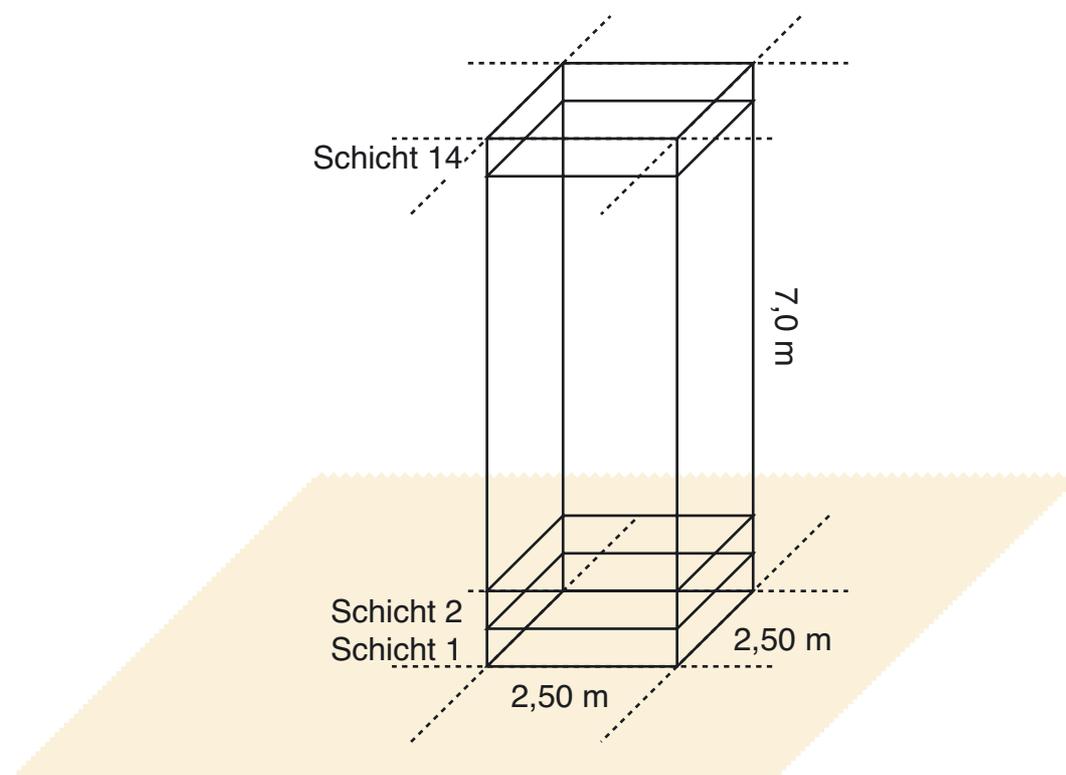


Abbildung 2–2: Räumliche Repräsentation der Verjüngung im Modell: 14 jeweils 0.5 Meter hohe Schichten über einem Quadrat mit den Kantenlängen von je 2.5 Meter.

Danach werden alle Bäume, die höher als sieben Meter sind, als Haupt- bzw. Altbestandsbäume bezeichnet. Diese Einzelbäume besitzen alle Attribute eines einzelnen Baumes wie bei-

Modellentwicklung

spielsweise Stammfußkoordinaten, Baumhöhe und -durchmesser, Baumkrone und Kronenansatzhöhe. Die Höhengrenze von sieben Metern ist die Grenze zwischen Verjüngungsmodell und Hauptprogramm und sie ist auch die Grenze zwischen der Gruppendarstellung der Verjüngungspflanzen auf dem 2.5 Meter Quadrat und dem Einzelbaumansatz im Altbestand. Jede Verjüngungspflanze, die die Höhengrenze von sieben Metern überschreitet, wird als Altbestandsbaum in das Hauptprogramm des Waldwachstumssimulators SILVA übernommen (vgl. Abschnitt 2.5.6).

Folgende Gründe sprechen dafür, die Grenze zwischen Altbestand und dem Komplex Verjüngung auf sieben Meter festzulegen: Bei einer Höhe von mehreren Metern kann Verjüngung als gesichert und etabliert gelten, da sie mehrere Wachstumsperioden überlebt hat (BURSCHEL und HUSS, 1997; MAYER, 1992; RITTERSHOFER, 1994). Daneben entspricht das Wuchsverhalten mehrerer Meter hoher Verjüngungspflanzen dem Wuchsverhalten der Bäume, die im Waldwachstumssimulator SILVA abgebildet und simuliert werden. Das Datenmaterial, das für die Parametrisierung des Waldwachstumssimulator SILVA genutzt wurde, hat eine große Bandbreite, die je nach Baumart bei Durchmessern von 4.5 bis 7.1 Zentimetern beginnt (DURSKY, 2000; HERLING und PRETZSCH, 2004; KAHN und PRETZSCH, 1998a; PRETZSCH, 2001; PRETZSCH et al., 2003a). Bäume mit diesem Durchmesser haben unter normalen Wuchsbedingungen eine Höhe von 5 bis 10 Metern (vgl. Abschnitt 2.5.6).

Ein auf andere Art und Weise konzipiertes Verjüngungsmodell mit höherem Aggregationsniveau, bei dem die räumliche Sensitivität nicht oder nur unzureichend möglich wäre, ist nicht mit dem Ansatz distanzabhängiger Waldwachstumssimulatoren vereinbar (MONSERUD und EK, 1977). Ebenso wichtig bei der Wahl des Auflösungs niveaus ist die grundsätzliche Kompatibilität mit den auf den Versuchsflächen des Bayerischen Ertragskundlichen Versuchswesens praktizierten Aufnahmeverfahren, das eine Aufnahme der Verjüngung auf Quadraten mit der Kantenlänge von 2.5 Meter vorsieht. Kleine Auflösungseinheiten von beispielsweise einem Quadratmeter wie in den Modellen von SCHALL (1998) und BRUNNER (2003, 2004) führen hingegen zu einer Vervielfachung des Rechenaufwandes.

Um die Vorhersagegenauigkeit des Modells zu erhöhen, könnte ein höherer Detailgrad gewählt werden. Der Mangel einer soliden Datenbasis bei kleineren Flächengrößen würde eine höhere Ungenauigkeit der Modellfunktion bedeuten. Daneben würden kleinere Flächengrößen in einer Vervielfachung des Rechenaufwandes resultieren, was eine praktikable Modellanwendung nicht gewährleistet. Somit ist ein höherer Detailgrad nicht zielführend.

In zeitlicher Hinsicht wird die Dynamik der Verjüngung in einjährigen Schritten repräsentiert, die in die mehrjährigen Simulationsschritte für den Altbestand eingebettet sind. Diese für Managementmodelle relativ hohe zeitliche Auflösung soll gewährleisten, dass die oftmals sehr schnell verlaufende Dynamik der Verjüngung plausibel nachgebildet werden kann.

ASSMANN (1961) Untersuchungen zur Baumart Fichte zeigten, dass sich das Wuchsverhalten gepflanzter Verjüngung von dem gesäter oder natürlich entstandener Verjüngung unterscheidet. Zu ähnlichen Ergebnissen kommen LEARY et al. (1979) und HOLDAWAY (1984) in natürlich entstandenen und gepflanzten Red pine Beständen (*Pinus resinosa* AIT.). Diesem Umstand wird, wenn sich in unterschiedlichen Wachstumsverläufen im Datenmaterial zeigen sollte, bei der Modellierung Rechnung getragen. Ohne ein zweites Verjüngungsmodell zu entwickeln, bietet eine Dummy oder Effekt-Kodierung (BORTZ, 1999) die Möglichkeit, den Unterschied der Begründungsart zu quantifizieren.

2.3 Teilmodell: Konkurrenz

2.3.1 Modellierung von Konkurrenz

Für die Quantifizierung der Konkurrenzsituation im Verjüngungsmodell gilt, dass ein Konkurrenzindex oder eine Kombination mehrerer Indizes die räumliche Sensitivität des Verjüngungsmodells, bzw. die sich aus den räumlichen Strukturen ergebenden Konkurrenzsituationen abbilden müssen. Daneben muss ein Konkurrenzindex oder eine Kombination mehrerer Indizes sich widerspruchsfrei und konsistent in die Modellphilosophie des Waldwachstumssimulators SILVA einfügen. Daher sollte der Konkurrenzindex oder eine Kombination mehrerer Indizes die Besetzungsdichte eines Verjüngungsquadrates dergestalt ausdrücken, dass daraus maximale Pflanzendichten abgeleitet werden können. Dies ist bei der Ausbringung von Verjüngungspflanzen ebenso entscheidend wie bei der Nachbildung der Mortalität oder Höhenentwicklung. Konkurrenz, die von Verjüngungsbäumen herrührt, sollte nach dem gleichen Prinzip erfasst werden wie diejenige, die von Altbestandsbäumen ausgeübt wird. Damit sollen Unplausibilitäten vermieden werden, die entstehen können, wenn Bäume aus der Verjüngung übernommen und als Einzelbäume im Hauptmodell weitergeführt werden.

Im Folgenden wird dargestellt, wie im Verjüngungsmodell die Konkurrenz durch Altbestand und innerhalb der Verjüngung mit drei unterschiedlichen Konkurrenzindizes erfasst und quantifiziert wird. Für die Auswahl der verwendeten Konkurrenzindizes wurde neben den oben genannten Untersuchungen auf die Arbeiten und Erfahrungen von BACHMANN (1998), BIBER und HERLING (2002) und HERLING (1999) zurückgegriffen. Basierend auf den Ergebnissen der Autoren wurde eine Vorauswahl getroffen und getestet, welche Konkurrenzindizes bei der Modellierung der Teilmodelle in die engere Wahl genommen werden können. Die vorausgewählten Indizes wurden für das gesamte Datenmaterial berechnet. Zahlreiche Indizes anderer waldwachstumskundlicher Arbeiten (z.B. HASENAUER und GOLSER, 1997) konnten auf Grund fehlender Informationen über das Umfeld der Versuchsflächen nicht verwendet werden, lieferten aber wichtige Ansätze für die Konstruktion und Adaption der in dieser Arbeit verwendeten Indizes.

Modellentwicklung

Bei der Parametrisierung wird für jede Modellfunktion anhand der Korrelation der Indizes mit den zu schätzenden Größen geprüft und entschieden, welcher oder welche der vorausgewählten Konkurrenzindizes verwendet oder welche Konkurrenzindizes abgelehnt werden.

2.3.2 Umsetzung der Konkurrenzermittlung im Verjüngungsmodell

Ausgehend von der in Abschnitt 1.4.4 und 1.4.5 dargestellten Konzeption und der Untergliederung der Verjüngungsentwicklung in die drei Teilmodelle Ausbreitung, Wachstum und Mortalität, müssen zu Beginn jedes Prognosezyklus aktuelle Konkurrenzindizes vorliegen. Ist das Ziel der Modellanwendung die Prognose von Forsteinrichtungsdaten inklusive Verjüngung, so müssen Startsituationen für die Modellprognose durch das in Abschnitt 2.7 auf Seite 156ff. erläuterte Generierungsmodell erzeugt werden. Dafür werden ebenfalls aktuelle Konkurrenzindizes benötigt.

Nur wenn aktuelle Konkurrenzindizes in die Teilmodelle zur Schätzung der Verjüngungsentwicklung eingehen, sind genaue Prognoseergebnisse möglich. Dies macht eine enge Verzahnung der Teilmodelle und der Konkurrenzermittlung notwendig. In Abbildung 2–3 ist die zeitliche Abfolge der Teilmodelle und Konkurrenzberechnung im Gesamtkontext des Prognoselaufes dargestellt.

Die Prognose der Verjüngungsentwicklung beginnt mit der Konkurrenzermittlung. Das Hauptprogramm liefert die Eingangsgrößen (räumliche Struktur des Altbestandes), die für die Berechnung der Altbestandskonkurrenz benötigt werden. Diese Berechnung erfolgt für jedes Verjüngungsquadrat k . Daran anschließend wird die Konkurrenzsituation innerhalb der Verjüngung ermittelt, indem für jede der 14 Höhenschichten j auf jedem Verjüngungsquadrat k die Konkurrenzsituation innerhalb der Verjüngung bestimmt wird (vgl. Abschnitt 2.3.3). Damit ist die aktuelle Konkurrenzsituation erfasst und das Teilmodell Ausbreitung wird aufgerufen (vgl. Abschnitt 2.4).

Neue Verjüngungspflanzen, die durch das Teilmodell Ausbreitung in der untersten Höhenschicht j eines Verjüngungsquadrates erzeugt werden, führen zu einer Veränderung der Dichte in der Verjüngung. Da lediglich neue Verjüngungspflanzen entstehen, wird nach Abarbeitung des Teilmodells Ausbreitung die Konkurrenzermittlung für die Verjüngung erneut durchlaufen. Eine Aktualisierung der Altbestandskonkurrenz ist nicht nötig, da sich die Zustände der Altbestandsbäume nicht ändern.

Das mit dem zweiten Teilmodell Wachstum (vgl. Abschnitt 2.5) erfasste Wachsen der Verjüngungspflanzen führt zu einer Veränderung der Besetzung der Höhenschichten. Verjüngungspflanzen, die die obere Höhengrenze von sieben Metern überschreiten, werden aus der obersten Höhenschicht herausgenommen und als Altbestandsbäume etabliert. Da die Altbestandsbäume in fünfjährigen diskreten Zeitabschnitten prognostiziert werden, sind die Zustände

der Altbestandsbäume in dem fünfjährigen Zeitraum statisch. Das bedeutet, dass die Verjüngungspflanzen erst gegen Ende des letzten der fünf einjährigen Prognoseläufe der Verjüngung übernommen werden (vgl. Abschnitt 2.5.6). Aus diesem Grund wird nach Abarbeitung des Teilmodells Wachstum die Konkurrenzermittlung für die Verjüngung erneut aufgerufen. Eine Neuberechnung der Altbestandskonkurrenz ist, da die Verjüngungspflanzen erst am Ende der fünf einjährigen Prognosezyklen als Altbestandsbäume etabliert werden, nicht notwendig.

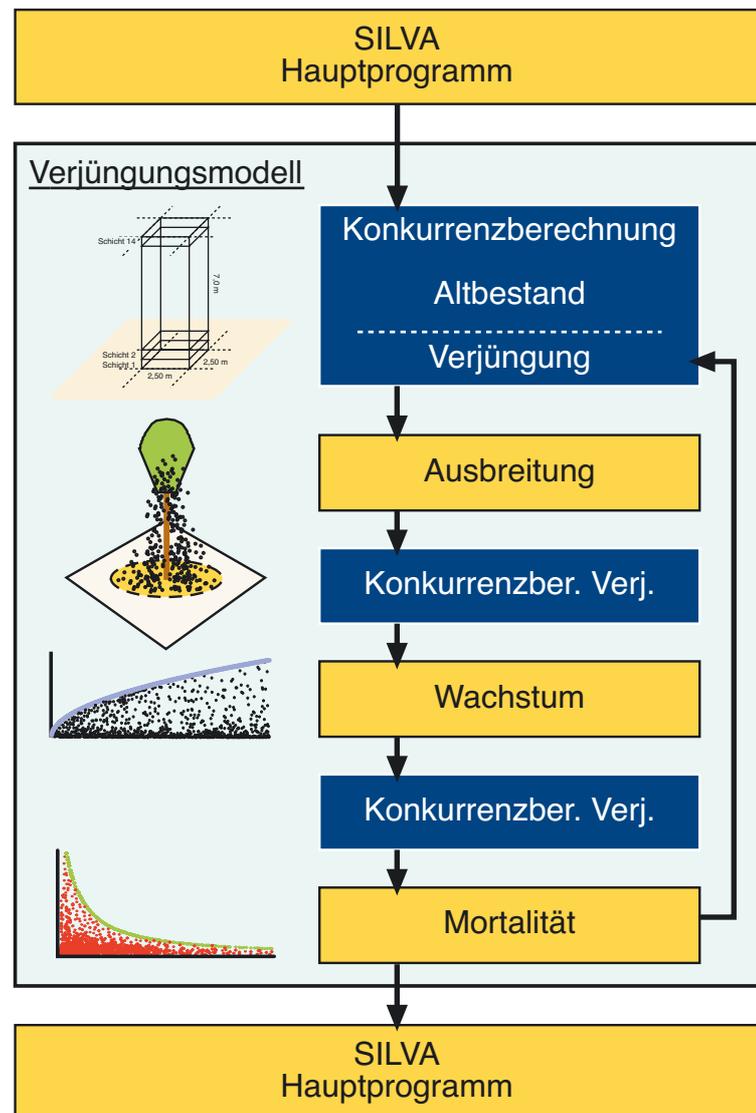


Abbildung 2–3: Ablaufschema des Verjüngungsmodells mit den wesentlichen Teilmodellen und den zwischengeschalteten Berechnungen zur Ermittlung der aktuellen Konkurrenzsituation. Da sich durch die Teilmodelle Ausbreitung, Wachstum und Mortalität die Konkurrenzsituation innerhalb der Verjüngung ändert, werden nach jedem Durchlauf der Teilmodelle die Konkurrenzindizes aktualisiert. Innerhalb der fünf einjährigen Prognosezyklen sind die Zustände der Altbestandsbäume statisch. Folglich ändert sich die Konkurrenz durch den Altbestand nicht, weshalb eine Aktualisierung der Altbestandskonkurrenz nicht notwendig ist.

Das darauf folgende dritte Teilmodell Mortalität (vgl. Abschnitt 2.6) beschreibt das Absterben von Verjüngungspflanzen, wodurch sich die Besetzungsdichte in der Verjüngung ändert. Bevor im nächsten der fünf einjährigen Prognosezyklen das Teilmodell Ausbreitung erneut durchlaufen wird und ein neuer Prognosezyklus beginnt, wird die Konkurrenzermittlung

Modellentwicklung

für die Verjüngung nochmals aufgerufen. Lediglich gegen Ende der fünf einjährigen Prognosezyklen wird keine Konkurrenzermittlung durchgeführt, da nach dem vollständigen Durchlaufen des Verjüngungsmodells der normale Programmablauf im SILVA-Hauptprogramm folgt (z.B. PRETZSCH, 2001, PRETZSCH et al., 2002a) und bei einem erneuten Programmaufruf des Verjüngungsmodells zunächst eine Aktualisierung der Konkurrenzindizes durchgeführt wird.

2.3.3 Hilfsbeziehung: Höhenabhängiger Standraumbedarf

Von den oben formulierten Bedingungen ausgehend wurde nach einer geeigneten Hilfsbeziehung gesucht, um den minimalen Standflächenbedarf eines Baumes in Abhängigkeit von seiner Dimension zu schätzen. Dazu eignet sich die von REINEKE (1933) aufgedeckte Gesetzmäßigkeit. Sie beschreibt den Zusammenhang zwischen Mitteldurchmesser eines Bestandes (dg) und seiner maximalen Stammzahl (N) je Flächeneinheit als Gerade im doppelt logarithmischen Koordinatensystem nach der folgenden Gleichung:

$$\text{Gleichung 2-1: } \ln(N) = \delta + \tau \cdot \ln(dg)$$

mit den Variablenbezeichnungen:

N = Stammzahl je ha (Stück/ha)

dg = Durchmesser des Grundflächenmittelstammes in cm

δ = Lageparameter (gesetzmäßig $\delta = 12.5$ nach REINEKE, 1933)

τ = Steigungsparameter (gesetzmäßig $\tau = -1.605$ nach REINEKE, 1933)

STERBA und MONSERUD (1993) weisen nach, dass diese Gesetzmäßigkeit grundsätzlich auch auf ungleichaltrige Mischbestände anwendbar ist, BIBER (1996) zeigt ein Verfahren zur biologisch plausiblen Anwendung auf Mischbestände und PRETZSCH (2000) untermauert ihre übergreifende biologische Bedeutung durch Überlegungen zur räumlichen Geometrie von Pflanzen. Während REINEKE (1933) von der allgemeinen Gesetzmäßigkeit dieser Stammzahl-Durchmesser-Beziehung für alle Baumarten ausgeht, weist PRETZSCH (2004) nach, dass Lage- und Steigungsparameter dieser Beziehung baumartenabhängig sind.

Für die Anwendung auf Verjüngungspflanzen hat die in Gleichung 2-1 dargestellte Gesetzmäßigkeit jedoch den Nachteil, dass die Variable Durchmesser des Grundflächenmittelstammes nur für Pflanzen mit Höhen über 1.3 Meter definiert ist. Daher wird die Beziehung im weiteren Vorgehen auf die Höhe des Grundflächenmittelstammes hg angewandt:

$$\text{Gleichung 2-2: } \ln(N) = \delta' + \tau' \cdot \ln(hg)$$

mit den Variablenbezeichnungen:

N = Stammzahl je ha (Stück/ha)

hg = Höhe des Grundflächenmittelstammes in m

δ' = Lageparameter

τ' = Steigungsparameter

Dass auch die lineare Form von Gleichung 2–2 biologisch plausibel ist, lässt sich durch Gleichsetzen von Gleichung 2–1 mit Gleichung 2–2 und Auflösen nach hg zeigen (BIBER, 2002):

$$\text{Gleichung 2-3:} \quad \delta + \tau \cdot \ln(dg) = \delta' + \tau' \cdot \ln(hg)$$

$$\text{Gleichung 2-4:} \quad \ln(hg) = \frac{\tau \cdot \ln(dg)}{\tau'} + \frac{\delta' - \delta}{\tau'}$$

$$\text{Gleichung 2-5:} \quad hg = dg^{\frac{\tau}{\tau'}} \cdot e^{\left(\frac{\delta' - \delta}{\tau'}\right)}$$

Dabei resultiert die Formulierung eines allometrischen Zusammenhanges zwischen hg und dg, wie er für diese beiden Größen charakteristisch ist (vgl. PRETZSCH, 2001). Allometrische Beziehungen sind dadurch gekennzeichnet, dass die Wachstumsgeschwindigkeit einzelner Organe eines Organismus unterschiedlich sein kann, ihr Verhältnis untereinander oder in Relation zum Gesamtorganismus aber konstant ist (BERTALANFFY, 1951; PRETZSCH, 2001). Der Charakter von Gleichung 2–2 als biologisch begründete Hypothese ist deshalb bedeutend, weil im weiteren Vorgehen ihre Anwendbarkeit auch im Bereich sehr geringer Höhen vorausgesetzt wird.

Ziel muss jedoch eine direkte statistische Kalibrierung und Überprüfung des allometrischen Zusammenhanges dieser Modellfunktion mit dem Datenmaterial sein. Grundsätzlich eignen sich dafür alle Versuchsflächen sowohl mit als auch ohne Verjüngung, da es sich bei der zu parametrisierenden Gleichung 2–2 um eine allometrische Beziehung handelt, die für Bäume jeglichen Alters oder jeglicher Baumdimension gilt. Untersuchungen von UTSCHIG und PRETZSCH (2000) und KÜSTERS et al. (2004) zum aktuellen Wuchsverhalten der Hauptbaumarten in Bayern deuten darauf hin, dass die allometrische Beziehung zwischen Baumdurchmesser und -höhe selbst unter veränderten Wuchsbedingungen (Schadstoff- und Nährstoffeintrag) weiterhin bestehen.

Der durch die Gleichung 2–2 beschriebene Zusammenhang ist als eine Stammzahl-Mittelhöhen-Grenzbeziehung zu interpretieren, die die maximale Stammzahl bei einer gegebenen Mittelhöhe angibt. Als Datenmaterial werden die Bestandesdaten aller vom Lehrstuhl für Waldwachstumskunde betreuten Versuchsflächen verwendet (vgl. Abschnitt 2.1 und Anhang, Abschnitt 8.1.2.2 auf Seite 326ff.). Dies sind einerseits Mischbestandswuchsreihen, andererseits Rein- und Mischbestände, die sich nach der Fragestellung der Versuchsanlage in Standraum-, Durchforstungs-, Düngungs-, Naturwald-, Plenter-, Verjüngungs-, Provenienz-, Ertrags- und Mischbestandsversuche kategorisieren lassen. Dabei fließen nur Baumartenanteile, die größer als 25 Prozent sind, in die Berechnung ein. Der damit erfasste Werte- bzw.

Modellentwicklung

Datenbereich stellt sich als ein breites Band von Stammzahl-Mittelhöhen-Wertepaaren dar. Der obere Rand dieser Punktwolke kann als Zustand maximaler Stammzahl bei gegebener Mittelhöhe oder maximaler Mittelhöhe bei gegebener Stammzahl interpretiert werden. Tabelle 8-4 in Abschnitt 8.1.2.2 im Anhang auf Seite 327 stellt die Bestandesdaten der Versuchsflächen zusammenfassend dar. Diese Bestandesdaten sind Ergebnistabellen der Standardauswertung der Versuchsflächen nach den Kriterien der DESER-Norm (JOHANN, 1993) und geben hektarbezogene Werte in Form einer standardisierten Variablenliste an (vgl. Anhang, Kapitel 9 auf Seite 363ff.).

Aus den Altbestandsdaten aller Versuchspartellen zu allen Aufnahmezeitpunkten stehen für die Baumart Fichte 1314, für Buche 739, für Kiefer 1220, für Eiche 223 und für Douglasie 1849 Stammzahl-Mittelhöhen-Wertepaare zur Verfügung (Abbildung 2–4a, b). Auf Grund nicht ausreichender Datenlage konnten andere Baumarten nicht parametrisiert werden. Die Anzahl der Stammzahl-Mittelhöhen-Wertepaare ergibt sich aus der Anzahl der Versuchspartellen und Aufnahmezeitpunkte.

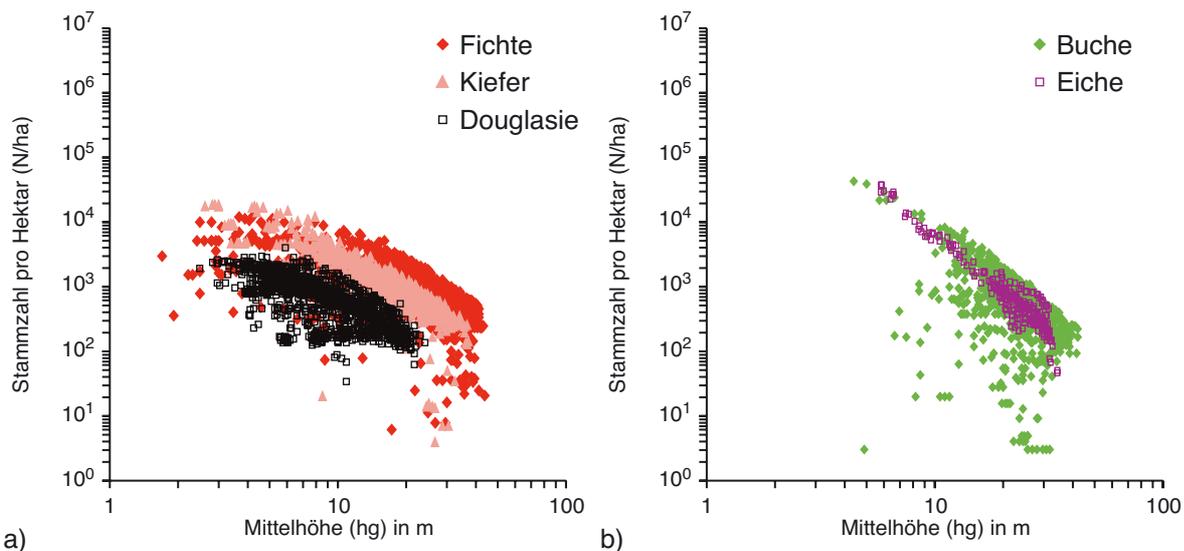


Abbildung 2–4a, b: Darstellung der verbleibenden Stammzahl in Altbeständen in N/ha über der Höhe des Grundflächenmittestammes (hg) in Meter im doppelt-logarithmischen Koordinatensystem. a) Nadelhölzer: Fichte als Raute, Kiefer als Dreiecke, Douglasie als offene Quadrate; b) Laubhölzer, Buche als Raute, Eiche als offene Quadrate. Die gesamte Datensatzgröße N_D für alle parametrisierten Baumarten beträgt 5.354.

Für eine nachvollziehbare Herleitung der Stammzahl-Mittelhöhen-Grenzbeziehung wird auf eine Klassenbildung der Mittelhöhe zurückgegriffen (vgl. Anhang, Abschnitt 7.3.5.4 auf Seite 312). Die Vorgehensweise bei der Klassenbildung ist in Abbildung 2–5 schematisch dargestellt. Die Ergebnisse, die bei der Kategorisierung von Daten erzielt werden, hängen im Wesentlichen von der Variablenskala, dem Datenumfang und der gewählten Klassenbreite ab (BENNINGHAUS, 2002; BORTZ, 1999; MÖLLER, 2002). Üblicherweise werden bei der Kategorisierung die Mittelwerte der Stufe (\bar{x}_{Stufe}) mit den Mittelwerten der abhängigen Variable (\bar{y}_{Stufe})

ausgeglichen. Ist das Ziel die Aufdeckung einer oberen Grenzbeziehung, werden nicht die Mittelwerte der abhängigen Variable (\bar{y}_{Stufe}) ausgeglichen sondern Wertepaare aus dem Mittelwert zuzüglich drei- oder vierfacher Standardabweichung. Je nach Besetzung der Höhenstufe mit Wertepaaren können die als obere Grenzpunkte aufgefassten Werte aus Mittelwert und mehrfacher Standardabweichung über große Wertebereiche schwanken, was dazu führen kann, dass sie deutlich von den maximalen Werten abweichen. Daneben ist die Verwendung der Standardabweichung nur zulässig, wenn die auszugleichenden Werte normalverteilt sind, was für die in Abbildung 2–5 dargestellten Daten der Baumart Buche und alle anderen Baumarten nicht gilt.

Aus diesem Grund werden die Klassen als zwei Meter Höhenstufen gebildet, im zweiten Schritt dem Höhenstufenminimum die maximale Stammzahl für diese Stufe zugeordnet und mit Gleichung 2–2 ausgeglichen. Die so erhaltenen Werte werden als maximal erreichbare Stammzahl oder als Stammzahlpotenzial bei einer bestimmten Mittelhöhe interpretiert. Die Werte der maximal erreichbaren Stammzahl N/ha_{max} können auch als minimaler mittlerer Standflächenbedarf \bar{A}'_{min} einer Pflanze (Verjüngungspflanze, Altbestandsbaum) verstanden werden:

Gleichung 2–6:
$$\bar{A}'_{\text{min}} = \frac{1}{N/ha_{\text{max}}}$$

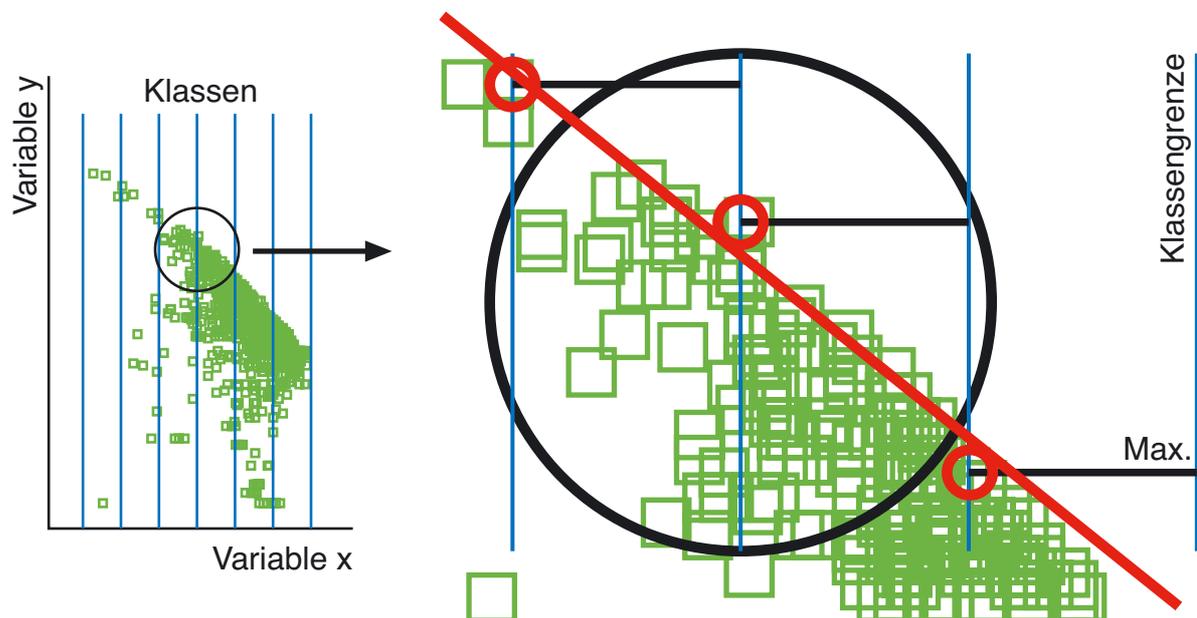


Abbildung 2–5: Schematische Darstellung der Vorgehensweise bei der Kategorisierung. Variable x wird in Klassen bestimmter Größe eingeteilt. Dem Stufenminimum wird das Maximum der abhängigen Variable zugeordnet (rote Kreise) und mit einer Funktion (rote Linie) ausgeglichen. Die Funktion kann als Grenzbeziehung von unabhängiger und abhängiger Variable interpretiert werden.

Die Anwendung der Stammzahl-Mittelhöhen-Grenzbeziehung bedeutet bei einer Verjüngungspflanzenhöhe von einem Meter einen mittleren minimalen Standraumbedarf für die Baumart Fichte von 73 Quadratzentimeter, für die Kiefer von 98 Quadratzentimeter, für die

Modellentwicklung

Douglasie von 291 Quadratmeter, für die Buche von 52 Quadratmeter und für die Eiche von 152 Quadratmeter (Abbildung 2–6). Für die Baumart Tanne werden die Parameterwerte der Fichte, für die sonstigen Hart- und Weichlaubhölzer die der Buche verwendet. Die ermittelten Parameter für die Stammzahl-Mittelhöhen-Grenzbeziehung sind in Tabelle 2–1 dargestellt. Nach Gleichung 2–2 ergibt sich der mittlere minimale Standflächenbedarf \bar{A}_{\min}^1 (m^2) eines Baumes mit der Höhe h aus:

$$\text{Gleichung 2-7: } \bar{A}_{\min}^1 = \frac{10.000}{N/\text{ha}}$$

oder

$$\text{Gleichung 2-8: } \bar{A}_{\min}^1 = \frac{10.000}{e^{\tau \cdot \ln(hg) + \delta}}$$

Unter Anwendung der ermittelten Parameter (Tabelle 2–1) ergibt sich bezogen auf eine Verjüngungspflanzenhöhe von einem Meter und eine Fläche von einem Quadratmeter folgende mittlere maximale Anzahl von Verjüngungspflanzen: für die Baumart Fichte 137 Pflanzen, für die Kiefer 102 Pflanzen, für die Douglasie 34 Pflanzen, für die Buche 193 Pflanzen und für die Eiche 66 Pflanzen.

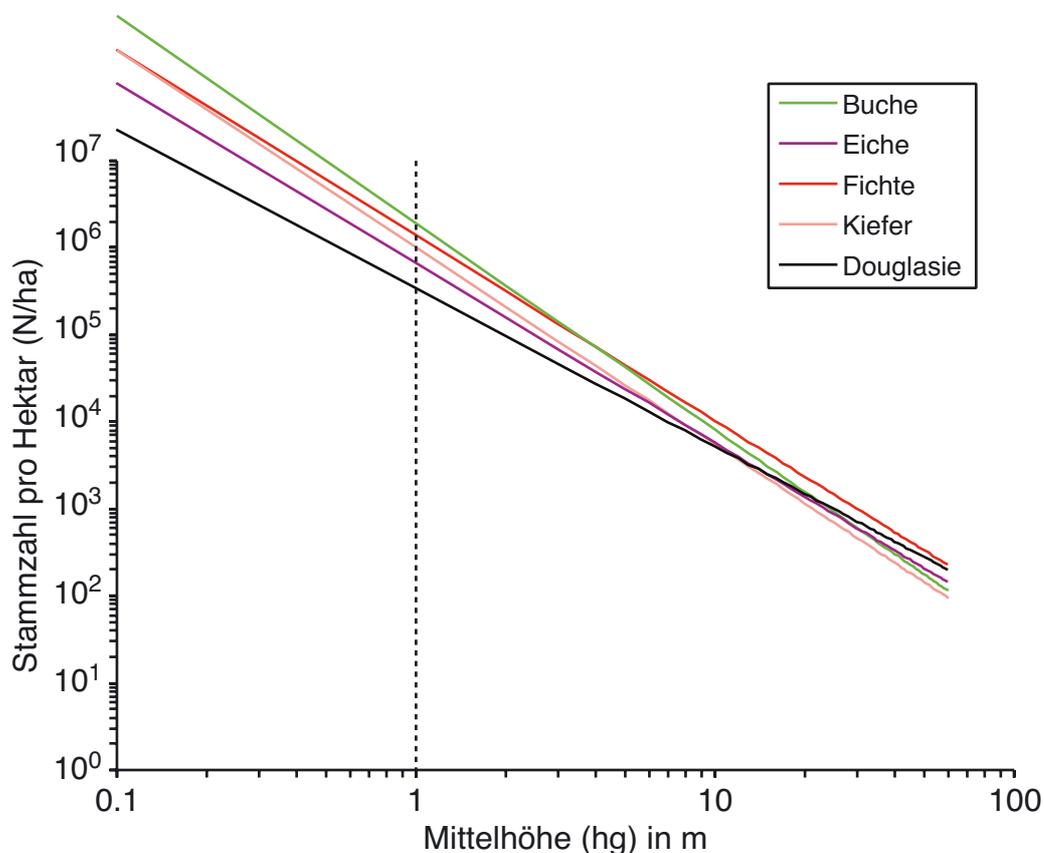


Abbildung 2–6: Darstellung der mit Versuchsflächendaten ermittelten Stammzahl-Mittelhöhen-Grenzbeziehung (Gleichung 2–2) für die Baumarten Fichte, Buche, Kiefer, Eiche und Douglasie im doppelt-logarithmischen Koordinatensystem mit einer Hilfslinie bei der Mittelhöhe (hg) von einem Meter.

Damit ist grundsätzlich eine Standflächenbedarfsschätzung in Abhängigkeit von der

Baumhöhe möglich. Bezogen auf eine einzelne repräsentative Verjüngungspflanze lässt sich diese Stammzahl-Höhen-Beziehung als mittlerer minimaler Standflächenbedarf einer repräsentativen Verjüngungspflanze bei gegebener Höhe interpretieren. Der mittlere minimale Standflächenbedarf einer Verjüngungspflanze ergibt sich nach:

$$\text{Gleichung 2-9: } \bar{A}'_{\min,ij} = \frac{10.000}{e^{\tau' \cdot \ln(\bar{h}_j) + \delta'_i}}$$

mit den Variablenbezeichnungen:

$\bar{A}'_{\min,ij}$ = minimaler mittlerer baumartenspezifischer Standflächenbedarf der Verjüngungspflanzen der Baumart i in der Höhenschicht j

\bar{h}_j = mittlere Höhe der Verjüngungsschicht j (Mittelwert aus Ober- und Untergrenze der Schicht) in m

i = Index für die Baumart

δ' = Lageparameter nach Tabelle 2-1

τ' = Steigungsparameter nach Tabelle 2-1

Tabelle 2-1: Schätzwerte der Gleichung 2-2 für Stammzahl-Mittelhöhen-Grenzbeziehung aus den Altbestandsdaten aller Versuchspartellen zu allen Aufnahmezeitpunkten. R^2 =Bestimmtheitsmaß; MSE=mittlerer quadratischer Fehler; N_D =Stichprobenumfang; in Klammern Anzahl der 2 Meter breiten Mittelhöhenklassen, die der Anzahl der ausgeglichenen Wertepaare entspricht.

| Baumart | Parameter | Schätzwert | Standardfehler |
|-----------|--|------------|----------------|
| Fichte | $R^2=0.96$; MSE=0.039; $N_D=1.314$ (16) | δ' | 14.1305 |
| | | τ' | -2.1283 |
| Kiefer | $R^2=0.98$; MSE=0.027; $N_D=1.220$ (26) | δ' | 13.8329 |
| | | τ' | -2.2654 |
| Buche | $R^2=0.98$; MSE=0.059; $N_D=734$ (19) | δ' | 14.4723 |
| | | τ' | -2.3761 |
| Eiche | $R^2=0.93$; MSE=0.621; $N_D=223$ (16) | δ' | 13.3960 |
| | | τ' | -2.0617 |
| Douglasie | $R^2=0.99$; MSE=0.016; $N_D=1.849$ (35) | δ' | 12.7475 |
| | | τ' | -1.8208 |

Die Funktionsanpassung der Stammzahl-Mittelhöhen-Grenzbeziehung mit Altbestandsdaten wird im Folgenden mit Verjüngungsdaten überprüft. Um den unteren Höhenbereich (≤ 5 m) besser abzudecken, werden zusätzlich Daten aus Verjüngungsvollaufnahmen herangezogen (vgl. Anhang, Abschnitt 8.1.3.3.2). Beispielfhaft decken die Daten aus den Plenterwald-Versuchsflächen Freyung 129 und Bodenmais 130 ($N_D = 3.554$; 2 Vollaufnahmen) und aus den Bergmischwald-Versuchsflächen Kreuth 120 bis 126 ($N_D = 3.735$; 3 Vollaufnahmen) den unteren Höhenbereich gut ab; dargestellt ist die auf Hektarwerte hochgerechnete Gesamtstammzahl aller Verjüngungspflanzen auf 5 x 5 Meter großen Quadraten über der Mittelhöhe des entsprechenden Verjüngungsquadrates und die Stammzahl-Mittelhöhen-Wertepaare für die Baumarten Fichte und Buche (Abbildung 2-7). Diese Gesamtstammzahl baut sich neben den beiden Baumarten Fichte und Buche aus weiteren Baumarten wie Tanne, Bergahorn und Eberesche auf.

Die Mittelhöhen-Stammzahl-Wertepaare der Verjüngung erreichen nicht die erwartete Maximaldichte der Stammzahl-Mittelhöhen-Grenzbeziehung, die anhand der Altbestandsdaten nach Gleichung 2-2 aufgestellt wurde. Beeinflussende Faktoren wie der über der Verjüngung

Modellentwicklung

stockende Altbestand und die Begleitvegetation auf den Verjüngungsquadraten könnten ursächlich zu diesem Annäherungsproblem führen. Das Annähern der Stammzahl-Mittelhöhen-Wertepaare der Verjüngung bei Mittelhöhen von zwei bis fünf Metern an die Stammzahl-Mittelhöhen-Grenzbeziehung bestätigt diese Annahme, da Verjüngungen mit Mittelhöhen größer als zwei Meter durch Vegetation unwesentlich beeinflusst werden und nur wenige oder keine Altbestandsbäume auf der Bestandesfläche stehen.

Auf Grund der Annäherungsprobleme wird auf eine Modellkalibrierung inklusive Verjüngungsdaten verzichtet und die mit Altbestandsdaten angepasste Stammzahl-Mittelhöhen-Grenzbeziehung im Folgenden verwendet. Da es sich bei der Stammzahl-Mittelhöhen-Grenzbeziehung um eine allometrische Beziehung handelt, scheint der Verzicht auf Verjüngungsdaten bei der Parametrisierung der Stammzahl-Mittelhöhen-Grenzbeziehung zulässig.

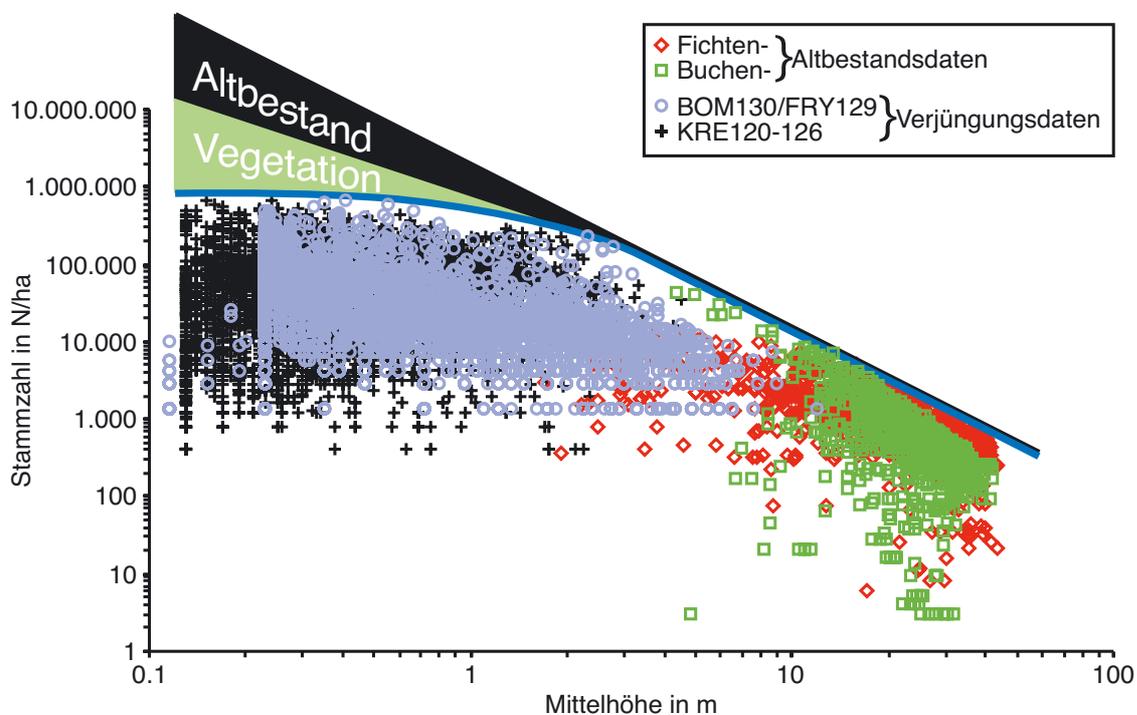


Abbildung 2-7: Darstellung der verbleibenden Stammzahl (Ordinate) in N/ha über der Mittelhöhe in Metern (Abszisse) im doppelt-logarithmischen Koordinatensystem. Zusätzlich zu den Stammzahl-Mittelhöhen-Wertepaaren von Altbeständen für die Baumarten Fichte (Rauten) und Buche (Quadrate) sind die Daten aus der Verjüngungsvollaufnahme in Kreuth (KRE 120 bis 126) als Kreuze und aus Freyung (FRY 129) und Bodenmais (BOM 130) als Kreise eingetragen.

2.3.4 Relative Flächenausnutzung als Konkurrenzmaß

Ausgehend von dem Gedanken, dass der Grad der Ausnutzung einer gegebenen Fläche durch Bäume ein Maß für die dort herrschende Konkurrenz darstellt (Hohe Flächenausnutzung => hohe Dichte => hohe Konkurrenz), wird eine Methode zur Konkurrenzschätzung entwickelt. Weitere Grundgedanken sind dabei, dass auf einem Verjüngungsquadrat eine einheitliche Konkurrenzsituation angenommen werden kann und dass auf eine Höschicht der Verjüngung alle darüber liegenden Schichten sowie der Hauptbestand Konkurrenz ausüben. Der von allen

Verjüngungspflanzen nv_j innerhalb einer Höhengschicht j ausgeübter Konkurrenzdruck CIv_{jk} wird wie folgt quantifiziert:

$$\text{Gleichung 2-10: } CIv_{jk} = \sum_{i=1}^o \frac{nv_{ijk} \cdot \bar{A}'_{\min,ij} \cdot (\bar{h}_j)}{A_k}$$

mit den Variablenbezeichnungen:

CIv_{jk} = von der Verjüngungsschicht j auf dem Verjüngungsquadrat k ausgeübter Konkurrenzdruck

nv_{ijk} = Anzahl von Verjüngungspflanzen der Baumart i in der Höhengschicht k auf dem Verjüngungsquadrat k

i = Index für die Baumart für $i=1 \dots o$

j = Index für die Höhengschicht eines Verjüngungsquadrates k

k = Index für das Verjüngungsquadrat

o = Anzahl von Baumarten; Laufvariable

\bar{h}_j = mittlere Höhe der Verjüngungsschicht j (Mittelwert aus Ober- und Untergrenze der Schicht) in m

$\bar{A}'_{\min,ij}$ = minimaler mittlerer baumartenspezifischer Standflächenbedarf der Verjüngungspflanzen der Baumart i in Höhengschicht j nach Gleichung 2-9

A_k = Flächengröße des Verjüngungsquadrates k in m^2

Damit wird die von der Baumart i der Höhengschicht j besetzte Standfläche für alle o Baumarten nach Gleichung 2-8 berechnet, aufsummiert und anschließend auf die Fläche des Verjüngungsquadrates A_k bezogen. Dies geschieht einzeln für alle Höhengschichten j eines Verjüngungsquadrates k und einzeln für alle Verjüngungsquadrate k .

Danach berechnet sich die Konkurrenz durch die höher gelegenen Verjüngungsschichten ausdrückt durch den Konkurrenzindex CI_{sum} für die Höhengschicht j auf dem Verjüngungsquadrat k , aus der Summe der einzelnen Konkurrenzbeiträge CIv_{jk} für jede höher gelegene Verjüngungsschicht $(j+1)$ nach:

$$\text{Gleichung 2-11: } CI_{\text{sum}}_{jk} = \sum_{j+1}^{p=14} CIv_{jk}$$

mit den Variablenbezeichnungen:

CI_{sum}_{jk} = oberhalb der Verjüngungsschicht j ausgeübter Konkurrenzdruck für jedes Verjüngungsquadrat k

j = Index für die Höhengschicht eines Verjüngungsquadrates k für $j+1 \dots p$

p = Anzahl der Verjüngungsschichten j von unten nach oben nummeriert; Laufvariable

CIv_{jk} = von der Verjüngungsschicht j auf dem Verjüngungsquadrat k ausgeübter Konkurrenzdruck nach Gleichung 2-10

Der Konkurrenzwert CI_{ver}_{jk} , der die gesamte Konkurrenz der Verjüngungspflanzen in einer Höhengschicht j auf dem Verjüngungsquadrat k quantifiziert, ergibt sich aus der Konkurrenz in der Höhengschicht j und der Konkurrenz der darüber liegenden Verjüngungspflanzen nach:

$$\text{Gleichung 2-12: } CI_{\text{ver}}_{jk} = CIv_{jk} + CI_{\text{sum}}_{jk}$$

mit den Variablenbezeichnungen:

CI_{ver}_{jk} = gesamte Konkurrenz der Verjüngungspflanzen in einer Höhengschicht j auf dem Verjüngungsquadrat k

CIv_{jk} = innerhalb der Verjüngungsschicht j ausgeübter Konkurrenzdruck auf dem Verjüngungsquadrat k für alle Baumarten i nach Gleichung 2-10

CI_{sum}_{jk} = oberhalb der Verjüngungsschicht j ausgeübter Konkurrenzdruck für jedes Verjüngungsquadrat k

Die von den Einzelbäumen des Altbestandes auf ein Verjüngungsquadrat ausgeübte Konkurrenz wird nach analogem Muster erfasst. Allerdings darf dabei nicht übersehen werden, dass auch Altbestandsbäume außerhalb des betrachteten Verjüngungsquadrates nennenswerte Konkurrenzwirkung auf dieses ausüben können. Daher wird unmittelbar anschließend an die Obergrenze der obersten Verjüngungsschicht eines Verjüngungsquadrates ein nach oben expandierender Kegelstumpf konstruiert, der zur Ermittlung der Konkurrenten herangezogen wird (Abbildung 2-8). Der Kegelstumpf hat folgende Eigenschaften: Die kreisrunde Deckfläche, mit der er dem Verjüngungsquadrat zugewandt ist, hat denselben Flächeninhalt wie das Verjüngungsquadrat. Ist x_{Kante} die Seitenlänge des Verjüngungsquadrates, dann beträgt der Durchmesser d_{Kegel} der Deckfläche $d_{Kegel} = 2 \cdot x_{Kante} / (\sqrt{\pi})$. Abweichend von dem in der Literatur häufig empfohlenen Öffnungswinkel von 60 Grad (BACHMANN, 1998; KAHN und PRETZSCH, 1997; PRETZSCH et al., 2002a) wird hier ein engerer Winkel von 40 Grad verwendet, der sich nach Angaben von BACHMANN (2001a) und HOSTENBACH (2002) bei Untersuchungen der Konkurrenz auf Naturverjüngung besser bewährt hat.

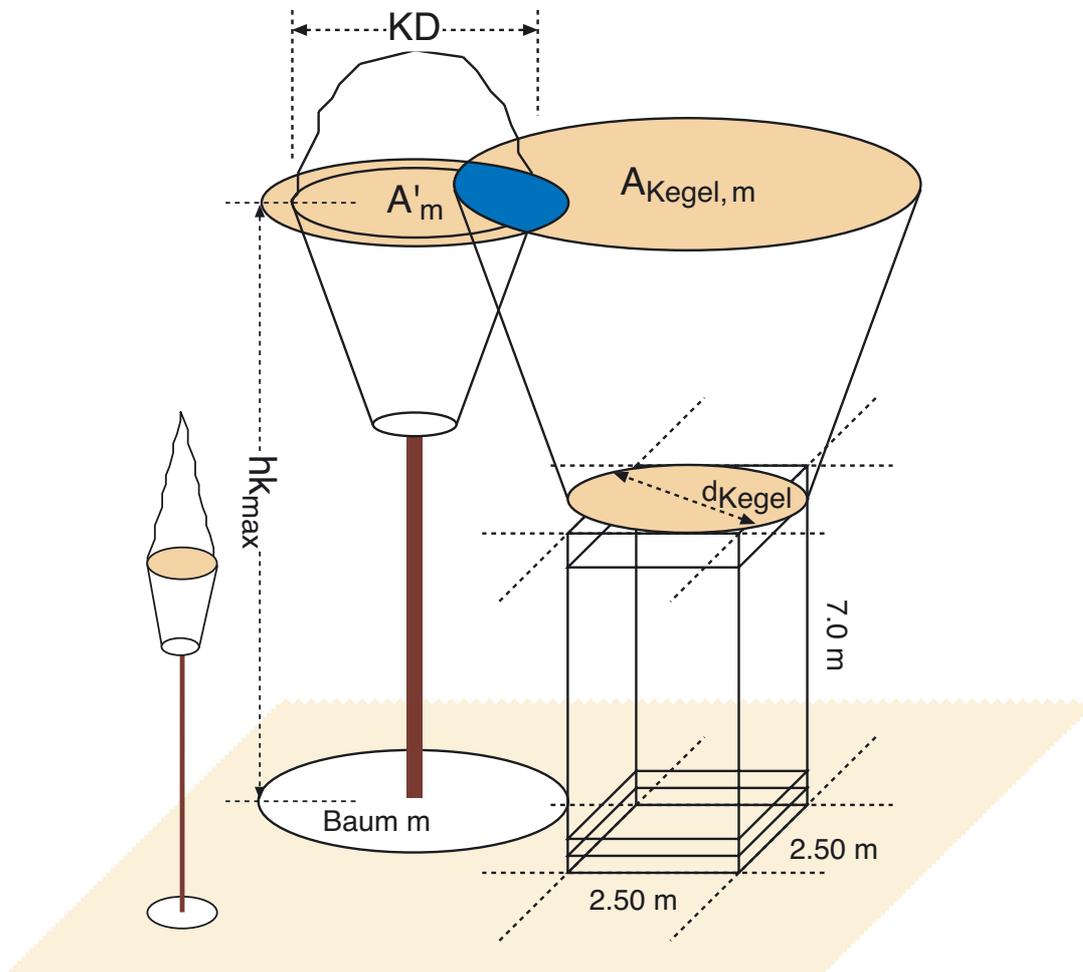


Abbildung 2-8: Erfassung der Konkurrenzierung der Verjüngung auf einem 2.5 x 2.5 x 7.0 Meter großen Quader durch Bäume des Altbestandes. KD = Baumkronendurchmesser; A'_m = Standflächenbedarf des Altbe-

standsbaumes m ; hk_{\max} = Höhe der größten Kronenausdehnung.

Soll geprüft werden, ob ein Baum n des Hauptbestandes als Konkurrent m der Verjüngung auf einem Verjüngungsquadrat k anzusehen ist, dann wird zunächst sein Standflächenbedarf A'_m nach Gleichung 2–8 in Abhängigkeit von seiner Höhe h geschätzt. Die beanspruchte Standfläche A'_m wird als kreisrund angenommen. In einem weiteren Schritt wird die Höhe der maximalen Kronenausdehnung des Baumes hk_{\max} geschätzt. Diese ergibt sich unter Verwendung der baumartspezifischen Kronenmodelle nach DURSKY (2000), KAHN und PRETZSCH (1998a, b) und PRETZSCH (1992a). Wenn die kreisrunde Standfläche A'_m in der Höhe hk_{\max} in den Kegelstumpf ragt, dann übt der Altbestandsbaum m per Definition eine Konkurrenzwirkung auf das Verjüngungsquadrat aus (Abbildung 2–8). Der Konkurrenzeinfluss CI_{km} eines Konkurrenten m wird berechnet, indem die Schnittfläche von A'_m mit der Kegelquerschnittsfläche $A_{\text{Kegel},m}$ durch $A_{\text{Kegel},m}$ geteilt wird:

$$\text{Gleichung 2–13: } CI_{km} = \frac{A'_m \cap A_{\text{Kegel},m}}{A_{\text{Kegel},m}}$$

mit den Variablenbezeichnungen:

- CI_{km} = Konkurrenzeinfluss des Baumes m auf das Verjüngungsquadrat k
- m = Anzahl der Bäume des Hauptbestandes, die als Konkurrenten angesehen werden mit $m \in n$
- n = Gesamtzahl von Bäumen einer Bestandesfläche
- k = Index für das Verjüngungsquadrat
- A'_m = Kronenquerschnittsfläche in der baumabhängigen Höhe hk_{\max} (m^2)
- $A_{\text{Kegel},m}$ = Kegelquerschnittsfläche des Verjüngungsquadrates k in der baumabhängigen Höhe hk_{\max} (m^2)

Randeffekte werden dadurch eliminiert, dass nur die Teile von A'_m und $A_{\text{Kegel},m}$ verwendet werden, die nicht über die Bestandesfläche hinausragen. Mit Gleichung 2–13 ist ein Maß für den Konkurrenzdruck, den ein Altbestandsbaum ausübt, definiert. Als Konkurrenten werden alle Altbestandsbäume angesehen, deren Krone in den Kegelstumpf hineinreichen. Danach berechnet sich der Konkurrenzindex CI_{Ovs_k} , der die Konkurrenz durch den Altbestand für jedes Verjüngungsquadrat k ausdrückt, aus der Summe der einzelnen Konkurrenzbeiträge CI_{km} für jeden Altbestandsbaum m nach:

$$\text{Gleichung 2–14: } CI_{\text{Ovs}_k} = \sum_{m=1}^n CI_{km} = \sum_{m=1}^n \frac{A'_m \cap A_{\text{Kegel},m}}{A_{\text{Kegel},m}}$$

mit den Variablenbezeichnungen:

- CI_{Ovs_k} = Konkurrenz durch den Altbestand für jedes Verjüngungsquadrat k
- CI_{km} = Konkurrenzbeitrag des Baumes m auf das Verjüngungsquadrat k
- m = Anzahl der Bäume des Hauptbestandes, die als Konkurrenten angesehen werden mit $m \in n$
- n = Gesamtzahl von Bäumen einer Bestandesfläche
- k = Index für das Verjüngungsquadrat
- A'_m = Kronenquerschnittsfläche in der baumabhängigen Höhe hk_{\max} (m^2)
- $A_{\text{Kegel},m}$ = Kegelquerschnittsfläche in der baumabhängigen Höhe hk_{\max} (m^2)

Der Konkurrenzindex CI_{Ovs_k} , der nach Gleichung 2–14 für jedes Verjüngungsquadrat k berechnet wird, unterscheidet sich von der Konzeption nicht von Gleichung 2–10, die diejenige

Modellentwicklung

Konkurrenz ausdrückt, die von den Bäumen einer Verjüngungsschicht ausgeht. Basis beider Konkurrenzindizes ist die baumartenspezifische Standflächenberechnung A'_{\min} nach Gleichung 2–8.

Daher ist es zulässig, beide Maße zu addieren. Die Konkurrenz, die insgesamt auf die Verjüngung in der Höenschicht j eines Verjüngungsquadrates k ausgeübt und durch den Konkurrenzindex CI_{jk} beschrieben wird, ist folgendermaßen zu berechnen:

$$\text{Gleichung 2–15: } CI_{jk} = CI_{vj_{jk}} + CI_{sum_{jk}} + CI_{ovs_k}$$

mit den Variablenbezeichnungen:

CI_{jk} = gesamte Konkurrenz der Höenschicht j eines Verjüngungsquadrates k

$CI_{vj_{jk}}$ = innerhalb der Verjüngungsschicht j ausgeübter Konkurrenzdruck für jedes Verjüngungsquadrat k nach Gleichung 2–10

$CI_{sum_{jk}}$ = oberhalb der Verjüngungsschicht j ausgeübter Konkurrenzdruck für jedes Verjüngungsquadrat k nach Gleichung 2–11

CI_{ovs_k} = Konkurrenz durch den Altbestand für jedes Verjüngungsquadrat k nach Gleichung 2–14

j = Index für die Höenschicht eines Verjüngungsquadrates k

k = Index für das Verjüngungsquadrat

CI_{jk} ist als relativer Ausdruck dafür zu sehen, wie dicht der konkurrenzrelevante Raum oberhalb und in der Verjüngungsschicht j von Altbestandsbäumen und Verjüngungspflanzen besetzt ist oder wie stark die zur Verfügung stehende Standfläche ausgenutzt wird. Bei $CI_{jk} = 0$ ist dieser Raum völlig unbesetzt, bei $CI_{jk} = 1.0$ liegt vollständige, bei CI_{jk} größer als 1.0 liegt Überbesetzung vor. Interessiert die Besetzungsdichte, die direkt auf dem Waldboden herrscht, muss $j = 1$ gesetzt, also CI_{1k} für das Verjüngungsquadrat k berechnet werden.

2.3.5 Interpretation des Konkurrenzmaßes CI_{jk}

Mit Abnahme der Höenschicht nimmt bei Besetzung des Raumes mit Verjüngungspflanzen der Konkurrenzdruck in Form einer Treppenstufe zu, da mit der obersten Höhenstufe beginnend bei jeder tieferen Höhenstufe die Konkurrenzwirkung der jeweiligen Höenschicht hinzukommt. Sind die unteren Höenschichten durch die Konkurrenzwirkung der oberen Höenschichten nicht besetzt, erhöht sich der Konkurrenzdruck mit Abnahme der Höhe nicht mehr. Diese in den unteren Höenschichten erreichte Stärke der Konkurrenzwirkung ist als eine Art maximale Dichte zu interpretieren, bei der Verjüngungspflanzen der unteren Höenschichten nicht mehr überleben können und die von den Verjüngungspflanzen der oberen Höenschicht gerade noch ertragen wird.

Um die biologische Plausibilität des Konkurrenzmaßes CI_{jk} zu verdeutlichen ist getrennt für alle Verjüngungsquadrate k , die gesamte Konkurrenz CI_{jk} für Verjüngungsquadrat k und jede Höenschicht j nach Gleichung 2–15 für den gesamten Datensatz der vollinventarisierten Verjüngungsversuche ermittelt worden ($N_D = 48.447$). Die Anzahl unterscheidet sich insofern

von den in Tabelle 2–2 genannten Werten, weil die Baumarten nicht in allen Höhengschichten, Verjüngungsquadraten und Versuchsflächen vertreten sind.

Unter der Voraussetzung, dass die Höhengschicht durch die jeweilige Baumart belegt ist, wird für jede Baumart i und Höhengschicht j der arithmetische Mittelwert μ des Konkurrenzmaßes CI_{jk} und dessen Standardabweichung σ berechnet. Aus dem Mittelwert zuzüglich der dreifachen Standardabweichung wird ein Konkurrenzwert $CI_{\mu,3\sigma ij}$ hergeleitet, der als maximale Dichte des Höhenstufenmittels \bar{h}_j aufgefasst und dessen Verlauf über der Höhe als obere Grenzlinie der maximal erträglichen Dichte für die Baumart i interpretiert wird. Für jede Baumart i und Höhengschicht j wurden diese Werte hergeleitet und nach Gleichung 2–16 über den Höhenstufenmittel ausgeglichen:

$$\text{Gleichung 2–16: } CI_{\mu,3\sigma ij} = a_1 \cdot \bar{h}_j^{a_2} - a_3 \cdot \bar{h}_j$$

mit den Variablenbezeichnungen:

- $CI_{\mu,3\sigma ij}$ = maximaler Konkurrenzwert der Höhengschicht j für die Baumart i aus Mittelwert μ zuzüglich dreifacher Standardabweichung σ des Konkurrenzmaßes CI_{jk} (vgl. Gleichung 2–15)
 \bar{h}_j = mittlere Höhe der Höhengschicht j (Mittelwert aus Ober- und Untergrenze der Schicht) in m
 a_1, a_2, a_3 = baumartenspezifische Funktionsparameter

Die Ergebnisse des regressionsanalytischen Ausgleichs des maximalen Konkurrenzwertes sind in Tabelle 2–2 zusammengefasst. Die hohen Standardfehler beruhen auf der relativ geringen Zahl der regressionsanalytisch ausgeglichenen Wertepaare in Bezug zur Parameterzahl von drei. Die hohe Zahl der Konkurrenzwerte je Höhenstufe zu Grunde legend, ist die Stabilität der Schätzwerte der Parameter viel höher als die gezeigten Standardfehler vermuten lassen. Auf Grund von Tests konnte bei der Funktionsanpassung auf einen konstanten Parameter in Gleichung 2–16 verzichtet werden, da dessen Einbeziehen zu keiner Verbesserung der Parameteranpassung führte.

Modellentwicklung

Tabelle 2–2: Parameter der maximalen Konkurrenzfunktion zur Schätzung des Konkurrenzindizes $CI_{\mu 3\sigma ij}$ nach Gleichung 2–16. R^2 =Bestimmtheitsmaß; MSE=mittlerer quadratischer Fehler; N_D =Anzahl der ausgeglichenen Wertepaare; in den Klammern ist der Stichprobenumfang aufgeführt, der zur Bildung der Wertepaare genutzt wurde.

| Baumart | | Parameter | Schätzwert | Standardfehler |
|-------------|---|-----------|------------|----------------|
| Fichte | $R^2=0.04$; MSE=0.005; $N_D=12$ (23.472) | a_1 | 0.9917 | 0.0506 |
| | | a_2 | 0.0165 | 0.0579 |
| | | a_3 | 0.0127 | 0.0279 |
| Tanne | $R^2=0.04$; MSE=0.067; $N_D=14$ (11.575) | a_1 | 0.7765 | 0.1674 |
| | | a_2 | 0.0574 | 0.2571 |
| | | a_3 | -0.0042 | 0.0961 |
| Kiefer | $R^2=0.79$; MSE=0.020; $N_D=14$ (3.316) | a_1 | 2.0998 | 0.1851 |
| | | a_2 | 0.4593 | 0.0887 |
| | | a_3 | 0.5373 | 0.1940 |
| Lärche | $R^2=0.32$; MSE=0.099; $N_D=14$ (398) | a_1 | 1.0111 | 0.5139 |
| | | a_2 | 0.5129 | 0.4506 |
| | | a_3 | 0.2432 | 0.5503 |
| Buche | $R^2=0.85$; MSE=0.004; $N_D=14$ (59.252) | a_1 | 1.0570 | 0.0439 |
| | | a_2 | 0.1511 | 0.0515 |
| | | a_3 | 0.0106 | 0.0300 |
| Eiche | $R^2=0.96$; MSE=0.004; $N_D=14$ (20.385) | a_1 | 2.4005 | 0.0743 |
| | | a_2 | 0.4241 | 0.0333 |
| | | a_3 | 0.5153 | 0.0760 |
| S. Hartlh. | $R^2=0.90$; MSE=0.009; $N_D=14$ (29.657) | a_1 | 0.9634 | 0.0672 |
| | | a_2 | 0.1648 | 0.0867 |
| | | a_3 | -0.0487 | 0.0472 |
| S. Weichlh. | $R^2=0.85$; MSE=0.004; $N_D=14$ (3.807) | a_1 | 1.7273 | 0.1578 |
| | | a_2 | 0.4316 | 0.0971 |
| | | a_3 | 0.4255 | 0.1625 |

In Abbildung 2–9a, b, c, d und Abbildung 2–10a, b, c, d ist getrennt nach Nadel- und Laubholzarten die Stufenmittelhöhe \bar{h}_j über dem arithmetischen Mittelwert, dem Mittelwert zuzüglich der dreifachen Standardabweichung ($CI_{\mu 3\sigma ij}$) und Maximalwerten des Konkurrenzmaßes CI_{jk} aufgetragen. Für die Baumarten Fichte, Tanne und Lärche verläuft die obere Grenzlinie über ein breiteres Höhenspektrum entlang des Konkurrenzwertes von $CI_{jk} = 1.0$. Die beiden Lichtbaumarten Kiefer und Lärche tolerieren bei kleineren Höhen nur geringere und erst in mittleren Höhen deutlich höhere Konkurrenzwirkungen, die die Höhe des Konkurrenzwertes von $CI_{jk} = 1.0$ überschreiten.

Ein vergleichbares Bild zeigen auch manche Laubhölzer in Abbildung 2–10a, b, c, d. Auch hier ist es die Lichtbaumart Eiche, die bei kleineren Höhen geringere Konkurrenzwirkungen toleriert. Die Verläufe der regressionsanalytischen Anpassungen folgen insgesamt weniger dem Konkurrenzwert des CI_{jk} von 1.0, sondern überschreiten diesen bei Höhen von mehr als einem Meter deutlich.

Die aus dem Mittelwert zuzüglich der dreifachen Standardabweichung hergeleiteten maximalen Konkurrenzwerte werden bei allen Baumarten durch einzelne Maximalwerte überschritten. Die größten Werte werden erwartungsgemäß in den unteren Höhen erreicht. Bezogen auf den Datensatz aller lebenden Verjüngungspflanzen ($N_D = 152.878$), wird der höhen- und baumartenspezifische Konkurrenzwert $CI_{\mu 3\sigma ij}$ in 1.7 Prozent der Fälle überschritten.

Dass Werte des Konkurrenzwertes von $CI_{jk} = 1.0$ überschritten werden, lässt sich durch Zuordnungsfehler der Verjüngungspflanzen – also durch Messfehler – erklären. Ebenso plausibel ist, dass hohe Verjüngungspflanzen, die am Rande des Verjüngungsquadrates stehen, ihre Konkurrenzwirkung auf Nachbarquadrate ausüben und ihr Konkurrenzbeitrag bei der Berechnung des Konkurrenzwertes CI_{jk} ausschließlich auf das Verjüngungsquadrat k eingeht, auf dem sie stehen.

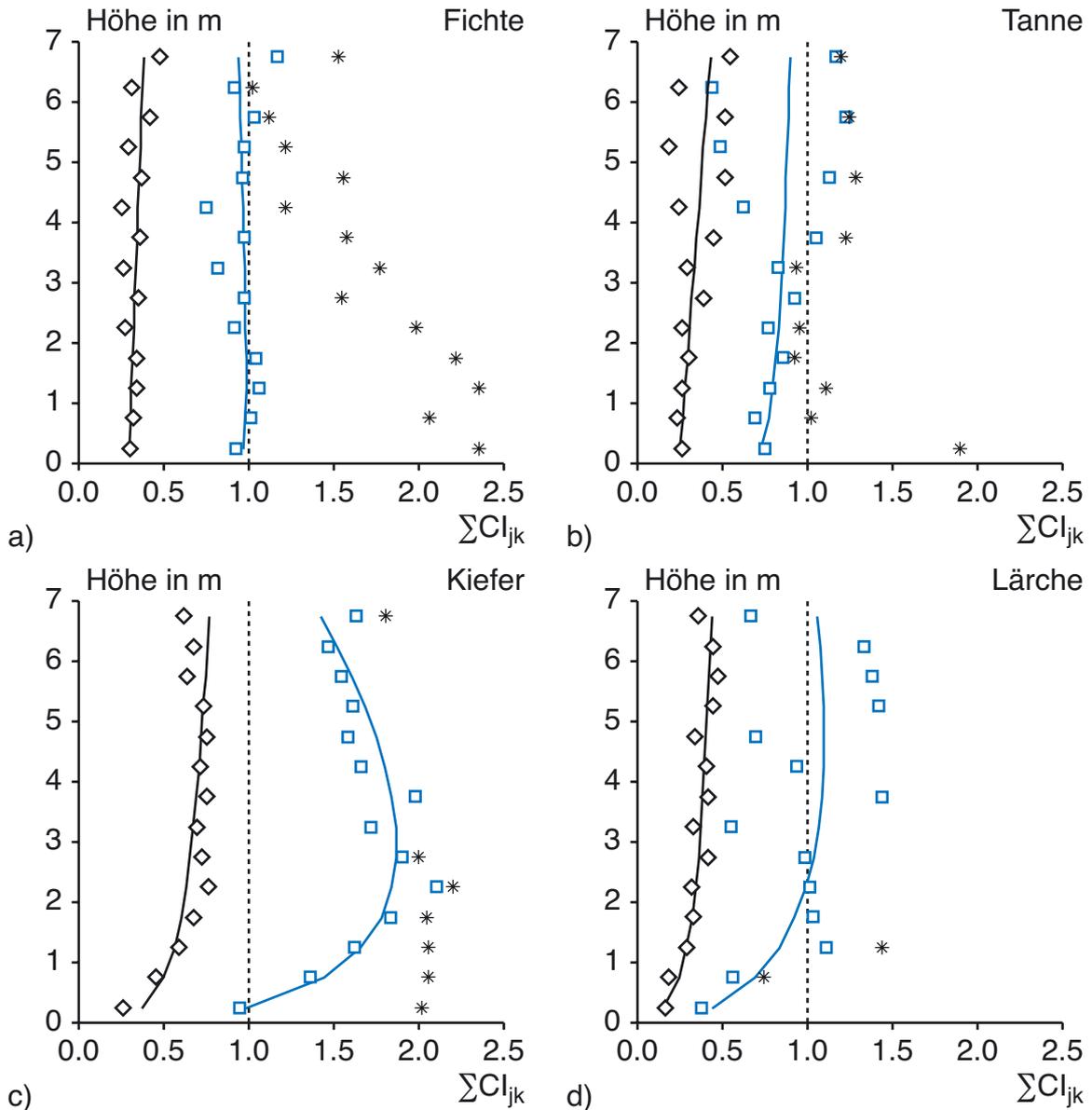


Abbildung 2–9a, b, c, d: Mittelhöhe der Höhengschicht j in Metern über dem arithmetischen Mittelwert (Rauten), dem Mittelwert zuzüglich der dreifachen Standardabweichung $CI_{\mu+3\sigma_{ij}}$ (Rechtecke) und Maximalwerte (Sterne) des Konkurrenzmaßes CI_{jk} für die Nadelhölzer a) Fichte, b) Tanne, c) Kiefer und d) Lärche. Maximalwerte sind nur für die Höhengschichten dargestellt, bei denen die Maximalwerte über den Mittelwerten zuzüglich der dreifachen Standardabweichung ($CI_{\mu+3\sigma_{ij}}$) liegen.

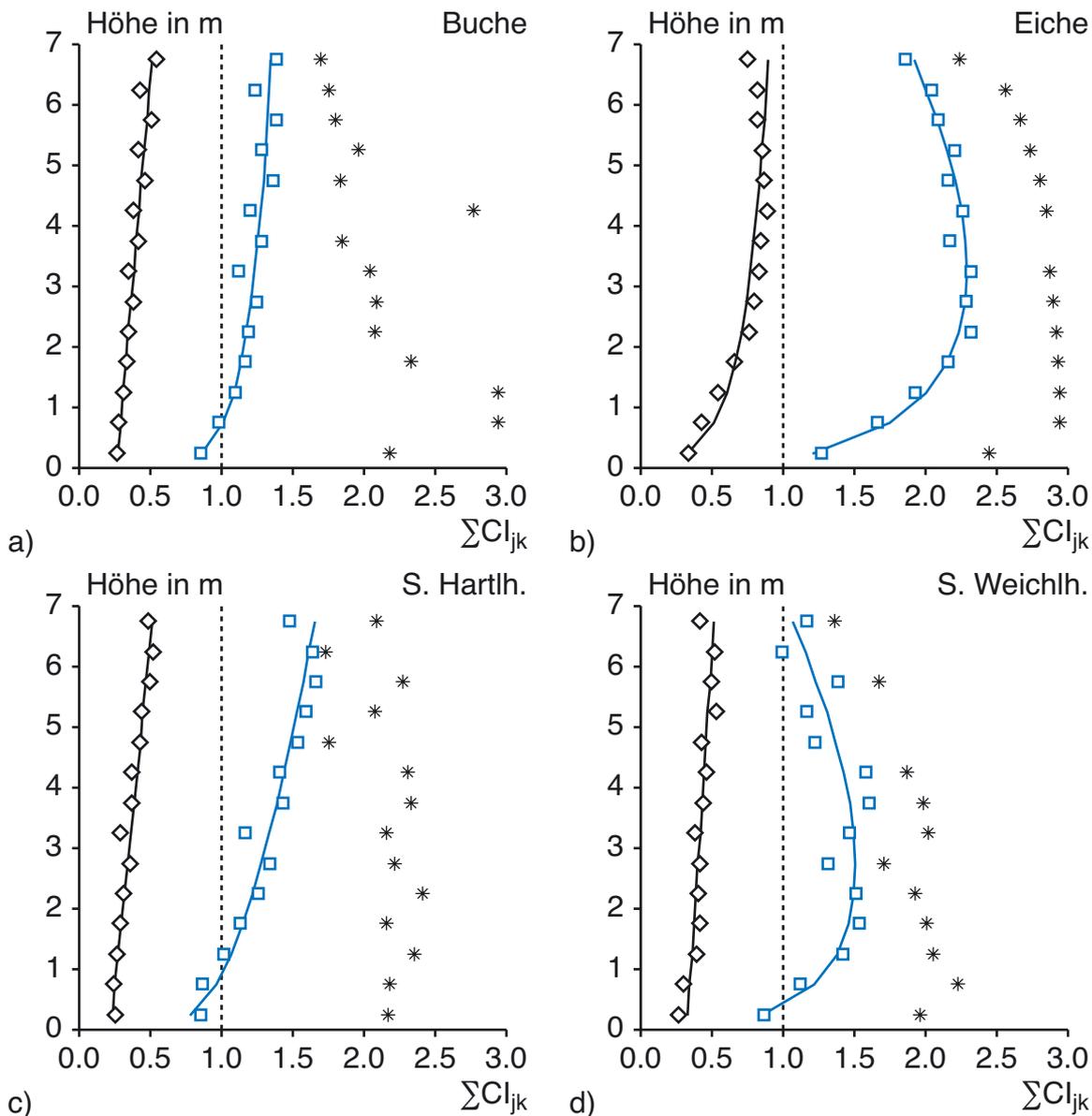


Abbildung 2–10a, b, c, d: Mittelhöhe der Höhengschicht j in Metern über dem arithmetischen Mittelwert (Rauten), dem Mittelwert zuzüglich der dreifachen Standardabweichung $CI_{\mu 3\sigma ij}$ (Rechtecke) und Maximalwerte (Sterne) des Konkurrenzmaßes CI_{jk} für die Laubhölzer a) Buche, b) Eiche, c) Sonstige Hartlaubhölzer und d) Sonstige Weichlaubhölzer. Maximalwerte sind nur für die Höhengschichten dargestellt, bei denen die Maximalwerte über den Mittelwerten zuzüglich der dreifachen Standardabweichung ($CI_{\mu 3\sigma ij}$) liegen.

2.3.6 Relative Flächenausnutzung zur Ermittlung von Baumartenanteilen

Üblicherweise werden die Flächen- bzw. Mischungsanteile der Baumarten über die baumartenspezifischen Pflanzenzahl bezogen auf eine Flächeneinheit bestimmt. Diese Vorgehensweise beinhaltet das Problem, dass die einzelnen Baumarten unterschiedlich dicht stehen können. Stehen beispielsweise zehn Fichten und zehn Buchen gleicher Höhe auf einem Aufnahmequadrat, könnte jede Baumart unter der Voraussetzung, dass beide Baumarten genauso dicht stehen können, 50 Prozent der Fläche einnehmen. Die Flächenanteile der Baumarten könnten sich aber auch anhand des Standflächenbedarfes der einzelnen Baumarten verteilen (hoher Standflächenbedarf => mehr Platz wird belegt).

Die Stammzahl-Mittelhöhen-Grenzbeziehung zu Grunde legend bedeutet dies, dass in

dem Konkurrenzwert CIv_{jk} einerseits der Konkurrenzdruck aller Verjüngungspflanzen einer Höhengschicht j aggregiert wird, andererseits ist dies auch ein Maß für den Standflächenbedarf der einzelnen Verjüngungspflanze oder der einzelnen Baumart i . Daraus folgt, dass der Beitrag der Baumart i zum Konkurrenzwert CIv_{jk} ein relatives Maß für die Standflächenanteil $A\%_{ij}$ der Baumart i in der Höhengschicht j nach Gleichung 2–17 ist. Dieser Standflächenanteil $A\%_{ij}$ der Baumart i wird als Baumartenanteil der Baumart i in der Höhengschicht j interpretiert.

$$\text{Gleichung 2–17: } A\%_{ij} = \frac{CIv_{ijk}}{CIv_{jk}}$$

wobei:

$$\text{Gleichung 2–18: } CIv_{ijk} = \frac{nv_{ij} \cdot \bar{A}'_{min,ij} \cdot (\bar{h}_j)}{A_k}$$

mit den Variablenbezeichnungen:

$A\%_{ij}$ = baumartenspezifischer prozentualer Standflächenanteil der Baumart i in Höhengschicht j

CIv_{ijk} = Konkurrenz der Baumart i innerhalb der Höhengschicht j eines Verjüngungsquadrates k nach Gleichung 2–18

CIv_{jk} = gesamte Konkurrenz aller Baumarten innerhalb der Höhengschicht j eines Verjüngungsquadrates k nach Gleichung 2–10

i = Index für die Baumart

j = Index für die Höhengschicht eines Verjüngungsquadrates

k = Index für das Verjüngungsquadrat

nv_{ij} = Gesamtzahl von Verjüngungspflanzen der Baumart i in Verjüngungsschicht j

\bar{h}_j = mittlere Höhe der Verjüngungsschicht j in m

$\bar{A}'_{min,ij}$ = minimaler baumartenspezifischer mittlerer Standflächenbedarf der Verjüngungspflanzen der Baumart in Höhengschicht j nach Gleichung 2–9 in m^2

A_k = Flächengröße des Verjüngungsquadrates k in m^2

2.3.7 Konkurrenzindex KKL

Neben dem Maß CI_{jk} für die Standflächenausnutzung von Altbestand und Verjüngung wird alternativ der Konkurrenzindex KKL (PRETZSCH, 1992b) zur Quantifizierung der Konkurrenz des Altbestandes auf die Verjüngung verwendet. Damit steht für die Modellparametrisierung ein weiteres Maß zur Verfügung, das auf Grund der unterschiedlichen Berechnungsart andere Effekte der Altbestandskonkurrenz erfassen kann.

Als dimensionsloser numerischer Wert drückt der Konkurrenzindex KKL aus, wie stark die Kronen der Altbestandsbäume von den nächsten Nachbarbäumen mit dem zu beurteilenden Zentralbaum um den Wachstumsfaktor Licht konkurrieren (KKL = **K**ronen-**K**onkurrenzindex um **L**icht). Andere Konkurrenzeffekte wie beispielsweise Wurzelkonkurrenz, die sich ebenfalls in unterschiedlichen Baumdimensionen, -attributen oder soziologischer Stellung im Baumkollektiv äußern, werden mit abgedeckt.

Der Konkurrenzindex KKL wird in einem zweistufigen Verfahren ermittelt: zuerst erfolgt die Bestimmung der Konkurrenten, danach die Quantifizierung der Konkurrenz (vgl. Abbildung 2–11). Zunächst wird dem Zentralbaum l in einer bestimmten Baumhöhe ein nach oben geöffneter, sogenannter Suchkegel aufgesetzt. Ansatzhöhe sowie Öffnungswinkel des Suchke-

Modellentwicklung

gels sind baumartenabhängig und wurden statistisch anhand der besten Korrelation zum Wachstum ermittelt (KAHN und PRETZSCH, 1998a). Für die Baumarten Fichte, Tanne, Lärche, Douglasie und Buche liegt die Ansatzhöhe in 60 Prozent der Baumhöhe und der Öffnungswinkel des Suchkegels beträgt 60 Grad. Für die Baumart Eiche liegt die Ansatzhöhe in 65 Prozent der Baumhöhe und der Öffnungswinkel des Suchkegels beträgt 80 Grad, für die Baumart Kiefer liegt die Ansatzhöhe in 70 Prozent der Baumhöhe und der Öffnungswinkel des Suchkegels beträgt 100 Grad.

Ein Baum n wird als Konkurrent m betrachtet, wenn die Kronenspitze des Konkurrenten innerhalb des Suchkegels liegt. Für jeden Konkurrenten wird der Winkel Δ_{lm} quantifiziert, mit dem er in den Suchkegel des Bezugsbaumes l hineinragt. Der sich hieraus ergebende Wert (Winkel Δ_{lm}) wird um den Öffnungswinkel des Suchkegels reduziert und gewichtet wie es Gleichung 2–19 zeigt (vgl. Abbildung 2–11). Die Gewichtung erfolgt mit dem Verhältnis aus den Kronenquerschnittsflächen (KQF) von Konkurrent m und Zentralbaum l in Höhe des Suchkegelansatzes (PRETZSCH, 1994).

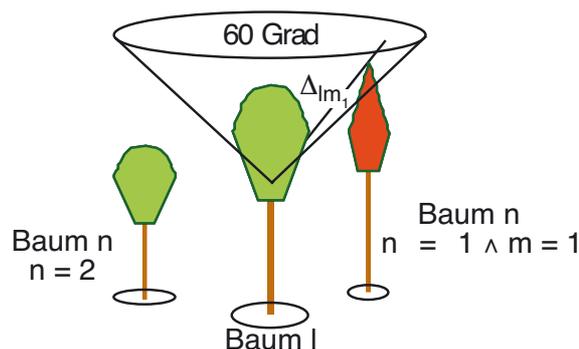


Abbildung 2–11: Bestimmung der Konkurrenten nach der Lichtkegelmethode im Waldwachstumssimulator SILVA. \wedge = logisches Und; Δ_{lm} = trigonometrisches Maß der Konkurrenz von Baum l zu Baum m ; l = betrachteter Bezugsbaum; m = Anzahl der Bäume des Hauptbestandes, die als Konkurrenten von Baum l angesehen werden, mit $m = 1(1)n$ und $m \in n$; n = Gesamtzahl von Bäumen einer Bestandesfläche.

Eine zusätzliche Gewichtung stellt der baumartenspezifische Lichttransmissionsfaktor $TM_i(m)$ dar. Dieser geht in die Berechnung des KKL gemäß Gleichung 2–19 ein (KAHN und PRETZSCH, 1998a). Der Faktor ist abhängig von der Baumart des Konkurrenten m . Er gibt an, wie stark der Konkurrenzeinfluss einer bestimmten Art relativ zum Einfluss der Baumart Buche ist ($TM_{Buche} = 1.0$). Für die Baumarten Buche und Tanne liegt der Lichttransmissionskoeffizient bei 1.0, für die Fichte, Douglasie und das Sonstige Hartlaubholz bei 0.8, für die Eiche und Sonstige Weichlaubholz bei 0.6 und für die Kiefer und Lärche bei 0.2 (in Anlehnung an ELLENBERG, 1986). Das bedeutet für den Bezugsbaum, dass die Konkurrenz unter sonst gleichen Bedingungen durch eine Fichte geringer ist als durch eine Buche. Die Summe der gewichteten Konkurrenzwerte aller Konkurrenten m des Bezugsbaumes l ergibt schließlich den Wert für den Konkurrenzindex KKL_l .

Gleichung 2–19:
$$KKL_1 = \sum_{\substack{m=1 \\ l \neq m}}^n \left(\Delta_{lm} \cdot \frac{KQF_m}{KQF_l} \cdot TM_i \right)$$

mit den Variablenbezeichnungen:

KKL_1 = Konkurrenzindex KKL für den betrachteten Bezugsbaum l

Δ_{lm} = trigonometrisches Maß der Konkurrenz von Baum l zu Baum m in Grad

KQF = Kronenquerschnittsfläche in m^2

TM_i = baumartenspezifischer Transmissionskoeffizient für Licht der Baumart i

i = Index für die Baumart

l = betrachteter Bezugsbaum der Baumart i

m = Anzahl der Bäume des Hauptbestandes, die als Konkurrenten von Baum l angesehen werden, mit $m = 1(1)n$ und $m \in n$

n = Gesamtzahl von Bäumen einer Bestandesfläche

Mit dem Konkurrenzindex KKL wird die Konkurrenzsituation für jeden einzelnen Altbestandsbaum quantifiziert. Auf Grund der einzelbaumweisen Berechnung kann das Konzept der KKL-Ermittlung nicht ohne Modifikation auf den Komplex Verjüngung übertragen werden.

Übertragung des Konkurrenzindex KKL auf die Verjüngung: Das Konzept der Konkurrenz erfassung durch den Konkurrenzindex KKL wird wie folgt auf die Verjüngung übertragen: in die Mitte jedes Aufnahmequadrates k wird eine virtuelle Verjüngungspflanze (Baum l) gestellt, wie es Abbildung 2–12 anschaulich für einzelne Quadrate zeigt. Dies sind ideale Bäume, die nicht im Datenmaterial vorhanden sind, sondern ausschließlich als Bezug für die KKL-Berechnung eines Quadrates erzeugt werden. Der auf diese Weise berechnete KKL-Wert gilt für alle Verjüngungspflanzen auf dem jeweiligen Quadrat.

Die Dimensionen der virtuellen Verjüngungspflanzen (Baum l in Abbildung 2–12) werden normativ festgesetzt. Der Brusthöhendurchmesser beträgt 7 Zentimeter, die Baumhöhe 7 Meter, die Kronenansatzhöhe 4.2 Meter und der Kronendurchmesser 2.2 Meter. Damit entspricht die Höhe der virtuellen Verjüngungspflanzen der obersten Höhe des Verjüngungsquaders von 7 Metern. Durch die normative Wahl des Kronendurchmessers von 2.2 Metern ist zudem gewährleistet, dass nur die Bäume des Hauptbestandes in die Konkurrentenermittlung (dementsprechend auch in die Konkurrenzberechnung) einbezogen werden, aber nicht die virtuellen Verjüngungspflanzen der anderen Verjüngungsquadrate. Indem für alle virtuellen Verjüngungspflanzen die Baumart Buche gewählt wird, liegt die Ansatzhöhe in 60 Prozent der Baumhöhe, der Öffnungswinkel des Lichtkegels beträgt 60 Grad und der Lichttransmissionskoeffizient hat einen Wert von 1.0.

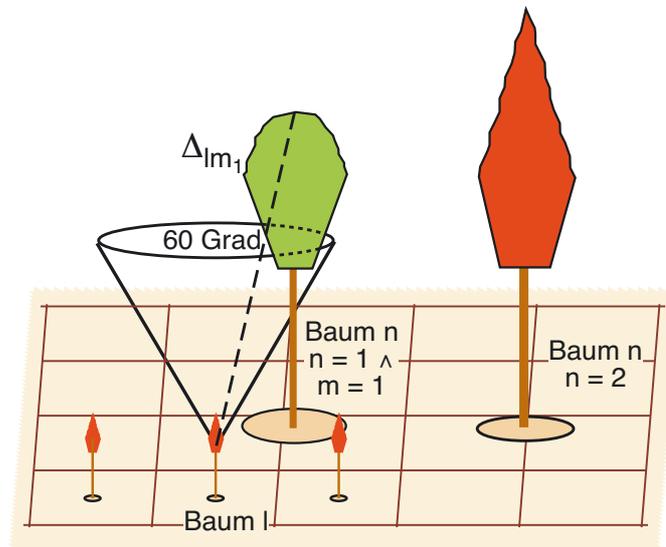


Abbildung 2–12: Schematische Darstellung der KKL-Berechnung für Verjüngungsquadrate. Aus Übersichtlichkeitsgründen nur für ein Verjüngungsquadrat dargestellt. \wedge = logisches Und; Δ_{lm} = trigonometrisches Maß der Konkurrenz von Baum l zu Baum m; l = betrachteter Bezugsbaum; m = Anzahl der Bäume des Hauptbestandes, die als Konkurrenten von Baum l angesehen werden, mit $m = 1(1)n$ und $m \in n$; n = Gesamtzahl von Bäumen einer Bestandesfläche.

KKL-Werte für die Verjüngung: Der Konkurrenzindex KKL wurde mit Standardroutinen des Waldwachstumssimulators SILVA für jedes Aufnahmequadrat berechnet. Die Berechnung wurde für den gesamten Datensatz der vollinventarisierten Verjüngungsversuchsflächen durchgeführt ($N_D = 48.447$). Vollinventarisiert bedeutet, dass die gesamte Verjüngung auf der gesamten Bestandesfläche in Höenschichten und Verjüngungsquadraten aufgenommen wurde (vgl. Anhang, Abschnitt 8.1.2.3 und 8.1.3.2). Zum Berechnungszeitpunkt ausscheidende Bäume und gemessene Randbäume wurden in die KKL-Berechnung nicht einbezogen. Deshalb charakterisieren die KKL-Werte weniger die zurück liegende Konkurrenzsituation, als vielmehr die derzeitige oder zukünftige Konkurrenzsituation. Dies deckt sich mit dem Prognoseablauf im Waldwachstumssimulator, wonach der Altbestand zunächst eine fünfjährige Periode fortgeschrieben und anhand des Endzustandes der Simulationsperiode die Konkurrenzsituation für die Verjüngung berechnet wird.

Die KKL-Verteilung der Verjüngung aller vollinventarisierten Versuchsflächen mit Verjüngung zeigt Abbildung 2–13 in Form eines Histogramms. Statistische Kennwerte dieser KKL-Verteilung sind in Tabelle 2–3 zusammengefasst. Die für jede virtuelle Verjüngungspflanze berechneten KKL-Werte zeigen eine rechtsschiefe Verteilung, die jedoch weniger stark ausgeprägt ist, wenn berücksichtigt wird, dass KKL-Verteilungen von Altbestandsbäumen Wertebereiche von 0.0 bis 5.0 und von stärker strukturierten Beständen Wertebereiche von 0.0 bis 10.0 aufweisen (HERLING, 1999; LOHR, 1997; SPIEGEL, 2001). Bei einem Prozent der Aufnahmequadrate beträgt der KKL-Wert 0.0, was auf ein offenes Kronendach im Umkreis von 30 Metern schließen lässt (bei einer angenommenen Baumhöhe des Altbestandes von 40 m). Die durch den KKL ausgedrückten unterschiedlichen Konkurrenzniveaus decken ein breites

Band ab, welches die im Anhang in Abschnitt 8.1 und 8.1.2.2 getroffenen Aussagen über die Strukturvielfalt und unterschiedlichen Behandlungsvarianten der Versuchsfelder bestätigt.

Tabelle 2–3: Statistische Ergebnisse der KKL-Verteilung. Die Gesamtzahl der KKL-Werte beträgt 48.447.

| Standardabweichung | Arith. Mittelwert | Variationskoeffizient | Anzahl |
|--------------------|-------------------|-----------------------|--------|
| 20.10 | 24.73 | 81.278 | 48.447 |

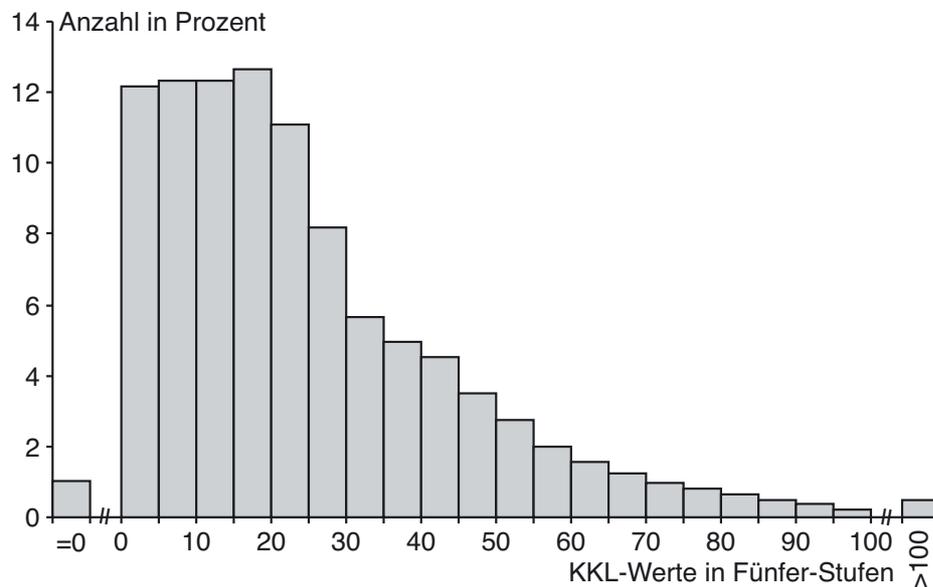


Abbildung 2–13: Histogramm der mit SILVA berechneten KKL-Werte für jedes Aufnahmequadrat in Fünfer-Stufen für alle Versuchspartellen mit Verjüngung und alle Aufnahmezeitpunkte. KKL-Werte der Abszisse sind als Obergrenze der Stufenbreite zu verstehen. Die linke Säule (=0) gibt die prozentuale Anzahl von Aufnahmequadraten an, die einen KKL-Wert von Null haben. Angaben der Ordinate in Prozent der Gesamtzahl von 48.447 KKL-Werten.

Durch Variation in der Berechnung des KKLs lassen sich andere Einflussfaktoren quantifizieren. Nach den Untersuchungen von CANHAM et al. (1990), FLEMMING (1962), HASENAUER und GOLSER (1997) und HASENAUER und KINDERMANN (2002) hat die Nähe zum Bestandesrand, d.h. die Menge des einfallenden Seitenlichtes, einen positiven Einfluss auf die Verjüngung. Da ein Maß für die Entfernung und Öffnungswinkel zum Bestandesrand Daten über das weitere Umfeld der beobachteten Versuchsfelder voraussetzt, was bei der Modellierung zu weiteren Problemen führt (Generierung von Informationen über das Umfeld), ist der von den oben genannten Autoren gewählte Ansatz nicht ohne weiteres nutzbar. Um den Einfluss zu quantifizieren, den nicht nur Bestandesränder sondern auch Lücken im Bestandesgefüge ausüben, wird ein weiterer Konkurrenzindex KKL wie folgt hergeleitet: ein KKL mit einem Öffnungswinkel von 120 Grad erfasst auch solche Bäume als Konkurrenten, die weiter vom Bezugsbaum entfernt stehen (vgl. Abbildung 2–14). Wird der Wert des KKL mit dem Öffnungswinkel von 60 Grad von dem Wert des KKL mit dem Öffnungswinkel von 120 Grad abgezogen, erhält man ein Konkurrenzmaß, das den Einfluss weiter entfernt stehender Konkurrenten quantifiziert und als Konkurrenzmaß für den Seitenlichteinfluss gesehen werden kann.

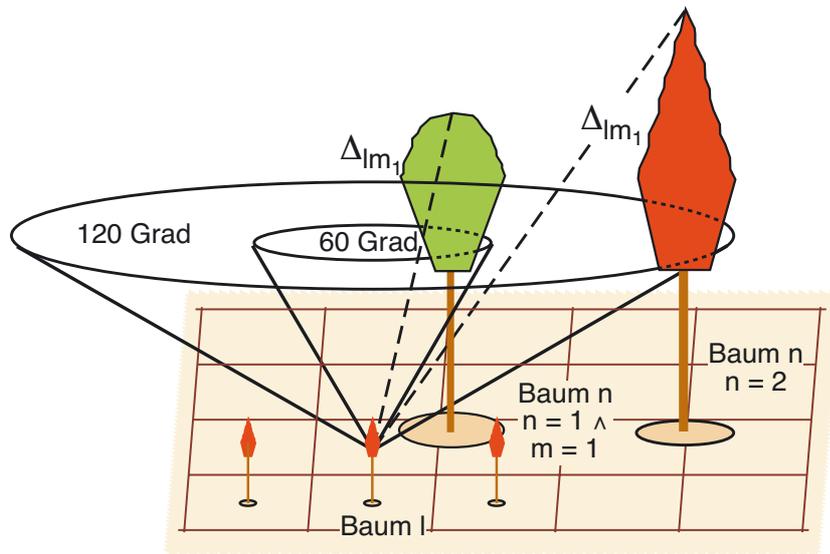


Abbildung 2–14: Schematische Darstellung der beiden KKL-Berechnungen für Verjüngungsquadrate mit den Öffnungswinkeln von 60 und 120 Grad für ein Verjüngungsquadrat. \wedge = logisches Und; Δ_{lm} = trigonometrisches Maß der Konkurrenz von Baum l zu Baum m; l = betrachteter Bezugsbaum; m = Anzahl der Bäume des Hauptbestandes, die als Konkurrenten von Baum l angesehen werden, mit $m = 1(1)n$ und $m \in n$; n = Gesamtzahl von Bäumen einer Bestandesfläche.

Verfahren zum Ausgleich von Randeffekten: Das Auftreten von Randeffekten stellt ein wesentliches Problem bei der distanzabhängigen Schätzung von Konkurrenz dar. Ohne oder mit einer geringeren Anzahl von Korrekturen wird die Konkurrenzsituation für Bäume, die in der Nähe des Bestandesrandes stehen, zu gering eingeschätzt, da die außerhalb der Bestandsgrenzen stehenden Bäume nicht in die Konkurrenzermittlung eingehen. Häufig sind keinerlei Informationen über das weitere Umfeld der beobachteten Bestandesfläche vorhanden.

Die einfachste Lösung des Problems ist, nur Individuen auswählen, die in der Mitte der Bestandesfläche stehen und deren Umgebungssituation vollständig erfasst ist. Dies führt bei kleinen Flächen und Flächen mit ungünstigem Flächen-Umfang-Verhältnis zu einer Reduktion der analysierten Bäume.

Während diese Vorgehensweise bei der Modellierung angewendet werden kann, müssen bei der Anwendung von Simulationsmodellen mathematische Verfahren zum Ausgleich von Randeffekten angewandt werden, da bei der Simulation im Waldwachstumssimulator alle Bäume auf der Bestandesfläche prognostiziert werden sollen. Zum Ausgleich von Randeffekten existieren mehrere Methoden, die sich zu den folgenden drei Verfahrensgruppen zusammenfassen lassen:

- Hochrechnungsverfahren, welche aus der individuellen Umgebungssituation innerhalb der Parzell, auf die zu erwartende Konkurrenzsituation außerhalb der Parzelle schließen (z.B. ARNEY, 1972; MONSERUD und EK, 1974; RADTKE und BURKHART, 1998).
- Extrapolationsverfahren, welche die gesamte Bestandesstruktur über die Bestandesgrenze spiegeln oder verschieben (Translation) und so die Umgebungssituation der Bestandesfläche

rekonstruieren (z.B. BIGING und DOBBERTIN, 1992; MARTIN et al., 1977; NÜSLEIN, 1995).

- Strukturgenerierungsverfahren, die auf Stammabstandsfunktionen aufbauen und eine Umgebungssituation der Bestandesfläche erzeugen, die hinsichtlich ihrer Strukturmerkmale der Bestandesfläche ähnlich ist (z.B. BIBER, 1999).

Für die drei in dieser Arbeit verwendeten Konkurrenzindizes KKL_1 , $CIovs_k$ und CIv_{jk} sind folgende Lösungen gewählt worden: bei der KKL_1 -Berechnung wird für die Bereiche des Suchkegels, die über die Bestandesfläche hinausgehen, automatisch ein Randflächenausgleich nach der von MARTIN et al. (1977) vorgestellten Methode der linearen Hochrechnung durchgeführt. Damit wird zumindest eine rechnerische Verzerrung der Konkurrenzindizes KKL_1 vermieden. Der Randausgleich bei der $CIovs_k$ -Berechnung erfolgt automatisch über eine vereinfachte Randkorrektur der Schnittfläche. Die Weiterentwicklung und Verbesserung der Konkurrenzprognose des Konkurrenzindizes $CIovs_k$ durch die Verwendung der Methode der linearen Hochrechnung ist in Entwicklung; sie ist aber nicht Gegenstand dieser Arbeit. Bei dem Konkurrenzindex CIv_{jk} , der die Konkurrenz innerhalb der Verjüngung erfasst, ist kein Randausgleich nötig. Jedes Verjüngungsquadrat stellt eine unabhängige Einheit dar. Indizes, die das weitere Umfeld eines Verjüngungsquadrates betrachten, wie die von SCHMITT (1994) verwendete Zentralfeld-Methode, bei der die Nachbarschaftsquadrate in die Konkurrenzquantifizierung einfließen, machen Randausgleichsverfahren nötig.

Die Verfahren zum Randausgleich der Konkurrenzindizes sind ebenso wie die Verfahren zur Konkurrenzermittlung fester Bestandteil des Waldwachstumssimulators SILVA.

2.4 Teilmodell: Ausbreitung

Ziel des Modells Ausbreitung ist die modellhafte Nachbildung der zahlreichen Prozesse, die für die Entstehung und Ausbreitung von Naturverjüngung verantwortlich sind. Durch die Aufdeckung von Gesetzmäßigkeiten und deren Nutzbarmachung für die Entstehung von Samen und das Aufkommen und die Etablierung der Verjüngung ist es möglich, trotz spärlicher oder unvollständiger Datenlage ein plausibles Verjüngungsmodell zu konstruieren. Die Datenlage, die für die empirische Modellbildung des Ausbreitungsmodells zur Verfügung steht, ist gering, so dass einerseits mehrfach auf Literaturquellen zurückgegriffen wird und andererseits eine mechanistische Modellbildung eines Ausbreitungsmodells, die sich an deterministischen Regeln und Gesetzmäßigkeiten orientiert, durchgeführt wird.

Die Funktionsweise oder die Aufgabe des Ausbreitungsmodells lässt sich mit „Ausstreuen und Abwarten“ zusammenfassen: wenn die Eingangsvoraussetzungen für die Entstehung von Samen erfüllt sind, wird Samen generiert und ausgestreut. Sind die Bedingungen für die Entstehung von Verjüngung positiv, werden neue Verjüngungspflanzen produziert. Im ent-

Modellentwicklung

gegen gesetzten Fall wird Samen generiert und ausgestreut, ohne das neue Verjüngungspflanzen produziert werden.

Die in der Verjüngung ablaufenden Prozesse sind das Ergebnis vieler Einflussfaktoren (vgl. Abschnitt 1.4.2). Um die oben aufgeführten Anforderungen an das Modell zu erfüllen, werden die zahlreichen für die Ausbringung und Etablierung notwendigen Prozesse zu folgenden fünf Abschnitten zusammengefasst:

- Beginn der generativen Vermehrung
- zeitliche bzw. periodische Verteilung der Samen
- Bildung absoluter Samenmengen und deren spezifische Verteilung auf die Einzelbäume des Altbestandes
- räumliche Verteilung der Samenmengen
- Etablierung der Sämlinge als Verjüngungspflanze

Sowohl die modellhafte Nachbildung der Naturverjüngung als auch die der gepflanzten Verjüngung sind Gegenstand des Verjüngungsmodells und dessen Modellierung (vgl. Abschnitt 2.2.1). Da gepflanzte Verjüngung ebenso wie gesäte Verjüngung nicht durch natürliche Prozesse räumlich verbreitet und nur zu einem deutlich geringeren Anteil von krautiger Begleitvegetation an der Etablierung behindert wird, stehen bei den folgenden Modellfunktionen Naturverjüngungspflanzen im Mittelpunkt der Modellentwicklung. Das Phänomen, dass bei gepflanzter Verjüngung kurze Zeit nach der Pflanzung einige Verjüngungspflanzen ausfallen, wird nicht im Ausbreitungsmodell sondern im Mortalitätsmodell berücksichtigt.

2.4.1 Umsetzung der Ausbreitung von Verjüngungspflanzen im Verjüngungsmodell

Ausgehend von der in Abschnitt 1.4.5 dargestellten Konzeption und der in Abschnitt 2.3.2 im Verjüngungsmodell dargestellten Vorgehensweise bei der Konkurrenzermittlung ist die Ausbreitung neuer Verjüngungspflanzen folgendermaßen im Verjüngungsmodell umgesetzt (Abbildung 2–15):

Zwei unterschiedliche Prozesse sind für die Entstehung, Ausbreitung und Etablierung neuer Verjüngungspflanzen maßgeblich verantwortlich. In einem zufälligen Prozess werden ständig neue Samen produziert und über die Bestandesfläche verteilt. Dieser als Fernverbreitung bezeichnete Prozess (Abschnitt 2.4.5.2), hängt in Gegensatz zum zweiten Prozess nicht von der Struktur des Altbestandes ab. Beim zweiten Prozess (Nahausbreitung) wird Samen nur generiert, ausgestreut und räumlich über die Bestandesfläche verteilt, wenn die Eingangsvoraussetzungen für die Entstehung von Samen erfüllt sind (Abschnitt 2.4.5.1). Diese sind von der Struktur und dem Zustand des Altbestandes abhängig (Abschnitt 2.4.2, 2.4.3, 2.4.4). Ungeachtet der Art der Entstehung und Ausbreitung der Samen wird in einem letzten Schritt überprüft,

ob die Bedingungen für die Entstehung neuer Verjüngungspflanzen positiv sind (Abschnitt 2.4.6). Nur wenn dies zutrifft, werden neue Verjüngungspflanzen produziert und in die unterste Höhengschicht der Verjüngungsquadrate übernommen.

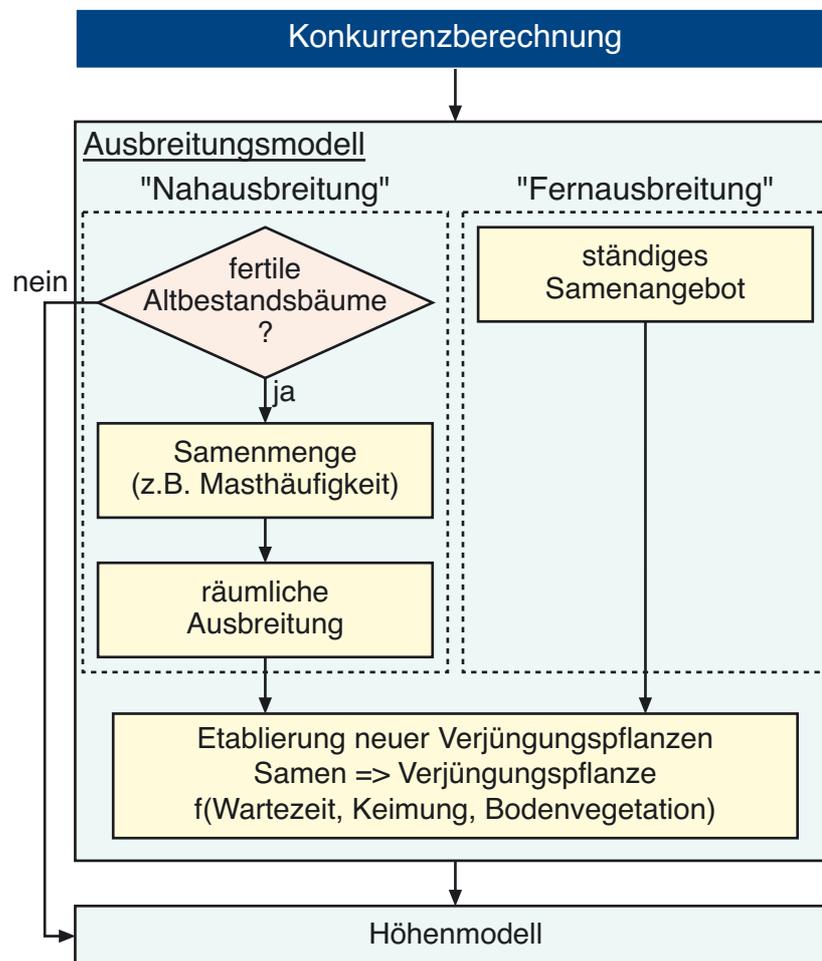


Abbildung 2–15: Ablaufschema des Ausbreitungsmodells mit dem vorgeschalteten Modell zur Ermittlung der aktuellen Konkurrenzsituation (Abschnitt 2.3) und dem nachfolgenden Höhenmodell (Abschnitt 2.5). Das Modell bildet die Ausbreitung von Verjüngungspflanzen über zwei Prozesse nach, die als Nah- und Fernverbreitung interpretiert werden können. Neben dem zufälligen Ausbringen neuer Verjüngungspflanzen (Fernverbreitung) hängt die Entstehung, Ausbreitung und Etablierung neuer Verjüngungspflanzen im Wesentlichen von Struktur und Zustand des Altbestandes ab (Nahausbreitung).

2.4.2 Beginn der generativen Vermehrung

Für den Beginn der generativen Vermehrung werden häufig die Begriffe Mannbarkeit, Maturität oder Fertilität synonym verwendet. Sie bezeichnen den Zeitpunkt im Leben einer Pflanze, zu dem diese aus der Jugendphase in die Altersphase eintritt und mit der Fortpflanzung beginnt. Der Übergang zwischen Jugendphase und Altersphase ist dadurch gekennzeichnet, dass die Waldbäume ab diesem Zeitpunkt die Fähigkeit besitzen, Samen zu erzeugen und diesen zu verbreiten (SCHÜTT et al., 1992).

Quantitatives Grundwissen, wonach Pionierbaumarten vor Klimaxbaumarten und leichtsamige vor schwersamigen Baumarten mit der generativen Vermehrung beginnen, liegt vor (ROHMEDER, 1972; SCHÜTT et al., 1992; SEDGLEY und GRIFFIN, 1989; THOMASIU, 1990; VAN-

Modellentwicklung

SELOW, 1931). Ebenso gilt, dass Baumarten in ihrem Verbreitungsoptimum vor dem -pessimum und herrschende Bäume vor beherrschten Bäumen in die Altersphase eintreten.

Dagegen sind qualitative Informationen, die sich für die Implementierung in einen Wachstumssimulator eignen, noch äußerst lückenhaft. Nach STRASSBURGER (1991) ist der Übergang zwischen juveniler und adulter Phase vermutlich mit der Umprogrammierung von Genen in den Apicalmeristemen, die für die Zellteilung und Determination der entstehenden Zellen verantwortlich sind, verbunden.

Quellen und Literaturangaben zur Fertilität der Waldbäume sind vorhanden (BONNER und LIVERMANN, 1953; BATTAGLIA und SANDS, 1998; HACKETT, 1985; KOZLOWSKI et al., 1991), beziehen sich jedoch nahezu ausschließlich auf die generative Phase der Bäume selbst und weniger auf den Eintritt oder den damit verbundenen Habitus der Bäume. Andere Quellen geben eine Baumhöhe an, bei der die generativen Vermehrung beginnt. Die Datengrundlage bilden weitständig stehende Bäume in Samenplantagen (YOUNG und YOUNG, 1992). Eine von Baumattributen abhängige Schätzung des Beginns der Mannbarkeit und deren Transformation in einen einzelbaumabhängigen Simulator fällt daher schwer.

Durch Transformation dieses wenngleich spärlichen Grundwissens in eine in Waldwachstumssimulatoren einsetzbare Größe, lässt sich dieses Grundwissen nutzbar machen (Tabelle 2–4). Die Umwandlung der Altersangaben für Bäume im Bestand von ROHMEDE (1972) in die baumartenspezifische Größe Mindestbaumhöhe h_{min_i} ermöglicht die Implementierung einer Eingangsgröße für den Beginn der generativen Vermehrung im Wachstumssimulator SILVA. Als Altersangabe wird der Mittelwert des Mannbarkeitsalters im Bestand verwendet (Tabelle 2–4). Die Transformation erfolgt durch Rückgriff auf Reinbestandsertrags tafeln der entsprechenden Baumart auf Grundlage normaler bayerischer Verhältnisse. Dies sind im Einzelnen: Fichte – Bonität M36, mäßige Durchforstung (mä. Df.), Vorläufige Fichtenertragstafel für Bayern nach ASSMANN und FRANZ (1963); Tanne – Bonität I.0, mä. Df. von HAUSSER (1956); Kiefer – Bonität I.0, mä. Df. von WIEDEMANN (1943); Eu. Lärche – Bonität I.0, mä. Df. von SCHOBBER (1946); Buche – Bonität I.0, mä. Df. von SCHOBBER (1967); Eiche – Bonität I.0, mä. Df. von JÜTTNER (1955); Douglasie – BM42, mä. Df. von BERGEL (1985). Für die zu zwei Gruppen zusammengefassten Sonstigen Hart- und Weichlaubhölzer (Baumartenkennung 8 und 9 in SILVA) wurde anhand der entsprechenden Tafelwerte ein gutachterliches Mittel gebildet (Erle – Bonität I.0, starke Df. von MITSCHERLICH (1945) bzw. Bonität 30, starke Df. von LOCKOW (1994) und Pappel – Bonität I.0 von BLUME (1949)).

Tabelle 2–4: Mannbarkeitsalter für Bäume im Freiland (nach ROHMEDER, 1972) und Transformation des Mannbarkeitsalters (in Jahren) in die Eingangsgröße Mindesthöhe (in m) mit Hilfe einschlägiger Ertragstafeln (Erläuterungen im Text) für die im Waldwachstumssimulator SILVA parametrisierten Baumarten. Die Baumartenkennungen tauchen im Folgenden nicht mehr auf, bilden aber die Grundlage für die Implementierung der Modellfunktionen. Abschnitt 7.2 im Anhang enthält eine vollständige Liste der häufigsten Waldbäume und ihrer Kodierung im Waldwachstumssimulator SILVA.

| Baumart | Mannbarkeitsalter in Jahren | | Baumartenkennung in SILVA | Mindestbaumhöhe in m |
|---|-----------------------------|-------------|------------------------------|-------------------------|
| | im Bestand | im Freiland | | |
| Fichte (<i>Picea abies</i> L. KARST.) | 50-60 | 15-30 | 1 | 25 |
| Tanne (<i>Abies alba</i> MILL.) | 60-80 | 50-60 | 2 | 28 |
| Kiefer (<i>Pinus sylvestris</i> L.) | 30-50 | 15-30 | 3 | 18 |
| Eu. Lärche (<i>Larix decidua</i> MILL.) | 30-50 | 15-30 | 4 | 20 |
| Buche (<i>Fagus sylvatica</i> L.) | 50-80 | 40-50 | 5 | 24 |
| Eiche (<i>Quercus petraea</i> (MATT.) LIEBL., <i>Q. robur</i> L.) | 50-80 | 40-50 | 6 | 23 |
| Douglasie (<i>Pseudotsuga menziesii</i> (MIRB.) FRANCO) | 30-50 | 20-25 | 7 | 19 |
| Bergahorn (<i>Acer pseudoplatanus</i> L.) | 20-30 | 15-40 | (81) | |
| Birke (<i>Betula pendula</i> ROTH) | 20-30 | 15-40 | (84) | |
| Ulme (<i>Ulmus glabra</i> HUDS., <i>U. laevis</i> PALL., <i>U. minor</i> MILL.) | 50-60 | 30-40 | (86) | |
| Esche (<i>Fraxinus excelsior</i> L.) | 30-50 | 20-25 | 8 (82) | 17 |
| Hainbuche (<i>Carpinus betulus</i> L.) | 20-25 | 30-50 | (83) | |
| Linde (<i>Tilia cordata</i> MILL., <i>T. platyphyllos</i> SCOP.) | 30-50 | 20-25 | (85) | |
| Erle (<i>Alnus glutinosa</i> (L.) GAERTN., <i>A.</i> <i>incana</i> (L.) MOENCH) | 20-30 | 10-15 | 9 (91) | 15 |
| Pappel (<i>Populus alba</i> L., <i>P. tremula</i> L.) | ca. 10 | < 10 | (92) | |

Die in Tabelle 2–4 dargestellten baumartenspezifischen Mannbarkeitsalter und die baumartenspezifischen Mindestbaumhöhen h_{min_i} , bei denen die generative Vermehrung beginnt, decken die bayerischen Wuchsbedingungen gut ab. Die dort genannten Höhenwerte und die aus ihrem Mittelwert abgeleiteten Mindestbaumhöhen h_{min_i} stellen einen festen Höhenwert für alle Standorte und Wuchsbedingen dar. Ziel muss daher eine Verknüpfung der Höhenwerte mit Standortfaktoren sein.

Im Standort-Leistung-Modell des Waldwachstumssimulators SILVA erfolgt die baumartenspezifische und standortabhängige Modellierung des Höhenzuwachspotenzials aus der Alters-Höhenkurve (Abbildung 2–16) über die Wachstumsfunktion von CHAPMAN-RICHARDS (KRAMER und AKÇA, 1995; RICHARDS, 1959; WENK et al., 1990):

$$\text{Gleichung 2–20: } h100_i = Asy_i \cdot (1 - e^{-\eta_i t})^{\varphi_i}$$

mit den Variablenbezeichnungen:

$h100_i$ = baumartenspezifische Bestandesoberhöhe in m

Asy_i = baumartenspezifische asymptotische Baumhöhe in m

e = EULERSche Zahl ($e=2.71828\dots$)

η_i, φ_i = baumartenspezifische Steigungs- und Formparameter der CHAPMAN-RICHARDS-Funktion

i = Index für die Baumart

t = Bestandesalter in Jahren

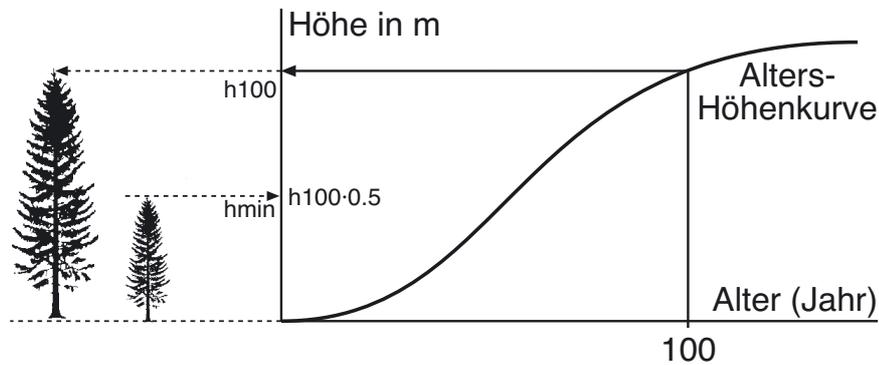


Abbildung 2–16: Herleitung des Höhenzuwachspotenzials aus der standortabhängigen Alters-Höhenkurve im Waldwachstumssimulator SILVA. Die Alters-Höhenkurve wird über ein mehrstufiges Funktionensystem aus neun Standortvariablen für jede Baumart beschrieben (verändert nach KAHN, 1994). Asy = Asymptote; h100 = Bestandesoberhöhe in m; hmin = Mindestbaumhöhe in m

Zur Bestimmung dieser Altershöhenkurve für einen gegebenen Standort werden in Abhängigkeit von neun Standortvariablen die Asymptote Asy_i und die Steigungs- und Formparameter η_i und φ_i baumartenspezifisch geschätzt (KAHN, 1994; KAHN und PRETZSCH, 1997, 1998a). Ein Vergleich der Mindestbaumhöhen $hmin_i$ in Tabelle 2–4 mit den standortspezifischen Höhen zum Alter 100 zeigen bei allen Baumarten eine hohe Übereinstimmung für bayrische Standorte hinsichtlich der Variablen „Mindestbaumhöhe“ mit den Werten für die halbe Bestandesoberhöhe zum Alter 100. Danach ergibt sich die baumartenspezifische Mindestbaumhöhe nach:

Gleichung 2–21:
$$hmin_i = \frac{h100_i}{2}$$

mit den Variablenbezeichnungen:

$hmin_i$ = baumartenspezifische Mindestbaumhöhe in m

i = Index für die Baumart

$h100_i$ = baumartenspezifische Bestandesoberhöhe aus der Alters-Höhenkurve nach Gleichung 2–20 in m

Sobald Altbestandsbäume die halbe Bestandesoberhöhe zum Alter 100 überschritten haben, sind sie sofort befähigt, mit der generativen Vermehrung zu beginnen. Daher wird die halbe Bestandesoberhöhe zum Alter 100 aus der Alters-Höhenkurve nach Gleichung 2–20 für jeden Altbestandsbaum mit einer standardnormalverteilten Zufallszahl Z_N in einem Höhenbereich von ± 3 Meter gestreut. Die Zufallszahlen haben einen Erwartungswert μ von Null und eine Standardabweichung σ von Eins. So ergibt sich die zur generativen Vermehrung benötigte Mindestbaumhöhe nach:

Gleichung 2–22:
$$hmin_i = \frac{h100_i}{2} + 3 \cdot Z_N, \text{ mit } Z_N \approx V(\mu, \sigma)$$

mit den Variablenbezeichnungen:

$hmin_i$ = baumartenspezifische Mindestbaumhöhe in m

i = Index für die Baumart

$h100_i$ = baumartenspezifische Bestandesoberhöhe aus der Alters-Höhenkurve nach Gleichung 2–20 in m

Z_N = standardnormalverteilte Zufallszahl $Z_N \approx V(\mu, \sigma)$, mit $\mu = 0$ und $\sigma = 1$

Mit Gleichung 2–22 ist einerseits eine gute Anpassung an die baumartenspezifische Mindestbaumhöhe und andererseits eine Verknüpfung mit dem Standort gewährleistet, die auch für andere Regionen, die eine geringere Höhenleistung haben, zu guten Ergebnissen führt. Die mit dem Begriff Mindestbaumhöhe definierten Baumhöhen, die erreicht werden müssen, damit die generative Vermehrung beginnt, werden im Folgenden als Maturitätshöhe bezeichnet.

In der Modellanwendung wird für jeden Baum im Altbestand geprüft, ob seine Baumhöhe größer als die Maturitätshöhe ist. Nur wenn dies zutrifft, erfolgen für diesen Baum die in den folgenden Abschnitten dargestellten Schritte.

2.4.3 Zeitliche Verteilung der Samen

Die Quellen über die jährlichen Schwankungen der Samenmengen sind zahlreich (DENGLER, 1930; HEISEKE, 1969, 1984; HILTON und PACKHAM, 1997, 2003; MATTHEWS, 1955; PAAR et al., 2000; PIOVESAN und ADAMS, 2001; ROHMEDER, 1972; SCHENK, 1994; SCHWAPPACH, 1895; SEEGER, 1913; WACHTER, 1964) und gehen bis ins 19. Jahrhundert zurück. Daneben lassen sich auch aus der unterschiedlichen Anzahl in Eichenbestände eingetriebener Mastschweine Zeitreihen bis in das 17. Jahrhundert erzeugen (BELING, 1877; IHRIG, 1860; MAURER, 1964). Eine Schwierigkeit dieser Informationsquellen, die zusammenfassend im Anhang in Abschnitt 8.2 aufgeführt sind, besteht in der Interpretation der Mengen- und Häufigkeitsangaben von Voll-, Halb- und Sprengmasten oder Ernteziffern (Angabe der Erntemenge in Prozent einer möglichen Vollernte). Die in diesen Quellen geschilderten Ereignisse beziehen sich immer auf bestimmte Regionen, Ländereien, Bestände oder einzelne Baumarten und auf bestimmte Zeiträume oder Zeitpunkte. Eine Verallgemeinerung oder Ableitung von Gesetzmäßigkeiten ist daher nicht möglich. Der Begriff Mast ist historisch geprägt und geht zurück auf den Eintrieb von Schweinen in Eichen- und Buchenwälder (SCHENK, 1994; MAURER, 1964). Synonym kann der Begriff Ernte verwendet werden.

Neben anderen Autoren (vgl. Anhang, Abschnitt 8.2) gibt ROHMEDER (1972) die Häufigkeit des Samentragens verschiedener Baumarten im Jahrzehnt an (Tabelle 2–5). Im Folgenden wird die Modellierung für die Baumart Ahorn für die gesamte Baumartengruppe der Sonstigen Hartlaubhölzer übernommen; gleiches gilt für die Baumart Erle und die Baumartengruppe der Sonstigen Weichlaubhölzer. Ansonsten kann eine baumartentypische Funktionsanpassung vorgenommen werden.

Modellentwicklung

Tabelle 2–5: Häufigkeit des Samentragens verschiedener Baumarten innerhalb eines Jahrzehnts. Werte in Klammern geben für die Bezeichnung bzw. Bewertung der Ernte die Samenmenge in Relation zur Vollernte (100 %) an. Verändert nach ROHMEDER (1972).

| Baumart | Innerhalb eines Jahrzehnts sind durchschnittlich zu erwarten | | | |
|--------------------|--|------------------------|-------------------------|--------------------------|
| | Keine Ernte (0 %) | Teilernten (0-40 %) | Halbernten (41-70 %) | Vollernten (71-100 %) |
| Fichte | 4 | 3 | 2 | 1 |
| Tanne | 2 | 4 | 2 | 2 |
| Kiefer | 2 | 5 | 2 | 1 |
| Lärche | 4 | 3 | 2 | 1 |
| Buche | 5 | 3 | 1 | 1 |
| Eiche | 4 | 4 | 1 | 1 |
| Douglasie | 6 | 3 | 1 | 0 |
| Ahorn (S. Hartlh.) | 2 | 4 | 3 | 1 |
| Erle (S. Weichlh.) | 2 | 2 | 3 | 3 |

Durch die Untersuchungen von KOSKI (1978), PUKKALA (1987) und KOSKI und TALLQVIST (1978) ist bekannt, dass die Häufigkeit des Samentragens über eine negative Exponentialverteilung mit der folgenden Dichtefunktion nachgebildet werden kann:

$$\text{Gleichung 2-23: } f(x) = \begin{cases} 0 & ,\text{wenn } x < 0 \\ e^{-\lambda x} & ,\text{wenn } x \geq 0 \end{cases} \quad (\text{Dichtefunktion})$$

wobei λ den Verteilungsparameter, e die EULERSche Zahl und x die Vorkommenshäufigkeit eines prozentualen Samenertrages darstellt. Dieser prozentuale Samenertrag wird in Relation zum maximal vorkommenden Samenertrag ausgedrückt. Die Dichtefunktion kann durch Integration in die entsprechende Verteilungsfunktion überführt werden:

$$\text{Gleichung 2-24: } F(x) = \begin{cases} 0 & ,\text{wenn } x < 0 \\ 1 - e^{-\lambda x} & ,\text{wenn } x \geq 0 \end{cases} \quad (\text{Verteilungsfunktion})$$

Für die Angabe „Keine Ernte“ wird ein Wert von Null, für die anderen Angaben jeweils der Stufenmittelwert als prozentualer Samenertrag für die Funktionsanpassung benutzt. Die baumartenspezifischen Parameter sind in Tabelle 2–6 angegeben. Die Bestimmtheitsmaße für die regressionsanalytische Anpassung liegen zwischen 0.71 und 0.96 (vgl. dritte Zeile in Tabelle 2–6).

Tabelle 2–6: Baumartenspezifische Funktionsparameter λ der Verteilungsfunktion (Gleichung 2–24) und dessen Standardfehler (SE_λ) und Bestimmtheitsmaß (R^2); Datengrundlage sind die Angaben in Tabelle 2–5.

| Baumart | Fichte | Tanne | Kiefer | Lärche | Buche | Eiche | Douglasie | S. Hartlh. | S. Weichlh. |
|---------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|-----------|------------|-------------|
| Parameter λ | 3.1036 | 2.2256 | 3.7331 | 3.1036 | 3.8868 | 3.5601 | 5.675 | 2.4498 | 1.6533 |
| SE_λ | 0.718 | 0.260 | 0.356 | 0.718 | 1.245 | 0.864 | 2.818 | 0.349 | 0.244 |
| R^2 | 0.87 | 0.97 | 0.97 | 0.87 | 0.78 | 0.88 | 0.72 | 0.96 | 0.93 |

Die Simulation der Fruktifikation in einem bestimmten Jahr erfolgt mit uniform verteilten Zufallszahlen Z_U , die nach dem Inversionsverfahren in wirklichkeitsnahe Eintrittswahrscheinlichkeiten transformiert werden (GADOW, 1997; PRETZSCH, 1995a; PUKKALA, 1987). Hierzu wird die Verteilungsfunktion nach x aufgelöst und es ergibt sich eine inverse Verteilungsfunk-

tion nach der folgenden Gleichung:

Gleichung 2–25: $y = \frac{-1}{\lambda} \cdot \ln(1 - x)$ (inverse Verteilungsfunktion)

Ist x eine im Intervall $[0, 1]$ uniform verteilte Zufallszahl Z_U , so ist auch $1 - Z_U$ uniform verteilt. Die Simulation der Fruktifikation in einem bestimmten Jahr oder in einer Sequenz von Jahren kann dann unter Benutzung von einer im Intervall $[0, 1]$ uniform verteilten Zufallszahl Z_U die relative jährliche Samenmenge S_{Jahr} bestimmt werden:

Gleichung 2–26: $S_{\text{Jahr}} = \frac{-1}{\lambda} \cdot \ln(Z_U)$

mit den Variablenbezeichnungen:

S_{Jahr} = relative Samenmenge in einem Jahr

λ = baumartspezifischer Verteilungsparameter

$\ln()$ = natürlicher Logarithmus

Z_U = im Intervall $[0, 1]$ uniform verteilte Zufallszahl Z_U , mit $Z_U \neq 0$

Abbildung 2–17 verdeutlicht die inverse Verteilungsfunktion über den bei der Simulation verwendeten Wertebereich der uniform verteilten Zufallszahlen Z_U im Intervall $[0, 1]$. Bei einer Zufallszahl von 0.5 ergeben sich die mittleren relativen Samenmengen, die beispielsweise bei der Baumart Eiche 19.4 Prozent, bei der Baumart Buche 17.8 Prozent der maximalen Samenmenge betragen. Die Funktionsverläufe lassen erkennen, dass Jahre mit großer Samenausbeute wesentlich rarer sind als gute oder geringe Samenmengen.

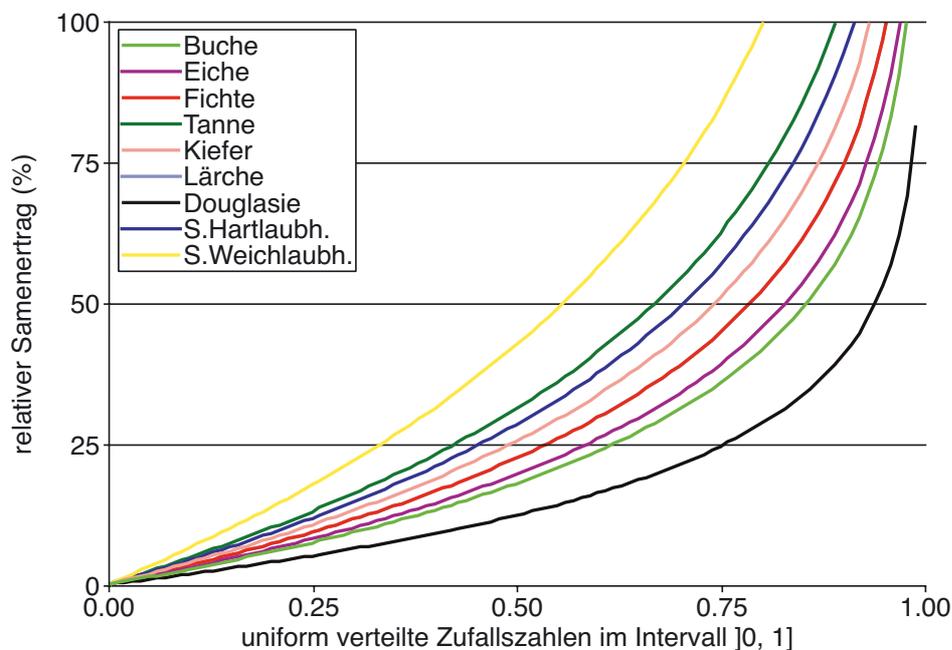


Abbildung 2–17: Inverse Verteilungsfunktion zur Simulation des relativen Samenertrages mit Hilfe von im Intervall $]0, 1]$ uniform verteilten Zufallszahlen Z_U , mit $Z_U \neq 0$; Der Funktionsverlauf der Baumart Lärche wird von dem Funktionsverlauf der Baumart Fichte überdeckt.

Abbildung 2–17 zeigt die baumartenspezifische Variation der relativen Samenerträge. Der Vergleich des Verlaufes der Verteilungsfunktion mit den Werten aus Tabelle 2–5 zeigt,

Modellentwicklung

dass sich Buche und Eiche bei ähnlichen Funktionsverläufen nur in der Anzahl geringer Masten unterscheiden. Nur bei höheren Samenerträgen weisen sie unterschiedliche Funktionsverläufe auf. Über den gesamten Wertebereich der Zufallszahlen werden Samenerträge realisiert, obwohl bei manchen Baumarten die Anzahl der Jahre ohne Samenmenge zwischen zwei und sechs Jahren liegt.

Dieser Effekt, der durch die verwendete Funktion und die Parameterzahl von Eins verursacht wird, spiegelt demnach nicht das natürliche Fruktifikationsverhalten von Bäumen wider. Aus diesem Grund wird zur Verbesserung der Funktionsanpassung ein weiterer Parameter κ eingeführt. Die entsprechende Verteilungsfunktion lautet:

$$\text{Gleichung 2-27: } F(x) = \begin{cases} 0 & , \text{wenn } x < 0 \\ \kappa - e^{-\lambda x} & , \text{wenn } x \geq 0 \end{cases} \quad (\text{Verteilungsfunktion})$$

mit den Variablenbezeichnungen:

$F(x)$ = Verteilungsfunktion

λ, κ = Verteilungsparameter

e = EULERSche Zahl ($e=2.71828\dots$)

x = Vorkommenshäufigkeit eines prozentualen Samenertrags

Diese Verteilungsfunktion (Gleichung 2-27) wird mit den Daten aus Tabelle 2-5 angepasst. Die baumartenspezifischen Parameter sind in Tabelle 2-7 angegeben. Die Standardfehler des Verteilungsparameter κ und λ sind in der dritten und vierten Zeile der Tabelle 2-7 dargestellt. Die Bestimmtheitsmaße liegen zwischen 0.95 und 0.999.

Tabelle 2-7: Baumartenspezifische Funktionsparameter κ und λ der Verteilungsfunktion (Gleichung 2-27), deren Standardfehler (SE_{λ} und SE_{κ}) und Bestimmtheitsmaß (R^2). Datengrundlage sind die Angaben in Tabelle 2-5.

| Baumart | Fichte | Tanne | Kiefer | Lärche | Buche | Eiche | Douglasie | S. Hartlh. | S. Weichlh. |
|---------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|-----------|------------|-------------|
| Parameter κ | 1.2025 | 1.0934 | 1.0961 | 1.2025 | 1.2656 | 1.2020 | 1.3051 | 1.0932 | 1.0778 |
| Parameter λ | 1.6302 | 1.6919 | 2.0529 | 1.6302 | 1.5452 | 1.8087 | 1.9786 | 1.8751 | 1.3246 |
| SE_{κ} | 0.013 | 0.036 | 0.040 | 0.013 | 0.060 | 0.042 | 0.046 | 0.060 | 0.079 |
| SE_{λ} | 0.072 | 0.213 | 0.290 | 0.072 | 0.327 | 0.264 | 0.320 | 0.393 | 0.376 |
| R^2 | 1.00 | 0.99 | 0.99 | 1.00 | 0.97 | 0.99 | 0.99 | 0.98 | 0.96 |

Die Simulation der Fruktifikation in einem bestimmten Jahr erfolgt ebenfalls nach dem im vorhergehenden Abschnitt erläuterten Inversionsverfahren nach folgender Gleichung:

$$\text{Gleichung 2-28: } y = \frac{-1}{\lambda} \cdot \ln(\kappa - x), \quad (\text{inverse Verteilungsfunktion})$$

bzw. bei Transformation der Variablen x durch eine uniform verteilte Zufallszahl Z_U

$$\text{Gleichung 2-29: } S_{\text{Jahr}} = \frac{-1}{\lambda} \cdot \ln(\kappa - Z_U)$$

mit den Variablenbezeichnungen:

S_{Jahr} = relative Samenmenge in einem Jahr (%)

λ, κ = baumartenspezifischer Verteilungsparameter

$\ln()$ = natürlicher Logarithmus

Z_U = im Intervall $[0, 1]$ uniform verteilte Zufallszahl, mit $Z_U \approx V[0,1]$ und $\kappa - Z_U > 0$

Für die Werte des Verteilungsparameters κ und der Zufallszahlen Z_U gilt: $\kappa - Z_U > 0.0$. Abbildung 2–18 verdeutlicht die inverse Verteilungsfunktion über den bei der Simulation verwendeten Wertebereich der uniform verteilten Zufallszahlen im Intervall $[0, 1]$. Bei einer Zufallszahl von 0.5 ergeben sich die mittleren relativen Samenmengen S_{Jahr} , die bei der Baumart Eiche 19.6 Prozent, bei der Baumart Buche 17.3 Prozent der maximalen Samenmenge betragen. Bei geringen Masten unterschieden sich die beiden Baumarten in ihrem Verlauf, während sie im Bereich hoher Zufallszahlen annähernd den gleichen Funktionsverlauf zeigen. Bei der Douglasie werden bereits bei Zufallszahlen unter 0.3 keine Samenmengen realisiert. Dies deckt sich gut mit den Angaben aus Tabelle 2–5, wo bei der Baumart Douglasie in sechs von zehn Jahren keine Fruktifikation erfolgt. Die maximale Samenmenge, die bei der Baumart Douglasie realisiert werden kann, liegt bei 60 Prozent der maximalen Samenmenge. Auch dieser Zusammenhang kommt den Angaben in Tabelle 2–5 nahe, wonach bei der Baumart Douglasie innerhalb von 10 Jahren keine Vollmasten zu erwarten sind.

Mit dem durch Gleichung 2–29 beschriebenen Zusammenhang ist es möglich, jährliche baumartenspezifische Samenerträge (S_{Jahr}) zu simulieren. Unterschiede in den Samenerträgen, die sich auf Standortfaktoren zurückführen lassen, werden dabei nicht berücksichtigt. In einem zweiten Schritt der Modellanpassung, die nicht Gegenstand dieser Arbeit ist, muss daher eine Verfeinerung oder Erweiterung des durch Gleichung 2–29 formulierten Zusammenhangs erfolgen.

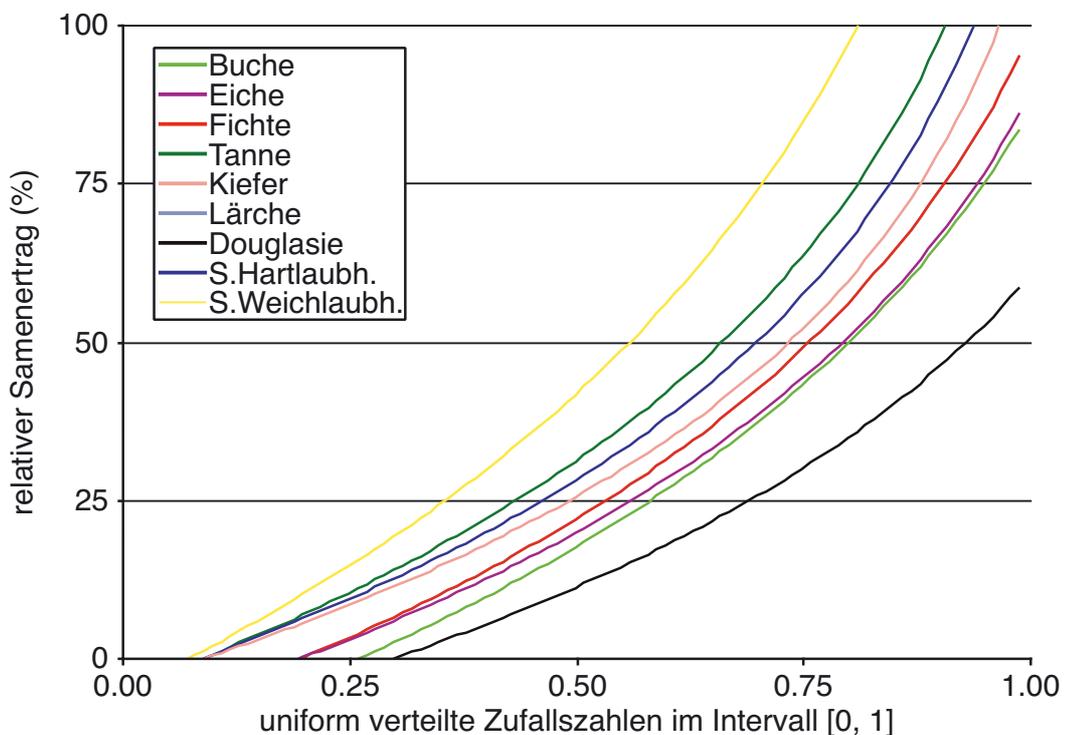


Abbildung 2–18: Inverse Verteilungsfunktion zur Simulation des relativen Samenertrags mit Hilfe von im Intervall $[0, 1]$ uniform verteilten Zufallszahlen Z_U mit $(\kappa - Z_U) > 0.0$; Der Funktionsverlauf der Baumart Lärche wird von dem Funktionsverlauf der Baumart Fichte überdeckt.

Samenreife und -abfall: Ohne Fremdeinwirkung verbleibt der Samen bis zur Reife am Baum. Der Zeitpunkt der Samenreife der Bäume ist gattungs- und artspezifisch und hängt stark von Klima und Witterung des Standortes ab. Je wärmer und trockener desto schneller läuft der Reifungsvorgang ab. Da bei den meisten Waldbaumarten die Samenreife gegen Ende der Vegetationsperiode eintritt und der Samenfall vor Beginn der nächsten Vegetationsperiode vollendet ist (ROHMEDER, 1972), kann auf eine baumartenspezifische Modellierung von Samenreife und -abfall verzichtet werden. Je nach Baumart liegen die Ablöseperioden der Samen zwischen einigen Tagen und mehreren Monaten.

Unterschiede im Reifegrad der Samen, die sich durch Witterungseinflüsse ergeben und bei vollausgereiftem Saatgut zu höheren Keimungsprozenten führen (ROHMEDER, 1972), lassen sich derzeit mit den im Waldwachstumssimulator SILVA implementierten Standortfaktoren nicht abbilden.

2.4.4 Absolute Samenmengen und deren Verteilung auf Einzelbäume

Nachdem die zeitliche Variation der Samenmengen bestimmt ist (vgl. Abschnitt 2.4.3), muss in einem komplementären Schritt die räumliche Variation der Samenmengen ermittelt werden. Um der einzelbaumabhängigen Modellphilosophie des Waldwachstumssimulators SILVA gerecht zu werden, sollte die Bestimmung der absoluten Samenmengen und deren räumliche Verteilung einzelbaumabhängig erfolgen. Dazu wird die Methode der Potenzial-Modifizierung angewandt. Zunächst wird die maximal mögliche Samenmenge S_{max_i} für die Baumart i ermittelt, die als Potenzial interpretiert wird. Diese baumartenspezifische maximal mögliche Samenmenge S_{max_i} bildet eine Referenz von 100 Prozent, an der die einzelbaumabhängige Relativierung der Samenmenge erfolgt.

Die maximale oder absolute mögliche Samenmenge ist analog zur zeitlichen Verteilung des Samentragens durch zahlreiche Quellen (ERNST, 1930; KENNEL, 1966; MESSER, 1948; SIEGL, 1953; STIMM, 1992; VELSISTAS, 1980) belegt. Die hinsichtlich der Beobachtungszeitpunkte und -zeiträume, der Anzahl der beobachteten Bäume und deren Baumattribute, Flächengrößen und Standortverhältnisse schlechte Vergleichbarkeit der publizierten Daten, die im Anhang in Abschnitt 8.2.2 und 8.2.3 für einige Quellen zusammengestellt sind, macht eine modellhafte Nachbildung maximaler Samenmengen in Abhängigkeit von Standort- und Baumeigenschaften nahezu unmöglich. Der im Folgenden gezeigte Lösungsansatz stellt lediglich eine Annäherung dar.

Die Verteilung der Samen auf die einzelnen Baumindividuen im Bestand in Abhängigkeit von der Baumklassenzugehörigkeit nach KRAFT (1884) zeigt Tabelle 2–8. Die Verringerung der Samenmenge mit Zunahme der Kraftklasse ist deutlich. Anhand der Kronenausdehnung, die in engem Zusammenhang mit der Zuwachsleistung steht (ASSMANN, 1961; BADOUX, 1946;

KENNEL, 1966; MAYER, 1957, 1958a, b; TOMA, 1940), und der relativen Höhe, die die soziale Stellung widerspiegelt, werden die Bäume eines Bestandes fünf Klassen (KRAFT, 1884) zugeordnet. Die Klassifikation erfolgt aufgrund biologischer Kriterien.

Tabelle 2–8: Alternative Angaben zur prozentualen Verteilung der Samenmenge in Abhängigkeit der Baumklasse für die Baumarten Fichte, Lärche und Weymouthskiefer (Strobe). Die Angaben für die prozentuale Samenmenge beziehen sich auf die absolute Samenmenge der ersten Baumklasse nach KRAFT (1884), die als Referenz von 100 % gesetzt ist.

| Bäume der Baumklasse nach KRAFT (1884) | Fichte | | | Lärche | Strobe |
|---|-------------------|--------------|----------------|----------------|--------------|
| | FOMITSCHEW (1908) | ERNST (1930) | MESSER (1956b) | MESSER (1956a) | SIEGL (1953) |
| 1 | 100.0 % | 100.0 % | 100.0 % | 100.0 % | 100.0 % |
| 2 | 53.0 % | 35.0 % | 30.0 % | 33.0 % | 40.0 % |
| 3 | 34.0 % | 6.9 % | 15.0 % | 18.0 % | 17.0 % |
| 4 | 0.2 % | 0.5 % | 13.0 % | 0.0 % | 14.0 % |
| 5 | 0.0 % | 0.0 % | 0.0 % | 0.0 % | 0.0 % |

Die Baumklasse nach KRAFT (1884) ist selbst kein Einflussfaktor sondern die Aggregation der Konkurrenzsituation und Umgebungssituation des Baumes, die sich in unterschiedlichen Baumeigenschaften und Zustandsgrößen in Relation zu den umgebenden Baumindividuen zeigt (KENNEL, 1966). Einflussfaktoren und Zustandsgrößen wie Kronenlänge und -breite, Bekronungsprozent, Konkurrenzsituation und Standort sind direkte Größen, die von Waldwachstumssimulatoren zur Verfügung gestellt werden und sich daher besser zur Verteilung der Samenmengen auf die einzelnen Baumindividuen eignen als die ordinal skalierten Werte der Baumklasse nach KRAFT (1884).

Ziel muss daher die Entwicklung und Anpassung einer Funktion sein, die diese einzelbaumabhängigen Baumattribute erfasst und in ihrem funktionalen Zusammenhang setzt. Mit Gleichung 2–30 wird die Samenmenge S_1 des Baumes l als Funktion der baumartenspezifischen maximalen Samenmenge S_{max_i} , dem Bekronungsprozent und der Konkurrenzsituation (KKL, vgl. Gleichung 2–19) des Baumes l beschrieben:

$$\text{Gleichung 2–30: } S_1 = S_{max_i} \cdot \text{Bekronungsprozent}_1 \cdot e^{-a \cdot \text{KKL}_1}$$

Das Bekronungsprozent gibt das prozentuale Verhältnis von Kronenhöhe zu Baumhöhe an (ASSMANN, 1961). Der Konkurrenzindex KKL drückt aus, wie stark die Kronen der nächsten Nachbarbäume mit dem zu beurteilenden Zentralbaum um Wachstumsfaktoren wie Licht und Wurzelraum konkurrieren (vgl. Abschnitt 2.3.7).

Für die vom Münchener Lehrstuhl für Waldwachstumskunde betreuten Versuchflächen (vgl. Anhang, Abschnitt 8.1) stehen keine Angaben zur Samenmenge pro Baum zur Verfügung. Im Gegensatz dazu existieren für zahlreiche Bäume Angaben zur Baumhöhe, Kronenbreite und -länge und zur Konkurrenzsituation (KKL). Daher wurden die baumartenspezifischen Parameter a und S_{max_i} , die in Tabelle 2–9 aufgeführt sind, anhand von Literaturwissen iterativ ange-

Modellentwicklung

passt. Die maximal mögliche Samenzahl pro Baum (vgl. Tabelle 2–9) entstammt den im Anhang in Abschnitt 8.2.2 und 8.2.3 bezeichneten Literaturquellen.

Tabelle 2–9: Funktionsparameter von Gleichung 2–30 für die betrachteten Baumarten

| Baumart | Maximal mögliche Samenzahl pro Baum (S_{max_i}) | Parameter a |
|-------------|---|-------------|
| Fichte | 165.000 | 1.5 |
| Tanne | 82.500 | 1.0 |
| Kiefer | 250.000 | 5.0 |
| Lärche | 165.000 | 3.0 |
| Buche | 50.000 | 1.0 |
| Eiche | 50.000 | 1.5 |
| Douglasie | 82.500 | 2.0 |
| S. Hartlh. | 150.000 | 1.5 |
| S. Weichlh. | 1.000.000 | 10.0 |

Abbildung 2–19a, b zeigt beispielhaft für die Baumarten Fichte und Buche den Funktionsverlauf der relativen Samenmenge eines Baumes l über dem Konkurrenzindex KKL_l für Bekronungsprozente zwischen 20 und 100 Prozent und für die baumartenspezifische maximal mögliche Samenzahl S_{max_i} . Mit Abnahme der Bekronungsprozente nehmen die Samenmengen deutlich ab. Ebenso führt eine Konkurrenz Zunahme zu einer raschen Abnahme der Samenmenge. Ab Werten des Konkurrenzindex KKL von größer als fünf erzeugen unabhängig vom Bekronungsprozent sowohl die Baumart Fichte als auch die Baumart Buche nach Gleichung 2–30 keinen Samen.

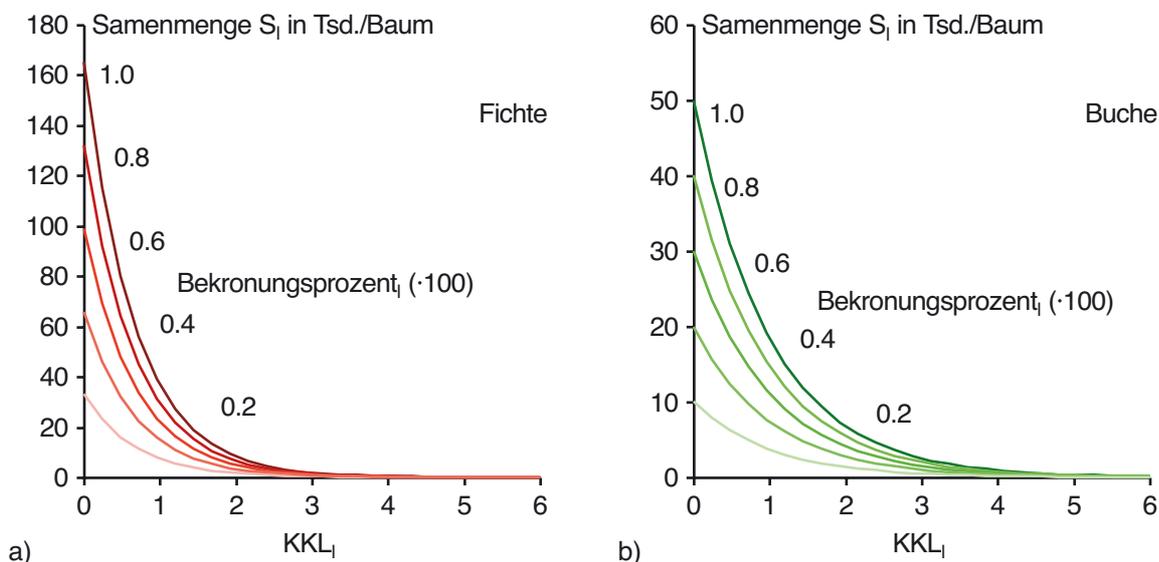


Abbildung 2–19a, b: Absolute Samenmenge S_l in Tausend Samen pro Baum über dem Konkurrenzindex KKL_l nach Gleichung 2–30 für die Baumart a) Fichte und b) Buche bei einem Bekronungsprozent des Baumes l zwischen 20 und 100 Prozent und der baumartenspezifischen maximal möglichen Samenzahl S_{max_i}

Zur Verdeutlichung der Funktionsanpassung nach Gleichung 2–30 und der Funktionsparameter a und S_{max_i} ist für die Mischbestandsversuchspartelle Freising 813-1 die relative Samenmenge S_l in Abhängigkeit vom Bekronungsprozent und KKL für jeden einzelnen Baum

der Versuchsparzelle berechnet worden. Diese prognostizierte relative Samenmenge S_1 ist für jeden Baum in Abbildung 2–20 über der Kraftklasse dargestellt. Die große Streuung der relativen Samenmenge in den einzelnen Baumklassen ergibt sich durch die hohe Variation in Kronenlänge und Konkurrenzsituation.

Während die Baumklasse nach KRAFT (1884) die soziale Stellung in einer einzigen Zahl wiedergibt, wird bei der Baumklassenansprache, die vom Münchener Lehrstuhl für Waldwachstumskunde auf den Versuchsflächen durchgeführt wird (KAHN und PRETZSCH, 1998a, b; KAHN et al., 1996), die soziale Stellung eines Baumes mit Hilfe von drei Baumklassen erfasst. Die Werte der Baumklassen in Abbildung 2–20 sind ein arithmetischer Mittelwert aus drei Baumklassen, die unabhängig voneinander nach den Kriterien Baumhöhe, Entwicklungszustand der Krone und Gesamthabitus der einzelnen Bäume erhoben wurden (KAHN et al., 1996).

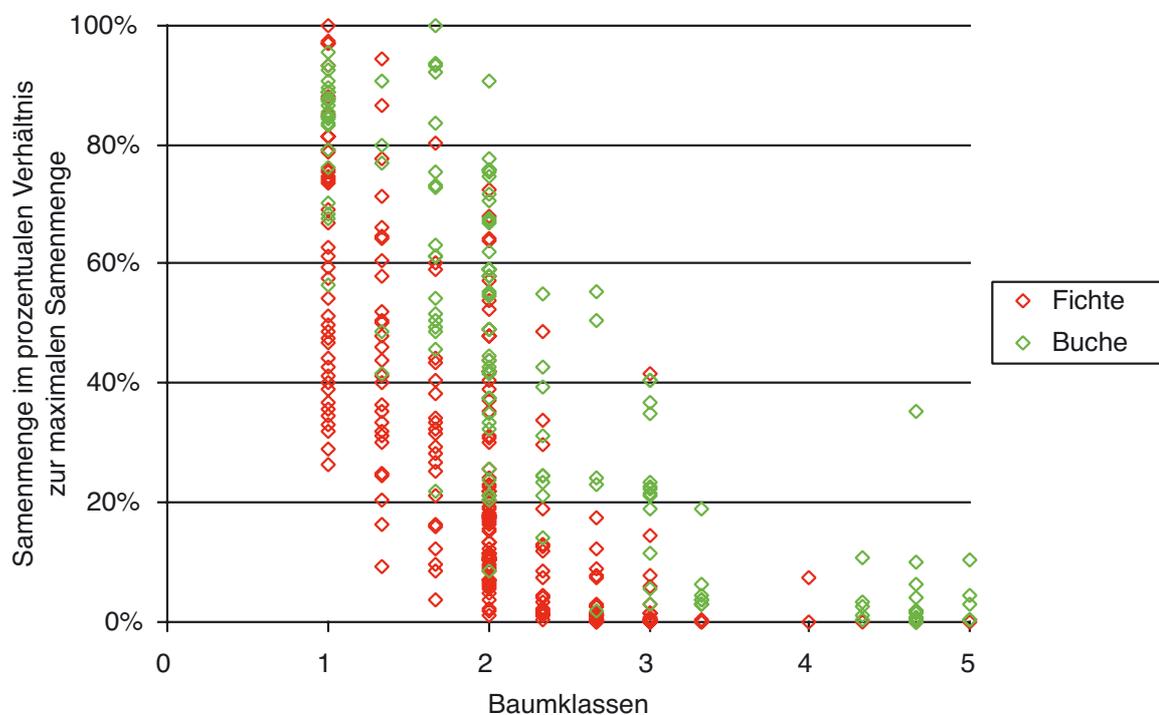


Abbildung 2–20: Prognostizierte baumindividuelle Samenmengen S_1 in Prozent der maximalen Samenmenge über der Baumklasse nach KAHN et al. (1996) für die Baumarten Fichte und Buche auf der Mischbestandsversuchsparzelle Freising 813-1 des Aufnahmejahres 1994; die Werte der Baumklassen sind ein Mittelwert aus drei Baumklassen, die unabhängig voneinander nach den Kriterien Baumhöhe, Entwicklungszustand der Krone und Gesamthabitus für jeden einzelnen Baum auf der Versuchsparzelle erhoben wurden.

Zusammenfassung der zeitlichen und räumlichen Variabilität: Die Anzahl von Samen ($S_{1,\text{Jahr}}$), die der Baum l in einem bestimmten Jahr verteilt, ergibt sich aus der Funktion:

$$\text{Gleichung 2–31: } S_{1,\text{Jahr}} = S_1 \cdot S_{\text{Jahr}}$$

mit den Variablenbezeichnungen:

$S_{1,\text{Jahr}}$ = baum- und jahresspezifische Samenmenge des Baumes l

S_1 = baumspezifische Samenmenge des Baumes l nach Gleichung 2–30

S_{Jahr} = baumartenspezifische relative Samenmenge in einem Jahr (Masthäufigkeit) nach Gleichung 2–29

Modellentwicklung

Diese baum- und jahresspezifische Samenmenge $S_{l,\text{Jahr}}$ des Baumes l wird für jeden Altbestandsbaum berechnet, der nach Gleichung 2–22 die Maturitätshöhe überschritten hat. Gleiches gilt für die im folgenden Abschnitt dargestellte räumliche Verteilung der Samen über die Bestandesfläche.

2.4.5 Räumliche Verteilung der Samenmengen

Die räumliche Verteilung von Samen mitteleuropäischer Waldbäume kennt drei Verbreitungsarten:

- Tierverbreitung (Zoochorie)
- Wasserverbreitung (Hydrochorie)
- Windverbreitung (Anemochorie)

Auf die Ausbreitungstypen von Samen wird im Anhang in Abschnitt 7.3.3 auf Seite 304 eingegangen. Besondere Bedeutung kommt der Tier- und Wasserverbreitung bei populationsbiologischen Fragestellungen zu, weil Tiere den Samen in größerer Entfernung liegende und unbesiedelte Habitate verbringen. Auch das Keimungsverhalten zoochorer Baumarten hängt eng mit der Art der Ausbreitung zusammen.

Im Ausbreitungsmodell werden sowohl Nah- als auch Fernverbreitung durch Wind nachgebildet. Der Prozess der Nahausbreitung hängt im Wesentlichen von der Struktur des Altbestandes ab und ist verantwortlich für die räumliche Verteilung der Samen bzw. der aus den Samen entstehenden Verjüngungspflanzen. Die Fernverbreitung stellt einen fortwährenden zufälligen Prozess dar, der – unabhängig von der Struktur des simulierten Altbestandes – Samen auf der Bestandesfläche verteilt.

2.4.5.1 Nahausbreitung

Zahlreiche Einflussfaktoren, die die Windverbreitung der Samen beeinflussen oder ermöglichen, werden selbst durch moderne einzelbaumabhängige Wachstumssimulatoren nicht zur Verfügung gestellt. Ein erster Ansatz, der den funktionalen Zusammenhang zwischen diesen Einflussfaktoren und der Ausbreitungsdichte in einer bestimmten Entfernung vom Mutterbaum beschreibt, sollte trotz einiger Modellannahmen diese Einflussfaktoren bzw. ihre Auswirkungen berücksichtigen. Da über die räumliche Verteilung der Samen in der Krone nur wenig Informationen vorliegen, wird zur Vereinfachung des Ansatzes bei der räumlichen Ausbreitung der Samen von einer Punktquelle der Samen ausgegangen.

Aus den Untersuchungen von CLARK et al. (1999a, b), GREENE und JOHNSON (1989, 1992, 1993), PEART (1985), STOYAN und WAGNER (2001) und WAGNER (1997) ist bekannt, dass die räumliche Verteilung von Samen mit einer Log-Normal-Verteilung (GADDUM, 1945)

nachgebildet werden kann. Die Menge der Samen lässt sich einerseits mit einer Dichtefunktion beschreiben, die die Anzahl von Samen bezogen auf eine Flächeneinheit angibt, andererseits mit einer Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion, die für die relative Häufigkeit von Samen bezogen auf die Gesamtsamenzahl steht. Danach lässt sich die Häufigkeitsverteilung der Samendichte mit folgender Funktion beschreiben:

$$\text{Gleichung 2-32: } D_r = \begin{cases} \frac{S_{1,\text{Jahr}} \cdot e^{-\frac{(\ln(r)-\mu)^2}{2\sigma^2}}}{2\pi r^2 \cdot \sqrt{2\pi\sigma^2}} & \text{für } r > 0 \\ 0 & \text{für } r \leq 0 \end{cases} \quad (\text{Dichtefunktion})$$

mit den Variablenbezeichnungen:

D_r = Dichtefunktion; Ausgabegröße ist Menge der Samen pro m^2 in der Entfernung r

$S_{1,\text{Jahr}}$ = absolute Gesamtzahl der Samen in einem bestimmten Jahr nach Gleichung 2-31

r = Entfernung zum Mutterbaum in m

e = EULERSche Zahl ($e=2.71828\dots$)

$\ln()$ = natürlicher Logarithmus

π = 3.1415..., Bogenmaß

μ, σ = Verteilungsparameter mit $\sigma > 0$; Median und Standardabweichung der Log-Normal-Verteilung

bzw. die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion (PEART, 1985) oder Häufigkeitsfunktion (WAGNER, 1997) mit:

$$\text{Gleichung 2-33: } PD_r = \begin{cases} \frac{S_{1,\text{Jahr}} \cdot e^{-\frac{(\ln(r)-\mu)^2}{2\sigma^2}}}{2\pi r^2 \cdot \sqrt{2\pi\sigma^2}} \cdot 2\pi r & \text{für } r > 0 \\ 0 & \text{für } r \leq 0 \end{cases} \quad (\text{Häufigkeitsfunktion})$$

und den Variablenbezeichnungen:

PD_r = Häufigkeitsfunktion; Ausgabegröße ist die relative Häufigkeit der Samen bezogen auf $S_{1,\text{Jahr}}$ in Entfernung r

$S_{1,\text{Jahr}}$ = absolute Gesamtzahl der Samen in einem bestimmten Jahr nach Gleichung 2-31

r = Entfernung zum Mutterbaum in m

e = EULERSche Zahl ($e=2.71828\dots$)

$\ln()$ = natürlicher Logarithmus

π = 3.1415..., Bogenmaß

μ, σ = Verteilungsparameter mit $\sigma > 0$; Median und Standardabweichung der Log-Normal-Verteilung

Die Dichtefunktion gibt die absolute Anzahl der verteilten Samen pro Flächeneinheit an, während die Häufigkeitsfunktion die relative Anzahl der verteilten Samen angibt, also mit welcher Wahrscheinlichkeit Samen in einer bestimmten Entfernung von der Ausbreitungsquelle zu Boden fällt (vgl. Abbildung 2-21).

Modellentwicklung

Die absolute Anzahl D_r der verteilten Samen pro Flächeneinheit wird im nächsten Schritt auf die Flächengröße des Verjüngungsquadrates A_k umgerechnet. Danach ergibt sich eine Samenmenge S auf einem Verjüngungsquadrat k nach:

$$\text{Gleichung 2-34: } S_k = D_r \cdot A_k$$

mit den Variablenbezeichnungen:

S_k = Menge von Samen S auf einem Verjüngungsquadrat k

D_r = Dichtefunktion; Ausgabegröße ist die Menge von Samen pro m^2 in der Entfernung r nach Gleichung 2-32

A_k = Flächengröße des Verjüngungsquadrates k

Sowohl die Samenanzahl D_r als auch die Wahrscheinlichkeit der Samen PD_r an der Stelle r lassen sich ineinander umrechnen. Zur Wahrscheinlichkeit von Samen an der Stelle r gelangt man, indem die Anzahl von Samen pro Flächeneinheit an der Kreisflächengröße ($2\pi r$) und der Gesamtzahl der Samen $S_{l, \text{Jahr}}$ relativiert wird. Die Kreisflächengröße wird aus der spezifischen Entfernung zum Mutterbaum r bestimmt. Danach ist:

$$\text{Gleichung 2-35: } PD_r = \frac{D_r \cdot 2\pi r}{S_{l, \text{Jahr}}}$$

In die Log-Normal-Verteilungsfunktionen (Gleichung 2-32 und 2-33) gehen die Anzahl der Samen ($S_{l, \text{Jahr}}$), die Entfernung r und die Verteilungsparameter μ und σ ein. Der Verteilungsparameter μ ist der Median der Log-Normal-Verteilung. Der delogarithmierte Median der Log-Normalen-Verteilungsfunktion (LAW und KELTON, 2000) wird als mittlere Flugweite oder mittlere Ausbreitungsdistanz (Mean Distanz Dispersal) der Samen (PEART, 1985; STOYAN und WAGNER, 2001; WAGNER, 1997) bezeichnet. Für den Verteilungsparameter μ gilt:

$$\text{Gleichung 2-36: } \mu = \ln\left(v \cdot \frac{h_1 - (0.5 \cdot lo_1)}{vf_i}\right)$$

mit den Variablenbezeichnungen:

μ = Verteilungsparameter; Median der Log-Normal-Verteilung, entspricht der mittleren Flugweite des Samens, mit $\mu = \ln(\text{mittlere Flugweite})$

$\ln()$ = natürlicher Logarithmus

v = Windgeschwindigkeit in $m \cdot s^{-1}$

h_1 = Baumhöhe des Baumes l in m

lo_1 = Länge der Lichtkrone des Baumes l in m , nach dem Kronenformmodell des Waldwachstumssimulators SILVA

vf_i = baumartenspezifische Sinkgeschwindigkeit der Samen in $m \cdot s^{-1}$ nach Gleichung 2-37

Der Verteilungsparameter μ ergibt sich als Produkt aus Windgeschwindigkeit (v) und der Fallzeit der Samen. Die Fallzeit selbst ist der Quotient aus der Fallhöhe des Samens (Baumhöhe h_1 abzüglich der halben Höhe der Lichtkrone: $0.5 \cdot lo_1$) und der baumartenspezifischen Sinkgeschwindigkeit vf_i des Samens (KOHLMANN, 1950a, b). Dieser Sachverhalt ist in Abbildung 2-21 schematisch abgebildet. Die Form der Baumkrone, aus der sich die Länge der Lichtkrone lo_1 ergibt, orientiert sich an dem Kronenformmodell des Waldwachstumssimulators SILVA

(DURSKY, 2000; KAHN und PRETZSCH, 1998b; PRETZSCH, 1992a, 2001). Basis des Kronenformmodells zu Aufbau und Form der Baumkrone sind Kronenuntersuchungen von ASSMANN (1961), BADOUX (1939, 1945, 1946), BURGER (1939), HAMPEL (1955) und MANG (1955). Die baumartenspezifische Sinkgeschwindigkeit der Samen vf_i wird nach der Näherungsformel von GREENE und JOHNSON (1993) hergeleitet:

Gleichung 2–37: $vf_i \propto Sw_i^{1/6}$,

wonach die Sinkgeschwindigkeit vf_i der Samen proportional zur baumartenspezifischen Masse Sw_i des Samen hoch $1/6$ ist. Die Anzahl der Samen pro Baum $S_{i, \text{Jahr}}$ ergibt sich aus Gleichung 2–31. Der Verteilungsparameter σ , der die Streuung der Verteilung beschreibt, wird mangels empirischer Daten für alle Baumarten auf den Wert 0.8 gesetzt. Dies entspricht dem Wert, den WAGNER (1997) bei seinen Untersuchungen ermittelt hat.

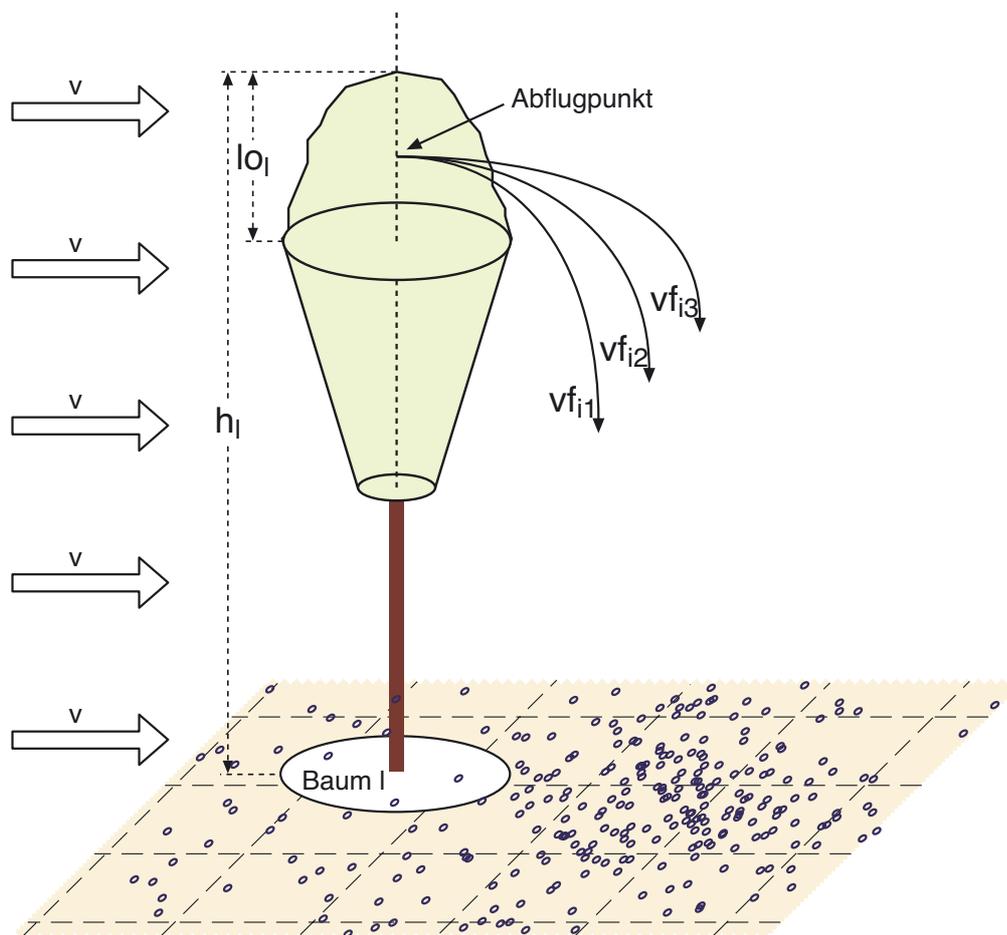


Abbildung 2–21: Schematische Darstellung der Fallhöhe des Samens mit den Variablenbezeichnungen: v = Windgeschwindigkeit; h_1 = Höhe des Baumes I; l_{01} = Länge der Lichtkrone des Baumes I nach dem Kronenformmodell von PRETZSCH (2001, 2002) am Beispiel des Kronenformmodells der Baumart Buche; $vf_{i1}, vf_{i2}, vf_{i3}$ = unterschiedliche baumartenspezifische Sinkgeschwindigkeit des Samens in Abhängigkeit von unterschiedlichen Samengewichten Sw_i und Windgeschwindigkeiten v .

Zur Illustration der Ausbreitungsfunktion wird die Baumhöhe auf die Maturitätshöhe, gesetzt und um weitere fünf Meter erhöht (Abbildung 2–21). Die einzelnen Parameter für dieses

Modellentwicklung

Beispiel gibt Tabelle 2–10 wieder. In diesem Fall wurde eine mittlere Windgeschwindigkeit von $2.7 \text{ m}\cdot\text{s}^{-1}$ ($\sim 9.34 \text{ km}\cdot\text{h}^{-1}$) angenommen, was einer typischen Windgeschwindigkeit an einem warmen Frühjahrs- bzw. Sommertag in Mitteleuropa entspricht (DWD, 2004).

Obwohl in der Natur die Samen im Vorjahr gebildet wurden (vgl. Abschnitt 2.4.3) und bis zur Ablöseperiode der Samen im darauf folgenden Jahr deutlich höhere Windgeschwindigkeiten in Waldbeständen herrschen, fallen bei den meisten Waldbäumen die Samen erst bei warmen Temperaturen zu Boden (ROHMEDER, 1972).

Tabelle 2–10: Parameter für die beispielhafte Darstellung der Ausbreitungsfunktion in Abbildung 2–21, wobei die Werte für die Maturitätshöhe aus Tabelle 2–4 stammen; die Kronenansatzhöhe wurde mit den Modellfunktionen des Waldwachstumssimulators SILVA ermittelt. Baumhöhe = Maturitätshöhe (Mh) zuzüglich 5 Meter; Länge d. Lichtkrone = Länge des oberen Kronenbereichs zwischen Baumspitze und größter Kronenbreite (PRETZSCH, 2001, 2002); mitt. Samengewichte = mittlere Samengewichte in Milligramm aus ROHMEDER (1972); μ und σ = Verteilungsparameter der Log-Normal-Verteilung (LAW und KELTON, 2000)

| Baumart | Fichte | Tanne | Kiefer | Lärche | Buche | Eiche | Dougl. | S.Harth. | S.Weichh. |
|--|--------|-------|--------|--------|-------|--------|--------|----------|-----------|
| Baumhöhe (Mh+5 in m) | 30.0 | 33.0 | 23.0 | 25.0 | 29.0 | 28.0 | 24.0 | 22.0 | 20.0 |
| Kronenansatz (m) | 15.7 | 14.9 | 15.0 | 11.2 | 14.9 | 18.0 | 12.3 | 4.5 | 12.1 |
| Länge d. Lichtkrone (l_{L}) | 9.4 | 9.1 | 5.4 | 9.1 | 5.6 | 3.9 | 7.7 | 6.1 | 4.4 |
| mitt. Samengewichte (mg) | 8.5 | 36.0 | 6.5 | 5.5 | 250.0 | 3500.0 | 10.0 | 95.0 | 0.15 |
| mitt. Sinkgeschw. (m/s) | 1.43 | 1.82 | 1.37 | 1.33 | 2.51 | 3.90 | 1.47 | 2.14 | 0.73 |
| mitt. Windgeschw. (m/s) | 2.7 | 2.7 | 2.7 | 2.7 | 2.7 | 2.7 | 2.7 | 2.7 | 2.7 |
| mittlere Flugweite (m) | 47.8 | 42.3 | 40.1 | 41.6 | 19.4 | 18.1 | 37.0 | 40.9 | 65.9 |
| μ | 3.87 | 3.75 | 3.69 | 3.73 | 2.97 | 2.89 | 3.61 | 3.71 | 4.19 |
| σ | 0.8 | 0.8 | 0.8 | 0.8 | 0.8 | 0.8 | 0.8 | 0.8 | 0.8 |

Für die Log-Normal-Verteilung ergeben sich folgende Kennwerte, mit denen die unterschiedlichen Ausbreitungsentfernungen charakterisiert werden. Die größten Samenmengen (Modalwert der Log-Normal-Verteilung) werden im Bereich zwischen 10 und 35 Meter Entfernung vom Mutterbaum erzeugt. Die Varianz der Verteilungsfunktion steigt mit zunehmender Ausbreitungsentfernung an.

Tabelle 2–11: Kennwerte aller Baumarten aus dem Beispiel in Tabelle 2–10 für die Log-Normal-Verteilung nach Gleichung 2–33; Erläuterung der Kennwerte und ihrer Herleitung in HARTUNG et al. (1989), HENZE (2003), LAW und KELTON (2000) und SACHS (1978)

| Baumart | Fichte | Tanne | Kiefer | Lärche | Buche | Eiche | Dougl. | S.Harth. | S.Weichh. |
|--|--------|--------|--------|--------|-------|-------|--------|----------|-----------|
| Medianwert e^{μ} | 47.8 | 42.3 | 40.1 | 41.6 | 19.4 | 18.1 | 37.0 | 40.9 | 65.9 |
| Modalwert $e^{\mu - \sigma^2}$ | 25.2 | 22.3 | 21.1 | 21.9 | 10.2 | 9.5 | 19.5 | 21.6 | 34.7 |
| Mittelwert $e^{\mu + \sigma^2/2}$ | 65.8 | 58.3 | 55.2 | 57.2 | 26.7 | 24.9 | 51.0 | 56.4 | 90.7 |
| Varianz $e^{2\mu + \sigma^2} \cdot (e^{\sigma^2} - 1)$ | 3881.5 | 3043.5 | 2731.4 | 2935.3 | 641.4 | 554.0 | 2333.2 | 2850.3 | 7380.9 |

Die sich auf Grundlage der Parameterwerte von μ und σ ergebende Verteilungsfunktion im dreidimensionalen Raum ist bei Darstellung aller Baumarten unübersichtlich, daher erfolgt die Darstellung der Dichtefunktion einer Häufigkeitsverteilung in einer einseitigen zweidimensionalen Abbildung (vgl. Abbildung 2–22). Die unterschiedliche Höhe der Verteilungsfunktion

nen (Samen pro m^2) hängt hauptsächlich von der baumartenspezifischen maximalen Samenmenge S_{max_i} (vgl. Tabelle 2–9 auf Seite 62) ab, die in diesem Beispiel statt der einzelbaumabhängigen Gesamtzahl an Samen $S_{1,Jahr}$ in einem bestimmten Jahr (Gleichung 2–31) verwendet wurde. Die Form Verteilungsfunktion ergibt sich aus den beiden Einflussgrößen Abflughöhe der Baumsamen – die durch die Baumhöhe und die relative Länge der Lichtkrone bestimmt wird – und aus dem Samengewicht. Leichtere Samen fliegen weiter als schwerere Samen (S. Weichlaubholz > ... > Buche > Eiche). Bei allen Baumarten liegen die größten Samenmengen pro Quadratmeter in einer Entfernung von 15 bis 50 Meter vom Mutterbaum.

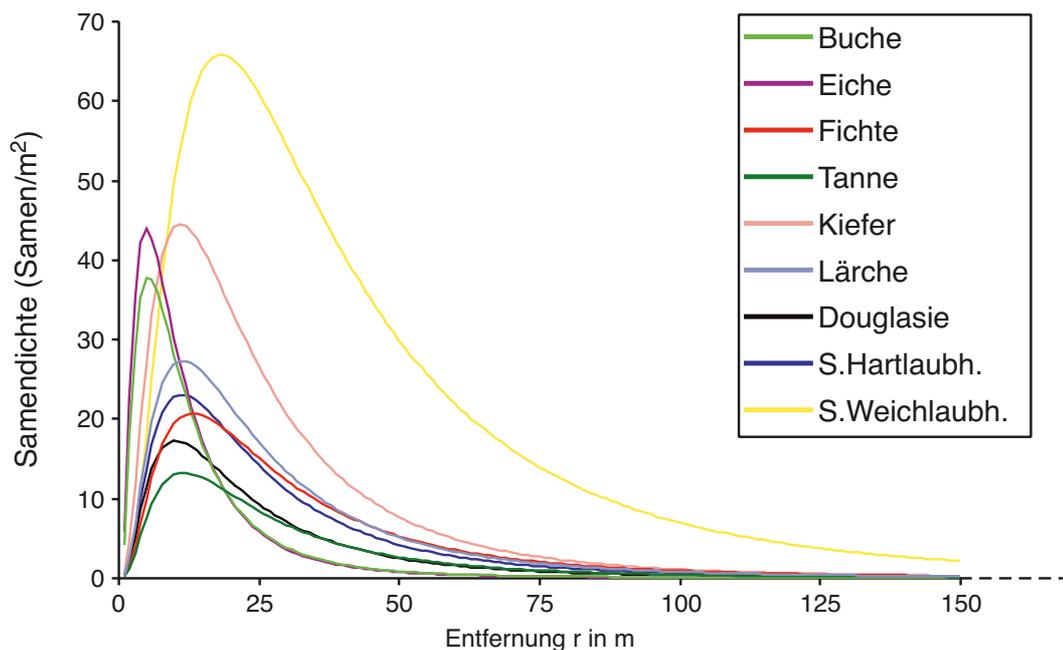


Abbildung 2–22: Zweidimensionale Funktionsverläufe (Gleichung 2–32) der Samendichte (Samen pro m^2) über der Ausbreitungsentfernung r in Metern auf Grundlage der in Tabelle 2–10 aufgeführten Parameterwerte für alle betrachteten Baumarten

Greift man die Verteilungsparameter (Samenmenge, Verteilungsparameter σ) aus der Untersuchung von WAGNER (1997) auf und unterstellt für die einzelne Esche (*Fraxinus excelsior* L.) seiner Untersuchung eine typische Baumkronenmorphologie (Kronenlänge, -breite und -form) sowie mittlere Samengewichte (ROHMEDER, 1972) und versucht mit diesen Parametern die Funktionsverläufe von WAGNER (1997) nachzubilden, so gelingt dies bei einer mittleren Windgeschwindigkeit von $2.50 \text{ m}\cdot\text{s}^{-1}$ ($\sim 9.00 \text{ km}\cdot\text{h}^{-1}$), was einem frischen Wind (Brise) entspricht (HÄCKEL, 1993).

Im Waldwachstumssimulator SILVA wird für die räumliche Verteilung der Samen die Dichtefunktion (Gleichung 2–32) angewandt, da für jedes einzelne Verjüngungsquadrat direkt die Anzahl der Samen pro Quadratmeter auf die Quadratgröße umgerechnet werden kann (vgl. Gleichung 2–34). Damit ist eine räumliche altbestandsbaumabhängige Verteilung der Samen gegeben. Auf barochore Baumarten wie Eiche und Buche, deren schwere Früchte nahezu senkrecht auf den Erdboden fallen und deren räumliche Ausbreitung während des Fluges nur in

Modellentwicklung

begrenztem Umfang durch den Einfluss des Windes erfolgt, wird ebenfalls die Dichtefunktion angewandt. Die sich aus logarithmischer Verteilungsfunktion (Gleichung 2–32) bei punktförmiger Samenquelle ergebende Verteilung deckt sich auch bei diesen Baumarten mit hoher Übereinstimmung mit der natürlichen Verteilung der senkrecht herabfallenden Samen im Traufbereich der Baumkrone (vgl. Abbildung 2–21).

Das sich je nach Baumhöhe und Samenmenge ergebende Verteilungsmuster ist das Ergebnis von verschiedenen Einflussfaktoren, die nicht direkt in die Ausbreitungsfunktion eingehen. Vielmehr subsumiert die Ausbreitungsfunktion zahlreiche dieser Einflussfaktoren und Prozesse, wie die in Literaturquellen genannte Streuung und Variationsbreite der Samengewichte (MESSER, 1948; ROHMEDER, 1972; SCHMIDT, 1930) oder die Variation der Windgeschwindigkeit im Bestandesgefüge (GROß, 1993; MCCARTNEY, 1990; MITSCHERLICH, 1971; OKE, 1987; RAPAUCH, 1994; SCHMIDT, 1925; SHARPE und FLIEDS, 1982). Eine Modellierung dieser Variation der Windgeschwindigkeit im Bestandesgefüge, die auch als turbulente oder vertikale Windgeschwindigkeit bezeichnet wird (HORN et al., 2001; WALKLATE, 1987), ist nicht notwendig, da das aus der Log-Normal-Verteilung resultierende Verteilungsmuster bereits das Ergebnis dieser Einflussfaktoren ist.

Variation der Windrichtung: Mit der Dichtefunktion nach Gleichung 2–32 kann die räumliche Heterogenität der Verteilung von Samen wiedergeben werden, wobei eine gleichmäßige Verteilung der Samen unabhängig von Windrichtung und -stärke unterstellt wird (STOYAN und WAGNER, 2001; WAGNER, 1997). Aus Mangel an Daten wird auf eine Modellierung unterschiedlicher Dichteniveaus einzelner Windrichtungen verzichtet.

Variation der Windgeschwindigkeit in Abhängigkeit der absoluten Höhenlage: Die Windgeschwindigkeit ist neben dem baumartenspezifischen Samengewicht und der baumspezifischen Höhe ein wesentlicher Einflussfaktor für die räumliche Verbreitung der Samen. Unabhängig von der vorherrschenden Windrichtung nimmt mit zunehmender Höhenlage die Windgeschwindigkeit zu. Daher ist das Ziel die Anpassung einer Funktion, mit der die Windgeschwindigkeit v , wie sie in Gleichung 2–36 verwendet wird, in Abhängigkeit von der Höhenlage vorhergesagt werden kann.

Der Deutsche Wetterdienst unterhält ein umfangreiches Windmessnetz von derzeit etwa 300 Stationen im gesamten Bundesgebiet, an denen kontinuierliche Windmessungen durchgeführt werden (BAYSTMWVT, 2001; DWD, 2004). Gemäß einer internationalen Vereinbarung (WMO, 1983) wird die Windgeschwindigkeit in zehn Metern Höhe über Grund in ebenem und offenem Gelände gemessen. Aus den Stundenmitteln werden Jahresmittelwerte der Windgeschwindigkeit ermittelt. Das Verfahren hierzu ist im Europäischen Windatlas (TROEN und

PETERSEN, 1989) beschrieben. Diese Jahresmittelwerte der Windgeschwindigkeit werden im Folgenden als mittlere Windgeschwindigkeit bezeichnet.

Ungeachtet der orographischen Lage und Umgebung der Messstation nimmt die mittlere Windgeschwindigkeit mit zunehmender Höhenlage zu (vgl. Tabelle 2–12). In Tabelle 2–12 sind 20 der 300 Messstationen aufgeführt, deren Angaben zur mittleren Jahreswindgeschwindigkeit öffentlich zugänglich sind (BAYFORKLIM, 1996 und HESSISCHES LANDESAMT FÜR UMWELT UND GEOLOGIE, 2002). Als Ausgleichsfunktion zur Vorhersage der mittleren Windgeschwindigkeit in Abhängigkeit von der Höhenlage wurde eine sigmoide Funktion gewählt:

$$\text{Gleichung 2–38: } \bar{v} = c_0 + (c_1 \cdot (1 - e^{-c_2 \cdot \text{HNN}})^3$$

mit den Variablenbezeichnungen:

\bar{v} = mittlere Windgeschwindigkeit in $\text{m}\cdot\text{s}^{-1}$

e = EULERSche Zahl ($e=2.71828\dots$)

HNN = Höhenlage in Metern über NN

c_0, c_1, c_2 = Funktionsparameter

Tabelle 2–12: Hindernisbereinigte Jahresmittelwerte der Windgeschwindigkeit in 10 Metern Höhe über Grund, in ebenem und offenem Gelände gemessen (HESSISCHES LANDESAMT FÜR UMWELT UND GEOLOGIE, 2002 und BAYFORKLIM, 1996); Bezugszeitraum 1981 bis 1990

| Messstation | Höhenlage in Metern über NN (HNN) | Windgeschwindigkeit in $\text{m}\cdot\text{s}^{-1}$ (\bar{v}) | Quelle |
|--------------------|-----------------------------------|---|------------------|
| Bad Hersfeld | 207 | 1.9 | HESS. LUG, 2002 |
| Beerfelden | 450 | 3.2 | HESS. LUG, 2002 |
| Frankfurt | 112 | 3.2 | HESS. LUG, 2002 |
| Fritzlar | 173 | 3.2 | HESS. LUG, 2002 |
| Geisenheim | 120 | 2.7 | HESS. LUG, 2002 |
| Kassel | 231 | 3.4 | HESS. LUG, 2002 |
| Kleiner Feldberg | 805 | 5.3 | HESS. LUG, 2002 |
| Wasserkuppe | 945 | 7.0 | HESS. LUG, 2002 |
| Augsburg | 461 | 2.7 | BAYFORKLIM, 1996 |
| Garmisch | 720 | 0.8 | BAYFORKLIM, 1996 |
| Memmingen | 634 | 3.4 | BAYFORKLIM, 1996 |
| Mühlendorf am Inn | 410 | 1.9 | BAYFORKLIM, 1996 |
| München-Riem | 527 | 2.7 | BAYFORKLIM, 1996 |
| Nürnberg-Flughafen | 310 | 2.6 | BAYFORKLIM, 1996 |
| Straubing | 350 | 2.7 | BAYFORKLIM, 1996 |
| Weiden | 438 | 2.0 | BAYFORKLIM, 1996 |
| Weißenburg | 422 | 2.4 | BAYFORKLIM, 1996 |
| Wendelstein | 1832 | 6.1 | BAYFORKLIM, 1996 |
| Würzburg | 268 | 3.0 | BAYFORKLIM, 1996 |
| Zugspitze | 2960 | 7.1 | BAYFORKLIM, 1996 |

Das Ergebnis des regressionsanalytischen Ausgleichs zeigt Tabelle 2–13. Alle drei Funktionsparameter sind signifikant. Die Visualisierung der Funktion ($f(x)$) der mittleren Windgeschwindigkeit \bar{v} nach Gleichung 2–38 und der zur Parametrisierung verwendeten Daten (vgl. Tabelle 2–12) ist in Abbildung 2–23 verdeutlicht.

Modellentwicklung

Tabelle 2–13: Parameter der Gleichung 2–38 zur Ermittlung der mittleren Windgeschwindigkeit \bar{v} ($\text{m}\cdot\text{s}^{-1}$) in Abhängigkeit von der Höhenlage (HNN); R^2 =Bestimmtheitsmaß; MSE=mittlerer quadratischer Fehler; N_D =Stichprobenumfang

| Mittlere Windgeschwindigkeit \bar{v} | Parameter | Schätzwert | Standardfehler |
|--|-----------|------------|----------------|
| $R^2=0.60$; MSE=1.279; $N_D=20$ | c_0 | 2.3988 | 0.0015 |
| | c_1 | 5.0276 | 1.1855 |
| | c_2 | 0.0014 | 0.0005 |

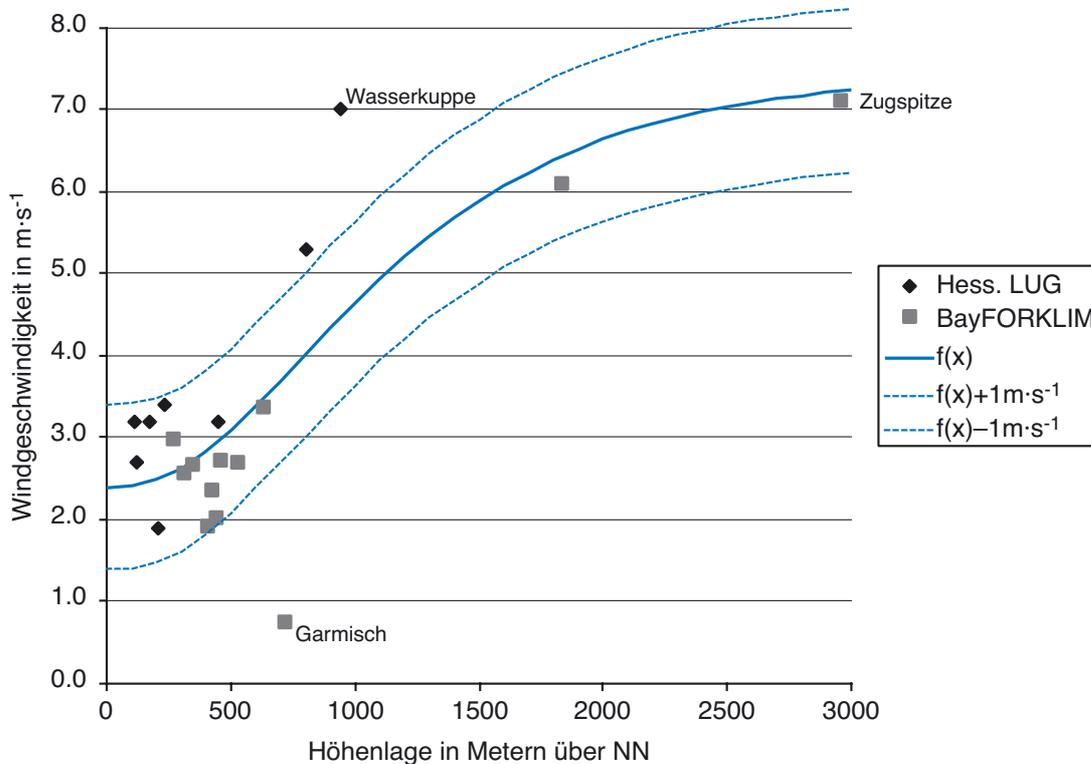


Abbildung 2–23: Höhenabhängige mittlere Windgeschwindigkeit \bar{v} in $\text{m}\cdot\text{s}^{-1}$ über der Höhenlage in Metern über NN (HNN) mit den Daten aus Tabelle 2–12; Hess. LUG = HESSISCHES LANDESAMT FÜR UMWELT UND GEOLOGIE (2002); BayFORKLIM = BAYFORKLIM (1996)

Größere Abweichungen zwischen Ausgleichsfunktion und Wertepaaren der mittleren Windgeschwindigkeit über der Höhenlage ergeben sich bei Stationen mit besonderen orographischen Verhältnissen. Die Messstation Garmisch liegt im Talgrund in einer Höhenlage von 720 Metern über NN und ist von hohen Gipfeln umgeben. Dies führt im Vergleich zu anderen Messstationen gleicher Höhenlage (z.B. Memmingen) zu einer geringeren mittleren Jahreswindgeschwindigkeit von $0.8\text{m}\cdot\text{s}^{-1}$ (Abbildung 2–23). Eine größere Abweichung tritt auch bei der Messstation Wasserkuppe auf, die mit einer Höhenlage von 945 Metern über NN die gleiche mittlere Jahreswindgeschwindigkeit von $7.0\text{m}\cdot\text{s}^{-1}$ hat wie die 2000 Meter höher gelegene Messstation auf der Zugspitze.

Die durch Gleichung 2–38 erfasste Veränderung der mittleren Windgeschwindigkeit mit Zunahme der Höhenlage reicht nicht aus, um die tatsächliche Variationsbreite der mittleren Windgeschwindigkeit nachzubilden, würde doch in der Modellanwendung jeder Bestand einer bestimmten Höhenlage beständig mit der gleichen Windgeschwindigkeit versehen. Diesem Umstand wird dadurch begegnet, dass zu der in Gleichung 2–38 geschätzten mittleren Windge-

schwindigkeit eine Zufallskomponente Z_N mit der folgenden Eigenschaft addiert wird: Z_N ist standardnormalverteilt, besitzt einen Erwartungswert μ von Null und eine Standardabweichung σ von Eins.

Obwohl davon auszugehen ist, dass die Variation der mittleren Windgeschwindigkeit mit zunehmender Höhenlage ebenfalls proportional ansteigt, lässt sich ein solcher Zusammenhang aus dem Datenmaterial nicht ableiten. Unter Verwendung dieser Zufallskomponente Z_N wird Gleichung 2–38 wie folgt modifiziert:

$$\text{Gleichung 2–39: } \bar{v} = c_0 + (c_1 \cdot (1 - e^{-c_2 \cdot H^{NN}})^3) + Z_N$$

Danach stellen sich die geschätzten mittleren Windgeschwindigkeiten als eine Art Streuband dar, welches Abbildung 2–23 für die einfache negative und einfache positive Standardabweichung als Funktionsverläufe $f(x)+1\text{m}\cdot\text{s}^{-1}$ und $f(x)-1\text{m}\cdot\text{s}^{-1}$ zeigt. Bis auf wenige Messwerte (Garmisch, Kleiner Feldberg, Wasserkuppe) deckt dieses durch Gleichung 2–39 erzeugte Streuband den Wertebereich der Windmessungen gut ab.

Modellanwendung: In der Modellanwendung wird die mittlere Windgeschwindigkeit \bar{v} inklusive Zufallskomponente nach Gleichung 2–39 verwendet, um die Eingangsgröße Windgeschwindigkeit v in Gleichung 2–36 zu schätzen. Dadurch wirkt die nach Gleichung 2–39 ermittelte mittlere Windgeschwindigkeit \bar{v} direkt über den Verteilungsparameter μ (vgl. Gleichung 2–36) auf die Form der Log-Normal-Verteilungsfunktion (vgl. Gleichung 2–32 und 2–33). Bei höheren Windgeschwindigkeiten wird der Wert des Verteilungsparameters μ größer und die Log-Normal-Verteilungsfunktion flacher und breiter. Die Folge ist, dass die gleiche baumspezifische Samenmenge über einen größeren Teil der Bestandesfläche verteilt wird. Die in Gleichung 2–39 verwendete Zufallskomponente wird einmal für den gesamten jährlichen Prognosezyklus bestimmt.

Überprüfung der Variation der Windgeschwindigkeit in Abhängigkeit von der absoluten Höhenlage: Die beobachtete mittlere Windgeschwindigkeit der 151 baden-württembergischen Messstationen (LFU, 2000; vgl. Tabelle 2–14) wird mit der ohne Zufallskomponente nach Gleichung 2–38 geschätzten mittleren Windgeschwindigkeit \bar{v} verglichen. Geprüft werden soll, ob die geschätzte mittlere Windgeschwindigkeit \bar{v} für diese Messstationen korrekte Vorhersagen liefert, ob also die Modellfunktion für andere Regionen Deutschlands anwendbar ist.

Tabelle 2–14: Hindernisbereinigte Jahresmittelwerte der mittleren Windgeschwindigkeit \bar{v} in 10 Metern Höhe über Grund in ebenem und offenem Gelände gemessen. (LFU, 2000); HNN = Höhenlage der Messstation über NN; \bar{v} = mittlere Windgeschwindigkeit in $\text{m}\cdot\text{s}^{-1}$.

| Station | HNN | \bar{v} | Station | HNN | \bar{v} | Station | HNN | \bar{v} |
|-----------------------|------|-----------|------------------------|------|-----------|---------------------------|-----|-----------|
| Aalen | 420 | 1.6 | Hartheim | 201 | 3.0 | Pforzheim-Mitte | 250 | 2.2 |
| Albstadt | 710 | 1.7 | Hausen vor Wald | 770 | 3.8 | Pforzheim-Rathaus | 280 | 3.0 |
| Altensteig | 830 | 1.9 | Heidelberg | 110 | 1.7 | Pforzheim-West | 260 | 1.2 |
| Au am Rhein | 120 | 2.4 | Heidenheim | 480 | 1.4 | Plittersdorf | 112 | 1.9 |
| Bad Bergzabern | 215 | 3.1 | Heilbronn | 152 | 2.3 | Plittersdorf | 113 | 2.8 |
| Bad Cannstatt | 235 | 1.4 | Heilbronn EnBW | 180 | 3.2 | Plochingen | 250 | 1.1 |
| Bad Waldsee | 610 | 2.0 | Heilbronn-Mitte | 160 | 1.4 | Plüdershausen | 270 | 2.2 |
| Bad Wurzach | 660 | 3.1 | Herrenberg | 425 | 1.7 | Rastatt | 117 | 2.3 |
| Baden-Baden | 150 | 1.3 | Hornberg | 1000 | 3.8 | Rastatt | 112 | 3.1 |
| Balingen | 520 | 1.2 | Hornberg | 337 | 1.8 | Ravensburg | 440 | 1.2 |
| Bellheim | 129 | 3.3 | Hornisgrinde | 1160 | 4.6 | Ravensburg IHK | 450 | 2.9 |
| Bernshausen | 370 | 1.6 | Hornisgrinde | 1157 | 3.8 | Reisenbach | 577 | 4.8 |
| Biberach | 560 | 1.6 | Hüpfingen | 680 | 2.5 | Renningen | 410 | 2.3 |
| Biberach-Kläranlage | 187 | 2.6 | Illmensee | 832 | 3.7 | Reutlingen | 385 | 1.4 |
| Bietigheim | 230 | 3.0 | Ilfeld WB | 293 | 2.7 | Rheinfelden | 285 | 1.5 |
| Billigheim | 310 | 2.3 | Isny | 700 | 2.3 | Rottweil | 660 | 1.8 |
| Böblingen | 445 | 1.7 | Kaltenbronn | 985 | 4.6 | Sasbach | 137 | 2.3 |
| Bracknang-Maubach | 300 | 1.9 | Karlsdorf | 110 | 2.8 | Schelklingen | 540 | 1.9 |
| Breisach | 190 | 1.4 | Karlsruhe-Nordwest | 110 | 2.6 | Schramberg | 443 | 1.0 |
| Bremgarten | 212 | 3.4 | Karlsruhe-West | 115 | 2.5 | Schwäbisch Gmünd | 360 | 1.1 |
| Bretten | 170 | 1.9 | Kehl | 137 | 1.7 | Schwäbisch Hall | 300 | 1.4 |
| Bruchsal | 113 | 2.1 | Kehl Hafen | 135 | 2.8 | Schwäbische Alb/Erpfingen | 799 | 3.6 |
| Brühl | 100 | 1.5 | Konstanz | 400 | 1.0 | Schwarzwald-Süd | 920 | 2.4 |
| Bühlertann | 390 | 2.1 | Krensheim | 352 | 4.2 | Sigmaringen | 580 | 1.6 |
| Calw | 332 | 1.1 | Künzelsau | 214 | 1.4 | Sindelfingen | 460 | 3.1 |
| Dettingen | 400 | 2.5 | Lahr | 165 | 1.3 | Singen | 440 | 1.2 |
| Dischingen | 535 | 3.3 | Lange Erlen | 225 | 2.2 | Staufen | 310 | 2.4 |
| Dottenhausen | 660 | 2.6 | Leonberg | 385 | 1.9 | Stuttgart-Hafen | 235 | 2.2 |
| Eggenstein | 110 | 2.6 | Linkenheim | 99 | 2.8 | Stuttgart-Hafen/Silo | 310 | 3.1 |
| Ehingen | 530 | 1.7 | Ludwigsburg | 300 | 1.8 | Stuttgart-Hafen/Wies | 230 | 2.4 |
| Elzach | 450 | 3.5 | Mannheim | 95 | 2.0 | Tauberbischofsheim | 177 | 1.9 |
| Emmendingen | 200 | 1.1 | Mannheim-Nord | 95 | 2.9 | Titisee-Neustadt | 850 | 0.8 |
| Eppingen-Elsenz | 217 | 2.4 | Mannheim-Süd | 95 | 1.3 | Titisee-Neustadt | 870 | 2.5 |
| Esslingen | 240 | 1.2 | Markgröningen | 270 | 2.2 | Tübingen | 330 | 0.6 |
| Ettenheim | 167 | 2.8 | Mosbach | 155 | 1.5 | Tuttlingen | 643 | 1.2 |
| Feldberg, Großer | 1493 | 6.4 | Münzeshheim | 204 | 3.4 | Ulm | 480 | 1.5 |
| Fischingen | 264 | 2.5 | Nagold | 398 | 0.9 | Ulm-Süd | 488 | 2.2 |
| Freiamt/Ottoschwanden | 440 | 2.4 | Neckarsulm | 160 | 2.0 | Unterbaldingen | 685 | 2.2 |
| Freiburg-Ebnet | 330 | 2.0 | Neuenburg a. Rh. | 230 | 2.6 | Villingen-Schwenningen | 705 | 1.3 |
| Freiburg-Mitte | 240 | 2.0 | Neuenburg i. Br. | 227 | 1.9 | Waiblingen | 275 | 1.5 |
| Freiolsheim | 487 | 3.2 | Oberhausen-Rheinhausen | 96 | 1.6 | Waldhut | 340 | 1.1 |
| Freistett | 131 | 2.3 | Oberkirch | 190 | 1.6 | Weil am Rhein | 250 | 1.4 |
| Freudenstadt | 750 | 2.2 | Offenburg | 149 | 1.7 | Weinheim | 102 | 1.4 |
| Friedrichshafen | 402 | 1.3 | Offenburg FH | 155 | 3.4 | Weinheim-Schule | 130 | 2.6 |
| Fürstenberg | 797 | 2.5 | Offenburg Flugplatz | 154 | 3.0 | Weissach im Tal | 340 | 2.9 |
| Gaggenau | 130 | 2.1 | Offenburg Nord | 150 | 3.0 | Welzheimer Wald | 500 | 1.3 |
| Gaggenau | 135 | 1.1 | Öfingen | 885 | 3.6 | Wertheim | 150 | 3.0 |
| Geiersnest | 870 | 4.2 | Ortenberg | 170 | 2.9 | Wertheim | 147 | 1.3 |
| Glottertal | 286 | 2.0 | Ortenberg Kinzigdamm | 159 | 3.8 | Wiesloch | 160 | 2.2 |
| Göppingen | 318 | 1.6 | Pforzheim-Kläranlage | 248 | 2.1 | Zuffenhausen | 260 | 1.4 |
| Gupf | 360 | 2.9 | | | | | | |

Sowohl die Messdaten der 151 Windstationen als auch die nach Gleichung 2–38 berechneten Windgeschwindigkeiten sind ebenso wie deren Differenzen ($\mu = 0.63$; $\sigma = 0.88$) annähernd normalverteilt. Für die beiden Datensätze ergeben sich folgende Kennwerte, mit denen die Verteilung der geschätzten und gemessenen Windgeschwindigkeiten charakterisiert werden (Tabelle 2–15): Die Mittelwerte beider Verteilungen weichen um $0.63 \text{ m}\cdot\text{s}^{-1}$ voneinander ab. Die Streuung der Windgeschwindigkeiten ist bei den gemessenen Werten größer; das zeigt sich in den Werten der Standardabweichung und in der größeren Bandbreite der gemessenen Windgeschwindigkeiten.

Tabelle 2–15: Kennwerte für die nach Gleichung 2–38 geschätzten mittleren und beobachteten mittleren Windgeschwindigkeit \bar{v} für die 151 Messstationen der LFU Baden-Württemberg (vgl. Tabelle 2–14 auf Seite 74)

| | Mittelwert | Standardabweichung | Minimum | Maximum |
|---|------------|--------------------|---------|---------|
| geschätzte mittlere Windgeschwindigkeit | 2.8756 | 0.6452 | 2.41 | 5.87 |
| beobachtete Windgeschwindigkeit | 2.2495 | 0.9224 | 0.56 | 6.40 |

Ziel des Signifikanztests ist die Überprüfung der Anwendbarkeit der Modellfunktion für andere Regionen Deutschlands. Ein t-Test unter der Voraussetzung abhängiger Stichproben erbrachte einen t-Wert von 8.77, was bei einem Freiheitsgrad von 150 ein höchst signifikantes Ergebnis liefert (BORTZ, 1999; SACHS, 1969). Das bedeutet, dass die Nullhypothese, derzufolge beide Stichproben einer Grundgesamtheit angehören und kein Unterschied zwischen den beiden Stichproben besteht, abgelehnt werden muss.

Auf Basis des t-Test und des ebenfalls durchgeführten WILCOXON-Tests für verbundene Stichproben (BORTZ, 1999; BROSIUS und BROSIUS, 1996; SACHS, 1969; WILCOXON und WILCOX, 1964) ist eine Übertragung der Modellfunktion auf andere Regionen Deutschlands nicht erlaubt. Andererseits führt eine 20prozentige Reduktion der geschätzten Windgeschwindigkeiten zu einem t-Wert von 0.74, was kein signifikantes Ergebnis darstellt und eine Annahme der Nullhypothese rechtfertigt.

Interpretation: Die reale Windgeschwindigkeit kann in Bezug auf das langjährige Mittel um ± 20 Prozent schwanken (JEZ, 2002). Daneben hat die Orographie in der unmittelbaren und weiteren Umgebung der Messstationen sowie andere Parameter wie die Rauigkeit der Erdoberfläche einen erheblichen Einfluss auf die reale wie beobachtete Windgeschwindigkeit. Dies belegen die in Tabelle 2–14 aufgeführten Windgeschwindigkeiten von den Messstationen, die in enger räumlicher Nähe zueinander liegen, wie z.B. Gaggenau, Ravensburg oder Wertheim.

Der visuelle Vergleich (Abbildung 2–24) bestätigt die hohe Übereinstimmung zwischen den vorhergesagten mittleren Windgeschwindigkeiten ($f(x)$) und den gemessenen Jahresmittelwerten des Landesamtes für Umweltschutz in Baden-Württemberg. Ein Großteil der Messwerte liegt innerhalb des Streubandes der Funktionsverläufe ($f(x) \pm 1 \text{ m} \cdot \text{s}^{-1}$) für die einfache negative und einfache positive Standardabweichung der Zufallskomponente Z_N . Lediglich im Bereich geringer Windgeschwindigkeiten zwischen 1.0 und $2.5 \text{ m} \cdot \text{s}^{-1}$ ist die Abweichung zwischen den Messwerten und dem durch das Streuband abgedeckten Wertebereich größer. Deutlich unterschritten werden die Werte im Leebereich des Schwarzwaldes (z.B. Altensteig, Hornisgrinde, Schwarzwald-Süd, Titisee-Neustadt, Tübingen, Tuttlingen, Villingen-Schwenningen) oder im Umfeld des Bodensees (Friedrichshafen, Konstanz). Überschreitungen der vorhergesagten Windgeschwindigkeit treten in den Luv- und Staulagen der Mittelgebirge auf (z.B. Bellheim, Großer Feldberg, Krenskeim, Reisenbach).

Modellentwicklung

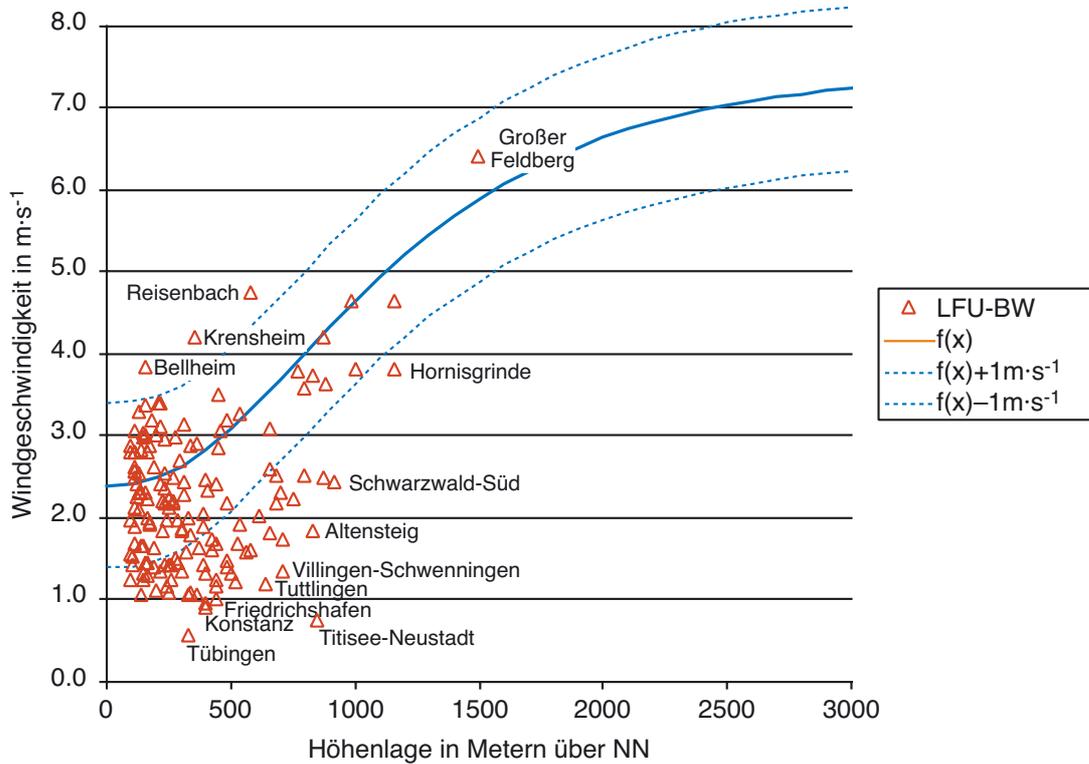


Abbildung 2–24: Höhenabhängige mittlere Windgeschwindigkeit \bar{v} in $\text{m}\cdot\text{s}^{-1}$ über der Höhenlage in Metern (HNN) mit den Daten der LFU Baden-Württemberg (LFU, 2000) aus Tabelle 2–14

Fazit: Die realen Windgeschwindigkeiten an einem bestimmten Ort hängen von Faktoren ab, die selbst moderne Waldwachstumssimulatoren nicht abbilden können. Trotzdem kann für die Mehrzahl der Messstationen eine annähernd zutreffende Windgeschwindigkeit geschätzt werden. Inwieweit die Modellfunktion für bestimmte Anwendungsgebiete geeignet ist, müssen weitere Untersuchungen, die nicht Gegenstand der Arbeit sind, zeigen.

2.4.5.2 Fernausbreitung

Sowohl Nah- als auch Fernausbreitung können mit der Ausbreitungsfunktion (vgl. Gleichung 2–32) nachgebildet werden. Dem Anwendungsbeispiel zu Folge, fallen je nach Baumart zwischen 42 und 98 Prozent aller Samen in einem Umkreis von 100 Metern um den Mutterbaum zu Boden (vgl. Tabelle 2–16). Nach ROMBAKIS (1947) werden 10 Prozent aller Samen über 100 Meter entfernt vom Mutterbaum verbreitet. Die leichtesten Samen (Sonstige Weichlaubhölzer, Lärche und Fichte) werden dabei am weitesten verbreitet. Für das Anwendungsbeispiel in Tabelle 2–10 und Abbildung 2–22 wird der Samen der Sonstigen Weichlaubhölzer über 500 Meter entfernt vom Mutterbaum verbreitet. Das Ausbreitungsmodell lässt den Samen, der außerhalb der Bestandesfläche zu Boden fällt, unberücksichtigt.

Tabelle 2–16: Kumulierter prozentualer Anteil der bis 100 Meter Entfernung ausgebreiteten Samen für das Anwendungsbeispiel in Tabelle 2–10 und Abbildung 2–22.

| Baumart | Fichte | Tanne | Kiefer | Lärche | Buche | Eiche | Douglasie | S. Hartlh. | S. Weichlh. |
|---------|--------|-------|--------|--------|-------|-------|-----------|------------|-------------|
| Prozent | 33.8 | 42.6 | 70.6 | 40.6 | 83.3 | 97.8 | 55.6 | 97.9 | 57.6 |

Leider stehen keine Informationen über das Umfeld der Bestandesfläche zur Verfügung. Dies gilt für den Großteil der Versuchsflächen des Münchener Lehrstuhls für Waldwachstumskunde wie auch für sämtliche Bestandesflächen in der Modellsimulation. Weil im weiteren Umfeld einer Bestandesfläche Bäume Samen produzieren, der in geringen Mengen über weite Distanzen verbreitet wird und daher aus dem Umfeld auf die Bestandesfläche fällt, wird eine Funktion entwickelt, die diesen Effekt erfasst: unabhängig von Struktur und Baumartenzusammensetzung des Altbestandes oder der Frage, ob fertile Bäume im Hauptbestand der simulierten Bestandesfläche stehen, wird mit Hilfe eines zufälligen Prozesses Samen auf der Bestandesfläche verteilt. Auch wenn dieser Prozess der Fernausbreitung in Wirklichkeit nicht zufällig ist sondern von landschaftsbezogenen Faktoren (BULLOCK und CLARK, 2000; ETLING, 1996; JASINSKI und CRAGO, 1999; MONTEITH, 1978; RAPAUCH, 1994), dem Fernausbreitungspotenzial der Baumarten (AUGSPURGER, 1986; GREENE, 1980; GREENE und JOHNSON, 1995; ROHMEDER, 1972) und meteorologischen Faktoren (KOHLERMANN, 1950a, b; ROMBAKIS, 1947; TOMBROU et al., 1998) abhängt, wird dieser Effekt, da keinerlei Informationen über das Umfeld vorhanden sind und keine Eingangsgrößen vom Waldwachstumssimulator SILVA zur Verfügung gestellt werden, über einen stochastischen Prozess nachgebildet.

Der Baumarten- und Mengenanteil der Samen, die aus dem Umfeld auf die Bestandesfläche fallen, orientiert sich an der beobachteten Waldzusammensetzung in Bayern (verändert nach KRÜGER et al., 1994 und LWF, 2001), die in Tabelle 2–17 wiedergegeben ist. Der Definition von TURCHIN folgend (1998, zit. in CAIN et al., 2000), wird ein Prozent der Samen über weite Distanzen verbreitet. Daher ergibt sich die Anzahl der Samen pro Quadratmeter, die zufällig über die Bestandesfläche verteilt werden, nach:

$$\text{Gleichung 2–40: } Szuf_{i,k} = 1, \text{ wenn } Z_U \leq (0.01 \cdot BA\%)$$

mit den Variablenbezeichnungen:

$Szuf_{i,k}$ = Anzahl der Samen pro Quadratmeter, die zufällig über die Bestandesfläche verteilt werden

Z_U = uniform verteilte Zufallszahl im Intervall [0, 1] mit $Z_U \approx V[0,1]$

$BA\%$ = Baumartenanteil in Prozent nach Tabelle 2–17

Die Zufallszahl Z_U wird für jede Baumart i und jedes Verjüngungsquadrat k und in jedem Prognosezyklus aufgerufen. Aus diesem Grund werden fortwährend Samen auf der Bestandesfläche zufällig ausgebracht, unabhängig davon, ob fertile Altbestandsbäume dieser oder anderer Baumarten auf der Bestandesfläche stehen.

Tabelle 2–17: Baumartenanteil in Prozent (BA%) der aktuellen Bestockung in Bayern bezogen auf die Gesamtwaldfläche Bayerns; Grundlage für die aktuelle Bestockung sind die Daten der Bundeswaldinventur 1986 bis 1990 (verändert nach KRÜGER et al., 1994 und LWF, 2001).

| Baumart | Fichte | Tanne | Kiefer | Lärche | Buche | Eiche | Douglasie | S. Hartlh. | S. Weichlh. |
|---------|--------|-------|--------|--------|-------|-------|-----------|------------|-------------|
| Prozent | 54.0 | 0.6 | 25.4 | 0.9 | 9.0 | 5.0 | 0.4 | 4.0 | 1.3 |

Modellentwicklung

In der Simulation kann der Programmbenutzer über ein Dialogfeld (vgl. Abschnitt 3.2) diesen Einfluss der Fernverbreitung von Samen je nach örtlicher Gegebenheit oder persönlicher Erfahrung verstärken oder vermindern. Dazu wird die Gleichung 2–40 um den Parameter b erweitert. Dieser Parameter b regelt den prozentualen Anteil von Samen, die zufällig über die Bestandesfläche verteilt werden, unabhängig vom Baumarten- und Mengenanteil der Samen:

$$\text{Gleichung 2-41: } Szuf_{i,k} = 1, \text{ wenn } Z_U \leq (0.01 \cdot BA\% \cdot (b + 0.5))$$

Der mit Gleichung 2–40 erfasste Zusammenhang wird als mittlere zufällige Menge an fernverbreiteten Samen bei normaler Umgebungssituation interpretiert. Der Einstellungswert des Programmdialogfeldes, mit dem der Programmbenutzer die Menge des Samens, der aus dem Umfeld auf die simulierte Bestandesfläche fällt, definieren kann, entspricht exakt dem Parameter b der Gleichung 2–41. Dieses Dialogfeld kann vom Programmbenutzer über einen Wertebereich von Null bis Eins variiert werden (vgl. Abschnitt 3.2). Ein Wert von 0.5 ist vor eingestellt, so dass bei einem mittleren Anteil fernverbreiteter Samen der Term $b+0.5$ von Gleichung 2–41 den Wert Eins annimmt. Der Programmbenutzer kann diese Funktion deaktivieren, indem er den Parameter b auf Null einstellt.

2.4.6 Etablierung der Sämlinge als Verjüngungspflanze

Bedingt durch die Modellkonzeption werden neue Verjüngungspflanzen mit einer Höhe von 0.25 Meter etabliert, d.h. mit der mittleren Höhe der untersten Höhengschicht (vgl. Abschnitt 2.2). Das stellt eine grobe Vereinfachung der zwischen räumlicher Ausbreitung und Etablierung stattfindenden Prozesse dar. Faktoren, die die Keimung der Samen und Etablierung der Sämlinge beeinflussen (AMMER, 2000; LÜPKE, 2003; WAGNER, 2003), lassen sich derzeit mit Waldwachstumssimulatoren nicht oder nur in begrenzten Umfang darstellen. Neben funktionalen Zusammenhängen müssen daher normative Modellannahmen zur Steuerung der Etablierung verwendet werden.

In einem zweiten Schritt der Modellanpassung, der nicht Gegenstand dieser Arbeit ist, sollten diese Modellannahmen durch Kalibrierung an empirischen Daten oder deterministischen Gesetzmäßigkeiten verbessert und erweitert werden. Die Arbeiten von AMMER (2000), BAUER (2002), BURSCHEL und BINDER (1993), EWALD (1997), HILLE RIS LAMBERS und CLARK (2003), HOMANN (2004), KUULUVAINEN und PUKKALA (1989), KUULUVAINEN et al. (1993), LÜPKE (1987), MILNER und COBLE (1996), OTT (2002), RUMPF (2003), RUMPF und PAMPE (2003), STEIJLEN et al. (1995) und WAGNER (1999) zeigen die große Bedeutung standortabhängiger Effekte (Bodensubstrat, Humusform, Vegetationstyp, Höhenlage, Exposition) auf die Keimung und das Anwuchsverhalten der Keimlinge.

2.4.6.1 Baumartenspezifische Wartejahre

Nach PRODAN (1965) lässt sich ein baumartenspezifischer Zeitraum definieren, der als eine Art Wartezeit bis zum Erreichen einer Pflanzhöhe von 0.25 Meter interpretiert werden kann. Dieser Zeitraum liegt je nach Baumart zwischen einem und zehn Jahren (Tabelle 2–18).

Tabelle 2–18: Baumartenspezifische Wartezeit in Jahren, die bei Modellanwendung der Anzahl der einjährigen Prognosezyklen entspricht; verändert nach PRODAN (1965)

| Baumart | Fichte | Tanne | Kiefer | Lärche | Buche | Eiche | Dougl. | S. Harth. | S. Weichh. |
|--------------------|--------|-------|--------|--------|-------|-------|--------|-----------|------------|
| Zeitraum in Jahren | 3 | 10 | 2 | 4 | 4 | 3 | 3 | 2 | 1 |

2.4.6.2 Keimungseffekte

Da Keimungseffekte, die sich in einer Abnahme der Sämlingsdichte auf Grund unterschiedlicher Keimprozent zeigen, derzeit mit Waldwachstumssimulatoren nicht darstellbar sind, werden für alle betrachteten Baumarten die ausgebrachten Samendichten um 90 Prozent reduziert. Im Anhang in Abschnitt 8.2.1 sind Quellen, die sich mit Keimungseffekten beschäftigen, angegeben. Die in diesen Quellen genannten Keimprozent beziehen sich, ebenso wie die Angaben zu Masthäufigkeiten und Samenmengen, auf bestimmte Regionen, Ländereien, Bestände oder einzelne Baumarten und auf bestimmte Zeiträume oder Zeitpunkte, so dass eine Ableitung von allgemein gültigen Modellfunktionen nicht ohne Einschränkung und Interpretation der publizierten Daten möglich ist. Die Keim- und Lebensfähigkeit der Samen wird aus den Ergebnissen des Tetrazoliumtests abgeleitet (HAMPTON und TEKRONY, 1995; LAKOM und BULAT, 1952) und bezieht sich bei den meisten Untersuchungen auf den Vollkornanteil aller Samen, bei dem die hohlen Samenkörner bereits abgezogen sind (ROHMEDER, 1956).

Auch wenn in zahlreichen Literaturquellen höhere Keimprozent genannt werden (z.B. CRAM und LINDQUIST, 1979; DOHRENBUSCH, 1990, 1997; HEISEKE, 1969, 1984; MOSANDL und ELKATEB, 1988; OLBERG, 1957; VELSISTAS, 1980), scheint der für die Dichtereduktion angenommene Wert von 10 Prozent wirklichkeitsnahe alle Einflussfaktoren, die über mehrere Jahre auf Samen, Keimling und Sämling einwirken, zu erfassen. So stellte MICHAELIS (1909) bei seinen Untersuchungen in 26 älteren Buchenbeständen des Bramwaldes zu Beginn des Winters zwar 90 Prozent gesunde Bucheckern fest, im Frühjahr des darauf folgenden Jahres waren von diesen 90 Prozent gesunden Bucheckern aber nur 2 bis 9 Prozent gekeimt. Ein Großteil der Bucheckern und Sämlinge war nicht auffindbar oder die Sämlinge waren nicht vital. BURSCHEL (1961) gibt Keimprozent von 5 bis 31 Prozent auf unbehandelten, höhere Keimprozent von 10 bis 90 Prozent auf chemisch behandelten oder gehackten Versuchsflächen an. DOHRENBUSCH (1990) gibt Keimprozent von 76.2 Prozent für die Buche an. Über den Zeitraum bis zur mehrjährigen Verjüngungspflanze erfolgt auf den behandelten Flächen eine stärkere Reduktion auf 11 bis 17 Prozent, die auf Einflussfaktoren wie Sommertrockenheit und Pilzinfektion

Modellentwicklung

zurückzuführen sind. Drei Jahre nach Samenfall existieren auf der unbehandelten Kontrollfläche von den 540 pro Quadratmeter gefallenen, vitalen und keimfähigen Bucheckern nur noch 2 Buchensämlinge pro Quadratmeter, was einer Reduktion auf 0.37 Prozent der Ausgangszahl entspricht (DOHRENBUSCH, 1990).

In Untersuchungen von CRAWLEY and LONG (1995) gingen 30 bis 90 Prozent aller Eicheln durch Insektenfraß (Gatt. *Megastigmus* und *Curculio (Balanius) glandium*) verloren; in Jahren mit geringen Samenmengen gingen innerhalb von 24 Stunden alle Eicheln durch Herbivoren (Hasen und Mäuse) verloren. Nach den Untersuchungen von ANDERSEN (1988) und JANZEN (1971, 1980) sterben durch Insektenfraß bereits 80 Prozent aller Samen vor der Ausbreitung ab.

Mit Hilfe der oben genannten allgemeinen Reduktion um 90 Prozent der ausgebrachten Samenmenge werden alle Effekte, die auf das Überleben der Samen und Keimlinge wirken, subsumiert. Diese Vorgehensweise wird gewählt, weil eine Trennung der Ursachen und Wechselwirkungen der Einflussfaktoren bei der derzeitigen Datenlage zu keinem schlüssigen Modellierungsergebnis führt. Es ist vorstellbar, dass eine ausreichende Bodenfeuchtigkeit sowohl zu höheren Keimungsraten als auch höheren Pilzinfektionsraten führt. Über einen längeren Zeitraum sollten sich die Auswirkungen auf die Keimlingsentwicklung in der Summe ausgleichen.

2.4.6.3 Einfluss von Konkurrenzvegetation

Durch Bodenvegetation wird die Etablierung neuer Verjüngungspflanzen behindert. RUMPF und PAMPE (2003) und RUMPF (2003) ermittelten bei ihren Untersuchungen in niedersächsischen Fichten-Kiefern-Mischbeständen eine Auflauf- und Überlebensrate von 15 Prozent für die Fichte, die in der folgenden Vegetationsperiode um weitere 80 Prozent abnahm (entspricht 3 % der Gesamtsamenzahl). Diese über die gesamte Versuchsfläche gemittelten Werte variieren stark in Abhängigkeit von der Bodenvegetation, was bei dem Vegetationstyp „Deschampsia“ (Drahtschmiele) zu einem Totalausfall der Keimlinge führte. Der umso frappanter erscheint, wenn man bedenkt, dass die mittlere Gesamtmenge an Samen pro Quadratmeter 2030 betrug, was nach der Definition von ROHMEDER (1972) einer Vollmast entspricht. Bestätigt wird der Einfluss der Bodenvegetation auf die Pflanzendichte durch die Untersuchung von BAUER (2002) im Nationalpark Bayerischer Wald. Auf den Untersuchungsflächen machen die beiden Gras-Vegetationstypen „Calamagrostis“ (Reitgras) und „Luzula“ (Hainsimse) knapp 40 Prozent der Fläche aus, es finden sich aber nur 3.2 Prozent aller Verjüngungspflanzen auf diesen Flächen. Vorteilhaft für die Etablierung und das Wachstum von Fichtennaturverjüngung zeigen sich Flächen mit Nadelstreu, die mit einem Flächenanteil von 8.1 Prozent von der Mehrzahl an Verjüngungspflanzen mit 37.0 Prozent besiedelt sind.

Die Überlebensrate der Samen und Keimlinge und ihre Fähigkeit zur Etablierung hängen

nach Untersuchungen von ASHTON (1979), JANZEN (1971, 1972), MILNER und COBLE (1996), SCHUPP (1988), WILSON and JANZEN (1972) und ZHANG et al. (1997) wesentlich von der Baumart, der Pflanzengemeinschaft, Artzusammensetzung der Bodenvegetation, Parasiten und Fraßfeinden ab. Die Bodenvegetation in einem Bestand wird nach Untersuchungen von WEISBERG et al. (2003) von Lichtverfügbarkeit, Pflanzensoziologie, Standort- und Bodeneigenschaften geprägt.

Im Folgenden wird die Behinderung der Etablierung neuer Verjüngungspflanzen durch den Konkurrenzeinfluss von Altbestand, Verjüngung und krautiger Bodenvegetation nachgebildet. Als Vegetation werden alle krautigen Pflanzen inklusive Moose verstanden. Ausgeklammert werden lediglich die Verjüngungspflanzen der Baumarten unabhängig von ihrem Alter oder Verholzungsgrad. Die für die Etablierung neuer Verjüngungspflanzen verbleibende Flächengröße $A_{k,verb}$ wird durch die Konkurrenz von Altbestand, Verjüngung und krautiger Bodenvegetation nach Gleichung 2–42 reduziert. Der Konkurrenzindex CI_{jk} , der für die unterste Höhengschicht berechnet wird, erfasst die gesamte Konkurrenz durch Altbestand und Verjüngung auf einem Verjüngungsquadrat k .

Gleichung 2–42:
$$A_{k,verb} = (1 - (CI_{jk} + Veg \%_k)) \cdot A_k$$

mit den Variablenbezeichnungen:

$A_{k,verb}$ = verbleibende Flächengröße (m^2) des Verjüngungsquadrates k , die für die Etablierung neuer Verjüngungspflanzen zur Verfügung steht

CI_{jk} = gesamte Konkurrenz der Höhengschicht j eines Verjüngungsquadrates k für $j=1$ nach Gleichung 2–15

$Veg \%_k$ = prozentualer Deckungsgrad der krautigen Bodenvegetation auf dem Verjüngungsquadrat k

A_k = Flächengröße des Verjüngungsquadrates k in m^2

j = Index für die Höhengschicht eines Verjüngungsquadrates k

Für den Konkurrenzindex und den prozentualen Deckungsgrad der krautigen Bodenvegetation gilt, dass sie Werte größer Null annehmen können. Das bedeutet, dass jeder dieser Einflussfaktoren die Etablierung neuer Verjüngungspflanzen gänzlich behindern kann. So kann ein dichter Waldbestand, der die nötige Voraussetzung, nämlich die Überschreitung der Maturitätshöhe, erfüllt und somit Samen produziert, die Etablierung neuer Verjüngungspflanzen durch einen hohen Konkurrenzindex verhindert werden. Da die Einflussfaktoren CI_{jk} und $Veg \%_k$ in ihrer Summe Werte über Eins annehmen können, wird die Funktion um eine Maximum-Abfrage erweitert:

Gleichung 2–43:
$$A_{k,verb} = \text{Max} \left[0, (1 - (CI_{jk} + Veg \%_k)) \right] \cdot A_k$$

Danach liegt der Rückgabewert von Gleichung 2–43 unabhängig von den Werten der Einflussfaktoren im Intervall zwischen Null und der gesamten Flächengröße A_k des Verjüngungsquadrates. Liegt der Summenwert der Einflussfaktoren über dem Wert Eins, nimmt der hintere

Modellentwicklung

Term von Gleichung 2–43 negative Werte an. Die Maximum-Abfrage gibt dann den höheren Wert Null zurück. Der prozentuale Deckungsgrad der Vegetation ($\text{Veg}\%_k$) auf dem Verjüngungsquadrat k , ergibt sich nach folgender Gleichung, in die der Konkurrenzindex CI_{jk} eingeht:

$$\text{Gleichung 2–44: } \text{Veg}\%_k = e^{-\left(f_1 \cdot \text{CI}_{jk}^{f_2}\right)}$$

mit den Variablenbezeichnungen:

- $\text{Veg}\%_k$ = prozentualer Deckungsgrad der krautigen Bodenvegetation auf dem Verjüngungsquadrat k
- CI_{jk} = gesamte Konkurrenz der Höhengschicht j eines Verjüngungsquadrates k nach Gleichung 2–15
- e = EULERSche Zahl ($e=2.71828\dots$)
- f_1, f_2 = baumartenspezifische Funktionsparameter

Die Funktionsparameter f_1 und f_2 wurden anhand von Versuchsflächendaten ermittelt. In Abbildung 2–25 ist der prozentuale Deckungsgrad der Vegetation über den Konkurrenzindex CI_{jk} für die Versuchsflächen Kreuth 120 bis 126 (HERLING, 1999), Freyung 129 (HOSTENBACH, 2002) und Gräfendorf 136 (LOHR, 1997) aufgetragen, da nur für diese Versuchsflächen die Aufnahme der Vegetation detailliert erfolgte. Die Ansprache des prozentualen Deckungsgrades für die jeweilige Vegetationsart wurde nach der Aufnahmeanleitung von PREUHSLENER (1979) durchgeführt. Bei den Versuchsflächen handelt es sich um strukturreiche Bergmischwald- und Plenterwald-Bestände und um naturgemäß bewirtschaftete Eichen-Buchen-Bestände.

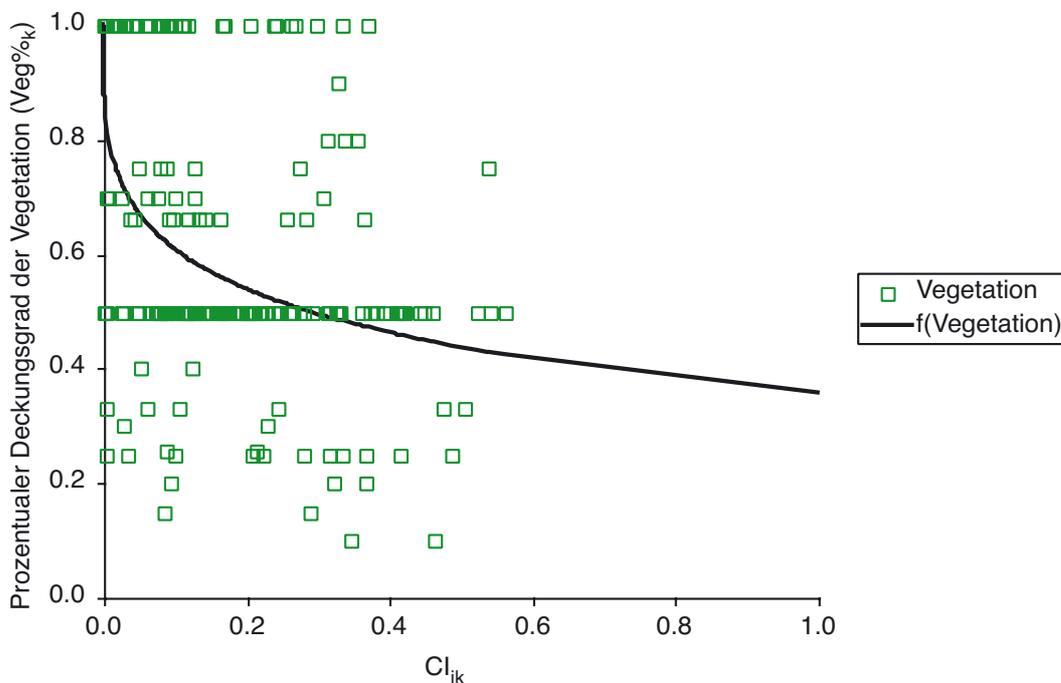


Abbildung 2–25: Prozentuale Deckungsgrade der Vegetation ($\text{Veg}\%_k$) über dem Konkurrenzindex CI_{jk} ; $N_D=245$ Verjüngungsquadrate auf den Versuchsflächen: Kreuth 120 bis 126, Freyung 129 und Gräfendorf 136. $f(\text{Vegetation})$ entspricht dem regressionsanalytischen Ausgleich der 245 Wertepaare nach Gleichung 2–44.

Insgesamt gingen 245 Verjüngungsquadrate in die Untersuchung ein, da nur auf diesen

Verjüngungsquadraten Konkurrenzvegetation vorhanden war. Die Streuung der prozentualen Deckungsgrade für die jeweilige Vegetationsart ist groß. Die Werte für die Funktionsparameter und deren Standardfehler zeigt Tabelle 2–19. Das Bestimmtheitsmaß liegt bei 0.24. Trotz des geringen Bestimmtheitsmaßes sind die Funktionsparameter von Gleichung 2–44 signifikant.

Tabelle 2–19: Werte der Funktionsparameter von Gleichung 2–44 und deren Standardfehler; R^2 =Bestimmtheitsmaß; MSE=mittlerer quadratischer Fehler; N_D =Anzahl der ausgeglichenen Wertepaare

| Prozentualer Deckungsgrad der Vegetation ($Veg\%_k$) | Parameter | Schätzwert | Standardfehler |
|--|-----------|------------|----------------|
| $R^2=0.24$; $MSE=0.046$; $N_D=245$ | f_1 | 1.0313 | 0.0935 |
| | f_2 | 0.3166 | 0.0463 |

Auf Grund der großen Streuung der prozentualen Deckungsgrade für die jeweilige Vegetationsart wird der mit Gleichung 2–44 erfasste Zusammenhang als mittlere Vegetationsdichte bei gegebener Konkurrenzsituation bzw. Überschirmungssituation interpretiert. Die Funktion wurde anhand von Variantenstudien zwischen der beobachteten Verjüngungsentwicklung auf den Versuchsflächen und der simulierten Verjüngungsentwicklung im Modell überprüft. Diese Variantenstudien mit dem Simulationsmodell und der anschließenden Überprüfung mit den Aufzeichnungen in den Versuchsakten zeigten, dass die Etablierung neuer Verjüngungspflanzen neben denen in die Modellfunktionen einbezogenen Einflussgrößen ebenso von anderen speziellen Umgebungssituationen wie wechselfeuchten Standorten oder der bisherigen Bewirtschaftungsform abhängen.

Diesen speziellen Bestandessituationen wird Rechnung getragen, indem der Programm-benutzer in der Modellsimulation über ein Dialogfeld (vgl. Abschnitt 3.2) den Einfluss der Vegetation je nach örtlicher Gegebenheit oder persönlicher Erfahrung verstärken oder vermindern kann. Dazu wird Gleichung 2–44 um den weiteren Parameter f_0 erweitert, der eine Verschiebung der Funktion entlang der Ordinate ermöglicht:

Gleichung 2–45:
$$Veg\%_k = 2 \cdot f_0 \cdot e^{-\left(f_1 \cdot CI_{jk}^{f_2}\right)}$$

Der Einstellungswert des Dialogfeldes, mit dem der Programm-benutzer den Einfluss der Vegetation definieren kann, entspricht exakt dem Parameter f_0 der Gleichung 2–45 und kann über einen Wertebereich von Null bis Eins variiert werden (vgl. Abbildung 2–26 und Abschnitt 3.2). Ein Wert von 0.5 ist voreingestellt, so dass bei mittlerer Vegetationsdichte der Funktionsterm $2 \cdot f_0$ von Gleichung 2–45 den Wert Eins annimmt. Durch die wählbare Vegetationsdichte wird der von den Versuchsflächendaten abgedeckte Wertebereich sehr gut wiedergegeben. Mit der Einstellung des Programmdialogfeldes auf den Wert Null kann der Programm-benutzer in der Modellsimulation den Einfluss der Vegetation auf die Etablierung der Verjüngungspflanzen ausschalten ($Veg\%_k = 0$).

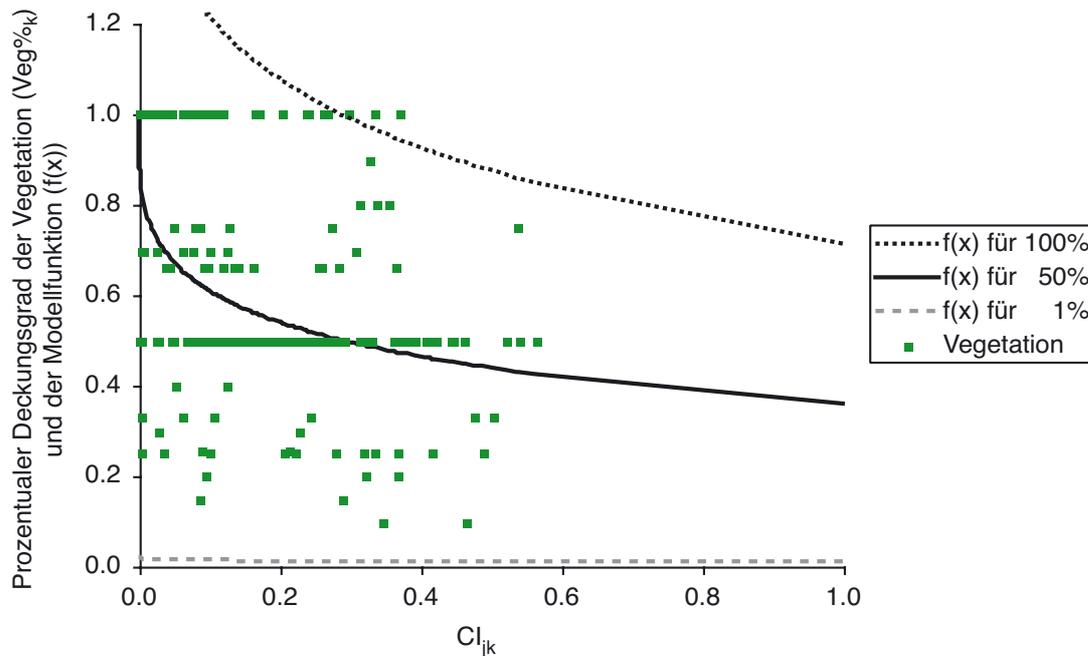


Abbildung 2–26: In der Simulation vom Programmbenutzer über das Programmdialogfeld eingestellte Vegetationsdichte von 1%, 50% und 100% ($f(x)$ für 1%, 50% und 100%) und die sich daraus ergebenden prozentualen Deckungsgrade der Vegetation (Veg%_k) über dem Konkurrenzindex CI_{jk} ; Versuchsflächen (Vegetation): Kreuth 120 bis 126, Freyung 129 und Gräfendorf 136

Weil davon auszugehen ist, dass sich die Vegetation bei stärkerer Freistellung schneller entwickelt als die Verjüngung, wird der prozentuale Deckungsgrad der Vegetation (Veg%_k) jährlich berechnet. Dadurch kann bei der Modellsimulation der Fall eintreten, dass die Vegetation bei starker Freistellung bereits einen hohen Deckungsgrad erreicht, während die neuen Verjüngungspflanzen durch die baumartenspezifische Anzahl der Wartejahre (vgl. Abschnitt 2.4.6.1) an der sofortigen Etablierung gehindert werden.

2.4.7 Ende der generativen Vermehrung

Nach THOMASIVS (1990) bezeichnet der Begriff Senilität den Zeitpunkt im Leben eines Baumes, zu dem dieser nicht mehr in der Lage ist, sich generativ zu vermehren. Dies äußert sich häufig in Absterbeerscheinungen von Teilen der Krone, Ästen, Stamm und Rinde. Je nach Baumart tritt die Senilität im Alter von 200 bis 1000 Jahren ein (SCHÜTT et al., 1992). Dieses Alter, in dem der Baum sich nicht mehr generativ vermehren kann, liegt – bezogen auf die damit verbundenen Baumdurchmesser – im Extrapolationsbereich des Waldwachstumssimulators SILVA. Trotzdem sind Anwendungsbereiche, z.B. für die Simulation natürlicher und ungestörter Waldentwicklung, vorstellbar.

Aus Mangel an Datenmaterial und ausreichendem Expertenwissen für eine Modellbildung, wird keine Modellierung der Senilität durchgeführt. Die Altbestandsbäume im Modell erzeugen daher, sobald sie die in Abschnitt 2.4.2 definierte Maturitätshöhe überschritten haben, ohne Einschränkung bis ins hohe Alter Samen erzeugen.

2.5 Teilmodell: Höhenentwicklung

Bedingt durch die Modellkonstruktion (vgl. Abschnitt 2.2) ist neben der Verjüngungsquadratzugehörigkeit die Höhe bzw. Höhenschicht der Verjüngungspflanze das entscheidende Merkmal für die Definition einer Verjüngungspflanze. Deshalb wird anstatt der Durchmesserentwicklung die Höhenentwicklung der Verjüngungspflanzen prognostiziert.

Ziel eines Höhenmodells ist die Schätzung des jährlichen Höhenzuwachses einer Verjüngungspflanze oder eines Altbestandbaumes in Abhängigkeit von Standort, Standraum, Konkurrenz und anderen Faktoren, die sein Wachstum beeinflussen. Zur Schätzung der Höhenzuwächse je Baumart und Verjüngungsschicht wird auf die Methode der Potenzial-Modifizierung, die erstmals von NEWNHAM (1964) verwendet wurde, zurückgegriffen, die in ähnlicher Form auch auf die Bäume des Altbestandes angewendet wird (KAHN, 1994; PRETZSCH, 2001; PRETZSCH et al., 2002a). Die grundsätzliche Überlegung, die hinter dieser Potenzial abhängigen Zuwachsschätzung steht ist, dass das maximal mögliche Wachstum (Potenzial) unter den besten Umweltbedingungen durch einen oder mehrere Störfaktoren (Modifier) wie suboptimale Standortfaktoren und Konkurrenz reduziert wird.

Weitere Beispiele für die Verwendung des Potenzial-Modifier-Ansatzes in waldwachstumkundlichen Einzelbaummodellen sind: Mitchell's Modell „TASS“ (MITCHELL, 1969, 1975), BWIN (BIBER, 1996; DÖBBELER et al., 2003; NAGEL, 1996, 1999), BWINPro-S (MÜNNDER, 2003; RÖHLE, 2001; SCHRÖDER, 2004) und MOSES (HASENAUER, 1994, 1999). Der Potenzial-Modifier-Ansatz wird ebenfalls in physiologischen Modellen (z.B. BOSSEL, 1994; BOTKIN et al., 1972a, b) angewendet. In diesen Modellen wird der potenzielle Zuwachs multiplikativ durch einen oder mehrere verknüpfte Reduktionsfaktoren auf den tatsächlichen Wert reduziert.

Der im Waldwachstumssimulator SILVA verwirklichte Ansatz der einzelbaumweisen Schätzung des Höhenzuwachses lässt sich, bedingt durch die Modellkonstruktion (vgl. Abschnitt 2.2), nicht direkt auf die Verjüngung übertragen. Danach ist jede Verjüngungspflanze über ihre Höhenschicht- und Verjüngungsquadratzugehörigkeit definiert. Würde pro Höhenschicht und Baumart nur je ein Höhenzuwachswert geschätzt, würde allen Verjüngungspflanzen dieser Schicht der gleiche Höhenzuwachswert zugeordnet. Das Modell könnte die in der Wirklichkeit vorkommende Streuung nicht wiedergeben.

Aus diesem Grund wird das Höhenwachstum der Verjüngung im vorliegenden Modell über einen Pseudo-Einzelbaumansatz nachgebildet. Das angewendete Prinzip schätzt einen Höhenzuwachs und streut den Höhenzuwachswert mit der vom Höhenmodell nicht erklärten Reststreuung. Um zu einer wirklichkeitsnäheren Prognose der Höhenzuwächse zu gelangen wird die Streuung der geschätzten Werte erhöht und in Verbindung mit stochastischen Komponenten wird die Monte-Carlo-Simulations Technik (vgl. Anhang, Abschnitt 7.3.5.5 auf

Modellentwicklung

Seite 313) mehrfach angewendet. Statt mehreren Verjüngungspflanzen einer Höhenschicht einen einzigen Höhenzuwachs zuordnen, wird für jede Verjüngungspflanze ein mit Hilfe von Zufallszahlen erzeugter Höhenzuwachs geschätzt. So wird eine künstliche Verteilung von Höhenzuwächswerten erzeugt, die der wirklichen Verteilung nahe kommt.

Prognoseablauf: Wie in Abschnitt 2.3.4 und 2.3.7 erläutert, beginnt die Prognose der Wachstumsentwicklung mit der Konkurrenzermittlung. Darauf wird, wie in Abbildung 2–27 dargestellt, für jede einzelne Verjüngungspflanze mit Hilfe der Monte-Carlo-Simulations Technik entschieden, ob diese verbissen ist oder nicht (Abschnitt 2.5.1). Ist die Verjüngungspflanze verbissen, wird für sie kein Höhenzuwachs berechnet und sie verbleibt in ihrer Höhenstufe ($h_{\text{neu}} = h_{\text{alt}}$).

Ist sie nicht verbissen, wird für jede Verjüngungspflanze zunächst die Ausgangshöhe der Verjüngungspflanze mit stochastischen Komponenten gestreut (Abschnitt 2.5.2). Anschließend wird, abhängig von der Ausgangshöhe, ein potenzieller Höhenzuwachs für die Verjüngungspflanze geschätzt (Abschnitt 2.5.3) und in einem zweiten Schritt durch Konkurrenzfaktoren reduziert (Abschnitt 2.5.4).

Der so geschätzte Höhenzuwachs wird für jede Verjüngungspflanze mit stochastischen Komponenten gestreut, woraus sich ein Einzelfall-Höhenzuwachs für die einzelne Verjüngungspflanze ergibt (Abschnitt 2.5.5). Die zufällige Streuung der Höhenzuwächswerte erfolgt mit der Reststreuung des Höhenzuwachsmodells, d.h. mit der durch die Parametrisierung nicht erklärten Varianz.

Dieser Vorgang wird für jede Verjüngungspflanze entsprechend wiederholt, d.h. für jede Baumart i , Höhenschicht j und Verjüngungsquadrat k . Dazu wird für die einzelpflanzenabhängige Prognose der Ausgangshöhen, des Höhenpotenzials, der Höhenzuwächswerte und der Einzelfall-Höhenzuwächse die Monte-Carlo Simulationstechnik (vgl. Anhang Abschnitt 4.10.2.2) angewandt. In Abbildung 2–27 ist die Anwendung der Monte-Carlo-Simulations Technik mit „MC“ dargestellt.

Durch Addition des Einzelfall-Höhenzuwachses zur Ausgangshöhe der Verjüngungspflanze ergibt sich eine neue Höhe der Verjüngungspflanze (h_{neu}), anhand derer die einzelne Verjüngungspflanze einer Höhenschicht zugeordnet wird. Ist die neue Höhe der Verjüngungspflanzen größer als sieben Meter, wird die Verjüngungspflanze zum Ende der fünf einjährigen Simulationszyklen $u_{\text{sub}5}$ als Baum in den Altbestand übernommen (Abschnitt 2.5.6). Überschreitet eine Verjüngungspflanze in den ersten vier Simulationszyklen $u_{\text{sub}1...4}$ die Höhengrenze von sieben Metern wird die erreichte Baumhöhe auf das Ende des laufenden Fünfjahres-Simulationsschrittes für den Altbestand hochgerechnet. Dabei wird angenommen, dass der Höhenzuwachs z_h , der zum Überschreiten der obersten Verjüngungsschicht führte, auch in den

bis zum Abschluss der aktuellen fünfjährigen Simulationsperiode verbleibenden Jahren in gleicher Höhe geleistet wird.

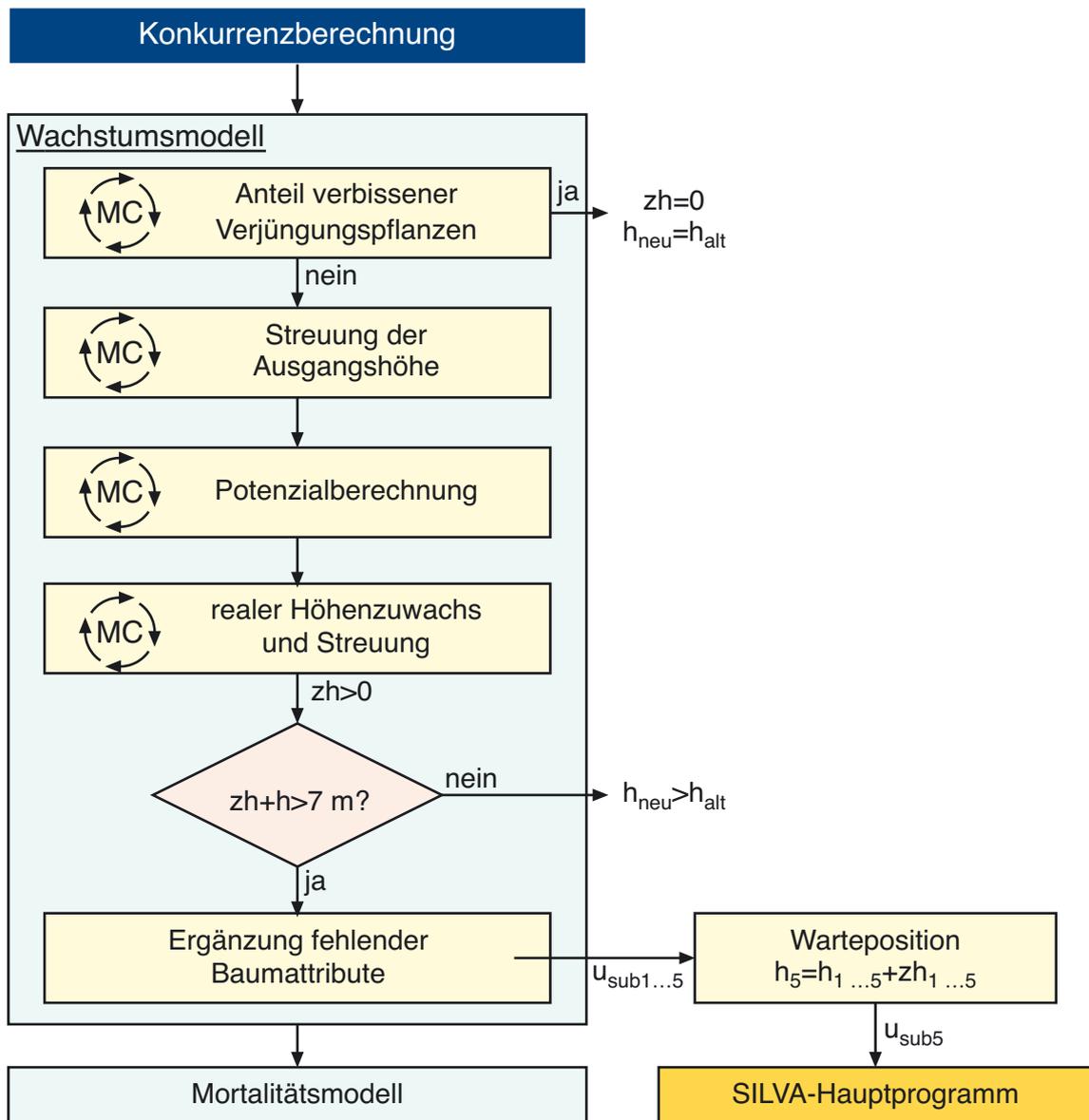


Abbildung 2–27: Schematische Darstellung des Prognoseablaufs im Teilmodell Wachstum; nach der Konkurrenzberechnung für die Verjüngung (vgl. Abschnitt 2.3.4 und 2.3.7) wird im zweiten Schritt für jede Verjüngungspflanze entschieden, ob sie weiter wächst oder verbissen ist. Ist sie verbissen, so ändert sich ihre Höhe nicht ($h_{\text{neu}}=h_{\text{alt}}$). Für jede unverbissene Verjüngungspflanze wird im nächsten Schritt die Ausgangshöhe gestreut, das Höhenzuwachspotenzial berechnet und durch Konkurrenzfaktoren reduziert. Ist ihre neue Höhe größer als 7 Meter, werden fehlende Baumattribute ergänzt und sie wird zum Ende der fünf einjährigen Simulationsperioden $u_{\text{sub}5}$ als Baum in den Altbestand übernommen (Warteposition). Andernfalls wird sie anhand der erreichten Höhe (h_{neu}) einer neuen Höhengschicht zugeordnet.

Bei der technischen Abarbeitung des Höhenzuwachsmodells für jede Verjüngungspflanze werden die durch das Höhenwachstum verursachten Zu- und Abgänge je Höhengschicht lediglich registriert. Erst nach vollständiger Abarbeitung aller Höhengschichten eines Verjüngungsquadrates werden die Baumzahlen der Schichten aktualisiert. Verjüngungspflanzen, die auf diese Weise über die höchste Verjüngungsschicht hinauswachsen, werden in den Hauptbestand übernommen und nicht weiter vom Verjüngungsmodell verwaltet (vgl. Abschnitt 2.5.6).

2.5.1 Verbiss von Verjüngungspflanzen

Mit der Modellierung des Verbisses von Verjüngungspflanzen werden die Auswirkungen von Terminaltriebverbiss durch Herbivoren auf die Höhenentwicklung von Verjüngungspflanzen mit Hilfe von Modellalgorithmen quantifiziert. Diese Modellalgorithmen beziehen sich lediglich auf den Terminaltriebverbiss und vernachlässigen damit die Auswirkungen eines eventuellen Seitentriebverbisses auf das Wachstum der Verjüngungspflanzen. Die Definition einer Art tolerierbaren Wilddichte (ROTH, 1995) oder einer Mindestanzahl von unverbissenen Verjüngungspflanzen (DEMUTH, 2001; KENNEL, 2003; NESSING und ZERBE, 2002) ist nicht Gegenstand der Modellierung von Verbiss.

Nach den Untersuchungen von MITSCHERLICH und WEISE (1982), POLLANSCHÜTZ (1984) und WEISE (1997) in Fichtenkulturen ist davon auszugehen, dass die Verjüngungspflanzen nach Beendigung des Verbisses normal weiterwachsen, ihren erlittenen Höhenrückstand aber nicht aufholen. Das bedeutet, dass die Modellalgorithmen nicht die langfristigen Auswirkungen von Verbiss wie beispielsweise Qualitätsänderungen (EIBERLE, 1978), sondern nur die aktuellen Auswirkungen erfassen. Nach EIBERLE (1978) führt Verbiss zum Absinken in der sozialen Stellung im Kollektiv der Verjüngungspflanzen. Damit ist eine stärkere Konkurrenz einwirkung und unter Umständen erhöhte Mortalitätswahrscheinlichkeit verbunden (EIBERLE, 1989). Diese sekundären Auswirkungen von Verbiss werden mit den Wachstumsfunktionen (vgl. Abschnitt 2.5.3 und 2.5.4) und dem Mortalitätsmodell (vgl. Abschnitt 2.6) erfasst.

Häufig werden die Auswirkungen von Verbiss durch das Verbissprozent bzw. die Verbissintensität angegeben, welches den Anteil der verbissenen Baumart in Prozent der Gesamtpflanzenzahl dieser Baumart pro Jahr angibt (BERGQUIST et al., 2003; DEGENHARDT, 2003a; KENNEL, 2003; REIMOSER et al., 1997). Die Erhebung erfolgt bei Verjüngungspflanzen von 0.1 bis 2.5 Metern Höhe (ROTH, 1995) oder bis 1.25 Meter Höhe (DEMUTH, 2001). Für die Parametrisierung des Verbissmodells wurde eine obere Höhengrenze von 2.5 Meter definiert, auch wenn einzelne verbissene Verjüngungspflanzen auf den stark geneigten Bergmischwald-Versuchsflächen Kreuth 120 bis 126 größer als 2.5 Meter sind.

Ziel des Verbissmodells: Das Verbissmodell sollte für jede Verjüngungspflanze in Abhängigkeit von ihrer Umweltbedingung eine dichotome Entscheidung gewährleisten, ob die Verjüngungspflanze unbeschädigt bleibt und auf Grund dessen in der folgenden Zuwachsperiode in die Höhe wächst oder verbissen wird. Diese Entscheidung sollte für die einzelne Verjüngungspflanze wie für die gesamte Verjüngung treffgenau sein, auf Basis der wesentlichen Einflussgrößen getroffen werden, in Relation zur beobachteten Wirklichkeit zeitlich und räumlich variabel sein und Steuerungsmöglichkeiten durch den Programm benutzer erlauben.

Modellfunktion: Als Modellfunktion zur Beschreibung der Verbisswahrscheinlichkeit bieten sich unterschiedliche Verfahren und Modellfunktionen an. Neben der linearen oder nicht linearen Regression bieten sich Logit-, Log-linear- oder Probit-Funktionen an (HARTUNG und ELPELT, 1984; HARTUNG et al., 1989; LAW und KELTON, 2000). Sollen Wahrscheinlichkeiten für die beiden Kategorien verbissen und unverbissen angegeben werden, so sind die Wahrscheinlichkeiten für Werte nahe Null und nahe Eins schief verteilt. Die Anwendung der Logit-Funktion transformiert diese schiefen Verteilungen in solche, die näherungsweise normal verteilt sind (GÜNTHER und KUHN, 2000).

Vorteil der Logit-, Log-linear- oder Probit-Funktionen ist ihre große Flexibilität und ihre biologische Interpretierbarkeit. Ein weiterer Vorteil besteht darin, dass die Funktionswerte einen sigmoiden Kurvenverlauf im Bereich zwischen Null und Eins zeigen, der in Zusammenhang mit einem bestimmten Schwellenwert eine stärkere Trennung dichotomer Kategorien ermöglicht (HOSMER und LEMESHOW, 1989). Aus diesem Grund wird im Folgenden die Verbisswahrscheinlichkeit von Verjüngungspflanzen mit der Logit-Funktion (BERKSON, 1944; COX, 1969) allgemein formuliert nachgebildet, die den Kern des Verbissmodells bildet:

$$\text{Gleichung 2-46: } K = \begin{cases} 1 \text{ (d.h. verbissen)} & , \text{ wenn } \{P(x,a) + \Delta T + (Re \sigma \cdot Z_N)\} \geq Z_U \\ 0 \text{ (d.h. unverbissen)} & , \text{ wenn } \{P(x,a) + \Delta T + (Re \sigma \cdot Z_N)\} < Z_U \end{cases}$$

mit den Variablenbezeichnungen:

K = kategoriale Zustandsvariable (0 oder 1) für die Unterscheidung der beiden Kategorien verbissen und unverbissen

$P(x,a)$ = Klassifikationsfunktion; dimensionslose abhängige Variable mit Werten zwischen 0 und 1

ΔT = $T_h - T$ = Differenz aus dem angepassten höhenabhängigen Trennwert T_h und dem Standard-Trennwert T von 0.5

$Re \sigma$ = baumartenspezifische Standardabweichung der jährlichen Verbissbelastung

Z_N = standardnormal verteilte Zufallszahl $Z_N \approx V(\mu, \sigma)$, mit $\mu = 0$ und $\sigma = 1$

Z_U = uniform verteilte Zufallszahl $Z_U \approx V[0,1]$

Das Verbissmodell baut sich auf aus einer Klassifikationsfunktion ($P(x,a)$), einem höhenabhängigen Trennwert (T_h), einer stochastischen Zeit-Komponente ($Re \sigma \cdot Z_N$) und einer stochastischen Komponente (Z_U) für die Kategorieunterscheidung auf. In die Parametrisierung der Klassifikationsfunktion gehen alle Datensätze von Versuchsflächen ein, auf denen verbissene und unerbissene Verjüngungspflanzen aufgenommen wurden (vgl. Anhang Abschnitt 8.1.3.3). Durch den hohen Anteil unverbissener Verjüngungspflanzen wird bei der Parametrisierung der Klassifikationsfunktion eine ausgleichende Gewichtung durchgeführt. Folge der Gewichtung ist, dass die Klassifikationsfunktion den gewichteten Anteil proportional überschätzt, was durch eine Ausgleichsfunktion (höhenabhängiger Trennwert) egalisiert wird.

Modellentwicklung

Kern des Logit-Modells ist die Klassifikationsfunktion $P(x,a)$ mit der folgenden Schreibweise:

$$\text{Gleichung 2-47: } P(x,a) = \frac{1}{1 + e^{-(a_0 + a_1 \cdot x_1 + a_2 \cdot x_2 + a_3 \cdot x_3 + \dots + a_n \cdot x_n)}}$$

Die vorliegende Beziehung wird umgeformt in:

$$\text{Gleichung 2-48: } P(x,a) = \frac{1}{1 + e^{-L(x)}}$$

wobei $L(x)$ die lineare Kombination der unabhängigen Variablen ist:

$$\text{Gleichung 2-49: } L(x) = a_0 + a_1 \cdot x_1 + \dots + a_n \cdot x_n$$

mit den Variablenbezeichnungen:

$P(x,a)$ = Klassifikationsfunktion; dimensionslose, abhängige Variable mit Werten zwischen 0 und 1

$L(x)$ = Logit

$a_0 \dots a_n$ = baumartenspezifische Funktionsparameter

$x_1 \dots x_n$ = unabhängige Variablen

Diese Funktion ermöglicht im Vergleich zu anderen Regressionsfunktionen (linear, polynomisch) eine stärkere Trennung der Kategorien verbissen und unverbissen. Als unabhängige Variablen für die Logit-Funktion werden nur solche Faktoren ausgewählt, deren Einfluss auf den Verbiss sich kausal begründen und durch das Datenmaterial belegen lässt. Beispielsweise kann der Einfluss der Bejagungsintensität und -stärke auf die Verjüngung nicht quantifiziert werden, da diese Daten nicht zu Verfügung stehen.

Um diese Logit-Funktion parametrisieren zu können, muss für jede einzelne Verjüngungspflanze bekannt sein, ob sie verbissen ist oder nicht. Die in Höhenschichten zusammengefassten Verjüngungspflanzen der einzelnen Baumarten (z.B. Verjüngungsquadrat 1, Höhenschicht 1 mit 10 Fichten, 25 Buchen davon 3 verbissen, 2 Eichen,...), wurden getrennt und auf die Ebene der einzelnen Verjüngungspflanze aufgelöst. Dadurch kann für die einzelne Verjüngungspflanze angegeben werden, ob sie verbissen ist oder nicht. Da sie nur einer der beiden Kategorien angehören kann, ist jede Verjüngungspflanze damit dichtom klassifiziert.

Baumartenspezifisches Verbissprozent: Erste Analysen des Datenmaterials haben wie erwartet gezeigt, dass Baumarten unterschiedlich präferiert und deshalb auch unterschiedlich stark verbissen werden. Der Anteil der verbissen Verjüngungspflanzen reicht von 68.5 Prozent bei den Sonstigen Hartlaubhölzern bis zu zwei Promille bei der Baumart Fichte. Dies kann als baumartenspezifisches Verbissprozent interpretiert werden (Tabelle 2-20). Die Einflussfaktoren für die unterschiedliche Verbisswahrscheinlichkeit der Baumarten können mit diesen Baumartenunterschieden jedoch nicht erklärt werden. Für die Baumart Douglasie und Lärche existieren im zur Verfügung stehenden Datenmaterial keine Angaben über Verbiss.

Tabelle 2–20: Anzahl (nvj) und deren relativer Anteil (nvj-A) der unverbissenen und verbissenen Verjüngungspflanzen für alle betrachteten Baumarten; Gesamtzahl der Verjüngungspflanzen 165.845

| Baumart | Fichte | Tanne | Kiefer | Buche | Eiche | S. Hartlh. | S. Weichlh. |
|-------------------|--------|--------|--------|--------|--------|------------|-------------|
| nvj unverbissen | 79.626 | 15.981 | 13.713 | 18.001 | 16.477 | 3.759 | 1.831 |
| nvj verbissen | 230 | 2.261 | 722 | 1.150 | 3.174 | 8.172 | 748 |
| nvj-A unverbissen | 0.0028 | 0.1414 | 0.0526 | 0.0638 | 0.1926 | 1.0000 | 0.4085 |
| nvj-A verbissen | 1.0000 | 1.0000 | 1.0000 | 1.0000 | 1.0000 | 0.4599 | 1.0000 |

Der Anteil der verbissenen Verjüngungspflanzen ist nicht konstant, sondern variiert mit der Höhe der Verjüngungspflanzen. In Tabelle 2–21 sind beispielhaft für die Baumart Tanne Anzahl und Anteile der verbissenen und unverbissenen Verjüngungspflanzen getrennt nach ihrer Höhenschichtzugehörigkeit dargestellt. Die Darstellung der Anzahl und Anteile der anderen parametrisierten Baumarten erfolgt auf Grund des Umfangs im Anhang (Abschnitt 11.1.1 auf Seite 373). Bei der Baumart Fichte ändert sich der Anteil der verbissenen Verjüngungspflanzen über der Höhe kaum (2 bis 8 Promille), während bei der Baumart Tanne der Anteil der verbissenen Verjüngungspflanzen zwischen 10 und 36 Prozent schwankt. Daraus ergeben sich baumarten- und höhenspezifische Anteile A, die in Tabelle 2–21 aufgeführt sind.

Tabelle 2–21: Anzahl (nvj) und Anteil (nvj-A) der unverbissenen und verbissenen Verjüngungspflanzen an der Gesamtpflanzanzahl der entsprechenden Höhenschicht (Höhe in m) und deren Gewichtung (nvj-G) für die Koeffizientenschätzung der Logit-Funktion; Gesamtzahl N_D der Verjüngungspflanzen ist 165.845, für die Baumart Tanne 18.242. Die anderen betrachteten Baumarten finden sich im Anhang in Abschnitt 11.1.1 auf Seite 373.

| Baumart | Höhe | nvj _{gesamt} | nvj _{unverbissen} | nvj _{verbissen} | nvj-A _{unverbissen} | nvj-A _{verbissen} | nvj-G _{unverbissen} | nvj-G _{verbissen} |
|---------|------|-----------------------|----------------------------|--------------------------|------------------------------|----------------------------|------------------------------|----------------------------|
| Tanne | 0.25 | 16.625 | 14.860 | 1.765 | 0.8938 | 0.1062 | 0.1188 | 1.0000 |
| | 0.75 | 1.127 | 783 | 344 | 0.6948 | 0.3052 | 0.4393 | 1.0000 |
| | 1.25 | 377 | 241 | 136 | 0.6393 | 0.3607 | 0.5643 | 1.0000 |
| | 1.75 | 80 | 67 | 13 | 0.8375 | 0.1625 | 0.1940 | 1.0000 |
| | 2.25 | 33 | 30 | 3 | 0.9091 | 0.0909 | 0.1000 | 1.0000 |

Um die Funktionsanpassung der Logit-Funktion nicht mit überproportionalen Anteilen einer Kategorie zu verzerren, wird eine ausgleichende Gewichtung der beiden Kategorien durchgeführt. Die in Tabelle 2–21 aufgeführten Anteile nvj-A sind die Basis für die Gewichtung der Verjüngungspflanzen. Danach ergibt sich die Gewichtung aus dem Anteil des Falles, der in geringerem Umfang vertreten ist. Wenn also Anteil A_a größer als Anteil A_b ist, dann ist das Gewicht von G_a gleich dem Anteil A_b geteilt durch Anteil A_a wobei das Gewicht G_b Eins ist ($G_a = A_b/A_a$ bzw. $G_b = A_b/A_b$). Diese Gewichtung wird für jede Höhenschicht und Baumart separat durchgeführt (Tabelle 2–21).

Selektion der Einflussfaktoren: Zahlreiche Faktoren bestimmen den Verbiss von Verjüngungspflanzen, die je nach Baumart einen Einfluss haben oder nicht. Aus diesem Grund wurden mit Hilfe der Vorwärtsselektion (vgl. Anhang Abschnitt 7.3.5.6 auf Seite 314) aus der Vielzahl von Variablen nur diejenigen einbezogen, die einen signifikanten Einfluss auf die Verbisswahr-

Modellentwicklung

scheinlichkeit haben (BORTZ, 1999; BROSIUS und BROSIUS, 1996; HOSMER und LEMESHOW, 1989). Die Methode der Vorwärtsselektion nimmt nur solche Variablen auf, welche die höchste Korrelation zur abhängigen Variablen zeigen. Ferner wird überprüft, welche Variablen nach dem Kriterium der χ^2 -verteilten Wald-Statistik (BÜHL und ZÖFEL, 2002; HAUCK und DONNER, 1977; WALD, 1943) entfernt werden müssen. Folglich werden in der Ergebnisdarstellung nur die signifikanten Parameter berichtet. Das Kriterium der Likelihood-Funktion erbrachte keine Änderung der einbezogenen Variablen und Funktionsparameter, somit auch keine Änderung der Zuordnung der klassifizierten Fälle zu einer anderen Kategorie (BÜHL und ZÖFEL, 2002).

Die Ergebnisse der Variablenselektion und Koeffizientenschätzung für das Logit-Modell (Gleichung 2–50) sind in der Tabelle 2–22 zusammengefasst. Die Logit-Koeffizienten wurden mittels Maximum-Likelihood Verfahren für jede Baumart berechnet, bei dem das Produkt der Zugehörigkeitswahrscheinlichkeiten zur korrekten Kategorie maximiert wird. Dabei wurde die baumartenspezifische Gewichtung nach Tabelle 2–21 angewandt. Einige Einflussfaktoren wie die Bodenvegetation (ROTH, 1995) konnten auf Grund fehlenden Datenmaterials nicht einbezogen werden.

$$\begin{aligned} \text{Gleichung 2–50: } L(x)vjp_{ijk} = & a_0 + a_1 \cdot A\%_{ij} + a_2 \cdot \bar{h}_j + a_3 \cdot e^{-\bar{h}_j} + a_4 \cdot \frac{nvj_{ijk}}{A_k} + a_5 \cdot e^{-\frac{nvj_{ijk}}{A_k}} + \dots \\ & a_6 \cdot CIovs_k + a_7 \cdot CIsum_{jk} + a_8 \cdot 10 \cdot (CIv_{jk} - CIv_{ijk}) + a_9 \cdot \bar{h}_{ik} + \dots \\ & a_{10} \cdot \bar{h}\sigma_{ik} + a_{11} \cdot \overline{nvj}_{ik} + a_{12} \cdot \overline{nvj}\sigma_{ik} \end{aligned}$$

mit den Variablenbezeichnungen:

$L(x)vjp_{ijk}$ = Logit für eine einzelne Verjüngungspflanze der Baumart i in der Höhengschicht j auf dem Verjüngungsquadrat k

vjp_{ijk} = einzelne Verjüngungspflanze der Baumart i in der Höhengschicht j auf dem Verjüngungsquadrat k

$a_0 \dots a_{12}$ = baumartenspezifische Funktionsparameter

$A\%_{ij}$ = prozentualer Standflächenanteil der Baumart i in Höhengschicht j nach Gleichung 2–17

\bar{h}_j = Stufenmittelhöhe der Höhengschicht j in m. Die Verjüngungspflanze befindet sich in der Höhengschicht j

nvj_{ijk} = Anzahl der Verjüngungspflanzen der (eigenen) Baumart i der Höhengschicht j auf dem Verjüngungsquadrat k

A_k = Flächengröße des Verjüngungsquadrates k in m^2

$CIovs_k$ = Konkurrenzdruck des Altbestandes auf das Verjüngungsquadrat k nach Gleichung 2–14

$CIsum_{jk}$ = oberhalb der Verjüngungsschicht j ausgeübter Konkurrenzdruck auf dem Verjüngungsquadrat k nach Gleichung 2–11

CIv_{jk} = innerhalb der Verjüngungsschicht j ausgeübter Konkurrenzdruck auf dem Verjüngungsquadrat k für alle Baumarten nach Gleichung 2–10

CIv_{ijk} = innerhalb der Verjüngungsschicht j ausgeübter Konkurrenzdruck auf dem Verjüngungsquadrat k für die Baumart i nach Gleichung 2–18

\bar{h}_{ik} = mittlere Höhe der Verjüngungspflanzen für die Baumart i auf dem Verjüngungsquadrat k in m

$\bar{h}\sigma_{ik}$ = Standardabweichung der mittleren Höhe der Verjüngungspflanzen für die Baumart i auf dem Verjüngungsquadrat k in m

\overline{nvj}_{ik} = mittlere Anzahl von Verjüngungspflanzen der Baumart i pro m^2 auf dem Verjüngungsquadrat k

$\overline{nvj}\sigma_{ik}$ = Standardabweichung der mittleren Anzahl der Verjüngungspflanzen pro m^2 für die Baumart i auf dem Verjüngungsquadrat k

Tabelle 2–22: Parameter der Logit-Funktion nach Gleichung 2–50; $-2LL$ =negative doppelte Wert des Logarithmus; R^2 =Bestimmtheitsmaß nach NAGELKERKE (1991); N_D =Anzahl der nach Tabelle 2–21 gewichteten Datensätze; nicht signifikante Funktionsparameter sind nicht dargestellt; sie wurden durch Vorwärtsselektion aus dem Regressionsmodell entfernt.

| Baumart | | Parameter | Schätzwert | Standardfehler | Signifikanzniveau |
|------------|--|-----------|------------|----------------|-------------------|
| Fichte | $-2LL=455.6$; $R^2=0.43$; $N_D=79.856$ | a_0 | 1.985 | 0.511 | 0.000 |
| | | a_1 | -1.668 | 0.501 | 0.001 |
| | | a_2 | -0.811 | 0.316 | 0.010 |
| | | a_5 | 2.004 | 0.539 | 0.000 |
| | | a_6 | -2.492 | 0.857 | 0.004 |
| | | a_{11} | -0.063 | 0.018 | 0.000 |
| Tanne | $-2LL=6001.6$; $R^2=0.08$; $N_D=18.242$ | a_0 | 1.497 | 0.137 | 0.000 |
| | | a_5 | -1.288 | 0.177 | 0.000 |
| | | a_6 | -2.697 | 0.259 | 0.000 |
| | | a_8 | -6.609 | 1.098 | 0.000 |
| | | a_{10} | 0.696 | 0.174 | 0.000 |
| | | a_{11} | -0.317 | 0.045 | 0.000 |
| Kiefer | $-2LL=904.2$; $R^2=0.71$; $N_D=14.435$ | a_0 | -1.548 | 0.512 | 0.002 |
| | | a_2 | -4.948 | 0.449 | 0.000 |
| | | a_4 | -0.453 | 0.116 | 0.000 |
| | | a_5 | -1.010 | 0.489 | 0.039 |
| | | a_9 | 5.755 | 0.530 | 0.000 |
| | | a_{10} | 3.991 | 1.292 | 0.002 |
| Buche | $-2LL=2759.81$; $R^2=0.23$; $N_D=19.151$ | a_0 | -0.109 | 0.337 | 0.746 |
| | | a_1 | -0.570 | 0.143 | 0.000 |
| | | a_3 | 1.010 | 0.313 | 0.001 |
| | | a_5 | 1.090 | 0.241 | 0.000 |
| | | a_6 | -1.807 | 0.312 | 0.000 |
| | | a_7 | 1.815 | 0.559 | 0.001 |
| Eiche | $-2LL=6317.3$; $R^2=0.43$; $N_D=19.651$ | a_0 | -3.886 | 0.177 | 0.000 |
| | | a_1 | 4.337 | 0.205 | 0.000 |
| | | a_2 | -2.072 | 0.111 | 0.000 |
| | | a_4 | -0.408 | 0.032 | 0.000 |
| | | a_5 | -1.162 | 0.205 | 0.000 |
| | | a_7 | -1.529 | 0.282 | 0.000 |
| S. Hartlh. | $-2LL=9460.4$; $R^2=0.16$; $N_D=11.931$ | a_0 | 2.914 | 0.493 | 0.000 |
| | | a_1 | -0.305 | 0.122 | 0.012 |
| | | a_2 | 0.483 | 0.174 | 0.006 |
| | | a_3 | -2.949 | 0.512 | 0.000 |
| | | a_5 | -1.483 | 0.194 | 0.000 |
| | | a_7 | -3.140 | 0.821 | 0.000 |
| | | a_8 | -1.762 | 0.612 | 0.004 |
| | | a_9 | -0.644 | 0.107 | 0.000 |
| | | a_{10} | 0.854 | 0.115 | 0.000 |
| | | a_{11} | -0.214 | 0.038 | 0.000 |
| | | a_{12} | 1.404 | 0.129 | 0.000 |

Modellentwicklung

Tabelle 2–22: Parameter der Logit-Funktion nach Gleichung 2–50; $-2LL$ =negative doppelte Wert des Logarithmus; R^2 =Bestimmtheitsmaß nach NAGELKERKE (1991); N_D =Anzahl der nach Tabelle 2–21 gewichteten Datensätze; nicht signifikante Funktionsparameter sind nicht dargestellt; sie wurden durch Vorwärtsselektion aus dem Regressionsmodell entfernt. (Forts.)

| Baumart | Parameter | Schätzwert | Standardfehler | Signifikanzniveau |
|--|-----------|------------|----------------|-------------------|
| S. Weichlh. $-2LL=1859.9$; $R^2=0.18$; $N_D=2.579$ | a_0 | 6.026 | 1.944 | 0.002 |
| | a_1 | 0.466 | 0.194 | 0.016 |
| | a_2 | 0.848 | 0.177 | 0.000 |
| | a_4 | -4.540 | 1.270 | 0.000 |
| | a_5 | -5.822 | 2.038 | 0.004 |
| | a_6 | -1.507 | 0.350 | 0.000 |
| | a_7 | -0.714 | 0.317 | 0.024 |
| | a_8 | -2.516 | 0.463 | 0.000 |
| | a_9 | -0.707 | 0.194 | 0.000 |
| | a_{10} | 0.827 | 0.235 | 0.000 |

Die Güte der Anpassung des Regressionsmodells wird mit der Likelihood-Funktion beurteilt. Dabei wird als Maß der negative doppelte Wert des Logarithmus ($-2LL$) benutzt. Als Anfangswert für das $-2LL$ -Kriterium wird der Wert verwendet, der sich für das Regressionsmodell ergibt, das lediglich die Konstante enthält. Wird der $-2LL$ -Wert nach Hinzunahme der Einflussvariablen kleiner, bedeutet dies eine verbesserte Funktionsanpassung. Die Differenz aus dem Anfangswert des Regressionsmodells mit Konstante und Endzustand des Regressionsmodells mit allen signifikanten Variablen ist in Tabelle 2–23 als χ^2 -Wert ausgewiesen, der $-2LL$ -Wert nach Hinzunahme der Einflussvariablen als $-2LL$. Der $-2LL$ -Wert wird auch als likelihood ratio bezeichnet (HOSMER und LEMESHOW, 1989). Die beiden Werte entsprechen der Summe der Abweichungsquadrate der Residuen und des Gesamtmodells bei der linearen Regression. Alle Baumarten zeigen ein höchst signifikantes Ergebnis.

Tabelle 2–23: Ergebnisse der χ^2 -Teststatistik zur Überprüfung der Güte der Anpassung von Gleichung 2–50; Basis des χ^2 -Wertes ist eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 0.05 und die Anzahl der Freiheitsgrade (N-df), die sich aus der Anzahl der unabhängigen Variablen ergibt. χ^2 =Differenz aus Anfangswert und Endwert ($-2LL$) des Likelihoods des Regressionsmodells bei einem Signifikanzniveau von 0.05; $-2LL$ =Wert des Regressionsmodells unter Hinzunahme aller signifikanten Variablen

| Baumart | Fichte | Tanne | Kiefer | Buche | Eiche | S. Hartlh. | S. Weichlh. |
|----------------------------------|---------|----------|----------|----------|----------|------------|-------------|
| $\chi^2_{(0.05, N-df)}$ | 179.867 | 267.729 | 1097.894 | 428.576 | 2482.702 | 961.863 | 214.050 |
| $-2LL$ | 455.631 | 6001.557 | 904.235 | 2759.751 | 6317.254 | 9460.389 | 1859.857 |
| Signifikanz des χ^2 -Wertes | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |

Das Kriterium für die Trennschärfe des Modells ist der Anteil der korrekt klassifizierten Fälle. Beim Standard-Schwellenwert von $T = 0.5$ ordnet die Logit-Funktion (Gleichung 2–50) 75 Prozent der Fichten, 60 Prozent der Tannen, 65 Prozent der Buchen und 60 bis 80 Prozent der anderen Baumarten der richtigen Gruppe zu (Tabelle 2–24). Die Anzahl der „falsch negativen“ und „falsch positiven“ klassifizierten Fälle sind mit Ausnahme der Sonstigen Weichlaubhölzer annähernd gleich groß (BÜHL und ZÖFEL, 2002) und liegen zwischen 10 und 40 Prozent. Gründe für die Fehlklassifikation konnten sowohl bei der Analyse des Datenmaterials als auch nach Modellanpassung nicht eindeutig ermittelt werden. Die Wertebereiche der unabhängigen

Variablen liegen bei den Fehlklassifikationen im gleichen Wertebereich wie bei den richtig klassifizierten Kategorien. Gleiches gilt für den prozentual gewichteten Anteil der Kategorien von verbissenen und unverbissenen Verjüngungspflanzen mit dem die Wertebereiche besetzt sind.

Tabelle 2–24: Dichotome Fall-Klassifikation mit der Logit-Funktion (Gleichung 2–50) beim Schwellenwert $T = 0.5$ unter Berücksichtigung der Gewichtung; durch die Gewichtung der unverbissenen bzw. verbissenen Verjüngungspflanzen nach Tabelle 2–21 ist die Anzahl der Verjüngungspflanzen im Vergleich zu Tabelle 2–20 deutlich niedriger.

| Baumart | Beobachtete Werte | Vorhergesagte Werte | | Korrekt zugeordnete Kategorie (%) | |
|-------------|-------------------|---------------------|-----------|-----------------------------------|-------|
| | | unverbissen | verbissen | | Summe |
| Fichte | unverbissen | 179 | 49 | 78.5 | 75.6 |
| | verbissen | 63 | 167 | 72.6 | |
| Tanne | unverbissen | 1.235 | 1.026 | 54.6 | 59.3 |
| | verbissen | 814 | 1.447 | 64.0 | |
| Kiefer | unverbissen | 567 | 155 | 78.5 | 85.9 |
| | verbissen | 49 | 673 | 93.2 | |
| Buche | unverbissen | 738 | 412 | 64.2 | 65.5 |
| | verbissen | 382 | 768 | 66.8 | |
| Eiche | unverbissen | 2.437 | 737 | 76.8 | 76.7 |
| | verbissen | 743 | 2.431 | 76.6 | |
| S. Hartlh. | unverbissen | 2.467 | 1.292 | 62.6 | 63.8 |
| | verbissen | 1.343 | 2.416 | 64.9 | |
| S. Weichlh. | unverbissen | 448 | 300 | 59.9 | 64.9 |
| | verbissen | 225 | 523 | 69.9 | |

Ein weiteres Kriterium für die Güte der Modellanpassung ist die Darstellung der vorhergesagten Werte über der Anzahl oder dem Anteil der korrekt klassifizierten Fälle (Frequenzanalyse). Dabei gilt, dass die Trennung zwischen zwei Merkmalsausprägungen unter der Voraussetzung gleicher Varianz umso besser wird, je weiter die Erwartungswerte voneinander entfernt sind (HARTUNG und ELPELT, 1984). Auch sollte die Verteilung der Fehlklassifikation über den vorhergesagten Werten nicht verzerrt sein. In den Abbildung 2–28a, b, c und 2–29a, b, c, d sind für alle betrachteten Baumarten die vorhergesagten Werte ($P(x,a)$) über der Anzahl der beobachteten Kategorien entsprechend ihrer Gewichtung dargestellt.

Bei allen Baumarten streuen die Fehlklassifikationen über den gesamten Bereich der vorhergesagten Werte. Verzerrungen, die sich durch eine Überbesetzung einzelner Klassen der Erwartungswerte zeigen würden, treten nicht auf. Bei der Baumart Tanne liegt ein großer Anteil der vorhergesagten Werte um den Wert 0.5, was dem Trennwert T für die Klassifikation zwischen den Kategorien verbissen und unverbissen entspricht. Bei der Baumart Kiefer ist diese Trennung der Kategorien sehr viel stärker, was sich auch in der höheren Anzahl der korrekt klassifizierten Kategorien widerspiegelt (Tabelle 2–24).

Modellentwicklung

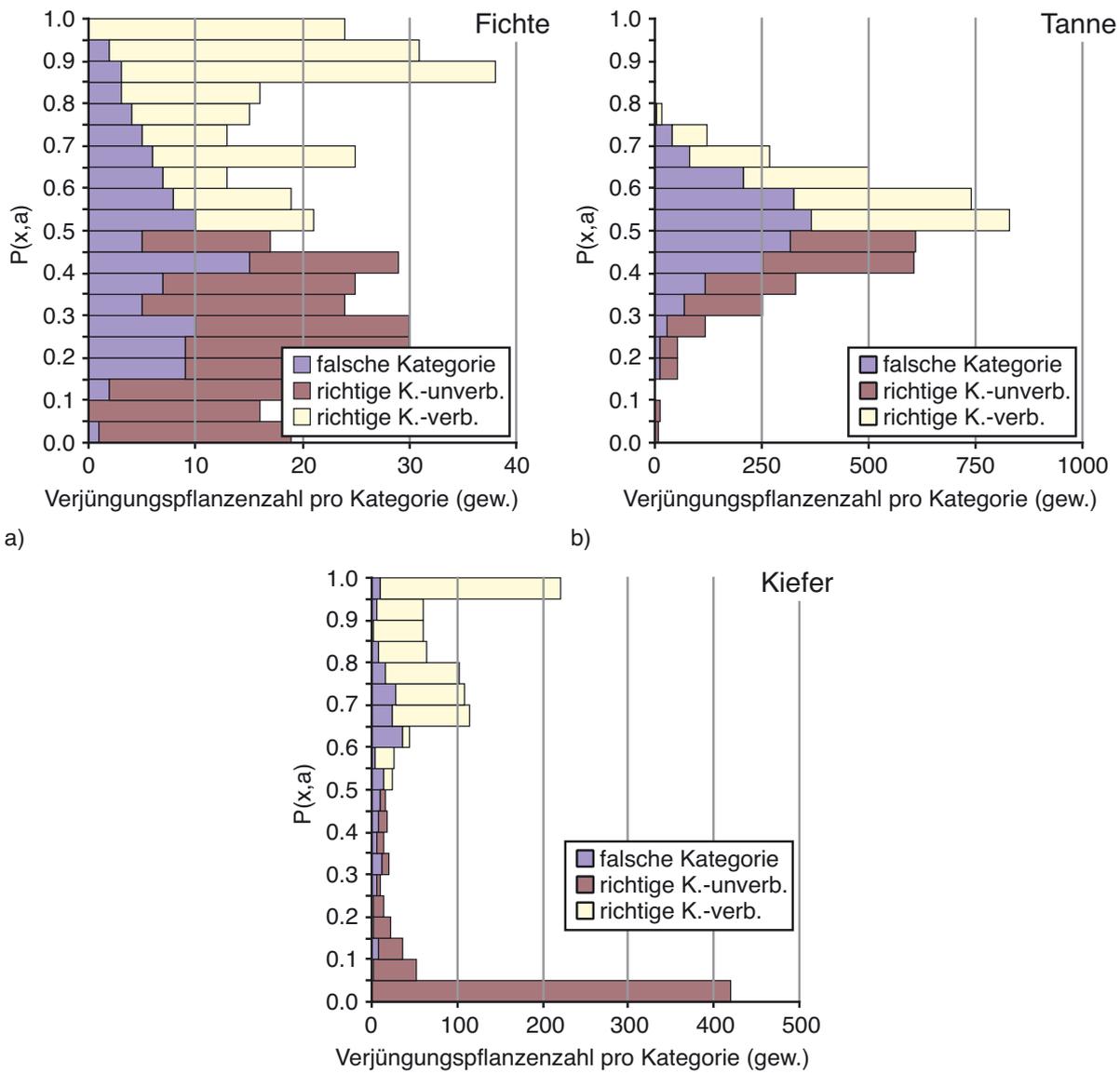
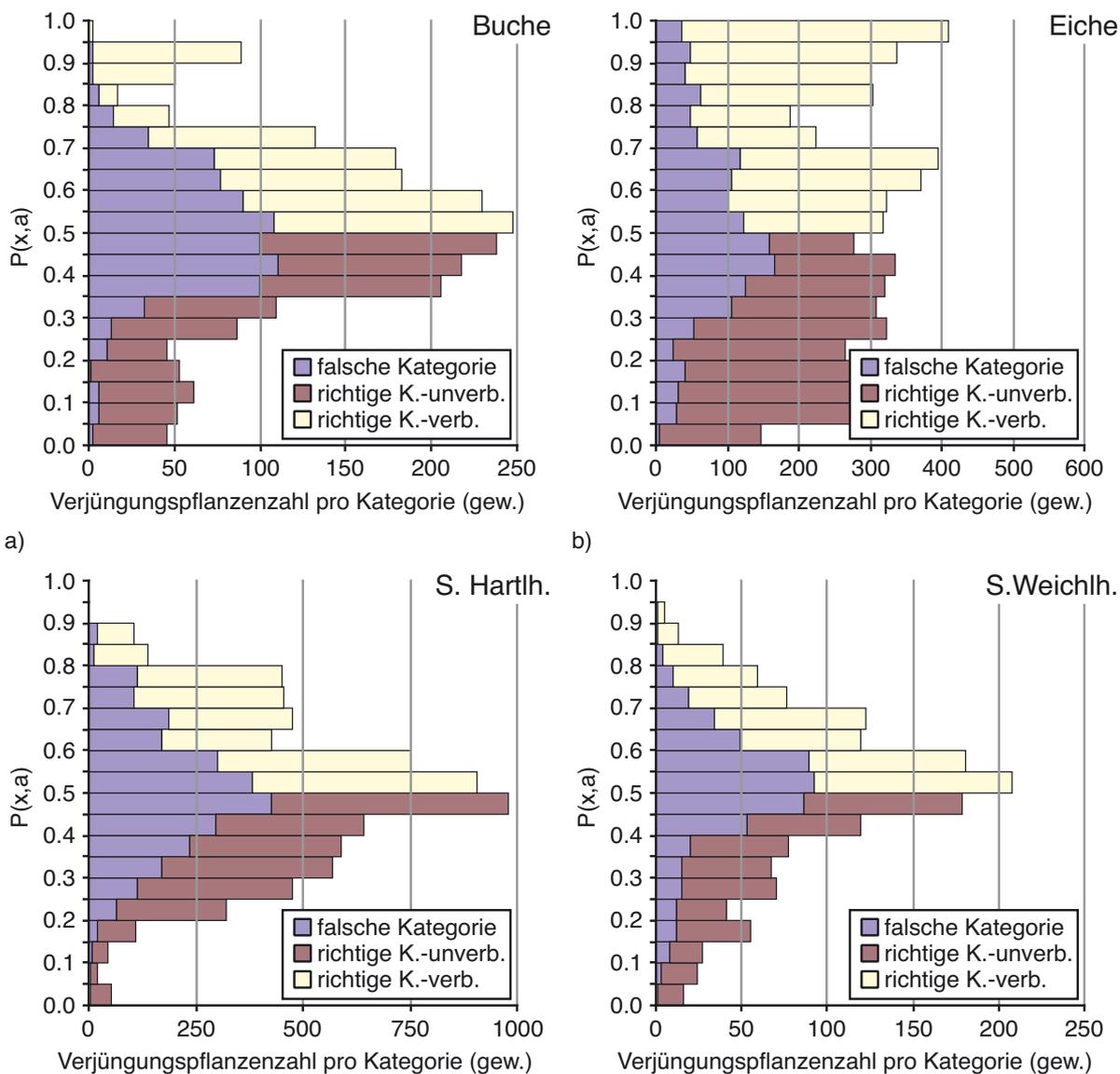


Abbildung 2–28a, b, c: Vorhergesagte Werte ($P(x,a)$) über der Anzahl der beobachteten Kategorien entsprechend ihrer Gewichtung für die Nadelholzarten a) Fichte, b) Tanne und c) Kiefer

In Abbildung 2–29a, b, c, d, in der die vorhergesagten Werte ($P(x,a)$) über der Anzahl der beobachteten Kategorien entsprechend ihrer Gewichtung dargestellt sind, zeigen alle Laubhölzer ein einheitliches Bild. Die Anzahl der falsch klassifizierten Kategorien ist im Bereich des Trennwertes von 0.5 am größten, Verzerrungen treten aber nicht auf.



c) d) Abbildung 2–29a, b, c, d: Vorhergesagte Werte ($F(x,a)$) über der Anzahl der beobachteten Kategorien entsprechend ihrer Gewichtung für die Laubholzarten a) Buche, b) Eiche, c) Sonstiges Hartlaubholz und d) Sonstiges Weichlaubholz

Anpassung der Verbisswahrscheinlichkeit mit Korrekturfaktoren: Neben der Darstellung der vorhergesagten Werte über der Anzahl der klassifizierten Fälle in Abbildung 2–28a, b, c und Abbildung 2–29a, b, c, d kann das Klassifikationsverhalten des Logit-Modelles überprüft werden, indem das Modell ohne Gewichtung auf den Parametrisierungsdatensatz von Verjüngungspflanzen angewendet wird. Bei einem Standard-Trennwert T von 0.5 ordnet das Logit-Modell die Verjüngungspflanzen den Kategorien verbissen und unverbissen zu, wie in der Spalte „nvj-verb-Logit“ der Tabelle 2–25 beispielhaft für die Baumart Tanne aufgeführt. Die Darstellung der Anzahl und Anteile der anderen parametrisierten Baumarten erfolgt auf Grund des Umfangs im Anhang (Abschnitt 11.1.2 auf Seite 374).

Modellentwicklung

Tabelle 2–25: Anzahl (nvj) und Anteil (nvj-A) der gesamten und verbissenen Verjüngungspflanzen an der Gesamtpflanzenzahl der entsprechenden Höhenschicht (Höhe in m) für das Datenmaterial (beo) und die Klassifikation nach dem Logit-Modell (Logit). Gesamtzahl N_D der Verjüngungspflanzen 165.845, für die Baumart Tanne 18.242; die anderen betrachteten Baumarten finden sich im Anhang in Abschnitt 11.1.2 auf Seite 374.

| Baumart | Höhe | nvj _{gesamt} | nvj _{verb} -beo | nvj-A _{verb} -beo | nvj _{verb} -Logit | nvj-A _{verb} -Logit | Differenz |
|---------|------|-----------------------|--------------------------|----------------------------|----------------------------|------------------------------|-----------|
| Tanne | 0.25 | 16.625 | 1.765 | 0.1062 | 7.999 | 0.4811 | 0.3750 |
| | 0.75 | 1.127 | 344 | 0.3052 | 474 | 0.4206 | 0.1154 |
| | 1.25 | 377 | 136 | 0.3607 | 213 | 0.5650 | 0.2042 |
| | 1.75 | 80 | 13 | 0.1625 | 42 | 0.5250 | 0.3625 |
| | 2.25 | 33 | 3 | 0.0909 | 21 | 0.6000 | 0.5091 |

Durch die starke negative Gewichtung der unverbissenen Verjüngungspflanzen führt die Anwendung der Modellfunktionen des Logit-Modells zu einer Überschätzung der absoluten Anzahl von verbissenen Verjüngungspflanzen. Der vorhergesagte Anteil der verbissenen Verjüngungspflanzen liegt zwischen 4 und 75 Prozent und variiert um 10 bis 30 Prozentpunkte über der Höhe der Verjüngungspflanzen. Bis auf die Sonstigen Hartlaubhölzer wird bei allen anderen betrachteten Baumarten der Anteil der verbissenen Verjüngungspflanzen deutlich überschätzt. Um die Auswirkungen dieses Modellverhaltens zu verdeutlichen, wird beispielhaft die Fichte in der Höhenstufe Eins betrachtet. Auf den Versuchsflächen werden 2.1 Promille aller Fichten der Höhenstufe Eins verbissen. Die Klassifikationsfunktion $P(x,a)$ prognostiziert bei einem Standard-Trennwert von 0.5 einen Anteil verbissener Verjüngungspflanzen von 14.8 Prozent, was einer 70fachen Überschätzung entspricht. Bei anderen Baumarten ist diese Überschätzung weniger groß und beträgt das 1.1 bis 16fache. Bei den Sonstigen Hartlaubhölzern wird der Anteil verbissener Verjüngungspflanzen um 10 bis 40 Prozent unterschätzt.

Um die Verzerrung der Logit-Funktion auszugleichen, wird eine höhenabhängige und ungewichtete Anpassung des Trennwertes T vorgenommen. Der höhenabhängige Trennwert wird im folgenden mit T_h , die Differenz zwischen dem Standard-Trennwert T und dem höhenabhängigen Trennwert T_h als ΔT bezeichnet. Zur Herleitung des höhenabhängigen Trennwertes werden die vorhergesagten Logit-Werte aus der Funktionsanpassung (Gleichung 2–50) in eine Rangfolge gebracht und der Standard-Trennwert von 0.5 verschoben, bis für jede Baumart und Höhenschicht die Anzahl der ungewichteten vorhergesagten Kategorien von verbissenen und unverbissenen Verjüngungspflanzen der Anzahl der beobachteten Kategorien entspricht. Abweichungen zwischen vorhergesagten und beobachteten Kategorien treten dort auf, wo für mehrere Verjüngungspflanzen einer Baumart und Höhenschicht derselbe Logit-Wert geschätzt wurde.

Die in Tabelle 2–26 beispielhaft für die Baumart Tanne dargestellten Werte für den höhenabhängigen Trennwert T_h führen zu dem in Spalte $nvj_{verb}-T_h$ dargestellten Klassifikationsergebnis. Eine Übersicht für alle parametrisierten Baumarten ist im Anhang in Abschnitt 11.1.3 auf Seite 375 dargestellt. Die Differenzen des Anteils der verbissenen Verjüngungs-

pflanzen (Differenz) zwischen beobachteter Wirklichkeit und Vorhersage durch das Logit-Modell nach höhenabhängiger Anpassung des Trennwertes T_h sind gering und liegen maximal bei 3 Prozentpunkten.

Tabelle 2–26: Anzahl (nvj) und Anteil (nvj-A) der verbissenen Verjüngungspflanzen auf den Versuchsflächen (beo) und angepasster Trennwert (T_h) mit der sich aus diesem Trennwert ergebenden Klassifikation (nvj_{verb-T_h} und $nvj-A_{verb-T_h}$); die Differenz ergibt sich aus $nvj-A_{verb-T_h}$ und $nvj-A_{verb-real}$; Gesamtzahl der Verjüngungspflanzen 165.845, für die Baumart Tanne 18.242; Höhenangaben in Metern; die Ergebnisse der anderen betrachteten Baumarten finden sich im Anhang in Abschnitt 11.1.3 auf Seite 375.

| Baumart | Höhe | $nvj_{verb-beo}$ | $nvj-A_{verb-beo}$ | T_h | nvj_{verb-T_h} | $nvj-A_{verb-T_h}$ | Differenz |
|---------|------|------------------|--------------------|--------|------------------|--------------------|-----------|
| Tanne | 0.25 | 1.765 | 0.1062 | 0.6322 | 1.809 | 0.1088 | 0.0026 |
| | 0.75 | 344 | 0.3052 | 0.5274 | 346 | 0.3070 | 0.0018 |
| | 1.25 | 136 | 0.3607 | 0.5296 | 137 | 0.3634 | 0.0027 |
| | 1.75 | 13 | 0.1625 | 0.6194 | 14 | 0.1750 | 0.0125 |
| | 2.25 | 3 | 0.0909 | 0.6195 | 4 | 0.1212 | 0.0303 |

Verschiedene Verfahren und Funktionen zu Anpassung und Ausgleich des Trennwertes T_h wurden getestet. Um ein wirklichkeitsnahes Modellverhalten zu erzielen, wird die Differenz ΔT (vgl. Gleichung 2–46) aus dem angepassten höhenabhängigen Trennwert T_h (vgl. Tabelle 2–26) und dem Standard-Trennwert T von 0.5, entweder linear oder logarithmisch nach einer der folgenden Gleichungen über der Stufenmittehöhe ausgeglichen:

$$\text{Gleichung 2–51-a: } \Delta T = b_0 + b_1 \cdot \bar{h}_j$$

$$\text{Gleichung 2–51-b: } \Delta T = b_2 + b_3 \cdot \ln(\bar{h}_j)$$

mit den Variablenbezeichnungen:

ΔT = $T_h - T$ = baumartenspezifische Differenz aus dem angepassten höhenabhängigen Trennwert T_h (Tabelle 2–26) und dem Standard-Trennwert $T = 0.5$ (vgl. Gleichung 2–46)

\bar{h}_j = Stufenmittehöhe der Höhenschicht j in m; die betreffende Verjüngungspflanze befindet sich in der Höhenschicht j

$\ln()$ = natürlicher Logarithmus

b_0, b_1, b_2, b_3 = baumartenspezifische Funktionsparameter

Das Ergebnis der regressionsanalytischen Anpassung für die Gleichung 2–51-a oder 2–51-b zeigt Tabelle 2–27. Obwohl Ausgleichsfunktionen mit mehr Funktionsparametern (polynomische Funktionen höheren Grades) höhere Bestimmtheitsmaße liefern, wird auf eine Funktionsanpassung, die näher an den auszugleichenden Wertepaaren liegt, zugunsten einer leichteren Handhabung und besseren Extrapolierbarkeit der Funktionen verzichtet.

Die geringen Bestimmtheitsmaße bei Tanne und Sonstigen Hartlaubhölzern ergeben sich aus dem nahezu horizontalen Verlauf der Ausgleichsregression. Die relativ hohen Standardfehler der Schätzwerte für die Regressionssteigung (b_1 bzw. b_3), die dazu führen, dass die Schätzwerte nicht signifikant sind, liegen in der geringen Zahl von fünf Wertepaaren und dem nahezu horizontalen Verlauf der Ausgleichsfunktion begründet. Um eine einheitliche Vorgehensweise für alle Baumarten zu gewährleisten, werden die nicht signifikanten Parameter toleriert.

Modellentwicklung

Tabelle 2–27: Parameter der Ausgleichskurven nach Gleichung 2–51-a oder 2–51-b für alle betrachteten Baumarten; R^2 =Bestimmtheitsmaß; MSE=mittlerer quadratischer Fehler; N_D =Stichprobenumfang

| Baumart | | Gleichung | Parameter | Schätzwert | Standardfehler |
|-------------|---------------------------------|-----------|-----------|------------|----------------|
| Fichte | $R^2=0.84$; MSE=0.001; $N_D=5$ | 2–51-a | b_0 | 0.4900 | 0.0315 |
| | | | b_1 | -0.0881 | 0.0220 |
| Tanne | $R^2=0.04$; MSE=0.004; $N_D=5$ | 2–51-a | b_0 | 0.0689 | 0.0539 |
| | | | b_1 | 0.0133 | 0.0375 |
| Kiefer | $R^2=0.15$; MSE=0.010; $N_D=5$ | 2–51-b | b_2 | 0.4321 | 0.0436 |
| | | | b_3 | 0.0409 | 0.0560 |
| Buche | $R^2=0.36$; MSE=0.005; $N_D=5$ | 2–51-a | b_0 | 0.1537 | 0.0636 |
| | | | b_1 | 0.0579 | 0.0443 |
| Eiche | $R^2=0.46$; MSE=0.015; $N_D=5$ | 2–51-a | b_0 | 0.0602 | 0.1097 |
| | | | b_1 | 0.1227 | 0.0764 |
| S. Hartlh. | $R^2=0.01$; MSE=0.002; $N_D=5$ | 2–51-a | b_0 | -0.0566 | 0.0371 |
| | | | b_1 | 0.0039 | 0.0258 |
| S. Weichlh. | $R^2=0.91$; MSE=0.001; $N_D=5$ | 2–51-a | b_0 | 0.0056 | 0.0227 |
| | | | b_1 | 0.0846 | 0.0158 |

In Abbildung 2–30 sind die Differenzen (ΔT) aus dem angepassten höhenabhängigen Trennwert T_h und dem ursprünglichen Trennwert T von 0.5 zusammen mit den Ausgleichsfunktionen nach Gleichung 2–51-a oder 2–51-b über der Höhe abgebildet. Diese Ausgleichsfunktionen sind als Korrekturfunktion zu verstehen. Sie dienen dazu, den Funktionswert $P(x,a)$ aus Gleichung 2–46 bzw. Gleichung 2–48 soweit zu verändern, dass erstens einzelne Verjüngungspflanzen mit dem Logit-Modell der richtigen Kategorie zugeordnet werden und zweitens die absolute Anzahl der verbissenen Verjüngungspflanzen wirklichkeitsgetreu geschätzt wird.

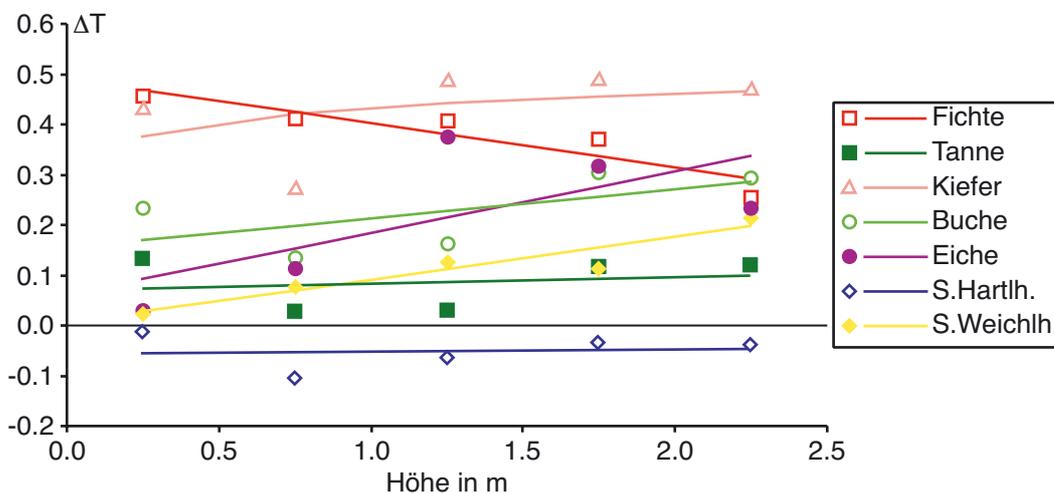


Abbildung 2–30: Differenz aus dem angepassten höhenabhängigen Trennwert T_h (vgl. Tabelle 2–26) und dem Standard-Trennwert $T = 0.5$ (ΔT) mit den entsprechenden Ausgleichskurven nach Gleichung 2–51-a oder 2–51-b über der Stufenmittelhöhe in Metern für alle betrachteten Baumarten

Unter Anwendung des Logit-Modells inklusive Korrekturfunktion ($P(x,a) + \Delta T$) ergibt sich im Vergleich zu Tabelle 2–24 eine andere Klassifikation der Verjüngungspflanzen, die in Tabelle 2–28 zusammengestellt ist. Unter Einbeziehung der Korrekturfunktion ist die geschätzte Anzahl von verbissenen Verjüngungspflanzen annähernd genauso hoch wie die auf den Versuchsflächen beobachtete Anzahl von verbissenen Verjüngungspflanzen. Der Anteil

der korrekt klassifizierten Fälle liegt zwischen 70 und 99 Prozent. Lediglich bei der Baumart Tanne wird die Anzahl der verbissenen Verjüngungspflanzen um 12 Prozentpunkte, bei den Sonstigen Laubhölzern um 17 Prozentpunkte überschätzt, dies aber vorwiegend in der ersten Höhenstufe, also bei Höhen bis 0.5 Meter.

Tabelle 2–28: Dichotome Fall-Klassifikation mit der Logit-Funktion inklusive Korrekturfaktoren ohne Berücksichtigung der Gewichtung; nvj-beo=beobachtete Anzahl der unverbissenen und verbissenen Verjüngungspflanzen auf den Versuchsflächen; nvj-pred=vorhergesagte Anzahl von unverbissenen und verbissenen Verjüngungspflanzen; Gesamtzahl der Verjüngungspflanzen 165.845

| Baumart | nvj-beo | nvj-pred | Beobachtete Werte | Vorhergesagte Werte | | Korrekt zugeordnete Fälle (%) | |
|-------------|---------|----------|-------------------|---------------------|-----------|-------------------------------|-------|
| | | | | unverbissen | verbissen | | Summe |
| Fichte | 79.626 | 79.736 | unverbissen | 79.514 | 112 | 99.9 | 99.6 |
| | 230 | 120 | verbissen | 222 | 8 | 3.5 | |
| Tanne | 15.981 | 13.801 | unverbissen | 12.321 | 3.660 | 77.1 | 71.8 |
| | 2.261 | 4.441 | verbissen | 1.480 | 781 | 34.6 | |
| Kiefer | 13.713 | 13.995 | unverbissen | 13.545 | 168 | 98.8 | 95.7 |
| | 722 | 440 | verbissen | 450 | 272 | 37.7 | |
| Buche | 18.001 | 17.495 | unverbissen | 16.662 | 1.339 | 92.6 | 88.7 |
| | 1.150 | 1.656 | verbissen | 833 | 317 | 27.6 | |
| Eiche | 16.477 | 15.926 | unverbissen | 14.472 | 2.005 | 87.8 | 82.4 |
| | 3.174 | 3.725 | verbissen | 1.454 | 1.720 | 54.2 | |
| S. Hartlh. | 3.759 | 1.701 | unverbissen | 1.154 | 2.605 | 30.7 | 73.6 |
| | 8.172 | 10.230 | verbissen | 547 | 7.625 | 93.3 | |
| S. Weichlh. | 1.831 | 1.684 | unverbissen | 1.496 | 362 | 80.5 | 72.0 |
| | 748 | 742 | verbissen | 368 | 380 | 50.8 | |

Steuerungsmöglichkeit durch Programmbenutzer: In der Simulation kann der Programm-benutzer über ein Dialogfeld die Intensität des Verbisses je nach örtlicher Gegebenheit oder persönlicher Erfahrung erhöhen oder vermindern. Dazu wird die Logit-Funktion (vgl. Gleichung 2–46 und Gleichung 2–48) um den weiteren Parameter c_0 erweitert, der eine Verschiebung der Funktion entlang der Ordinate ermöglicht:

$$\text{Gleichung 2–52: } P(x,a) = \frac{1}{1 + e^{-L(x)}} + c_0 - 0.5$$

Der mit Gleichung 2–46 bzw. Gleichung 2–48 erfasste Zusammenhang wird als mittlere Verbisswahrscheinlichkeit bei gegebener Wuchsbedingung interpretiert. Die Daten, die zur Anpassung der Funktionen genutzt wurden, stammen von langfristig beobachteten Versuchsflächen, die zu unterschiedlichen Zeitpunkten aufgenommen und auf denen weder Maßnahmen für noch gegen Verbiss getroffen wurden.

Der Einstellungswert des Dialogfeldes, mit dem der Programmbenutzer die Verbisswahrscheinlichkeit definieren kann, entspricht exakt dem Parameter c_0 der Gleichung 2–52 und kann über einen Wertebereich zwischen Null und Eins variiert werden (vgl. Abschnitt 3.2). Ein Wert von 0.5 ist voreingestellt, so dass bei normaler Verbisswahrscheinlichkeit der Parameter c_0 von Gleichung 2–52 den Wert 0.5 hat. Damit nimmt der hintere Funktionsterm $(+c_0-0.5)$ den Wert Null an und die Klassifizierungsfunktion $P(x,a)$ wird nicht modifiziert. Durch die Einstellung

Modellentwicklung

des Dialogfeldes auf den Wert Null ($c_0=0.0$) kann der Programmbenutzer in der Simulation den Einfluss von Verbiss auf die Höhenentwicklung der Verjüngungspflanzen stark reduzieren, z.B. für geschützte Verjüngungspflanzen auf gezäunten Flächen.

Die Steuerung der Verbissbelastung durch den Programmbenutzer unterstellt eine lineare Beziehung zwischen Schutzmaßnahmen und Verbisswahrscheinlichkeit. Mangels Daten, die eine wirklichkeitstgetreue Anpassung der Relation von Schutzmaßnahmen, deren Erfolg und Verbisswahrscheinlichkeit ermöglichen, wird dieser lineare Zusammenhang unterstellt.

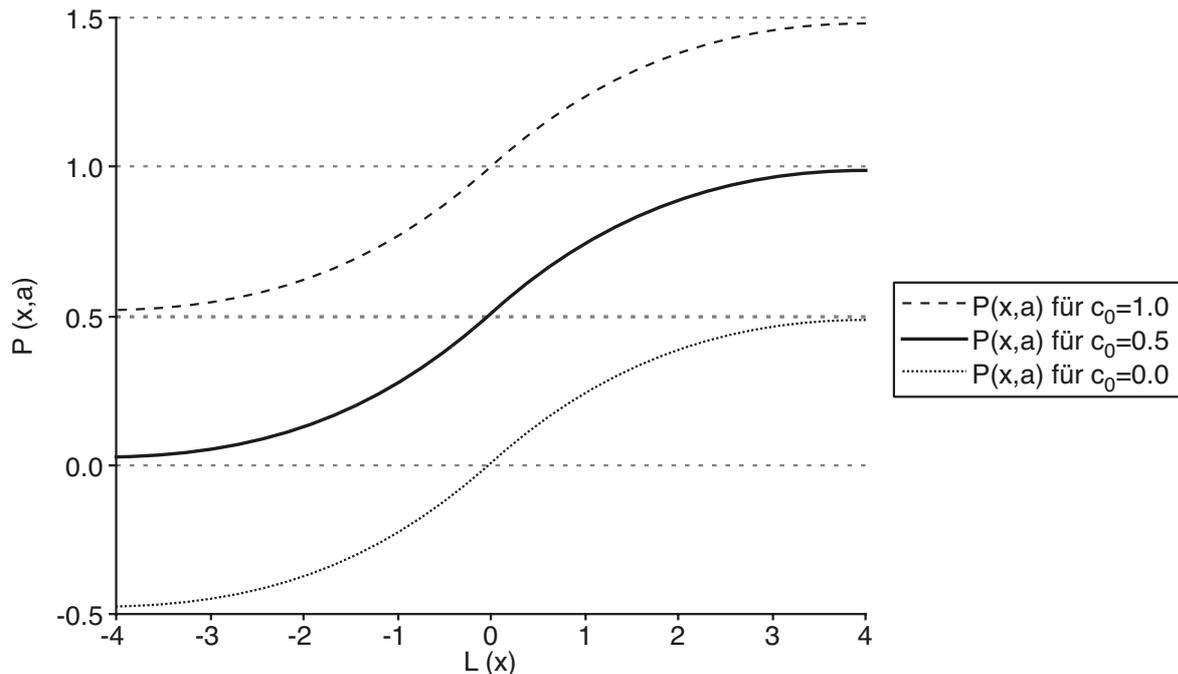


Abbildung 2–31: Modellierung der Verbisswahrscheinlichkeit mit Hilfe der logistischen Funktion; Darstellung der Klassifizierungsfunktion ($P(x,a)$) für Werte $L(x)$ aus dem Intervall –Vier bis +Vier; Veränderungen des Programmdialogfeldes führen zu einer Änderung des Parameters c_0 in Gleichung 2–52. Damit kann der Programmbenutzer den Einfluss der Verbissintensität nach eigenem Ermessen verändern. Ein Wert von 0.5 für den Parameter c_0 ist voreingestellt.

Variation der Verbissbelastung in der zeitlichen Entwicklung: Das Verbissmodell deckt die Variation über den Raum ab, in dem für jede Verjüngungspflanze in Abhängigkeit von der Bestandesstruktur (Dichte, Ausgangsdimension, Lichtregime) eine spezifische Verbisswahrscheinlichkeit ermittelt wird (vgl. Gleichung 2–50). Diese Verbisswahrscheinlichkeit stellt aber einen Mittelwert über der Zeit dar, da die Aufnahmen des Verbisses auf den Versuchsflächen nicht in jährlichen Turnussen erfolgen. Sie stellen vielmehr eine singuläre Beobachtung dar, die durch unterschiedliche Beobachtungspunkte und -zeitpunkte variieren und so zusammengekommen einen Mittelwert repräsentieren.

Auf Grund von Witterungseinflüssen (strenge Winter) und Schwankungen in der Wilddichte fluktuierte in den Jahren 1976 bis 1992 die jährliche Verbissbelastung auf 45 baden-württembergischen Versuchsanlagen nach Untersuchungen von ROTH (1995). Die jährlichen Schwankungen liegen in einer Größenordnungen von 15 bis 65 Prozentpunkten bei den Laub-

baumarten (Buche, Ahorn, Esche, Sonstiges Hartlaubholz, Sonstiges Weichlaubholz) und von 2 bis 40 Prozentpunkten bei den Nadelholzarten Fichte und Tanne (Variationsbreite). Nach der Untersuchungen von ROTH (1995) ist die Streuung der jährlichen Verbissbelastung (Standardabweichung) über der mittleren Verbissbelastung heteroskedastisch verteilt. Zur Erfassung der Streuung werden die von ROTH (1995) ermittelten Standardabweichungen über den arithmetischen Mittelwerten für die 45 Versuchsanlagen ausgeglichen.

Verschiedene Funktionen mit unterschiedlicher Parameterkombination wurden getestet. Als Ausgleichsfunktion für die Standardabweichungsfunktion $Res\sigma$ wurde die Funktion mit dem höchsten Freiheitsgrad gewählt (BORTZ, 1999). Dies ist bis auf die Baumart Buche die im Folgenden berichtete exponentielle Gleichung (2–53). Bei der Baumart Buche zeigt die inverse Funktion den höchsten Freiheitsgrad. Zu Gunsten einer leichteren Handhabung und besseren Extrapolierbarkeit der Funktionen, wird auf die Anwendung der inversen Funktion verzichtet. Die Einbeziehung der beiden Werte von 100 dienen der Skalierung der in Prozenten publizierten Werte von ROTH (1995).

Gleichung 2–53:
$$Res\sigma = c_1 \cdot \left(\frac{\mu}{100} \right)^{c_2} \cdot 100$$

mit den Variablenbezeichnungen:

$Res\sigma$ = baumartenspezifische Standardabweichung der jährlichen Verbissbelastung

$Res\mu$ = baumartenspezifischer Mittelwert der jährlichen Verbissbelastung

c_1, c_2 = baumartenspezifische Funktionsparameter

Das Ergebnis der regressionsanalytischen Anpassung von Gleichung 2–53 zeigt Tabelle 2–29. Die minimal und maximal zulässigen Werte in Tabelle 2–29 geben den Wertebereich der Mittelwertverteilung an, auf den sich die Funktionsanpassung stützt. Bei der Baumart Buche sind beide Funktionsparameter nicht signifikant, bei den zu den Sonstigen Hartlaubhölzern zusammengefassten Baumarten nur der Funktionsparameter c_1 nicht. Tabelle 2–29 zeigt für alle betrachteten Baumarten die Standardabweichung der Verbissbelastung und die regressionsanalytische Anpassung nach Gleichung 2–53 über der mittleren Verbissbelastung. In der Modellanwendung werden für die Baumarten Kiefer, Lärche und Douglasie die Funktionsparameter der Baumart Fichte, für die Baumart Eiche die Funktionsparameter der Baumart Buche und für die Sonstigen Weichlaubhölzer die Funktionsparameter der Sonstigen Hartlaubhölzer verwendet.

Problematisch ist, dass der baumartenspezifische Mittelwert $Res\mu$ der jährlichen Verbissbelastung in Gleichung 2–53 anhand eines Kollektiv von Verjüngungspflanzen ermittelt wurde, während die Klassifikationsfunktion $P(x,a)$ für jede Verjüngungspflanze gesondert geschätzt wird. Da das Ziel der Standardabweichungsfunktion eine jährliche Streuung der Verbissbelastung ist, wird davon ausgegangen, dass die Summe der mit der Klassifikationsfunktion $P(x,a)$

Modellentwicklung

geschätzten Verbissbelastung der mittleren Verbissbelastung Res_{μ} entspricht und dass die Streuung der Klassifikationsfunktion $P(x,a)$ für jede einzelne Verjüngungspflanze mit der Summe der jährlichen Streuung der Verbissbelastung übereinstimmt.

Tabelle 2–29: Parameter der Standardabweichungsfunktion nach Gleichung 2–53; R^2 =Bestimmtheitsmaß; MSE=mittlerer quadratischer Fehler; N_D =Stichprobenumfang; min,max = minimal bzw. maximal zulässig Werte für den baumartenspezifischen Mittelwert der jährlichen Verbissbelastung

| Baumart | Parameter | Schätzwert | Standardfehler |
|------------|-----------------------------------|----------------|----------------|
| Fichte | $R^2=.68$; MSE= 0.434; $N_D=18$ | | |
| | c_1 | 1.4551 | 0.2216 |
| | c_2 | 0.4489 | 0.0906 |
| | min max | 0.39 9.04 | - - |
| Tanne | $R^2=0.36$; MSE= 7.736; $N_D=20$ | | |
| | c_1 | 3.1295 | 1.2579 |
| | c_2 | 0.3357 | 0.1161 |
| | min max | 3.61 74.94 | - - |
| Buche | $R^2=0.25$; MSE= 6.961; $N_D=15$ | | |
| | c_1 | 4.4011 | 0.1050 |
| | c_2 | 0.2852 | 0.1438 |
| | min max | 11.79 52.06 | - - |
| S. Hartlh. | $R^2=0.45$; MSE=27.822; $N_D=14$ | | |
| | c_1 | 1.8246 | 1.8123 |
| | c_2 | 0.5636 | 0.2494 |
| | min max | 9.44 71.59 | - - |

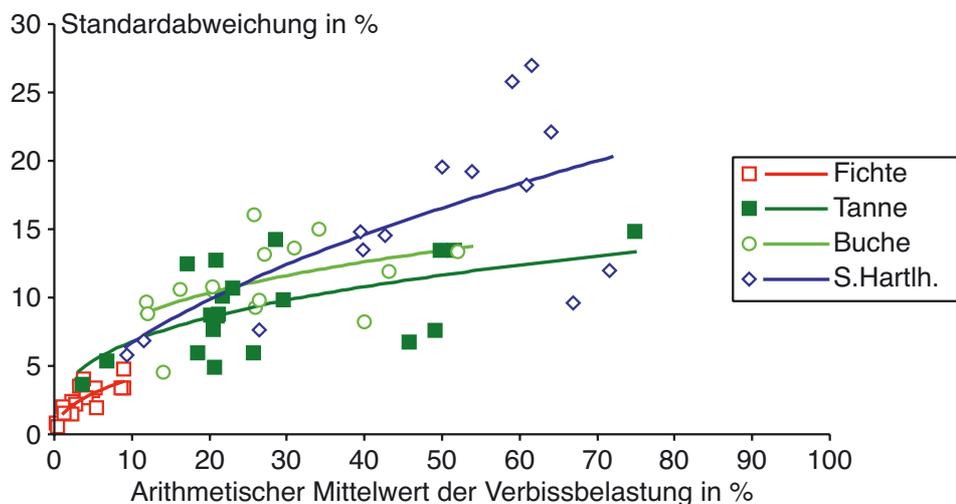


Abbildung 2–32: Streuung der jährlichen Verbissbelastung über der mittleren jährlichen Verbissbelastung für die betrachteten Baumarten auf den 45 baden-württembergischen Versuchsanlagen, die ROTH (1995) untersuchte; alle Angaben in Prozent.

Modellanwendung: Um diese Variation über die Zeit, die sich in einer Veränderung der Verbissbelastung zeigt und in Untersuchungen von KECH (1994), RICHTER (1992) und ROTH (1995) als weiterer Einflussfaktor genannt wird, nachzubilden, wird in der Modellsimulation für jede Verjüngungspflanze die Streuung der jährlichen Verbissbelastung nach Gleichung 2–54 berechnet. Als unabhängige Variable geht in die Berechnung der zwischen Null und 100 normierte Wert der Klassifikationsfunktion $P(x,a)$ ein. In der Modellanwendung wird einmal für jedes Jahr eine standardnormal verteilte Zufallszahl Z_N gezogen und mit der für jede Verjün-

gungspflanze nach Gleichung 2–54 berechneten Standardabweichung multipliziert (vgl. Gleichung 2–55). Die verwendeten Zufallszahlen Z_N haben den Erwartungswert μ von Null und eine Standardabweichung σ von Eins.

$$\text{Gleichung 2–54: } \text{Res}\sigma = c_1 \cdot \left(\frac{P(x,a)}{0.01} \right)^{c_2} \cdot 0.01$$

mit den Variablenbezeichnungen:

$\text{Res}\sigma$ = baumartenspezifische Standardabweichung der jährlichen Verbissbelastung

$P(x,a)$ = Klassifikationsfunktion; dimensionslose abhängige Variable mit Werten zwischen 0 und 1 nach Gleichung 2–52

c_1, c_2 = baumartenspezifische Funktionsparameter nach Tabelle 2–29

Eine Verbindung der Zufallszahl Z_N mit der uniform verteilten Zufallszahl Z_U , die für die dichotome Fallklassifizierung verwendet wird, ist nicht sinnvoll, weil die Streuung der jährlichen Verbissbelastung aus den Untersuchungen von KECH (1994), RICHTER (1992) und ROTH (1995) normal verteilt ist und die Zufallszahl Z_N in der Modellsimulation einmal pro einjähriger Simulationsperiode (vgl. Abbildung 1-4) gezogen wird.

Fallunterscheidung: Unabhängig davon ob eine Verjüngungspflanze innerhalb der Wachstumsperiode verbissen wird oder nicht, erfolgt die dichotome Klassifikation durch eine stochastische Komponente mit Hilfe von im Intervall [0,1] uniform verteilten Zufallszahlen Z_U . Danach lautet die Gleichung des vollständigen Verbissmodells:

$$\text{Gleichung 2–55: } K = \begin{cases} 1 \text{ (d.h. verbissen)} & , \text{ wenn } \{P(x,a) + \Delta T + (\text{Res}\sigma \cdot Z_N)\} \geq Z_U \\ 0 \text{ (d.h. unverbissen)} & , \text{ wenn } \{P(x,a) + \Delta T + (\text{Res}\sigma \cdot Z_N)\} < Z_U \end{cases}$$

Die Funktionsgleichung des Verbissmodells baut sich aus der Klassifizierungsfunktion $P(x,a)$, dem höhenabhängigen Trennwert ΔT , der jährlichen Variation der Verbissbelastung ($\text{Res}\sigma \cdot Z_N$) und einer Zufallszahl Z_U für die Fallklassifizierung auf. In die Klassifizierungsfunktion $P(x,a)$ gehen Steuerungsmöglichkeiten des Programmbenutzers ein.

2.5.2 Streuung der Ausgangshöhe von Verjüngungspflanzen

Um das Wachstum einerseits mit hoher Genauigkeit und andererseits hoher Variabilität zu erfassen, werden die Ausgangshöhen der Verjüngungspflanzen vor der Höhenzuwachspotenzialschätzung (vgl. Abschnitt 2.5.3) zufällig gestreut. Dies führt dazu, dass nicht allen Verjüngungspflanzen einer Höhenschicht ein einziges für die entsprechende Stufenmittelhöhe \bar{h}_j geschätztes Höhenzuwachspotenzial zugeordnet wird. Damit erfolgt die Schätzung eines spezifischen Höhenzuwachspotenzialwertes für jede einzelne Verjüngungspflanze – in Abhängigkeit von ihrer Ausgangshöhe – gesondert. Als Datenmaterial zur Funktionsanpassung stehen 104.341 Höhenmessungen an Verjüngungspflanzen im Höhenbereich von 0.01 bis 7.0 Metern

Modellentwicklung

zur Verfügung (vgl. Anhang, Abschnitt 8.1.2.3).

Da die Ausgangshöhen h_{vjp} der Verjüngungspflanzen in den einzelnen Höhengschichten j weder normal verteilt noch gleich verteilt sind, werden sie – entsprechend der im Datenmaterial vorkommenden Abweichung der Ausgangshöhen h_{vjp} von der Mittelhöhe der entsprechenden Höhengschicht \bar{h}_j – linear durch die entsprechende Stufenmittelhöhe nach der folgenden Gleichung ausgeglichen:

$$\text{Gleichung 2-56: } h_{vjp} = f_0 + f_1 \cdot \bar{h}_j$$

mit den Variablenbezeichnungen:

h_{vjp} = (Ausgangs-)Höhe der Verjüngungspflanzen in Höhengschicht j in m

\bar{h}_j = Stufenmittelhöhe der Höhengschicht j in m

f_0, f_1 = baumartenspezifische Funktionsparameter

Das Ergebnis des regressionsanalytischen Ausgleichs (Gleichung 2–56) der beobachteten Ausgangshöhe mit der Stufenmittelhöhe der Höhengschicht j ist in Tabelle 2–30 für die betrachteten Baumarten zusammengestellt. Die Standardfehler der Schätzwerte sind bei allen Parametern gering. Die Residuen sind homoskedastisch über den vorhergesagten Werten verteilt.

Da mit Gleichung 2–56 die im Datenmaterial vorhandene Streuung nicht erfasst wird, sondern nur die Abweichung der Verjüngungspflanzenhöhe h_{vjp} von der Mittelhöhe der entsprechenden Höhengschicht (\bar{h}_j), werden die Ausgangshöhen h_{vjp} der Verjüngungspflanzen mit der einfachen Standardabweichung der Residuen des regressionsanalytischen Ausgleichs gestreut.

Tabelle 2–30: Parameter der Abweichungsfunktion der Ausgangshöhe h_{vjp} der Verjüngungspflanzen von der Mittelhöhe der Höhengschicht j nach Gleichung 2–56 für alle betrachteten Baumarten; R^2 =Bestimmtheitsmaß; MSE=mittlerer quadratischer Fehler; N_D =Stichprobenumfang

| Baumart | Parameter | Schätzwert | Standardfehler |
|-------------|--------------------------------------|------------|----------------|
| Fichte | $R^2=0.98$; MSE=0.019; $N_D=16.691$ | f_0 | -0.0241 |
| | | f_1 | 0.9945 |
| Tanne | $R^2=0.97$; MSE=0.017; $N_D= 8.302$ | f_0 | -0.0546 |
| | | f_1 | 1.0047 |
| Kiefer | $R^2=0.99$; MSE=0.020; $N_D= 7.067$ | f_0 | -0.0312 |
| | | f_1 | 0.9933 |
| Buche | $R^2=0.99$; MSE=0.020; $N_D=32.784$ | f_0 | -0.0205 |
| | | f_1 | 0.9965 |
| Eiche | $R^2=0.99$; MSE=0.019; $N_D=11.799$ | f_0 | -0.0569 |
| | | f_1 | 1.0061 |
| Douglasie | $R^2=0.99$; MSE=0.021; $N_D= 3.157$ | f_0 | -0.0078 |
| | | f_1 | 0.9925 |
| S. Hartlh. | $R^2=0.99$; MSE=0.018; $N_D=14.658$ | f_0 | -0.0318 |
| | | f_1 | 0.9981 |
| S. Weichlh. | $R^2=0.98$; MSE=0.020; $N_D= 9.883$ | f_0 | -0.0232 |
| | | f_1 | 0.9962 |

Als Ausgleichsfunktion der baumartenspezifischen Residualstreuung wurden verschiedene Funktionen (linear, logarithmisch, polynomisch) getestet. Sowohl die Mittelwerte der

Residuen als auch die in Höhenschichten zusammengefassten Mittelwerte zeigten keinerlei oder nur geringe Verzerrungen. Gleiches gilt für die einfache Standardabweichung der Residuen. Geringe Verzerrungen treten in solchen Höhenschichten auf, in denen die Anzahl der Datensätze unverhältnismäßig gering ist. Dies führt dazu, dass bis auf die Konstante alle Funktionsparameter der Ausgleichsfunktion nicht signifikant sind.

Aus diesem Grund wird die Streuung der Residuen über den Mittelwert der einfachen Standardabweichung der Residuen nachgebildet. Um die Ermittlung der einfachen Standardabweichung der Residuen nicht durch die ungleiche Besetzung der Höhenschichten mit Datensätzen zu verzerren (vgl. Abbildung 2–33a, b), wird für jede Höhenschicht der arithmetische Mittelwert der einfachen Standardabweichung der Residuen gebildet und im nächsten Schritt über alle besetzten Höhenschichten arithmetisch gemittelt. In Tabelle 2–31 ist das Ergebnis der zweifachen Mittelung (1. Mittelung für eine Höhenschicht; 2. Mittelung über alle Höhenschichten) für die betrachteten Baumarten zusammengestellt.

Tabelle 2–31: Einfache Standardabweichung der Residuen der Abweichungsfunktion (Gleichung 2–56) für alle betrachteten Baumarten; N_D =Stichprobenumfang, Anzahl der besetzten Höhenschichten; $\text{Res}\sigma$ =einfache Standardabweichung der Residuen

| Baumart | | Parameter | Schätzwert | Standardfehler |
|-------------|----------|--------------------|------------|----------------|
| Fichte | $N_D=14$ | $\text{Res}\sigma$ | 0.1415 | 0.0016 |
| Tanne | $N_D=13$ | $\text{Res}\sigma$ | 0.1353 | 0.0070 |
| Kiefer | $N_D=14$ | $\text{Res}\sigma$ | 0.1424 | 0.0015 |
| Buche | $N_D=14$ | $\text{Res}\sigma$ | 0.1426 | 0.0010 |
| Eiche | $N_D=14$ | $\text{Res}\sigma$ | 0.1411 | 0.0017 |
| Douglasie | $N_D=14$ | $\text{Res}\sigma$ | 0.1435 | 0.0026 |
| S. Hartlh. | $N_D=14$ | $\text{Res}\sigma$ | 0.1420 | 0.0016 |
| S. Weichlh. | $N_D=14$ | $\text{Res}\sigma$ | 0.1437 | 0.0011 |

Modellanwendung: In der Modellanwendung wird für eine Verjüngungspflanze eine Ausgangshöhe nach Gleichung 2–56 geschätzt (Funktionsparameter in Tabelle 2–30). Diese Ausgangshöhe wird mit Hilfe einer standardnormal verteilten Zufallszahl Z_N und der einfachen Standardabweichung der Residualstreuung $\text{Res}\sigma$ (Tabelle 2–31) nach folgender Gleichung gestreut:

$$\text{Gleichung 2–57: } h_{vjp} = f_0 + f_1 \cdot \bar{h}_j + Z_N \cdot \text{Res}\sigma$$

mit den Variablenbezeichnungen:

h_{vjp} = (Ausgangs-)Höhe der Verjüngungspflanzen in Höhenschicht j in m

\bar{h}_j = Stufenmittelhöhe der Höhenschicht j in m

f_0, f_1 = baumartenspezifische Funktionsparameter nach Tabelle 2–30

Z_N = standardnormal verteilte Zufallszahl $Z_N \approx V(\mu, \sigma)$, mit $\mu = 0$ und $\sigma = 1$

$\text{Res}\sigma$ = baumartenspezifische einfache Standardabweichung der Residualstreuung nach Tabelle 2–31 in m

Dieser Vorgang der Streuung der Ausgangshöhe wird für jede Verjüngungspflanze durchgeführt. Die für jede Verjüngungspflanze individuell ermittelte Ausgangshöhe h_{vjp} geht als

Modellentwicklung

unabhängige Variable in die Höhenzuwachspotenzialschätzung ein (vgl. Abschnitt 2.5.3). Das bedeutet, dass für jede Verjüngungspflanze ein Höhenzuwachspotenzial in Abhängigkeit ihrer Ausgangshöhe geschätzt wird.

Abbildung 2–33a, b verdeutlicht für die Baumarten Fichte und Buche den Zusammenhang zwischen Stufenmittelhöhe, Ausgangshöhe der Verjüngungspflanzen und deren Differenz zur Stufenmittelhöhe. Die Differenzen aus Ausgangshöhe der Verjüngungspflanzen (h_{vjp}) und Stufenmittelhöhe (\bar{h}_j) der entsprechenden Höenschicht j in Metern sind über der Stufenmittelhöhe (\bar{h}_j) in Metern aufgetragen.

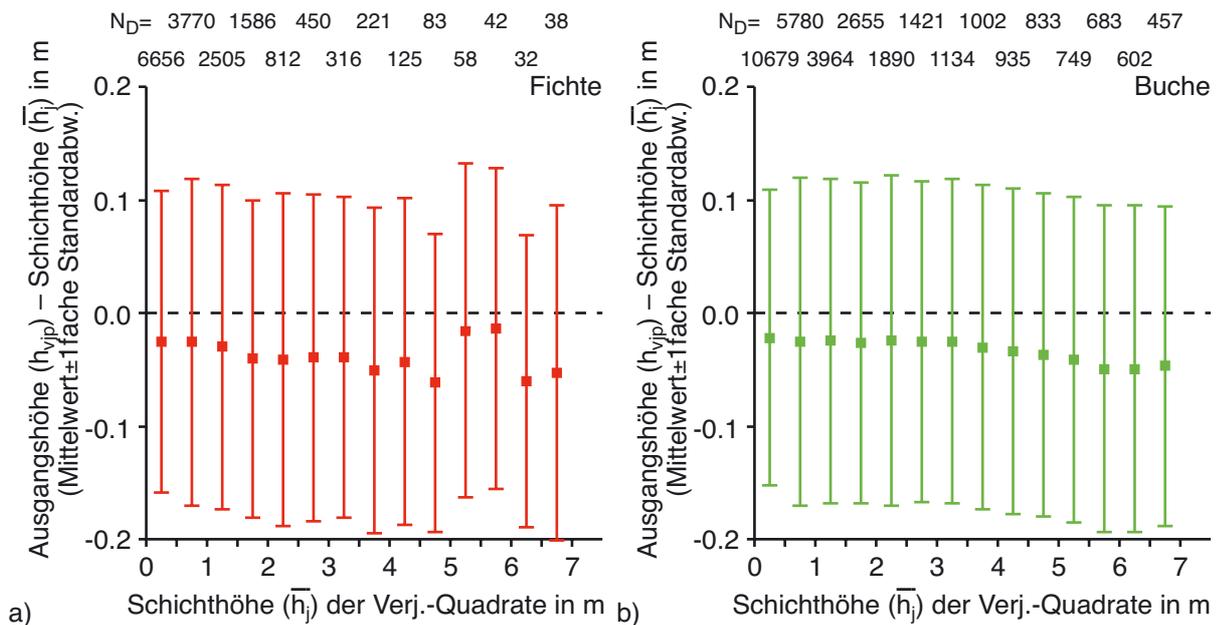


Abbildung 2–33a, b: Differenz aus Ausgangshöhe der Verjüngungspflanzen (h_{vjp}) und Stufenmittelhöhe (\bar{h}_j) der entsprechenden Höenschicht j über der Stufenmittelhöhe (\bar{h}_j) für die Baumarten a) Fichte und b) Buche; alle Höhenangaben in Metern; arithmetische Mittelwerte als Quadrate; einfache Standardabweichung als obere und untere Begrenzungslinie (Fehlerindikator); gestrichelte Hilfsline bei einer Differenz von Null; N_D =Stichprobenumfang der entsprechenden Höenschicht j ; N_D -Fichte insgesamt=16.691; N_D -Buche insgesamt=32.784.

Die mittleren Differenzen liegen über dem gesamten Höhenbereich unterhalb der Mittelhöhe der entsprechenden Höenschicht. Die Streuung der Ausgangshöhen der entsprechenden Höenschicht, ausgedrückt durch die einfache Standardabweichung, verändert sich kaum über den gesamten Höhenbereich. Sie liegt trotz unterschiedlicher Stichprobengrößen N_D der einzelnen Höenschichten bei allen Baumarten über dem gesamten Höhenbereich von 0.01 bis 7.0 Meter in einer Größenordnung zwischen 0.13 und 0.15 Meter (vgl. Parameter $Res\sigma$ in Tabelle 2–31). Bedingt durch die Modellkonzeption und die damit verbundene Höenschichtenbreite von 0.5 Metern (vgl. Abschnitt 2.2), beträgt die Abweichung der Ausgangshöhe nicht mehr als 0.25 Meter, da sonst die Verjüngungspflanze einer anderen Höenschicht angehört.

2.5.3 Höhenzuwachspotenzial von Verjüngungspflanzen

Das Höhenzuwachspotenzial beschreibt einen Höhenzuwachs, der unter optimalen Bedingungen ohne Konkurrenzeinfluss bei gegebenen Standortbedingungen erreicht wird. Bei Abweichung der Wuchsbedingungen von den Optimalbedingungen, z.B. durch Konkurrenz, ergibt sich ein geringerer Höhenzuwachs. Damit kann mit Hilfe der Potenzial-Modifizierung einerseits die Wirkung des Standortes und andererseits die Wirkung von Konkurrenz erfasst werden. Die Wirkung des Standortes zeigt sich maßgeblich in einer Veränderung der potenziell erreichbaren Höhenzuwächse, während die Konkurrenzbedingungen einer Pflanze darüber entscheiden, wie weit die potenziell erreichbaren Höhenzuwächse realisiert werden. Wie bei der Streuung der Ausgangshöhe (Abschnitt 2.5.2) stehen als Datenmaterial zur Funktionsanpassung des Höhenzuwachspotenzials 104.341 Höhen- und Höhenzuwachsmessungen an Verjüngungspflanzen im Höhenbereich von 0.01 bis 7.0 Metern zur Verfügung (vgl. Anhang Abschnitt 8.1.2.3).

Potenzial-Modifier-Ansatz: Das Wachstum von Verjüngungspflanzen soll über einen Potenzial-Modifier-Ansatz beschrieben werden, da sich dieser Ansatz für die Höhenzuwachsmodellierung im Allgemeinen bereits bewährt hat. Anwendungsbeispiele für den deutschsprachigen Raum sind die Waldwachstumssimulatoren SILVA (KAHN, 1994; KAHN und PRETZSCH, 1998a, b; PRETZSCH et al., 2002a), BWIN (BIBER, 1996; DÖBBELER et al., 2003; NAGEL, 1996, 1999, 2001; NAGEL et al., 2002), BWINPro-S (SCHRÖDER, 2004) und MOSES (HASENAUER, 1994, 1999) oder in einem Verjüngungsmodell von BRUNNER (2003, 2004), HASENAUER und GOLSER (1997), HASENAUER und KINDERMANN (2002), HASENAUER et al. (2000) und HERLING (1999). Gleichung 2–58 verdeutlicht den verwendeten Potenzial-Modifier-Ansatz:

Gleichung 2–58: $zhreal = zhpot \cdot mod$

mit den Variablenbezeichnungen:

zhreal = tatsächlich geleisteter Höhenzuwachs in m

zhpot = potenzieller Höhenzuwachs in m

mod = „Modifier“ als Reduktionsfaktor.

Der Modifier stellt eine Reduktionsfunktion dar, die in Abhängigkeit von der Konkurrenz oder anderen Einflussfaktoren das meist standortsabhängige Potenzial reduziert. Zunächst ist das Ziel, das Höhenzuwachspotenzial nach Baumarten getrennt durch Wachstums- oder Zuwachsfunktionen zu beschreiben. Aus der Literatur sind zahlreiche Beispiele bekannt (BIGING und DOBBERTIN, 1995; KAHN, 1994; PRETZSCH, 2001; WENK et al., 1990; ZEIDE, 1993). Im einzelbaumabhängigen Waldwachstumssimulator SILVA wird für die Prognose der Höhenentwicklung von Altbestandsbäumen die CHAPMAN-RICHARDS-Funktion (KRAMER

Modellentwicklung

und AKÇA, 1995; RICHARDS, 1959; WENK et al., 1990) verwendet. Die Anwendung des Wachstumsdifferenzials der CHAPMAN-RICHARDS-Funktion, mit dem die Höhenentwicklung von Altbestandsbäumen im Waldwachstumssimulator SILVA prognostiziert wird, führt bei der Anwendung auf Verjüngungspflanzen zu keinem befriedigenden Ergebnis (z.B. HERLING, 1999), so dass das Höhenzuwachspotenzial von Verjüngungspflanzen mit Hilfe einer standort-abhängigen Zuwachsfunktion erfasst wird.

Standort-Leistung-Modell des Waldwachstumssimulators SILVA: Ebenso wie bei der Wachstumsentwicklung der Altbestandsbäume wird auch bei Verjüngungspflanzen davon ausgegangen, dass der Standort einen Einfluss auf das Wachstum der Verjüngungspflanzen hat. Arbeiten, die diesen Einfluss anhand von Korrelationen und Funktionen bestätigen, wurden u.a. von AMMER (1996, 2000), BAUER (2002), DIACI (1997), HULME (1998), LEDER et al. (2003), SCHALL (1998) und ZHANG et al. (1997) durchgeführt. Untersuchungen zum Keimungsverhalten von Samen betonen den Einfluss der oberen Bodenhorizonte (z.B. ALBRECHT, 1977; FABRICIUS, 1928, 1930, 1935; GIA, 1927; HEISEKE, 1969; KALBHENN, 1963). Bei der Wahl möglicher Einflussfaktoren müssen Einschränkungen hingenommen werden, da nicht alle Variablen wie Humuszustand und kleinstandörtlicher Bodenzustand im Waldwachstumssimulator SILVA abbildbar sind.

Das Standort-Leistung-Modell von SILVA (KAHN, 1994) baut sich aus neun Wirkungsfunktionen bzw. Wirkungswerten WW auf, die über neun Standortvariablen beschrieben werden (Abbildung 2–34). Mittels eines fuzzy-set-theoretischen Konzeptes linguistischer Variablen nach dem Approximationssystem von CHEN und HWANG (1992) werden sie auf ein metrisches Skalensystem transformiert und über unimodale Dosis-Wirkungsfunktionen auf das Intervall [0, 1] abgebildet. Damit beschreibt ein Wirkungswert WW die Wirkung der Standortvariablen auf das potenzielle Wachstum eines Baumes. Die neun Standortvariablen des Standort-Leistung-Modells sind im einzelnen:

- NO_x -Gehalt der Luft (NO_x) in ppb
- CO_2 -Gehalt der Luft (CO_2) in ppm
- Nährstoffversorgung (Nst)
- Anzahl der Tage im Jahr mit Temperaturen höher als 10°C (DT_{10})
- Jahrestemperaturamplitude in $^\circ\text{C}$ (T_{var})
- Temperaturmittel in der Vegetationszeit in $^\circ\text{C}$ (T_v)
- Bodenfrische (Frisch)
- Niederschlagssumme in der Vegetationszeit in mm pro Vegetationszeit (N_v)
- Ariditätsindex nach DEMARTONNE (1926, 1927) in mm pro $^\circ\text{C}$ (M_v), zitiert in BLÜTHGEN und WEISCHET (1980) und THORNTHWAITE und HOLZMAN (1942)

Diese neun Wirkungsfunktionen bzw. den aus den Funktionen abgeleiteten Wirkungswerte WW werden zu drei ökologischen Faktoren (Nährstoffe, Wärme, Feuchtigkeit) verknüpft, wie in Abbildung 2–34 verdeutlicht. Diese Verknüpfung der drei ökologischen Faktoren erfolgt im Waldwachstumssimulator SILVA über γ -Aggregationsoperatoren. In SILVA werden die drei ökologischen Faktoren zur Schätzung der Asymptoten und des Kulminationszeitpunktes der Höhenkurve des Höhenpotenzials eingesetzt. Ebenso wie die neun Wirkungsfunktionen sind die drei ökologischen Faktoren metrische Variablen, die auf das Intervall [0,1] normiert sind und die bei optimalen Standortbedingungen Werte von Eins annehmen.

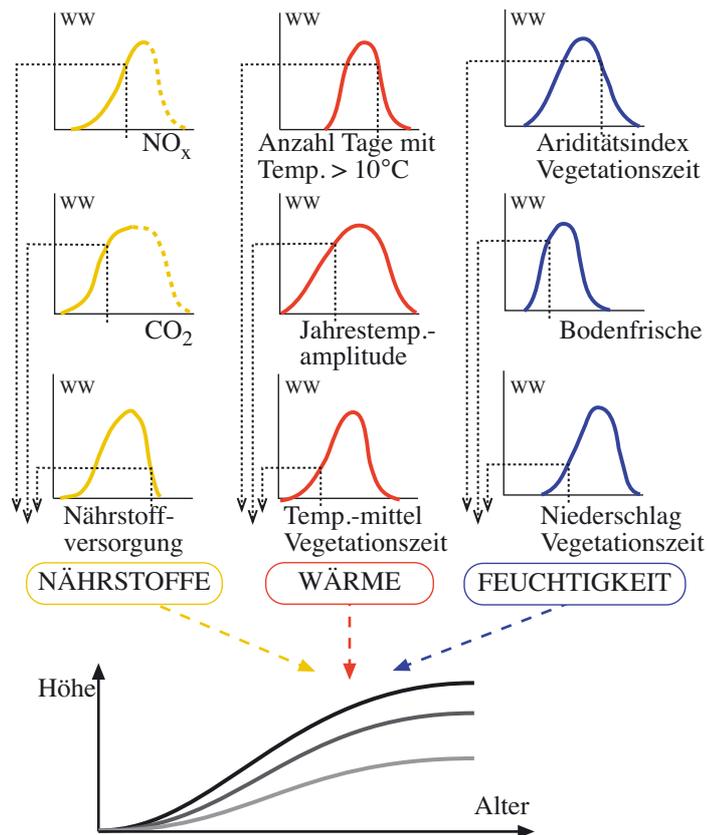


Abbildung 2–34: Verknüpfung von neun Wirkungsfunktionen, die über neun Standortvariablen beschrieben werden, zu drei ökologischen Faktoren (Nährstoffe, Wärme und Feuchtigkeit) im Standort-Leistungsmodell von SILVA; in Abhängigkeit von diesen drei ökologischen Faktoren wird die standortsabhängige Alters-Höhen-Kurve geschätzt, aus der der potenzielle Höhenzuwachs der Altbestandsbäume abgeleitet wird. Verändert nach KAHN (1994); weitere Erläuterungen der Variablen im Text

Höhenzuwachspotenzial von Verjüngungspflanzen: Die im Folgenden gezeigte Lösung nutzt ebenso wie die Anwendung des Höhenzuwachspotenzials für Altbestandsbäume auf Verjüngungspflanzen die Standortfaktoren des Standort-Leistungs-Modells, die für jede Versuchsparzelle vorliegen. Vorteil dieser Vorgehensweise ist neben der Nutzung bereits implementierter Standortfaktoren und deren Transformation in numerische Größen die gleichgerichtete Wirkung der Standortfaktoren. Selbst wenn deren Verknüpfung nicht über die im Standort-Leistungs-Modell verwendeten γ -Aggregationsoperatoren erfolgt (KAHN, 1994), bleibt die in einer Standortvariablen enthaltene Information gleich. Geringe Werte repräsentieren einen

Modellentwicklung

schlechteren Standort als hohe Werte. Divergierendes Modellverhalten zwischen Altbestands- und Verjüngungswachstum wird vermieden, selbst wenn die aus den Standortvariablen resultierende Wirkung auf das Wuchsverhalten sich in ihrer Intensität unterscheidet (z.B. durch Kompensation).

Die neun Standortfaktoren des Standort-Leistung-Modells, deren Verknüpfung zu drei ökologischen Faktoren und weitere Standortfaktoren (z.B. Höhenlage, Exposition, Hangneigung) wurden als unabhängige Variable einzeln und in Kombination zur Erklärung des Höhenzuwachspotenzials getestet. Die multiplikative Verknüpfung der drei ökologischen Faktoren zu einem standortabhängigen Modifikator W_{Sto} ($W_{Sto} = \text{Nährstoffe} \cdot \text{Wärme} \cdot \text{Feuchtigkeit}$) zeigte den höchsten Erklärungsbeitrag bei der standortabhängigen Abschätzung des Höhenzuwachspotenzials. Aus diesem Grund wurde der multiplikativen Verknüpfung ungeachtet der biologischen Plausibilität aller geprüften Verknüpfungsarten (z.B. γ -Aggregationsoperatoren, additiv, multiplikativ, Minimumfaktor) der Vorzug gegeben. Tabelle 2–32 verdeutlicht beispielhaft anhand der drei Versuchsflächen Ebrach 133, Freyung 129 und Kreuth 122 den Wertebereich des auf den Intervall $[0,1]$ normierten Zuwachsmodifikators W_{Sto} .

Tabelle 2–32: Darstellung der drei komplexen ökologischen Faktoren Nährstoffe, Wärme und Feuchtigkeit und den durch deren multiplikative Verknüpfung abgeleiteten Modifikator W_{Sto} für die drei Versuchsflächen Ebrach 133, Freyung 129 und Kreuth 122

| Baumart | Versuchsfläche | Nährstoffe | Wärme | Feuchtigkeit | W_{Sto} |
|---------|----------------|------------|--------|--------------|-----------|
| Fichte | Ebrach 133 | 0.8709 | 0.9347 | 0.8442 | 0.6872 |
| | Freyung 129 | 0.8732 | 0.8915 | 0.9593 | 0.7468 |
| | Kreuth 122 | 0.8390 | 0.7120 | 0.9518 | 0.5686 |
| Buche | Ebrach 133 | 0.5679 | 0.7348 | 1.0000 | 0.4173 |
| | Freyung 129 | 0.5739 | 0.5452 | 0.9999 | 0.3100 |
| | Kreuth 122 | 0.4887 | 0.3177 | 1.0000 | 0.1552 |

Modellformulierung: Insgesamt gehen zur Funktionsanpassung 104.341 Höhen- und Höhenzuwachsmessungen an Verjüngungspflanzen im Höhenbereich von 0.01 bis 7.0 Metern in die Untersuchung ein (vgl. Abschnitt 2.1 und Anhang, Abschnitt 8.1.2.3). Da die unteren Höhenbereiche stärker mit Daten belegt sind, wird zur Vermeidung von Verzerrungen auf eine Klassenbildung der Ausgangshöhe, die der Höhenstufenbreite des Modells von 0.5 Metern entspricht, zurückgegriffen (vgl. Abschnitt 2.2). Das bedeutet, dass jede Höhenstufe nur mit einem Höhen- und Höhenzuwachswert in die Parametrisierung eingeht, auch wenn mehrere hundert Höhenzuwachs-Höhen-Wertepaare diesem entsprechenden Höhenzuwachs-Höhen-Klassenpaar zu Grunde liegen. Die regressionsanalytische Anpassung erfolgt durch Klassenbildung der Ausgangshöhe und dem Ausgleich der mittleren Höhenzuwachswerte zuzüglich der dreifachen Standardabweichung des Höhenzuwachses für die entsprechende Höhenschicht. Die Klassenbildung wird für jede Versuchsfläche und folglich auch für jeden Standort getrennt durchgeführt (vgl. Anhang, Abschnitt 7.3.5.4 auf Seite 312).

Verjüngungspflanzen, die aus Pflanzung oder Naturverjüngung entstanden sind, unterscheiden sich in ihrem Höhenzuwachs niveau deutlich, während sie einen annähernd ähnlichen Höhenzuwachsverlauf über der Ausgangshöhe und Standort zeigen (ASSMANN, 1961). Da nur für die Baumarten Fichte, Kiefer, Douglasie und Buche Daten aus Pflanzung und Naturverjüngung zur Verfügung stehen, wird in die ausgleichende Modellfunktion der Parameter E zur Quantifizierung des Einflusses der Begründungsart integriert. Der Parameter E ist eine Dummy-Kodierung (BORTZ, 1999), die für die aus Pflanzung entstandenen Verjüngungspflanzen auf den Wert Eins gesetzt wird, während der Parameter E für die aus Naturverjüngung und Saat entstandenen Verjüngungspflanzen den Wert Null zugewiesen bekommt.

Bei der regressionsanalytischen Anpassung zeigte sich, dass nicht eine Funktionsgleichung für alle Baumarten zu guten Resultaten führte, sondern erst eine Modifikation der Verknüpfungsart und Kombination der Funktionsparameter unter Beibehaltung der Variablenanzahl. Daher werden für die Anpassung je nach Baumart i eine der beiden folgenden Gleichungen verwendet (Gleichung 2-59-a oder 2-59-b):

$$\text{Gleichung 2-59-a: } \quad \text{zhpot}_i = g_0 \cdot E + (g_2 - (\bar{h}_j + 1)^{g_1}) \cdot e^{(-g_3(1-W\text{Sto}))}$$

oder:

$$\text{Gleichung 2-59-b: } \quad \text{zhpot}_i = g_4 \cdot E + (g_6 + g_7 \cdot W\text{Sto} - (\bar{h}_j + 1)^{g_5})$$

mit den Variablenbezeichnungen:

- zhpot_i = baumartenspezifischer potenzieller Höhenzuwachs in m
- i = Index für die Baumart
- \bar{h}_j = mittlere Höhe der Verjüngungsschicht j (Mittelwert aus Ober- und Untergrenze der Schicht)
- g_0, \dots, g_7 = baumartenspezifische Funktionsparameter
- WSto = standortabhängiger Modifikator
- E = Dummy-Kodierung für die Begründungsarten Saat, Naturverjüngung (E=0) und Pflanzung (E=1)

Die ermittelten Schätzwerte für die Parameter, die in Tabelle 2-33 dargestellt sind, weisen bei allen Baumarten einen geringen Standardschätzfehler auf. Da diese Funktion den Zusammenhang zwischen potenziellem Höhenzuwachs und Standort erklären soll, demnach die durch Konkurrenzeffekte hervorgerufene Streuung im Datenmaterial nicht erfassen soll, wird das geringe Bestimmtheitsmaß toleriert. Bei den Baumarten Tanne, Eiche, Douglasie, Sonstiges Hartlaubholz und Sonstiges Weichlaubholz ist der Einfluss des Standortes über den standortabhängigen Modifikator WSto nicht nachweisbar, der Schätzwert des Parameters g_3 bzw. g_7 ist bei diesen Baumarten nicht signifikant. Dies hängt damit zusammen, dass die Aufnahme der Baumarten auf Versuchsflächen vorwiegend in deren Hauptverbreitungsgebieten erfolgt wie z.B. die Baumart Kiefer in der Oberpfalz. Das schränkt die Standortamplitude für diese Baumarten ein.

Modellentwicklung

Tabelle 2–33: Parameter des Höhenwachspotenzials ($zhpot_i$) nach Gleichung 2–59-a oder 2–59-b; R^2 =Bestimmtheitsmaß; MSE=mittlerer quadratischer Fehler; N_D =Stichprobenumfang; Funktionswerte für die Parameter g_0 und g_4 fehlen bei allen Baumarten, bei denen keine Daten für gepflanzte Verjüngung vorliegen.

| Baumart | | Parameter | Schätzwert | Standardfehler | |
|-------------|-----------------------------------|-----------|------------|----------------|--------|
| Fichte | $R^2=0.84$; MSE=0.022; $N_D=891$ | g_0 | 0.5757 | 0.0104 | |
| | | 2–59-a | g_1 | -0.3921 | 0.0372 |
| | | | g_2 | 0.9933 | 0.0194 |
| | | | g_3 | 0.2635 | 0.1156 |
| Tanne | $R^2=0.58$; MSE=0.013; $N_D=243$ | g_0 | - | - | |
| | | 2–59-a | g_1 | -0.3358 | 0.0481 |
| | | | g_2 | 0.9969 | 0.0188 |
| | | | g_3 | <1e-9 | 0.1745 |
| Kiefer | $R^2=0.47$; MSE=0.025; $N_D=732$ | g_0 | 0.1951 | 0.0196 | |
| | | 2–59-a | g_1 | -2.2886 | 0.2039 |
| | | | g_2 | 0.9386 | 0.0295 |
| | | | g_3 | 0.8146 | 0.0901 |
| Buche | $R^2=0.30$; MSE=0.053; $N_D=869$ | g_0 | 0.0836 | 0.0268 | |
| | | 2–59-a | g_1 | -0.7473 | 0.1840 |
| | | | g_2 | 1.1551 | 0.0533 |
| | | | g_3 | 0.4546 | 0.1134 |
| Eiche | $R^2=0.34$; MSE=0.069; $N_D=263$ | g_4 | - | - | |
| | | 2–59-b | g_5 | -0.6409 | 0.1569 |
| | | | g_6 | 1.1554 | 0.0696 |
| | | | g_7 | <1e-9 | 0.1248 |
| Douglasie | $R^2=0.51$; MSE=0.043; $N_D=662$ | g_4 | 0.3270 | 0.0615 | |
| | | 2–59-b | g_5 | -1.0737 | 0.2030 |
| | | | g_6 | 1.1002 | 0.0823 |
| | | | g_7 | <1e-9 | 0.0391 |
| S. Hartlh. | $R^2=0.23$; MSE=0.052; $N_D=546$ | g_0 | - | - | |
| | | 2–59-a | g_1 | -0.3396 | 0.0580 |
| | | | g_2 | 1.2796 | 0.0410 |
| | | | g_3 | <1e-9 | 0.1909 |
| S. Weichlh. | $R^2=0.11$; MSE=0.044; $N_D=491$ | g_0 | - | - | |
| | | 2–59-a | g_1 | -0.1727 | 0.0334 |
| | | | g_2 | 1.3591 | 0.0458 |
| | | | g_3 | <1e-9 | 0.1599 |

Standortvergleich des Höhenwachspotenzials: Die Ergebnisse des regressionsanalytischen Ausgleichs sind in Abbildung 2–35a, b für die Baumarten Fichte und Buche auf den Versuchsfläche Freyung 129, Ebrach 133 und Kreuth 122 verdeutlicht und in Tabelle 2–33 zusammengestellt. Während die Baumart Fichte nur geringe Unterschiede zwischen den Standorten zeigt, liegt das Höhenwachspotenzial bei der Buche auf den betrachteten Versuchsflächen jeweils um 0.1 bis 0.2 Meter auseinander.

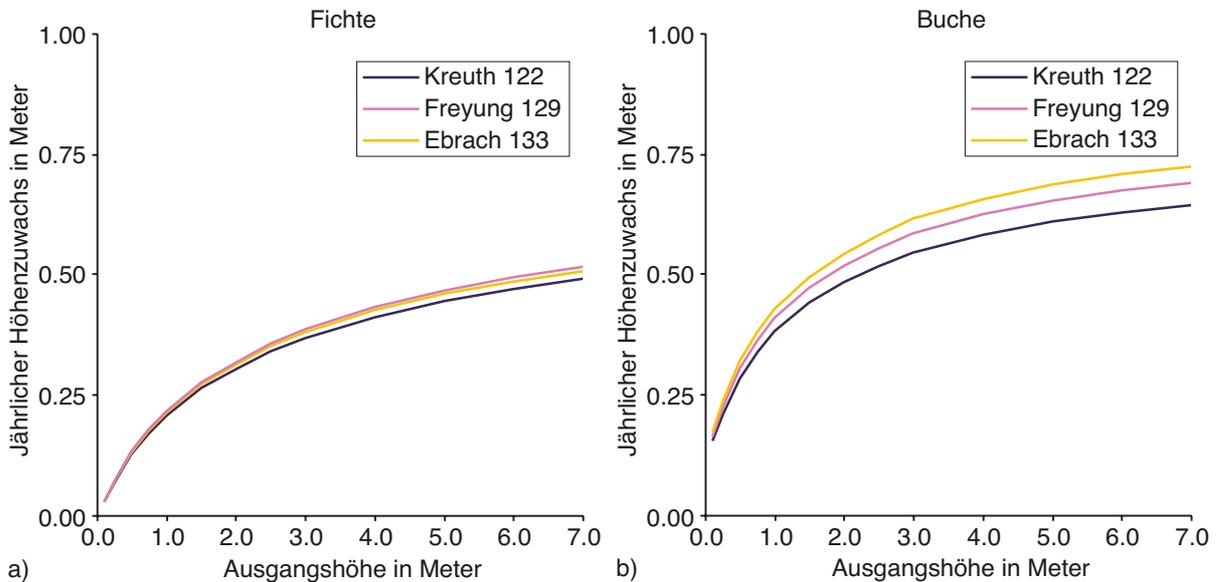


Abbildung 2–35a, b: Jährliches Höhenzuwachspotenzial nach Gleichung 2–59-a bzw. Gleichung 2–59-b über der Ausgangshöhe für die Baumarten a) Fichte und b) Buche auf den drei Versuchflächen Freyung 129, Ebrach 133 und Kreuth 122; Grundlage für den unterschiedlichen Kurvenverlauf der Höhenzuwachspotenziale ist der baumartenspezifische Modifikator W_{Sto} (vgl. Tabelle 2–32); Alle Höhenangaben in Metern

Baumartenvergleich des Höhenzuwachspotenzials bei gleichem Standort: Ein Vergleich des Höhenzuwachspotenzials der einzelnen Baumarten zeigt die großen baumartenspezifischen Unterschiede zwischen diesen. Als Beispiel sei ein Standort im Wuchsbezirk 09.12.08 „Oberbayerisches Tertiärhügelland“ (FOERST und KREUTZER, 1978; GULDER und KÖLLING, 2001) in ebener Lage bei einer Höhenlage von 480 MeterN über NN mit mittlerer Nährstoffversorgung und frischem Wasserhaushalt gegeben. Der sich aus diesen Standortangaben ergebende Modifikator W_{Sto} ist für alle Baumarten in Tabelle 2–34 aufgeführt. Die daraus resultierenden Höhenzuwachspotenziale sind für alle betrachteten Baumarten in Abbildung 2–36 dargestellt.

Tabelle 2–34: Baumartenspezifische Ausprägung des standortabhängigen Modifikators W_{Sto} für einen ausgewählten Standort im Wuchsbezirk 09.12.08 „Oberbayerisches Tertiärhügelland“; Höhenlage 480 m über NN; mittlere Nährstoffversorgung; frischer Wasserhaushalt (Bodenfrische)

| Baumart | Fichte | Tanne | Kiefer | Buche | Eiche | Douglasie | S. Hartlh. | S. Weichlh. |
|-----------|--------|--------|--------|--------|--------|-----------|------------|-------------|
| W_{Sto} | 0.6417 | 0.6163 | 0.9668 | 0.2973 | 0.4867 | 0.6418 | 0.4935 | 0.5270 |

Die Baumarten Fichte und Tanne zeigen einen langsamen Anstieg des Höhenzuwachspotenzials mit Zunahme der Baumhöhe, während die Baumarten Kiefer, Douglasie und Eiche einen deutlichen Anstieg zeigen. Die unter die Sonstigen Hartlaubhölzer und Weichlaubhölzer zusammengefassten Baumarten beginnen bereits bei geringen Ausgangshöhen der Verjüngungspflanzen mit starken Höhenzuwächsen, die in der Größenordnung der eigenen Baumhöhe liegen. Bei größerer Ausgangshöhe ist der Anstieg des Höhenzuwachspotenzials geringer.

Modellentwicklung

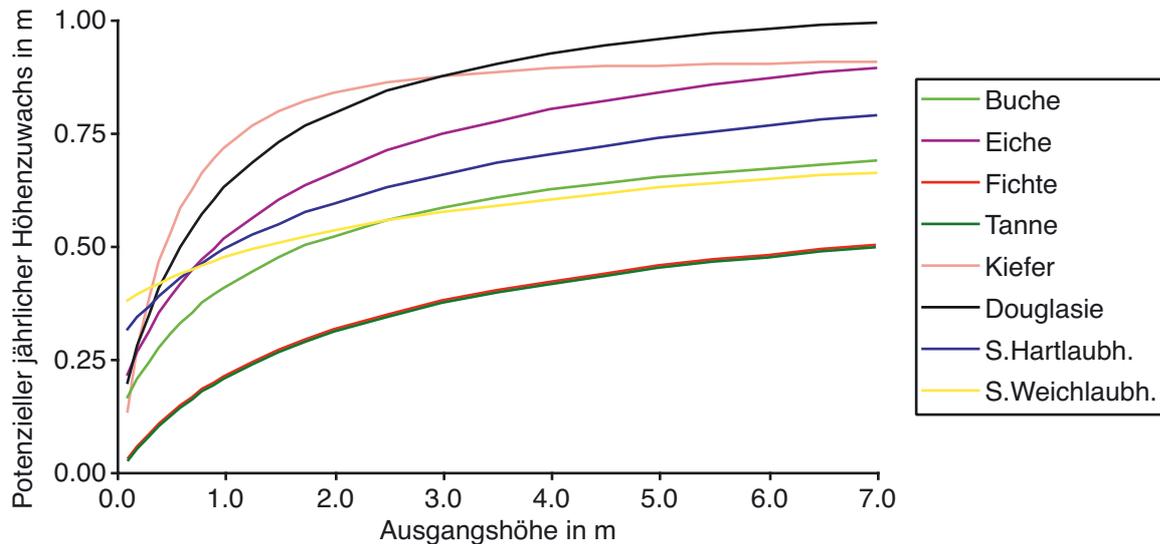


Abbildung 2–36: Vergleich des jährlichen Höhenzuwachspotenzials der einzelnen Baumarten über der Ausgangshöhe für einen ausgewählten Standort im Wuchsbezirk 09.12.08 „Oberbayerisches Tertiärhügelland“; Höhenlage 480 m über NN; mittlere Nährstoffversorgung; frischer Wasserhaushalt (Bodenfrische); alle Höhenangaben in Metern

Vergleich der Begründungsart bei gleichem Standort: Für den oben benannten Standort kann der Zuwachsvorsprung gepflanzter Verjüngung gegen naturverjüngte Pflanzen anschaulich dargestellt werden. Für die vier betrachteten Baumarten Fichte, Kiefer, Buche und Douglasie ergeben sich die in Abbildung 2–37 abgebildeten Höhenzuwachspotenziale. Bei der Fichte sind die Unterschiede zwischen Pflanzung und Naturverjüngung besonders groß, gefolgt von Douglasie und Kiefer. Bezogen auf die betrachteten Baumarten zeigt die gepflanzte Douglasie auf diesem Standort das größte Höhenzuwachspotenzial bei gegebener Ausgangshöhe.

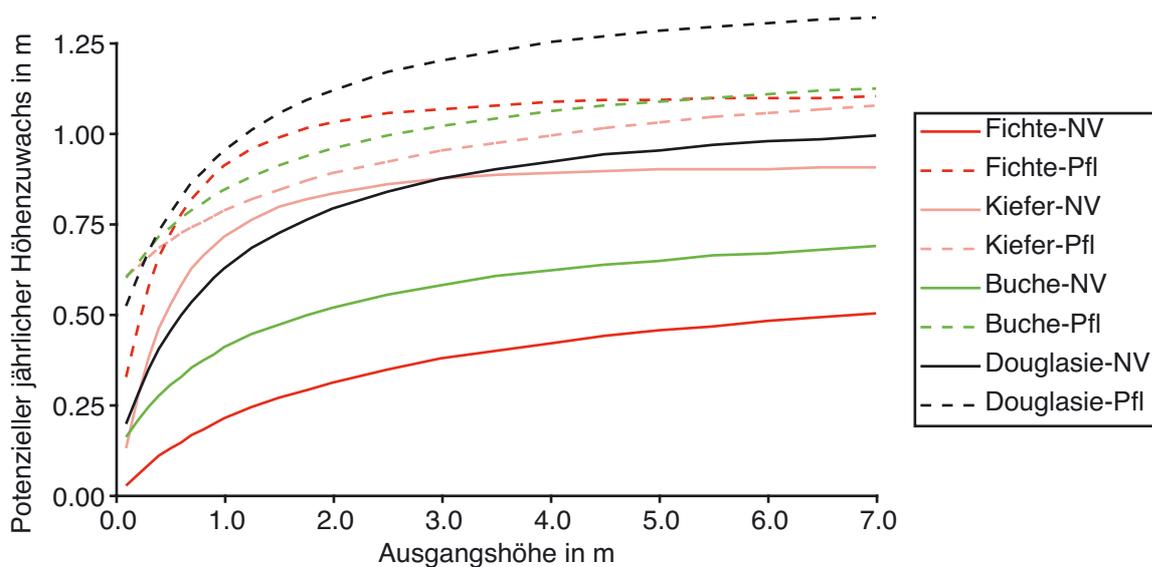


Abbildung 2–37: Vergleich des jährlichen Höhenzuwachspotenzials für natürlich verjüngte (NV) und gepflanzte (Pfl) Verjüngung der vier Baumarten Fichte, Kiefer, Buche und Douglasie für einen ausgewählten Standort im Wuchsbezirk 09.12.08 „Oberbayerisches Tertiärhügelland“; Höhenlage 480 m über NN; mittlere Nährstoffversorgung; frischer Wasserhaushalt (Bodenfrische); alle Höhenangaben in Metern

2.5.4 Höhenzuwachsschätzung

Im Gegensatz zur vorangegangenen Höhenzuwachspotenzialschätzung werden zur Modellierung des realen Höhenzuwachses, d.h der Anpassung des „Modifiers“, die Höhenzuwächse von Verjüngungspflanzen zu den Zeitpunkten verwendet, zu denen die Struktur des Altbestandes und der Verjüngung exakt bekannt ist. Das bedeutet, dass lediglich die Höhenzuwächse zu den Aufnahmezeitpunkten der Versuchsfläche verwendet werden, da für die Jahre zwischen den Aufnahmezeitpunkten die Konkurrenzindizes und Besetzungsdichten der Aufnahmequadrate mit Verjüngungspflanzen nicht definiert sind und interpoliert werden müssten.

Insgesamt stehen für die betrachteten Baumarten als Datenmaterial zur Funktionsanpassung des Höhenzuwachsschätzung 10.630 Höhen- und Höhenzuwachsmessungen an Verjüngungspflanzen im Höhenbereich von 0.01 bis 7.0 Metern zur Verfügung (vgl. Anhang, Abschnitt 8.1.2.3). Die Parameteranpassung erfolgt mit dem gesamten zur Verfügung stehenden Datensatz, lediglich getrennt nach Baumarten und für Ausgangshöhen von weniger als sieben Meter Höhe.

Das Höhenzuwachmodell reduziert den potenziellen Höhenzuwachs $zhpot$ nach Gleichung 2–59-a oder 2–59-b auf den erwarteten Höhenzuwachs $zhpred$, indem $zhpot$ multiplikativ mit den Konkurrenzindizes (vgl. Abschnitt 2.3.4 und 2.3.7) über einen Potenzial-Modifizier-Ansatz verknüpft wird. Dazu wird Gleichung 2–58 wie folgt angepasst:

$$\text{Gleichung 2–60: } zhpred_i = s_0 \cdot zhpot_i \cdot e^{\left(s_1 \cdot CIovs_k + s_2 \cdot CIsum_{jk} + s_3 \cdot \ln\left(\frac{KKL_1}{100} + 1\right) \right)}$$

mit den Variablenbezeichnungen:

$zhpred_i$ = geschätzter baumartenspezifischer jährlicher Höhenzuwachs in m

i = Index für die Baumart

$zhpot_i$ = baumartenspezifisches jährliches Höhenzuwachspotenzial in m nach Gleichung 2–59-a oder 2–59-b

e = EULERSche Zahl ($e=2.71828\dots$)

$CIovs_k$ = Konkurrenzindex, der die Konkurrenz durch den Altbestand für jedes Verjüngungsquadrat k nach Gleichung 2–14 beschreibt

$CIsum_{jk}$ = Konkurrenzindex für die Höenschicht j auf dem Verjüngungsquadrat k , auf dem sich die Verjüngungspflanze befindet

KKL_1 = Konkurrenzindex KKL für eine virtuelle Verjüngungspflanze l , die auf dem auf dem Verjüngungsquadrat k steht, nach Gleichung 2–19

s_0, s_1, s_2, s_3 = baumartenspezifische Funktionsparameter

Der Multiplikator von einem Hundertstel mit dem Konkurrenzindex KKL dient der Adjustierung, damit alle Funktionsparameter (s_0, s_1, s_2, s_3) bei der Parametrisierung der Gleichung 2–60 annähernd in gleichen Größenordnungen konvergieren und ein frühzeitiges Abbrechen der iterativen Parameteranpassung vermieden wird. Da der Konkurrenzindex KKL auch Werte kleiner Eins annehmen kann (vgl. Abschnitt 2.3.7) und der Faktor logarithmisch in die Funktionsgleichung eingeht, wird zur Verhinderung negativer Werte der multiplikativ veränderte Konkurrenzindex KKL um den Wert Eins erhöht.

Sind alle Konkurrenzindizes gleich Null, so wird das durch den Parameter s_0 veränderte standortabhängige Höhenzuwachspotenzial erreicht. Bei Besetzung des Raumes oberhalb der Verjüngungsschicht, einerseits durch den überschirmenden Altbestand und/oder andererseits durch Verjüngungspflanzen in höheren Schichten, ausgedrückt durch $CIovs_k > 0$, $KKL_1 > 0$ oder $CIsum_{jk} > 0$, wird der geschätzte Höhenzuwachs kleiner als der potenzielle. Durch die Trennung zwischen KKL , CI des Altbestandes und dem CI der Verjüngung wird der differenzierten Reaktion der Baumarten auf die unterschiedlichen Arten der Konkurrenzeinwirkung Rechnung getragen. Ein gemeinsamer oder einziger Konkurrenzindex könnte diese unterschiedlichen Reaktionsmuster nur bedingt erfassen. Die Baumart Buche erträgt sehr viel höheren Konkurrenzeinfluss von benachbarten Verjüngungspflanzen als durch Altbestandsbäume. Andere Baumarten wie die Fichte reagieren besonders auf seitlichen Konkurrenzeinfluss, erfasst durch den Konkurrenzindex KKL .

In Abbildung 2–38a, b sind die Residuen über den vorhergesagten Höhenzuwachswerten aufgetragen und mit einer linearen Regression ausgeglichen. Die Residuen sind heteroskedastisch verteilt, d.h. sie nehmen mit den Höhenzuwächsen (respektive mit den Ausgangshöhen) zu. Mit dem linearen Ausgleich der Residuen verdeutlicht, treten kaum systematische Verzerrungen auf, was eine gute Anpassung der Höhenzuwachsschätzung bedeutet.

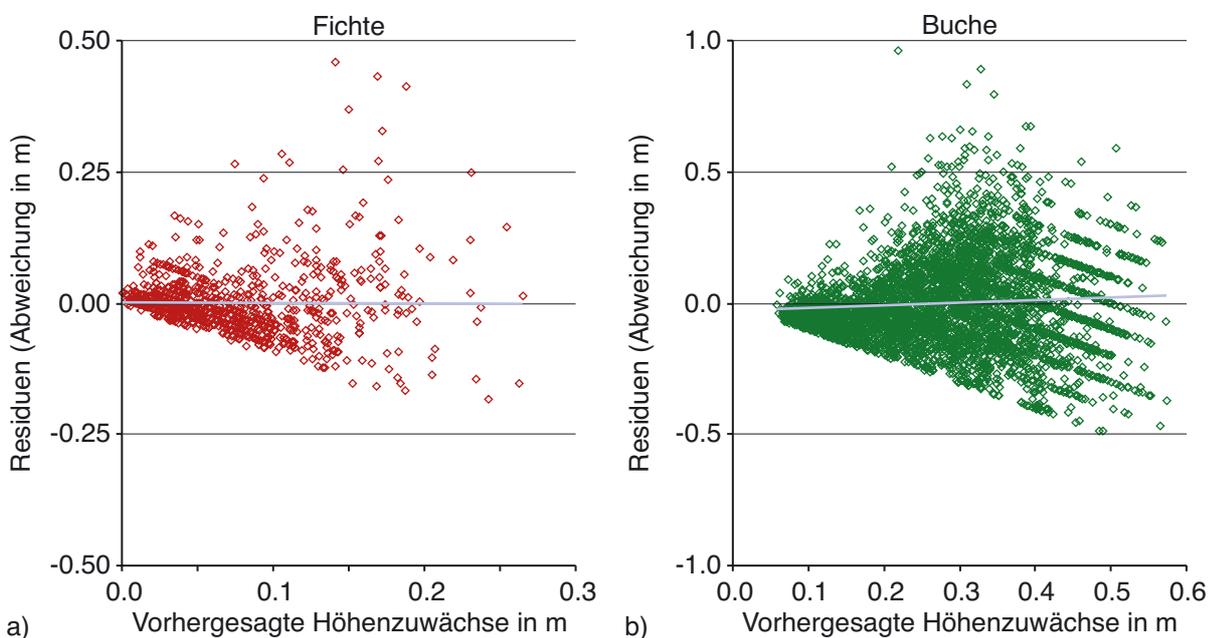


Abbildung 2–38a, b: Streuung der Residuen über den vorhergesagten Höhenzuwachswerten $zhpred$ nach Gleichung 2–60 für die Baumarten a) Fichte und b) Buche; N_D -Fichte=879; N_D -Buche=5459; Lineare Ausgleichsgerade der Punktwolke für Fichte: $res_i = +0.0014 - 0.0126 \cdot zhpred_i$; für Buche; $res_i = -0.0317 + 0.0980 \cdot zhpred_i$; alle Höhenangaben in Metern

Abbildung 2–39a, b zeigt am Beispiel der Plenterwald-Versuchsfläche Freyung 129 für die Baumarten Fichte und Buche die Anpassung von Gleichung 2–60 an das vorhandene Datenmaterial. Während die Parametrisierung des Gesamtmodells kaum Verzerrungen zeigt, treten

diese doch bei einzelnen Versuchsflächen auf. Bei der Baumart Fichte für die Plenterwald-Versuchsfläche Freyung 129 werden die Höhenzuwächse bei einer Ausgangshöhe unter zwei Metern geringfügig überschätzt, ab drei Metern geringfügig unterschätzt. Positive Abweichungen der geschätzten Höhenzuwächse von den beobachteten liegen bei der Baumart Buche für die Versuchsfläche Freyung 129 in einer Größenordnung von 0.15 bis 0.30 Metern. Eine generelle Überschätzung des Höhenzuwachspotenzials bei der Baumart Buche liegt nicht vor, da hohe Einzelzuwächse auf der Versuchsfläche Freyung vorkommen.

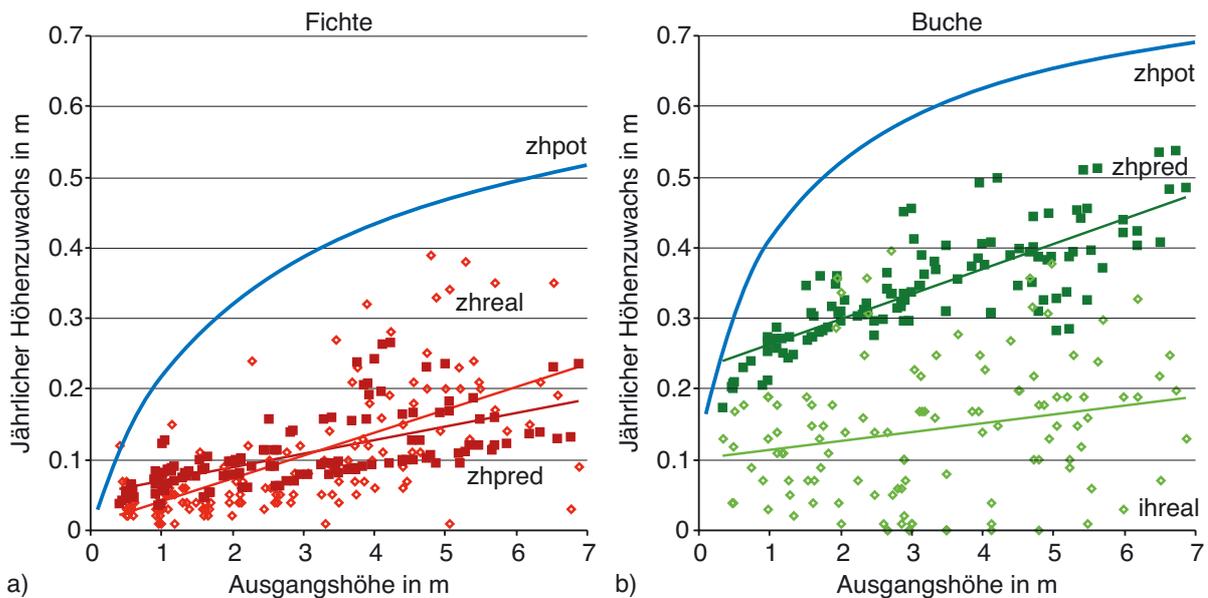


Abbildung 2–39a, b: Jährliches Höhenzuwachspotenzial zh_{pot} und beobachtete jährliche Triebhöhenzuwächse zh_{real} (offene Rauten) und die nach Gleichung 2–60 prognostizierten jährlichen Höhenzuwächse zh_{pred} (geschlossene Quadrate) über der entsprechenden Ausgangshöhe auf der Versuchsfläche Freyung 129 im Zuwachsjahr 2000 für die Baumarten a) Fichte und b) Buche; alle Höhenangaben in Metern; N_D -Fichte=138; N_D -Buche=118. Lineare Regression der Wertepaare für Fichte: $zh_{real} = +0.0074 + 0.0324 \cdot \text{Ausgangshöhe}_i$ und $zh_{pred} = +0.0502 + 0.0191 \cdot \text{Ausgangshöhe}_i$ und für Buche: $zh_{real} = +0.1005 + 0.0127 \cdot \text{Ausgangshöhe}_i$ und $zh_{pred} = +0.2287 + 0.0357 \cdot \text{Ausgangshöhe}_i$

Mögliche Ursachen können in dem relativ rauen Klima des Bayerischen Waldes oder der Schädigung der Knospen durch Fröste liegen; Faktoren, die durch die drei aggregierten Standortfaktoren (Nährstoffe, Wärme, Feuchtigkeit) nicht abgebildet werden. Auch für andere klimatisch benachteiligte Versuchsflächen (z.B. Bodenmais, Kreuth) zeigen sich ähnliche Tendenzen, die zu einer teilweise deutlichen Überschätzung des Höhenzuwachses führen und sich bei Trennung des Datenmaterials nach Versuchsflächen in unterschiedlichen Werten für den Parameter s_0 der Gleichung 2–60 zeigen.

Einbeziehung weiterer Standortfaktoren: Bei der Parameterermittlung zeigte sich, dass trotz des standortabhängigen Höhenzuwachspotenzials weitere Standortfaktoren einen erklärenden Einfluss bei der Höhenzuwachsschätzung haben. Der Wirkungswert WDT_{10} des Standort-Leistung-Modells von SILVA, der die Länge der Vegetationszeit beschreibt (vgl. Abschnitt

Modellentwicklung

2.5.3) korreliert in hohem Maß mit den Residuen und dem Parameter s_0 der Gleichung 2–60.

Der zwischen Null und Eins normierte Wirkungswert WDT_{10} stellt die Anzahl der Tage pro Jahr dar, an denen die Tagesmitteltemperatur einen Grenzwert über- bzw. unterschreitet, der für die Aktivität von Pflanzen unter mitteleuropäischen Verhältnissen charakteristisch ist. Steigen nach der Winterruhe die Tagesmitteltemperaturen über 10°C beginnen Pflanzen im stärkerem Maße physiologisch aktiv zu werden und stellen im Herbst ihre Aktivität wieder ein. Ein Grenzwert von 10°C wird daher in der forstlichen Praxis zur Beschreibung der Länge der Vegetationszeit genutzt (LWF, 2004).

Der Wirkungswert WDT_{10} wird über eine Exponentialfunktion in die Gleichung integriert. Der Multiplikator von fünf dient der Adjustierung, damit die Iterationschritte der einzelnen Funktionsparameter bei der regressionsanalytischen Anpassung von Gleichung 2–61 annähernd die gleiche Größenordnung besitzen und die Parameter gleichmäßig konvergieren. Daneben wird so verhindert, dass bei der Iteration die Funktionsparameter Werte annehmen, die nicht mehr plausibel sind. Aufgrund der hohen Korrelation zwischen Wirkungswert WDT_{10} und den oben genannten Effekten wird Gleichung 2–60 wie folgt modifiziert:

$$\text{Gleichung 2–61: } zhpred_i = \left(0.01 \cdot e^{(s_0 \cdot WDT_{10,i} \cdot 5)}\right) \cdot zhpot_i \cdot e^{\left(s_1 \cdot CIovs_k + s_2 \cdot CIsum_{jk} + s_3 \cdot \ln\left(\frac{KKL_l}{100} + 1\right)\right)}$$

mit den Variablenbezeichnungen:

$zhpred_i$ = geschätzter baumartenspezifischer jährlicher Höhenzuwachs in m

i = Index für die Baumart

$zhpot_i$ = baumartenspezifisches jährliches Höhenzuwachspotenzial nach Gleichung 2–59-a oder 2–59-b in m

e = EULERSche Zahl ($e=2.71828\dots$)

$WDT_{10,i}$ = baumartenspezifischer, im Intervall $[0\dots 1]$ normierter Wirkungswert des Standort-Leistung-Modells, der die Anzahl der Tage im Jahr beschreibt, an denen die Temperaturen größer als 10°C waren

$CIovs_k$ = Konkurrenzindex, der die Konkurrenz durch den Altbestand für jedes Verjüngungsquadrat k nach Gleichung 2–14 beschreibt

$CIsum_{jk}$ = Konkurrenzindex für die Höhengschicht j auf dem Verjüngungsquadrat k , auf dem sich die Verjüngungspflanze befindet. Der Konkurrenzindex $CIsum_{jk}$ erfasst die Konkurrenz durch die höher gelegenen Verjüngungsschichten j nach Gleichung 2–11

KKL_l = Konkurrenzindex KKL für eine virtuelle Verjüngungspflanze l , die auf dem Verjüngungsquadrat k steht, nach Gleichung 2–19

s_0, s_1, s_2, s_3 = baumartenspezifische Funktionsparameter

Die Ergebnisse des regressionsanalytischen Ausgleichs sind in Tabelle 2–35 zusammengefasst. Die Bestimmtheitsmaße liegen zwischen 0.32 und 0.59. Das Regressionsmodell ist bei allen Baumarten identisch, was im Wesentlichen technische Vorteile mit sich bringt. Allerdings ist nicht zu erwarten, dass alle Parameter bei allen Baumarten signifikant sind. Parameterwerte kleiner als $1e-9$ werden bei der Modellanwendung mit dem Wert Null übernommen (vgl. Tabelle 2–35).

Tabelle 2–35: Parameter der Reduktionsfunktion des jährlichen Höhenzuwachspotenzials $zhpot_t$ nach Gleichung 2–61 für die betrachteten Baumarten; Parameterwerte kleiner als $1e-9$ werden im Modell mit dem Wert Null übernommen; R^2 =Bestimmtheitsmaß; MSE=mittlerer quadratischer Fehler; N_D =Stichprobenumfang

| Baumart | | Parameter | Schätzwert | Standardfehler |
|-------------|-------------------------------------|-----------|------------|----------------|
| Fichte | $R^2=0.44$; MSE=0.003; $N_D= 852$ | s_0 | 0.8317 | 0.0084 |
| | | s_1 | 0.4044 | 0.2071 |
| | | s_2 | <1e-9 | 0.8509 |
| | | s_3 | 2.6116 | 0.2837 |
| Tanne | $R^2=0.59$; MSE=0.002; $N_D= 698$ | s_0 | 0.8988 | 0.0096 |
| | | s_1 | 0.8025 | 0.1681 |
| | | s_2 | <1e-9 | 0.9321 |
| | | s_3 | 1.2440 | 0.2101 |
| Kiefer | $R^2=0.33$; MSE=0.024; $N_D= 134$ | s_0 | 0.8265 | 0.0193 |
| | | s_1 | 0.5671 | 0.3039 |
| | | s_2 | 1.3229 | 2.1391 |
| | | s_3 | 1.1015 | 0.7846 |
| Buche | $R^2=0.58$; MSE=0.013; $N_D=4.143$ | s_0 | 0.8837 | 0.0027 |
| | | s_1 | 0.6226 | 0.0603 |
| | | s_2 | <1e-9 | 0.2525 |
| | | s_3 | 0.4722 | 0.0788 |
| Eiche | $R^2=0.48$; MSE=0.017; $N_D=2.103$ | s_0 | 0.8216 | 0.0055 |
| | | s_1 | 0.8808 | 0.1695 |
| | | s_2 | 1.2455 | 0.4815 |
| | | s_3 | 2.4285 | 0.2362 |
| Douglasie | $R^2=0.35$; MSE=0.036; $N_D= 33$ | s_0 | 0.8548 | 0.0414 |
| | | s_1 | <1e-9 | 1.7830 |
| | | s_2 | 5.3762 | 10.2220 |
| | | s_3 | <1e-9 | 2.1867 |
| S. Hartlh. | $R^2=0.33$; MSE=0.021; $N_D=1.295$ | s_0 | 0.7950 | 0.0063 |
| | | s_1 | 0.4346 | 0.1805 |
| | | s_2 | 3.2999 | 1.6673 |
| | | s_3 | <1e-9 | 0.3649 |
| S. Weichlh. | $R^2=0.37$; MSE=0.014; $N_D=1.091$ | s_0 | 0.8269 | 0.0064 |
| | | s_1 | 0.7385 | 0.2055 |
| | | s_2 | 0.7927 | 0.9690 |
| | | s_3 | <1e-9 | 0.3446 |

Aus folgendem Grund wird der Wirkungswertes WDT_{10} nicht mit dem standortabhängigen Modifikator $WSto$ verknüpft: bei der standortabhängigen Schätzung des Höhenzuwachspotenzials führt das Kombinieren (linear, multiplikativ, exponentiell, potenziell) mit weiteren Standortfaktoren wie dem Wirkungswert WDT_{10} zu keiner Verbesserung des Schätzergebnisses. Der nicht signifikante Einfluss des Wirkungswertes WDT_{10} wie auch anderer Standortfaktoren bei der Potenzialherleitung kann folgendermaßen interpretiert werden. Unter suboptimalen standörtlichen Bedingungen wie auf den klimatisch benachteiligten Versuchsflächen leisten Verjüngungspflanzen vereinzelt hohe Höhenzuwächse. Der potenzielle Höhenzuwachs liegt folglich unwesentlich unterhalb eines Höhenzuwachswertes, der unter optimalen standörtlichen Bedingungen erreicht wird (vgl. Abbildung 2–35a, b). Das bedeutet, dass der standörtliche Einfluss auf den potenziellen Höhenzuwachs hinreichend durch den standortabhängigen Modifikator $WSto$ erklärt wird.

Im Gegensatz dazu zeigt sich bei der Schätzung des Höhenzuwachses, dass der Wirkungs-

Modellentwicklung

wert WDT_{10} einen weiteren erklärenden Einfluss hat. Ein Grund dafür könnte sein, dass die Verjüngungspflanzen unter suboptimalen standörtlichen Bedingungen im Mittel weniger häufig größere Höhenzuwächse leisten als unter optimalen Bedingungen. Eine Korrektur des standortabhängigen Modifikator $WSto$ durch den Wirkungswert WDT_{10} kann ausgeschlossen werden, da bei der Herleitung des Höhenzuwachspotenzials kein signifikanter Einfluss des Wirkungswerts WDT_{10} feststellbar war.

Interpretation der Parameter: Die Parameter in Tabelle 2–35 lassen sich wie folgt interpretieren: Parameter größer als Null zeigen einen positiven Einfluss auf das Wachstum von Verjüngungspflanzen. Dieser Einfluss ist signifikant, wenn der Standardschätzfehler des Parameters klein ist und das Konfidenzintervall des Parameters den Wert Null nicht umschließt, d.h. das Vorzeichen nicht wechselt. Dies ist nur bei wenigen Parametern der Fall, was auf die hohe Variabilität des Datenmaterials und eine zu hohe Parameteranzahl deutet. Alle Baumarten zeigen einen deutlichen Einfluss des Konkurrenzindex $CIovs_k$, ausgedrückt durch Werte zwischen 0.40 und 0.88 für den Parameter s_1 . Bei der Baumart Douglasie zeigt sich kein Einfluss, was auf die geringe Datenmenge (Stichprobenanzahl = 33) zurückzuführen ist. Der Parameter s_2 , der die Konkurrenzwirkung innerhalb der Verjüngung durch die höher gelegenen Verjüngungsschichten erfasst ($CIsum_{jk}$), nimmt bei den Halbschatt- und Schattbaumarten Fichte, Tanne und Buche Werte von Null an, während lichtbedürftige Baumarten wie Kiefer und Eiche Parameterwerte von 1.32 und 1.25 aufweisen. Der baumartenspezifische Funktionsparameter s_0 zur Anpassung des Höhenzuwachspotenzials inklusive Wirkungswert WDT_{10} an die beobachteten Höhenwächse $zhpred$ ist mit Werten zwischen 0.8 und 0.9 bei allen Baumarten signifikant.

In Abbildung 2–40a, b sind die Residuen über den vorhergesagten Werten aufgetragen und mit einer linearen Regression ausgeglichen. Die Residuen sind heteroskedastisch verteilt, d.h. die Streuung der Residuen nimmt mit den Höhenzuwächsen zu. Wie mit dem linearen Ausgleich in Abbildung 2–40a, b verdeutlicht, treten ebenso wie bei der Anpassung ohne Einbeziehung des Wirkungswertes WDT_{10} kaum systematische Verzerrungen auf, was eine gute Anpassung der Höhenzuwachsschätzung bedeutet. Die Spannweite der Residuen ist geringer als bei der Funktionsanpassung nach Gleichung 2–60.

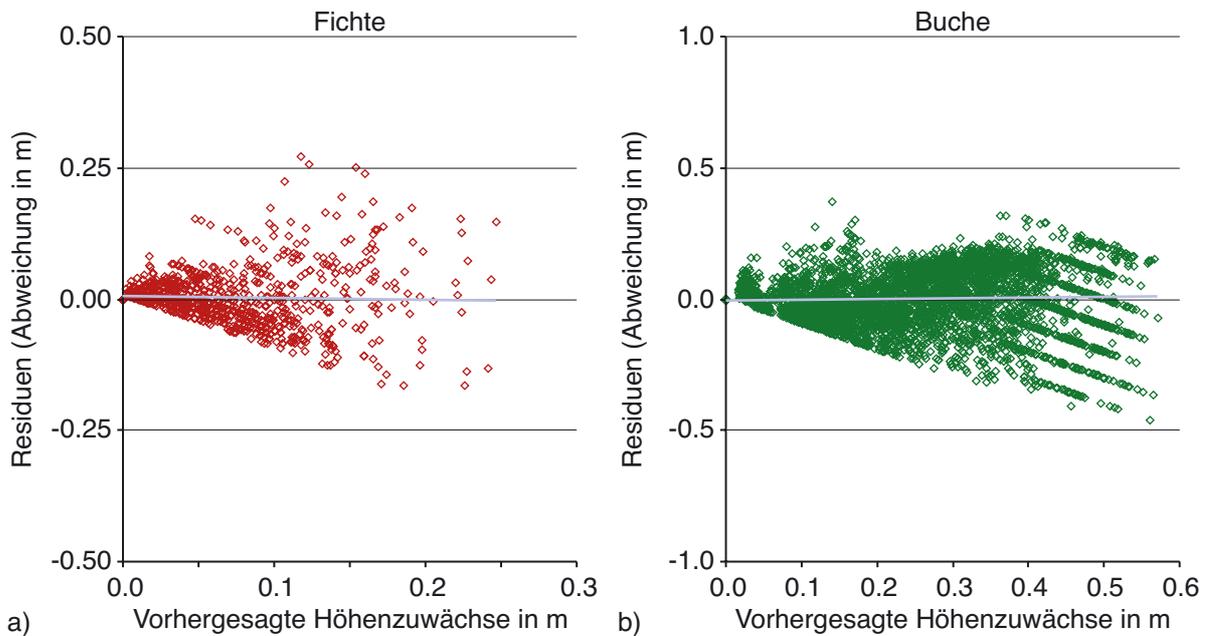


Abbildung 2–40a, b: Streuung der Residuen über den vorhergesagten Höhenzuwächsen nach Gleichung 2–61 für die Baumarten a) Fichte und b) Buche; alle Höhenangaben in Metern; N_D -Fichte=879; N_D -Buche=5459; Lineare Regression für Fichte: $res_i = +0.0037 - 0.0355 \cdot zhpred_i$; für Buche: $res_i = -0.0091 + 0.0284 \cdot zhpred_i$

Abbildung 2–41a, b zeigt am Beispiel der Plenterwald-Versuchsfläche Freyung 129 für die Baumarten Fichte und Buche die Anpassung der Gleichung 2–61 an das vorhandene Datenmaterial. Während die Parametrisierung des Gesamtmodells kaum Verzerrungen zeigt, treten diese doch bei einzelnen Versuchsflächen hervor. Bei der Baumart Fichte für die Plenterwald-Versuchsfläche Freyung 129 werden die Höhenzuwächse bei einer Ausgangshöhe von weniger als vier Metern geringfügig überschätzt, bei Ausgangshöhen von mehr als vier Metern geringfügig unterschätzt. Positive Abweichungen der geschätzten Höhenzuwächse von den beobachteten werden bei der Baumart Buche für die Versuchsfläche Freyung 129 bis fünf Zentimeter beobachtet. Während Gleichung 2–61 bei der Baumart Fichte die natürliche Streuung der Höhenzuwächse gut wiedergeben kann, streuen die Höhenzuwächse bei der Baumart Buche um 0.2 Meter, bei der Fichte über einen größeren Bereich von 0.3 Meter.

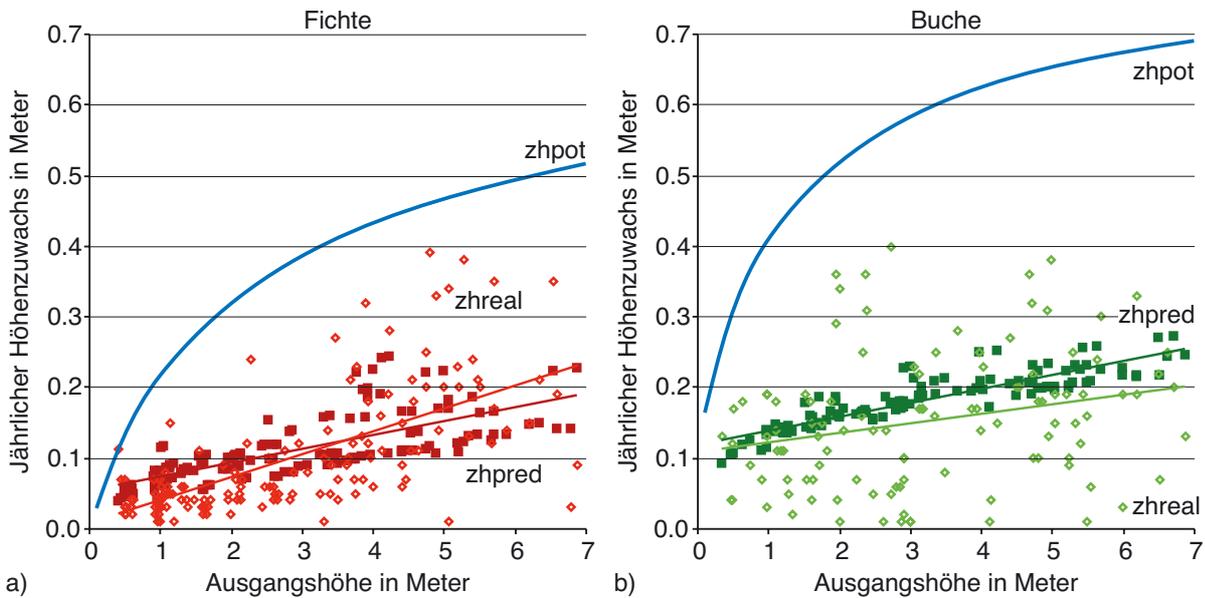


Abbildung 2–41a, b: Jährliches Höhenpotenzial zhpot, beobachtete jährliche Triebhöhenzuwächse zhreal (offene Rauten) und die nach Gleichung 2–61 prognostizierten jährlichen Höhenzuwächse zhpred (geschlossene Quadrate) über der entsprechenden Ausgangshöhe auf der Versuchsfläche Freyung 129 für das Zuwachsjahr 2000 für die Baumarten a) Fichte und b) Buche; alle Höhenangaben in Metern; N_D -Fichte=138; N_D -Buche=118; Lineare Regression für Fichte: $zhreal_i = +0.0072 + 0.0324 \cdot \text{Ausgangshöhe}_i$ und $zhpred_i = +0.0527 + 0.0198 \cdot \text{Ausgangshöhe}_i$; für Buche: $zhreal_i = +0.1089 + 0.0133 \cdot \text{Ausgangshöhe}_i$ und $zhpred_i = +0.1187 + 0.0197 \cdot \text{Ausgangshöhe}_i$

2.5.5 Höhenzuwachs der einzelnen Verjüngungspflanzen

Das durch Gleichung 2–61 dargestellte Höhenzuwachsmo­dell reicht nicht aus, um das beobachtete Höhenwachstum der Verjüngung realistisch nachzubilden, würden doch alle Verjüngungspflanzen eines Bestandes bei gleichem Konkurrenz­einfluss mit ein- und demselben Höhenzuwachs versehen. Das unterschiedliche Reagieren der Verjüngungspflanzen in einer Hö­henschicht wäre im Modell ausgeschlossen. Diesem Umstand wird dadurch begegnet, dass die durch die Gleichung 2–61 nicht erfasste Reststreuung als Zufallskomponente dem geschätzten Höhenzuwachs nach der folgenden Gleichung addiert wird, woraus sich ein zufälliger Höhenzuwachswert ergibt:

$$\text{Gleichung 2–62: } zh_{zuf}_i = zh_{pred}_i + Res\mu_i + (Res\sigma_i \cdot 3 \cdot Z_N)$$

mit den Variablenbezeichnungen:

- zh_{zuf}_i = baumartenspezifischer Höhenzuwachs mit Zufallskomponente in m
- zh_{pred}_i = geschätzter baumartenspezifischer Höhenzuwachs nach Gleichung 2–61 in m
- Res μ _i = baumartenspezifische Mittelwertfunktion der Residualstreuung aus Gleichung 2–61
- Res σ _i = baumartenspezifische Standardabweichungsfunktion der Residualstreuung aus Gleichung 2–61
- Z_N = standardnormal verteilte Zufallszahl Z_N (Z_N \approx V(μ , σ), mit $\mu=0$ und $\sigma=1$)

Die Zufallszahl Z_N ist standardnormal verteilt mit dem Erwartungswert μ von Null und der Standardabweichung σ von Eins. Durch den Parameter von drei (Res σ ·3·Z_N) wird die Standardabweichungsfunktion der Residualstreuung in der dreifachen Höhe realisiert, entspricht demzufolge einer dreifachen Standardabweichung. Die mit der Gleichung 2–62 aufgezeichnete

Beziehung wird so oft mit jeweils einer neuen Zufallszahl angewendet, wie Verjüngungspflanzen im Bestand vorkommen (Monte-Carlo-Simulationstechnik; vgl. Anhang, Abschnitt 7.3.5.5 auf Seite 313).

Um die Reststreuung mit hoher Qualität erfassen zu können, wird einerseits der Mittelwert und andererseits die Standardabweichung der Residualstreuung getrennt über den vorhergesagten Höhenzuwachsen $zhpred_i$ ausgeglichen. Dazu werden die Residuen aus der Parameterschätzung (vgl. Gleichung 2–61) nach Versuchspartellen und Aufnahmezeitpunkten getrennt. Wesentliche Bedingung für die Anwendung einer Mittelwert- und Standardabweichungsfunktion ist eine unverzerrte Parameterschätzung, bei der die Mittelwerte der Residuen über den vorhergesagten Werten den Wert Null aufweisen sollten. Obwohl die Residuen, dargestellt durch die Ausgleichsfunktion in Abbildung 2–40a, b, in geringem Umfang von Null abweichen, scheinen ihre Mittelwerte über den vorhergesagten Höhenzuwachsen nicht den Wert Null aufzuweisen. Diesen Zusammenhang verdeutlichen die baumartenspezifischen Parameter der Mittelwertfunktion in Tabelle 2–36.

Verschiedene Funktionen mit unterschiedlichen Funktionsparameterkombinationen wurden getestet. Als Ausgleichsfunktion wurde diejenige mit dem höchsten Freiheitsgrad und Bestimmtheitsmaß für die betrachtete Baumart gewählt (BORTZ, 1999). Eine identische Funktion für alle Baumarten wird nicht gefordert. Ebenso wird auf eine Extrapolierbarkeit der Residualfunktionen verzichtet, da diese über den gesamten Bereich der vorhergesagten Höhenzuwächse auf Grundlage des gesamten Datensatzes entwickelt worden sind und als Residualfunktionen auch keine biologische Plausibilität unterstellt wird. Bei der Modellanwendung der Residualfunktionen ist deshalb eine Extrapolation zu vermeiden. Aus diesem Grund enthält Tabelle 2–36 zusätzlich zu den Funktionsparametern der Residualfunktionen auch die minimal und maximal zulässigen Werte für die vorhergesagten Höhenzuwächse, die im Höhenmodell über eine geschachtelte Minimum-Maximum-Abfrage einbezogen sind. Je nach betrachteter Baumart wird eine der folgenden Gleichungen als Mittelwertfunktionen verwendet:

$$\text{Gleichung 2–63-a: } Res\mu_i = w_0 + w_1 \cdot zhpred_i$$

$$\text{Gleichung 2–63-b: } Res\mu_i = w_2 + w_3 \cdot \ln(zhpred_i)$$

$$\text{Gleichung 2–63-c: } Res\mu_i = w_4 + w_5 \cdot zhpred_i + w_6 \cdot (zhpred_i)^2$$

$$\text{Gleichung 2–63-d: } Res\mu_i = w_7 + w_8 \cdot zhpred_i + w_9 \cdot (zhpred_i)^2 + w_{10} \cdot (zhpred_i)^3$$

Modellentwicklung

bzw. als Residualfunktion eine der folgenden Gleichungen:

$$\text{Gleichung 2-64-a: } \text{Res}\sigma_i = y_0 + y_1 \cdot \text{zhpred}_i$$

$$\text{Gleichung 2-64-b: } \text{Res}\sigma_i = y_2 + y_3 \cdot \ln(\text{zhpred}_i)$$

$$\text{Gleichung 2-64-c: } \text{Res}\sigma_i = y_4 \cdot \text{zhpred}_i^{y_5}$$

mit den Variablenbezeichnungen:

$\text{Res}\mu_i$ = baumartenspezifische Mittelwertfunktion der Residualstreuung aus Gleichung 2-61

$\text{Res}\sigma_i$ = baumartenspezifische Standardabweichungsfunktion der Residualstreuung aus Gleichung 2-61

zhpred_i = geschätzter baumartenspezifischer Höhenzuwachs in m nach Gleichung 2-61

$\ln()$ = natürlicher Logarithmus

w_0, \dots, w_{10} = baumartenspezifische Funktionsparameter der Mittelwertfunktion

y_0, \dots, y_5 = baumartenspezifische Funktionsparameter der Standardabweichungsfunktion

Das Ergebnis des regressionsanalytischen Ausgleichs zeigt Tabelle 2-36 für die Mittelwertfunktion und Tabelle 2-37 für die Standardabweichungsfunktion. Die Standardfehler der Schätzwerte sind bei allen Baumarten mit Ausnahme der Baumart Douglasie gering – hier wegen der geringen Anzahl von Wertepaaren.

Tabelle 2-36: Parameter der Mittelwertfunktion der Höhenzuwachsschätzung nach Gleichung 2-63-a bis -d für die betrachteten Baumarten; R^2 =Bestimmtheitsmaß; N_D =Stichprobenumfang

| Baumart | Gleichung | Parameter | Schätzwert | Wertebereich f. zhpred _i |
|-------------|--|-----------|-----------------|-------------------------------------|
| Fichte | R ² =0.04; N _D =24 | 2-63-b | w ₂ | -0.0286 |
| | | | w ₃ | -0.0138 |
| Tanne | R ² =0.11; N _D =22 | 2-63-a | w ₀ | -0.0080 |
| | | | w ₁ | 0.1704 |
| Kiefer | R ² =0.00; N _D =11 | 2-63-a | w ₀ | 0.0155 |
| | | | w ₁ | -0.0099 |
| Buche | R ² =0.08; N _D =48 | 2-63-d | w ₇ | 0.0871 |
| | | | w ₈ | -1.5762 |
| | | | w ₉ | 6.2062 |
| | | | w ₁₀ | -6.5572 |
| Eiche | R ² =0.61; N _D =18 | 2-63-c | w ₄ | -0.2302 |
| | | | w ₅ | 2.0206 |
| | | | w ₆ | -3.5820 |
| Douglasie | R ² =0.77; N _D = 4 | 2-63-a | w ₀ | -0.4334 |
| | | | w ₁ | 0.8984 |
| S. Hartlh. | R ² =0.06; N _D =26 | 2-63-b | w ₂ | 0.1399 |
| | | | w ₃ | 0.0897 |
| S. Weichlh. | R ² =0.09; N _D =28 | 2-63-a | w ₀ | -0.0711 |
| | | | w ₁ | 0.3180 |

Tabelle 2–37: Parameter der Standardabweichungsfunktion der Höhenzuwachsschätzung nach Gleichung 2–64-a bis -c für die betrachteten Baumarten; R^2 =Bestimmtheitsmaß; N_D =Stichprobenumfang

| Baumart | | Parameter | Schätzwert | Wertebereich | f. zhpred _i |
|-------------|-----------------------|-----------|------------|--------------|------------------------|
| Fichte | $R^2=0.52$; $N_D=23$ | 2–64-c | y_4 | 0.2133 | min 0.0018 |
| | | | y_5 | 0.5967 | max 0.2802 |
| Tanne | $R^2=0.45$; $N_D=21$ | 2–64-c | y_4 | 0.1953 | min 0.0033 |
| | | | y_5 | 0.6836 | max 0.3352 |
| Kiefer | $R^2=0.90$; $N_D=10$ | 2–64-c | y_4 | 0.7834 | min 0.0911 |
| | | | y_5 | 1.5166 | max 0.5476 |
| Buche | $R^2=0.52$; $N_D=45$ | 2–64-a | y_0 | 0.0151 | min 0.0172 |
| | | | y_1 | 0.3223 | max 0.6826 |
| Eiche | $R^2=0.38$; $N_D=18$ | 2–64-b | y_2 | 0.2182 | min 0.0523 |
| | | | y_3 | 0.0729 | max 0.5573 |
| Douglasie | $R^2=0.84$; $N_D=4$ | 2–64-b | y_2 | 0.3663 | min 0.2369 |
| | | | y_3 | 0.2275 | max 0.5520 |
| S. Hartlh. | $R^2=0.52$; $N_D=26$ | 2–64-c | y_4 | 0.8987 | min 0.0910 |
| | | | y_5 | 1.5643 | max 0.4051 |
| S. Weichlh. | $R^2=0.69$; $N_D=26$ | 2–64-c | y_4 | 0.8392 | min 0.0592 |
| | | | y_5 | 1.3863 | max 0.4053 |

Maximale Höhenzuwächse von Verjüngungspflanzen: Bei der Kombination der Höhenzuwachsschätzung nach Gleichung 2–61 und des Zufallseffektes nach Gleichung 2–62 ist zu beachten, dass die Reduktionsfaktoren in Gleichung 2–61 den Maximalwert von Eins annehmen können (keine Konkurrenz). Dies ist in Kombination mit den Zufallseffekten nach Gleichung 2–62 nicht wünschenswert, da damit zu rechnen ist, dass einige der geschätzten Höhenzuwächse über dem Höhenzuwachspotenzial liegen. Diesem Umstand wird mit der Definition von baumartenspezifischen maximalen Höhenzuwächsen begegnet, die Verjüngungspflanzen trotz bester Wuchs- und Konkurrenzbedingungen nicht überschreiten dürfen.

Aus den insgesamt 104.341 Einzelhöhenzuwächsen von Verjüngungspflanzen konnten baumartenspezifische Maximalhöhenzuwächse abgeleitet werden. Überschreiten die geschätzten Höhenzuwächse inklusive der Zufallseffekte ($zhzuf_i$) nach Gleichung 2–62 diesen maximalen Höhenzuwachs ($zhzuf_i > zhmax_i$), werden die geschätzten Höhenzuwächse auf den maximalen Höhenzuwachs reduziert ($zhzuf_i = zhmax_i$). In Tabelle 2–38 sind die maximalen Höhenzuwächse und der zu Grunde liegende Stichprobenumfang für die betrachteten Baumarten zusammengestellt. Die Baumart Eiche kann den höchsten maximalen Höhenzuwachs von 1.6 Meter leisten, was sicherlich daran liegt, dass die Eiche fähig ist, in einem Jahr zweimal auszutreiben (Mai- und Johannistrieb) und diese beiden Höhenzuwächse im Modell einem Jahr zugeordnet werden (SCHÜTT et al., 1992).

Tabelle 2–38: Maximale Höhenzuwächse der einzelnen Baumarten; $zhmax_i$ = baumartenspezifischer maximaler Höhenzuwachs in Metern; N_D =Stichprobenumfang

| Baumart | Fichte | Tanne | Kiefer | Buche | Eiche | Douglasie | S. Hartlh. | S. Weichlh. |
|-----------|--------|-------|--------|--------|--------|-----------|------------|-------------|
| $zhmax_i$ | 1.2 | 1.2 | 1.2 | 1.5 | 1.6 | 1.2 | 1.5 | 1.5 |
| N_D | 16.691 | 8.302 | 7.067 | 32.784 | 11.799 | 3.157 | 14.658 | 9.883 |

2.5.6 Übernahme von Verjüngungspflanzen in den Hauptbestand

Führt ein nach Gleichung 2–62 geschätzter Einzelbaum-Höhenzuwachs einer Verjüngungspflanze zu einer Baumhöhe, die die Oberkante der höchsten Verjüngungsschicht, also sieben Meter übersteigt, dann wird diese Verjüngungspflanze dem Kollektiv von Verjüngungspflanzen entnommen und als einwachsender Baum in den Altbestand übernommen. Da innerhalb der fünf einjährigen Simulationsperioden (u_{sub}) des Verjüngungsmodells keine Änderung oder Fortschreibung des Altbestandes erfolgt, wird die Verjüngungspflanze erst zu Beginn der nächsten Simulationsperiode des Altbestandes als Baum in den Altbestand integriert. Diese Vorgehensweise hängt mit den Eigenschaften zeitdiskreter Simulationsmodelle zusammen (BOSSEL, 1992a, b; PAGE, 1991) und liegt in der Tatsache begründet, dass der Zustand des Altbestandes, der über Variablen wie beispielsweise Durchmesser und Höhe beschrieben wird, nur zu Beginn und Ende der fünfjährigen Simulationszyklen definiert ist.

Da eine Verjüngungspflanze nur durch ihre Höhe und die Zugehörigkeit zu einem Verjüngungsquadrat definiert ist (vgl. Abschnitt 2.2), sind folgende Schritte notwendig: zunächst wird die erreichte Höhe der Verjüngungspflanze auf das Ende des laufenden Fünfjahres-Simulationsschrittes für den Altbestand hochgerechnet (u in Abbildung 1-5). Dabei wird angenommen, dass der Höhenzuwachs, der zum Überschreiten der obersten Verjüngungsschicht führte, auch in den bis zum Abschluss der aktuellen Simulationsperiode verbleibenden Jahren in gleicher Höhe geleistet wird. Im nächsten Schritt wird ein Brusthöhendurchmesser in Abhängigkeit von der zuvor ermittelten Baumhöhe nach folgender Gleichung geschätzt:

$$\text{Gleichung 2–65: } d = z_0 \cdot (h - 1.3)$$

mit den Variablenbezeichnungen:

d = geschätzter Baumdurchmesser (BHD) in cm

h = Baumhöhe in m, entspricht der Höhe der Verjüngungspflanze h_{vjp}

z_0 = baumartenspezifischer Funktionsparameter

Der Parameter z_0 wurde per Regressionsanalyse an Messdaten von 20.539 jungen Bäumen im Höhenbereich bis 15 Meter ermittelt. Dazu wurden hauptsächlich Durchmesser-Höhen-Pärchen aus Naturverjüngungsaufnahmen verwendet, da hier im Gegensatz zu gepflanzten Verjüngungen die natürliche Varianz von Höhe und Durchmesser größer ist. Das Ergebnis der Regressionsanalyse zeigt Tabelle 2–39. Ein funktionaler Ausgleich mit den im Anhang in Abschnitt 9.4 aufgeführten Höhenfunktionen (vgl. Tabelle 9-1 auf Seite 367), führte zu keinem besseren statistischen Ergebnis als der oben aufgeführte lineare Ausgleich.

Da Gleichung 2–65 die im Datenmaterial vorhandene Streuung nicht erfasst, werden die geschätzten Durchmesser der neuen Bäume mit der einfachen Standardabweichung der Residuen des regressionsanalytischen Ausgleichs nach Gleichung 2–65 gestreut.

Tabelle 2–39: Parameter des Regressionsmodells für die Generierung von Durchmessern von Verjüngungsbäumen nach Gleichung 2–65; R^2 =Bestimmtheitsmaß; MSE=mittlerer quadratischer Fehler; N_D =Stichprobenumfang

| Baumart | Parameter | Schätzwert | Standardfehler |
|-------------|--------------------------------------|------------|----------------|
| Fichte | $R^2=0.67$; MSE= 8.151; $N_D=4.341$ | z_0 | 1.2868 |
| Tanne | $R^2=0.69$; MSE= 5.056; $N_D= 543$ | z_0 | 1.3247 |
| Kiefer | $R^2=0.53$; MSE= 5.719; $N_D=3.031$ | z_0 | 1.1646 |
| Lärche | $R^2=0.55$; MSE=12.645; $N_D= 129$ | z_0 | 1.4451 |
| Buche | $R^2=0.76$; MSE= 4.013; $N_D=6.416$ | z_0 | 0.8917 |
| Eiche | $R^2=0.88$; MSE= 1.710; $N_D=1.562$ | z_0 | 0.9229 |
| Douglasie | $R^2=0.81$; MSE= 2.266; $N_D=2.274$ | z_0 | 1.1192 |
| S. Hartlh. | $R^2=0.79$; MSE= 3.380; $N_D=1.927$ | z_0 | 0.8401 |
| S. Weichlh. | $R^2=0.87$; MSE= 0.446; $N_D= 316$ | z_0 | 0.9089 |

Als Ausgleichsfunktion der baumartenspezifischen Residualstreuung wurden verschiedene Funktionen (linear, logarithmisch, polynomisch) getestet. Die Mittelwerte der Residuen zeigten keinerlei oder nur geringe Verzerrungen. Gleiches gilt für die einfache Standardabweichung der Residuen. Geringe Verzerrungen treten in Baumhöhen von größer als zehn Metern auf, in denen die Anzahl der Datensätze gering sind.

Bis auf die Konstante ist kein Funktionsparameter der Ausgleichsfunktion signifikant. Aus diesem Grund wird die Streuung der Residuen über den Mittelwert ihrer einfachen Standardabweichung der Baumdurchmesser nachgebildet. Um die Ermittlung der einfachen Standardabweichung der Residuen nicht durch die ungleiche Verteilung der Höhen und Durchmesser zu verzerren, wird die einfache Standardabweichung der Residuen aus den Baumdurchmessern der Bäume ermittelt, die eine Baumhöhe von sieben bis zehn Metern haben. Dieser Höhenbereich deckt sich mit den Endhöhen der Verjüngungspflanzen, wenn sie nach Gleichung 2–62 die Höhengrenze von sieben Metern überschreiten und bis zum Abschluss der aktuellen Simulationsperiode u_{sub} den Höhenzuwachs, der zum Überschreiten der obersten Verjüngungsschicht führte, auch in den bis zum Abschluss der aktuellen Simulationsperiode u_{sub} verbleibenden Jahren in gleicher Höhe leisten. Die Werte für die einfache Standardabweichung der Baumdurchmesser im Höhenbereich von sieben bis zehn Metern sind für alle betrachteten Baumarten in Tabelle 2–40 zusammengestellt.

Tabelle 2–40: Einfache Standardabweichung der Streuung von Baumdurchmessern des regressionsanalytischen Ausgleichs nach Gleichung 2–65; N_D =Stichprobenumfang; $\text{Res}\sigma_{[7...10]}$ =Standardabweichung der Residuen des geschätzten Durchmessers nach Gleichung 2–65 im Höhenintervall von 7 bis 10 m

| Baumart | Parameter | Schätzwert | Standardfehler des Schätzwertes |
|-------------|-------------|-------------------------------|---------------------------------|
| Fichte | $N_D=1.289$ | $\text{Res}\sigma_{[7...10]}$ | 2.5211 |
| Tanne | $N_D= 115$ | $\text{Res}\sigma_{[7...10]}$ | 2.9524 |
| Kiefer | $N_D=1.009$ | $\text{Res}\sigma_{[7...10]}$ | 2.0750 |
| Lärche | $N_D= 64$ | $\text{Res}\sigma_{[7...10]}$ | 2.8267 |
| Buche | $N_D=1.220$ | $\text{Res}\sigma_{[7...10]}$ | 1.8795 |
| Eiche | $N_D= 423$ | $\text{Res}\sigma_{[7...10]}$ | 1.4586 |
| Douglasie | $N_D= 988$ | $\text{Res}\sigma_{[7...10]}$ | 1.5724 |
| S. Hartlh. | $N_D= 258$ | $\text{Res}\sigma_{[7...10]}$ | 1.7524 |
| S. Weichlh. | $N_D= 4$ | $\text{Res}\sigma_{[7...10]}$ | 0.8349 |

Modellentwicklung

Modellanwendung: Überschreitet in der Modellanwendung eine Verjüngungspflanze die Höhe von sieben Metern wird in Abhängigkeit von ihrer Endhöhe h für sie ein Baumdurchmesser d nach Gleichung 2–65 geschätzt und mit Hilfe einer standardnormal verteilten Zufallszahl Z_N und der einfachen Standardabweichung der Residualstreuung $Res\sigma$ nach folgender Gleichung gestreut:

$$\text{Gleichung 2–66: } d = z_0 \cdot (h - 1.3) + Res\sigma \cdot Z_N$$

mit den Variablenbezeichnungen:

d = geschätzter Baumdurchmesser (BHD) in cm

h = Baumhöhe in m, entspricht der Höhe der Verjüngungspflanze h_{vjp}

z_0 = baumartenspezifischer Funktionsparameter nach Tabelle 2–39

$Res\sigma$ = baumartenspezifische einfache Standardabweichung der Residualstreuung in m nach Tabelle 2–40

Z_N = standardnormal verteilte Zufallszahl Z_N ($Z_N \approx V(\mu, \sigma)$, mit $\mu=0$ und $\sigma=1$)

Steht der Durchmesser des neuen Baumes nach Gleichung 2–66 fest, dann können ihm mit Hilfe der im Waldwachstumssimulator SILVA implementierten räumlichen Kronenmodelle (PRETZSCH und KAHN, 1998b; PRETZSCH, 2001) ein plausibler Kronendurchmesser und eine plausible Kronenlänge zugewiesen werden. Beide sind eine Funktion der Baumhöhe und des -durchmessers.

Für die Baumpositionszuordnung der neuen Altbestandsbäume werden die Routinen des im Waldwachstumssimulator SILVA implementierten Strukturgenerators STRUGEN verwendet (PRETZSCH, 1993, 1997a, 2001). Diese Modellfunktionen prüfen den Abstand des zu etablierenden Baumes in Bezug zu seinen nächsten Nachbarn auf der Fläche des Verjüngungsquadrates, der der neue Baum entstammt. Durch die im Vergleich zu der Generierung von Baumpositionen von Altbestandsbäumen geringen Variationsbreite möglicher Baumpositionen innerhalb des 2.5 x 2.5 Meter großen Verjüngungsquadrates, sind die neuen Baumpositionen nur unwesentlich anderes als bei deren zufälligen Generierung. Gelingt dem Modellalgorithmus selbst nach 20 Versuchen keine Baumpositionszuordnung wird dem Baum eine zufällige Position innerhalb des Verjüngungsquadrates zugeordnet.

Durch diese zweistufige Vorgehensweise, kann einerseits dem neuen Baum eine minimale Standfläche (harter Kern) zur Verfügung gestellt werden, in der kein anderer Baum wächst. Andererseits ist es möglich, Bestandsstrukturen zu erzeugen, in denen diese Mindestabstände unterschritten werden, wie z.B. in strukturreichen Plenterwaldbeständen.

Nach dem vollständigen Durchlaufen aller Modellfunktionen verfügt der neue Baum über alle benötigten Eigenschaften, um ihn als Altbestandsbaum im Waldwachstumssimulator zu definieren. Ab dem Beginn der nächstfolgenden Fünfjahres-Simulationsperiode für den Altbestand wird er als Einwachser registriert und im Altbestand weitergeführt.

2.6 Teilmodell: Mortalität

Was ist Mortalität? Unter Mortalität (von lat. *mortalitas* das Sterben, Sterblichkeit oder Todesrate; BROCKHAUS, 1997) versteht man den Anteil der Individuen einer definierten Population, die in einem definierten Zeitraum (meist bezogen auf ein Jahr) sterben; im medizinischen Bereich häufig wird Mortalität in Form einer zeitbezogenen Rate angegeben (WEISS et al., 2002). Pflanzen sterben im Allgemeinen dann, wenn sie nicht genügend Ressourcen für ihren Stoffwechsel akquirieren können, was häufig mit einer negativen Nettoassimilation in Verbindung gebracht wird (FRIEND et al., 1997; HARPER, 1989). Aufnahme und Verbrauch von Ressourcen hängen dabei von verschiedenen Faktoren wie der Umwelt, dem Pflanzenalter, dem physiologischem Entwicklungszustand und der Möglichkeit zum Wachsen ab (FRANKLIN et al., 1987; HARCOTBE, 1987).

2.6.1 Grundlagen der Modellierung von Mortalität

Der Definition von BOTKIN (1993) folgend, können zwei Typen von Mortalität unterschieden werden: eine zufällige, intrinsische Mortalität, die selbst unter hervorragenden Wuchsbedingungen mit und ohne Konkurrenzeinwirkungen eintritt und in Modellen über eine stochastische Komponente nachgebildet wird (z.B. BOSSEL, 1994; FRIEND et al., 1993; KRAUCHI und KIENAST, 1993; LEEMANS, 1992; LEEMANS und PRENTICE, 1989; PACALA et al., 1996; PASTOR und POST, 1985). Darunter fallen Ursachen wie Windwurf und Eisbruch, die als altersunabhängig angesehen werden, weil die Abhängigkeiten zwischen Ursache und Mortalität nicht bekannt sind (KEANE et al., 2001).

Unter der anderen Art von Mortalität, die als extrinsische Mortalität bezeichnet wird, werden alle konkurrenzbedingten Absterbeprozesse zusammengefasst, deren Ursache der Mangel an Ressourcen wie Licht, Wasser und Nährstoffen ist und die in Modellen häufig als Funktion des Durchmesserwachstums (HAWKES, 2000) und/oder der Konkurrenzsituation (DURSKY, 1997; SCHRÖDER, 2004) nachgebildet wird. Dabei wird beobachtet, dass Mortalität die langsam wachsenderen Pflanzen, die eine geringere Nettoassimilation haben, stärker beeinflusst, weil deren Fähigkeit eingeschränkt ist, biotische und abiotische Schäden abzuwehren oder Nährstoffe und Wasser aufzunehmen.

Problematik: Das Teilmodell Mortalität soll nun auf Grund der spezifischen Wuchsbedingungen einzelner oder mehrerer Verjüngungspflanzen eine Entscheidung über deren Fort- oder Ableben treffen. Im Gegensatz zur Modellierung von Zuwächsen (vgl. Abschnitt 2.5) ist das wesentliche Problem bei der Modellierung von Mortalität, dass diese ein diskretes Ereignis ist, welches selten und oder sporadisch auftritt und lediglich 0.5 bis 1.5 Prozent aller Individuen einer Population betrifft (FLEWELLING und MONSERUD, 2002), während – abgesehen von den

Modellentwicklung

absterbenden – alle Individuen einer Population wachsen. Weiterhin ist problematisch, dass bei der Aufnahme von Verjüngung – soweit möglich – tote Verjüngungspflanzen mit aufgenommen werden. Der eigentliche Grund für das Ableben der Verjüngungspflanze wird durch die langen Zeiträume (6 bis 20 Jahre) zwischen den Aufnahmen oder Messungen aber nicht direkt erfasst oder gemessen. Verjüngungspflanzen, die sich zwischen den Aufnahmezeitpunkten etablierten und kurze Zeit später abstarben, werden größtenteils überhaupt nicht erfasst. Diese Schwierigkeit betrifft aber nicht ausschließlich Verjüngungspflanzen, sondern alle kurzlebigen Pflanzen und Organismen (BATTAGLIA und SANDS, 1998). Bei Verjüngungspflanzen verstärkt sich das Problem durch die Tatsache, dass kleine Pflanzen und Sämlinge im Vergleich zu größeren Bäumen schwach oder gar nicht verholzt sind (SCHÜTT et al., 1992). Aus diesem Grund werden tote Verjüngungspflanzen innerhalb kürzerer Zeiträume zersetzt (ca. 1 bis 5 Jahre), was für die Aufnahme von Verjüngungsdaten bedeutet, dass stark zersetzte Pflanzen nicht oder nur in einem begrenzten Umfang bei der Versuchsfächenaufnahme erfasst werden.

2.6.2 Umsetzung der Mortalität von Verjüngungspflanzen im Verjüngungsmodell

Bei der modellhaften Nachbildung der Mortalität von Verjüngung im Verjüngungsmodell werden beide oben genannten Aspekte des Absterbens berücksichtigt. Die Mortalität, die zufällig ohne erkennbare Ursachen selbst unter hervorragenden Wuchsbedingungen geschieht (vgl. Abschnitt 2.6.6), wird über eine stochastische Komponente nachgebildet.

Die Mortalität, die sich ursächlich durch Konkurrenz von anderen Pflanzen ergibt, wird dreistufig abgebildet: in einem ersten Schritt wird bei Überschreiten maximal möglicher Pflanzenzahlen die Dichte der Verjüngungspflanzen auf ein biologisch plausibles Maß reduziert (Abschnitt 2.6.3). Dies soll verhindern, dass sich die Verjüngung in der Prognose aus dem Wertebereich der Daten- und Parametrisierungsgrundlage bewegt, bei dem andere Modellfunktionen zu unplausiblen Prognoseergebnissen kommen.

Im zweiten und dritten Schritt (Abschnitt 2.6.4 und 2.6.5) wird das Absterben von Verjüngung durch suboptimale Wuchsbedingungen (z.B. hoher Konkurrenzeinfluss) nachgebildet. Mit diesen Modellkomponenten sollen spezifische Einflussfaktoren erfasst und deren Einflussstärke quantifiziert werden, die kausal für das Weiterleben bzw. Absterben der Verjüngungspflanzen verantwortlich sind.

Einflussfaktoren, die nicht direkt auf die Physiologie von Verjüngungspflanzen wirken, können ab einer bestimmten Stärke die Mortalität beeinflussen (z.B. Verbiss). Die in Abschnitt 2.5.1 modellierte Verbisswahrscheinlichkeit erfasst lediglich den Verbiss, der zu einer Wuchsdpression führt, nicht den, der zum Ableben von Verjüngungspflanzen führt. Da aber die Verbisswahrscheinlichkeit von Verjüngungspflanzen (vgl. Abschnitt 2.5.1) keine unabhängige Einflussvariable ist (weil sie im Modell bestimmt wird), wird sie im Mortalitätsmodell trotz

eines vermuteten kausalen Zusammenhanges zwischen Verbisswahrscheinlichkeit und Mortalität als Erklärungsgröße nicht verwendet.

Problematisch bei der Modellierung ist, dass hoher Konkurrenzeinfluss des Altbestandes zu Verjüngungssituationen führen kann, bei der keine Verjüngung mehr vorkommt. Da Verjüngungsquadrate aber auch aus anderen Gründen wie Rückegassen, Fällungsschäden und unzureichendes Samenangebot unbesetzt sein können (vgl. Abschnitt 2.4 und 2.8), fällt eine kausale Zuordnung der Ursache und die Trennung der Einflussfaktoren im Datenmaterial schwer. Hinzu kommt die schon angesprochene Schwierigkeit der langen Aufnahmeintervalle von 5 bis 20 Jahren (vgl. Anhang, Abschnitt 8.1.1 und Anhang, Kapitel 9). Obwohl auf einigen Versuchsflächen auch tote Verjüngungspflanzen aufgenommen werden, stellt die beobachtete Verjüngungssituation nur einen Ist-Zustand dar und vernachlässigt die Dynamik innerhalb der Verjüngung.

Prognoseablauf: Wie in Abschnitt 2.3.2 erläutert, beginnt die Prognose der Mortalität in der Verjüngung mit der Konkurrenzermittlung (vgl. Abbildung 2–42). Zunächst wird für jede Höhengschicht und jedes Verjüngungsquadrat überprüft, ob die Anzahl von Verjüngungspflanzen in einer Höhengschicht eine baumarten- und höhenabhängige maximale Dichte überschreitet (vgl. Abschnitt 2.6.3). Ist dies der Fall, sterben so viele Verjüngungspflanzen ab, bis die maximale Dichte erreicht ist.

Im zweiten Schritt wird je Baumart, Höhengschicht und Verjüngungsquadrat überprüft, ob die Standflächenausnutzung der Verjüngungspflanzen eine baumarten- und höhenabhängige maximale Flächenausnutzung (vgl. Abschnitt 2.6.4) überschreitet. Gegebenenfalls wird die Anzahl von Verjüngungspflanzen solange reduziert, bis die maximale Flächenausnutzung gegeben ist. Die Reduktion erfolgt in Abhängigkeit von der baumarten- und höhenabhängigen Toleranz gegenüber Konkurrenzwirkungen (vgl. Abschnitt 2.3.6). Die beiden ersten Modellkomponenten dienen dazu, die Menge der Verjüngung auf biologisch plausible Werte zu begrenzen. Richtgröße für die Definition von plausiblen Werten sind Maximalwerte, die auf langfristig beobachteten Versuchsflächen erhoben wurden (vgl. Anhang Abschnitt 8.1.1.2).

Im nächsten Schritt wird für jede einzelne Verjüngungspflanze mit Hilfe der Monte-Carlo-Simulations Technik (vgl. Anhang, Abschnitt 7.3.5.5) anhand der Umgebungssituation eine Wahrscheinlichkeit berechnet, ob die Verjüngungspflanzen abstirbt oder im nächsten Simulationszyklus weiter wächst.

Abschließend wird ein geringer Anteil der überlebenden Verjüngungspflanzen durch zufällige Mortalität aus dem Kollektiv von Verjüngungspflanzen entnommen und die Mortalitätsberechnung beendet. In den Simulationssubzyklen $u_{\text{sub}2\dots4}$ wird nach Durchlaufen des Mortalitätsmodells das Ausbreitungsmodell erneut aufgerufen und das Verjüngungsmodell aufs

Neue durchlaufen. Sind fünf einjährige Simulationszyklen abgearbeitet, werden die Ergebnisse an das SILVA-Hauptprogramm übergeben, um die Simulation des Altbestandes fortzuführen oder das Prognoseergebnis auszuwerten.

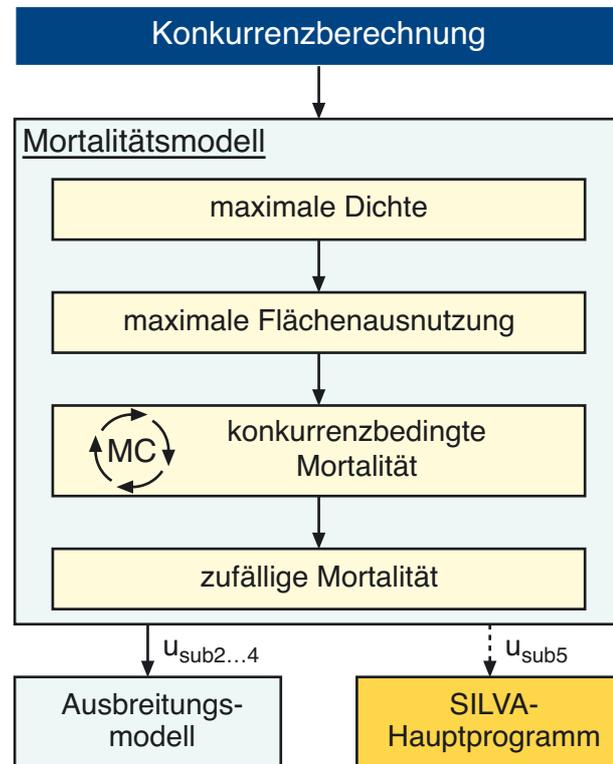


Abbildung 2–42: Schematische Darstellung des Prognoseablaufs im Mortalitätsmodell; nach der Konkurrenzrechnung wird überprüft, ob die Verjüngungsdichten auf den einzelnen Verjüngungsquadraten die maximale Dichte und Flächenausnutzung überschreiten. Anschließend wird mit Hilfe der Monte Carlo Simulationstechnik „MC“ für jede einzelne Verjüngungspflanze entschieden, ob sie abstirbt oder weiter lebt. Zuletzt stirbt ein geringer Anteil der überlebenden Verjüngungspflanzen zufällig ab. In den Subzyklen $u_{\text{sub}2...4}$ wird nach Durchlaufen das Ausbreitungsmodell erneut aufgerufen. Im letzten der fünf einjährigen Simulationszyklen $u_{\text{sub}5}$ wird das Verjüngungsmodell beendet und das Hauptprogramm aufgerufen.

2.6.3 Einfluss der maximalen Pflanzendichte

Je nach Wuchsbedingung ergeben sich unterschiedliche Pflanzendichten auf den Verjüngungsquadraten. Dies ist einerseits Ausdruck der derzeitigen und früheren Konkurrenzverhältnisse, andererseits Ausdruck der Leistungsfähigkeit eines Standortes oder der Sensibilität der einzelnen Baumart gegenüber bestimmten Standortfaktoren. Unter optimalen Wuchsbedingungen werden sehr hohe Dichten von Verjüngungspflanzen erreicht, die durch die Leistungs- und Tragfähigkeit des Standortes in ihrer Höhe begrenzt werden.

Ziel ist daher die Definition eines Potenzials, das die maximale Anzahl von Verjüngungspflanzen einer bestimmten Höhe in Abhängigkeit von Standortfaktoren beschreibt. Dabei müssen kleinstandörtlichen Strukturen der Aufnahmequadrante außer Betracht bleiben, da die Standortverhältnisse nur parzellenweise berücksichtigt werden. Zweck dieser Modellfunktion ist es, hohe Verjüngungspflanzenzahlen auf ein plausibles Maß, das auf einzelnen Verjüngungsquadraten gerade noch erreicht wird, zu reduzieren. Diese Modellfunktion verhindert zum

einem, dass sich im Modell Pflanzendichten der Verjüngung außerhalb des mit Versuchsflächenmaterial abgedeckten Wertebereiches entwickeln werden. Zum anderen bildet sie einen wichtigen Gegenpart zum Ausbreitungsmodell, da Modellannahmen wie ein standort- und baumartenunabhängiges Keimprozent von zehn während der Simulation dazu führen können, dass mehr Verjüngungspflanzen neu etabliert werden als potenziell möglich ist (vgl. Abschnitt 2.4.6.2).

Bei der Aufbereitung der Daten wurde für jede Versuchsparzelle die maximale Anzahl von Verjüngungspflanzen für jedes Aufnahmequadrat getrennt nach Höhengschichten ermittelt und auf Grund der unterschiedlichen Aufnahmequadratgrößen (vgl. Anhang Abschnitt 8.1.3.3) auf Quadratmeter umgerechnet. Für jedes der 394.180 Verjüngungsquadrate k ergibt sich für jede Baumart i und jede Höhengschicht j eine Quadratmeter bezogene Anzahl von Verjüngungspflanzen. Aus diesem Pool von Verjüngungsquadraten werden diejenigen ausgewählt, auf denen die maximale Quadratmeterbezogene Anzahl von Verjüngungspflanzen zu finden ist. Im Folgenden wird die maximale Quadratmeter bezogene Anzahl von Verjüngungspflanzen als maximale Dichte von Verjüngungspflanzen pro Quadratmeter interpretiert. Diese Werte werden nach Gleichung 2–67 mittels nichtlinearer Regression ausgeglichen:

$$\text{Gleichung 2–67: } \quad nvjmax_{ij} = e^{(a_0 \cdot e^{-(a_1 \cdot \bar{h}_j)})} / A_k$$

mit den Variablenbezeichnungen:

- $nvjmax_{ij}$ = maximale Anzahl von Verjüngungspflanzen für die Baumart i in der Verjüngungsschicht j (Stück/m²)
- \bar{h}_j = mittlere Höhe der Verjüngungsschicht j (Mittelwert aus Ober- und Untergrenze der Schicht) in m
- A_k = Flächengröße des Verjüngungsquadrates k in m²
- e = EULERSche Zahl ($e=2.71828\dots$)
- a_0, a_1 = baumartenspezifische Funktionsparameter

In die regressionsanalytische Parameterermittlung gingen für alle betrachteten Baumarten 67 Stammzahl-Höhen-Wertepaare ein, deren Ermittlung auf Messung von insgesamt 1.454.871 lebenden Verjüngungspflanzen basiert. Das Ergebnis der Regressionsschätzung ist für alle betrachteten Baumarten in Tabelle 2–41 zusammengestellt. Da für die Baumarten Lärche und Douglasie der Stichprobenumfang nicht ausreichend ist, wird für diese Baumarten keine Parameterermittlung durchgeführt. Um zu verhindern, dass Modellprognosen mit den Baumarten Lärche und Douglasie zu unplausibel hohen Verjüngungsdichten führen, wird im Mortalitätsmodell für diese Baumarten die ermittelten Funktionsparameter der Baumart Fichte verwendet.

Modellentwicklung

Tabelle 2–41: Parameter der maximalen Dichte von Verjüngungspflanzen nach Gleichung 2–67; R^2 =Bestimmtheitsmaß; MSE=mittlerer quadratischer Fehler; N_D =Anzahl der ausgeglichenen Wertepaare; in den Klammern ist die Anzahl von besetzten Höhengschichten aufgeführt, die zur Bildung der Wertepaare genutzt wurde.

| Baumart | Parameter | Schätzwert | Standardfehler |
|-------------|---|------------|----------------|
| Fichte | $R^2=0.998$; MSE= 2.770; $N_D=10$ (24.403) | | |
| | a_0 | 5.5948 | 0.0552 |
| Tanne | $R^2=0.998$; MSE= 0.197; $N_D= 7$ (11.575) | | |
| | a_0 | 5.4006 | 0.3202 |
| Kiefer | $R^2=0.846$; MSE=30.353; $N_D= 9$ (3.316) | | |
| | a_0 | 3.8483 | 0.2327 |
| Buche | $R^2=0.982$; MSE=50.877; $N_D=10$ (59.252) | | |
| | a_0 | 5.6904 | 0.1025 |
| Eiche | $R^2=0.999$; MSE= 1.249; $N_D=12$ (20.385) | | |
| | a_0 | 6.0232 | 0.0237 |
| S. Hartlh. | $R^2=0.968$; MSE=28.647; $N_D=10$ (29.657) | | |
| | a_0 | 5.1281 | 0.1407 |
| S. Weichlh. | $R^2=0.643$; MSE= 0.213; $N_D= 9$ (3.807) | | |
| | a_0 | 1.0653 | 0.3093 |
| | a_1 | 0.8178 | 0.4912 |

Höhere Dichten von Verjüngungspflanzen sind vorstellbar, auch wenn diese extremen Dichten nur auf wenigen Verjüngungsquadraten und nur für kurze Zeit möglich wäre. Dagegen ist es in der weiteren Höhenentwicklung der Verjüngung über mehrere Jahre nicht vorstellbar, dass beispielhaft für die Baumart Fichte der Höhestufe 1 (0.01 bis 0.5 m) eine Anzahl von 105.6 Verjüngungspflanzen pro Quadratmeter auch in der zweiten Höhenstufe überleben könnten. Die größte auf Versuchsflächen gemessene Dichte liegt hier bei 27.8 Verjüngungspflanzen pro Quadratmeter. Dieser Sachverhalt wird durch Abbildung 2–43a, b veranschaulicht, in welcher der Funktionsverlauf für alle betrachteten Baumarten dargestellt ist.

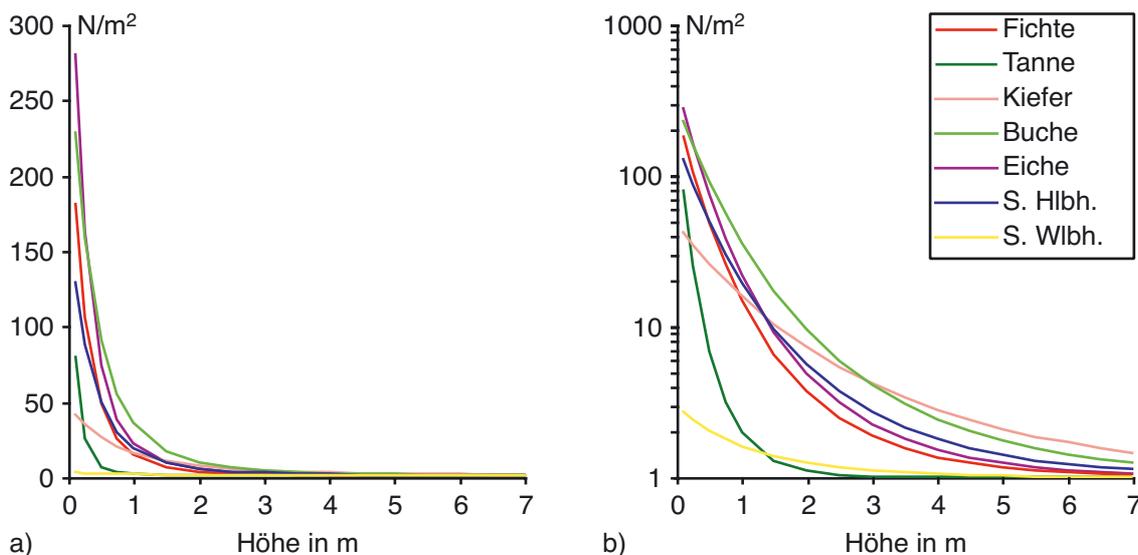


Abbildung 2–43a, b: Funktionsverlauf der Maximal-Dichte-Funktion (Gleichung 2–67), die die maximale Anzahl von Verjüngungspflanzen pro Quadratmeter für alle Baumarten über der Höhe in Metern im a) kartesischen und b) semi-logarithmischen Koordinatensystem angibt.

Mit Gleichung 2–67 ist ein Potenzial formuliert, dass die maximale Anzahl von Verjüngungspflanzen über der Ausgangshöhe beschreibt. Die eingangs gestellte Forderung nach einer Verknüpfung des Potenzials mit Standortfaktoren ist damit noch nicht erfüllt.

Maximale Pflanzendichte als Funktion des Standortes: Um das Ziel der Verknüpfung der Maximal-Dichte-Funktion mit Standortfaktoren zu erfüllen, wurden nach der gleichen Vorgehensweise wie bei der Abschätzung des Höhenzuwachspotenzials (vgl. Abschnitt 2.5.3) und der Höhenzuwachsschätzung (vgl. Abschnitt 2.5.4) verschiedene Standortfaktoren einzeln und in Kombination geprüft. Dafür wurden ausschließlich die vom Waldwachstumssimulator SILVA vorgehaltenen Variablen in die Prüfung einbezogen. Die multiplikative Verknüpfung der drei ökologischen Faktoren Nährstoffe, Wärme, Feuchtigkeit zu dem standortabhängigen Modifikator WSto (vgl. Abschnitt 2.5.3) zeigte den höchsten Erklärungsbeitrag bei der Funktionsanpassung nach folgender Gleichung:

$$\text{Gleichung 2–68: } \quad nvj_{\max_{ij}} \text{WSto} = e^{(b_0 \cdot e^{-(b_1 \cdot \bar{h}_j + b_2 \cdot (1 - \text{WSto}))})} / A_k$$

mit den Variablenbezeichnungen:

| | |
|-------------------------------|---|
| $nvj_{\max_{ij}} \text{WSto}$ | = maximale Anzahl von Verjüngungspflanzen für die Baumart i in der Verjüngungsschicht j auf einem spezifischen Standort (Stück/m ²) |
| \bar{h}_j | = mittlere Höhe der Verjüngungsschicht j in m |
| A_k | = Flächengröße des Verjüngungsquadrates k in m ² |
| WSto | = standortabhängiger Modifikator aus den drei ökologischen Faktoren Nährstoffe, Wärme und Feuchtigkeit nach Abschnitt 2.5.3 auf Seite 109ff. |
| e | = EULERSche Zahl (e=2.71828...) |
| b_0, b_1, b_2 | = baumartenspezifische Funktionsparameter |

Das Ergebnis der regressionsanalytischen Anpassung der standortabhängigen Maximal-Dichte Funktion zeigt Tabelle 2–42. Alle Funktionsparameter sind bis auf den Standortparameter b_2 bei den Sonstigen Weichlaubhölzern signifikant. Die Funktionsverläufe wurden für mehrere Beispielstandorte getestet und zeigen bei allen betrachteten Baumarten einen plausiblen Verlauf. Um ein einheitliches Vorgehen zu gewährleisten, wird die fehlende Signifikanz des Standortparameters b_2 bei den Sonstigen Weichlaubhölzern jedoch toleriert. Verdeutlicht ist das Ergebnis des regressionsanalytischen Ausgleichs für die Baumarten Fichte und Buche auf den Versuchsfläche Freyung 129, Ebrach 133 und Kreuth 122 in Abbildung 2–44a, b.

Modellentwicklung

Tabelle 2–42: Parameter der standortabhängigen Maximal-Dichte-Funktion von Verjüngungspflanzen über der Schichthöhe in Metern nach Gleichung 2–68; R^2 =Bestimmtheitsmaß; MSE=mittlerer quadratischer Fehler; N_D =Anzahl der ausgeglichenen Wertepaare

| Baumart | | Parameter | Schätzwert | Standardfehler |
|-------------|---------------------------------------|-----------|------------|----------------|
| Fichte | $R^2=0.49$; MSE= 536.6; $N_D=18.462$ | b_0 | 8.4905 | 0.0799 |
| | | b_1 | 1.1122 | 0.0238 |
| | | b_2 | 1.8516 | 0.0287 |
| Tanne | $R^2=0.14$; MSE= 74.1; $N_D= 8.218$ | b_0 | 10.2752 | 2.3810 |
| | | b_1 | 4.8999 | 1.0132 |
| | | b_2 | 1.1486 | 0.1556 |
| Kiefer | $R^2=0.71$; MSE= 51.3; $N_D= 1.767$ | b_0 | 4.3091 | 0.0350 |
| | | b_1 | 0.8612 | 0.0324 |
| | | b_2 | 0.3267 | 0.0217 |
| Buche | $R^2=0.66$; MSE= 766.6; $N_D=41.998$ | b_0 | 13.2170 | 0.0771 |
| | | b_1 | 0.9883 | 0.0093 |
| | | b_2 | 1.2552 | 0.0085 |
| Eiche | $R^2=0.93$; MSE= 245.2; $N_D=13.649$ | b_0 | 7.9282 | 0.0209 |
| | | b_1 | 1.1614 | 0.0102 |
| | | b_2 | 0.5401 | 0.0035 |
| S. Hartlh. | $R^2=0.47$; MSE=1313.5; $N_D=20.109$ | b_0 | 22.0921 | 0.5225 |
| | | b_1 | 1.9742 | 0.0745 |
| | | b_2 | 2.5639 | 0.0379 |
| S. Weichlh. | $R^2=0.06$; MSE= 111.3; $N_D= 1.507$ | b_0 | 2.5742 | 0.4040 |
| | | b_1 | 0.9001 | 0.0000 |
| | | b_2 | <1e-9 | 0.1664 |

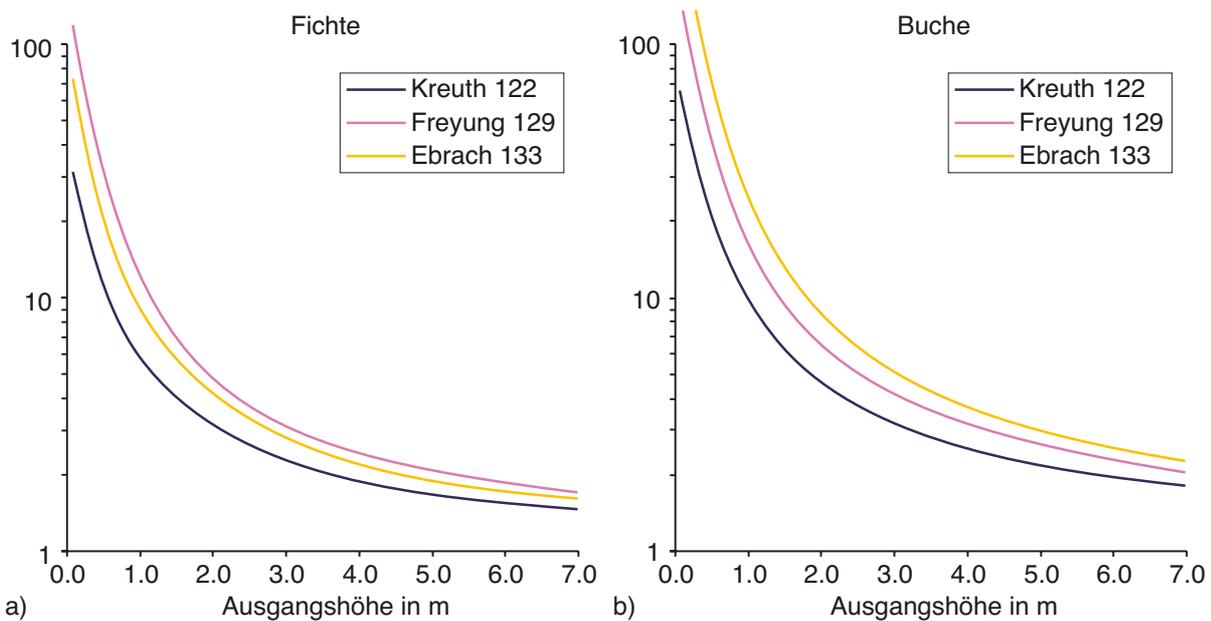


Abbildung 2–44a, b: Funktionsverlauf im semi-logarithmischen Koordinatensystem der standortabhängigen Maximal-Dichte-Funktion (Gleichung 2–68), die die maximale Anzahl von Verjüngungspflanzen pro Quadratmeter über der Höhe in Metern auf einem bestimmten Standort für die Baumarten a) Fichte und b) Buche angibt. Grundlage für den unterschiedlichen Kurvenverlauf der standortabhängigen Maximal-Dichte-Funktion auf den drei Versuchflächen Freyung 129, Ebrach 133 und Kreuth 122 ist der baumartenspezifische Modifikator W_{Sto} (vgl. Tabelle 2–32).

Modellanwendung: In der Modellanwendung wird die standortabhängige Maximal-Dichte-Funktion (Gleichung 2–68) verwendet und die Anzahl von Verjüngungspflanzen pro Quadratmeter auf die Fläche des Verjüngungsquadrates hochgerechnet. Danach wird die Anzahl von Verjüngungspflanzen einer Baumart i in der Höhnenschicht j auf einem Verjün-

gungsquadrat k auf die standortabhängige Maximal-Dichte reduziert, wenn höhere Verjüngungspflanzenzahlen erreicht werden.

Die Maximal-Dichte-Funktion und die standortabhängige Maximal-Dichte-Funktion sind für die betrachteten Baumarten einzeln parametrisiert worden, ohne die Wechselwirkungen der Baumarten untereinander zu beachten. Aus diesem Grund kann für jede Baumart die maximale Dichte realisiert werden, was bei Mischung der Baumarten zu einer Überbesetzung der Verjüngungsquadrate führt. Daher wird im folgenden Abschnitt eine standflächenabhängige Reduktion der Dichte nachgeschaltet, die die Baumartenmischung und den baumarten-spezifischen Beitrag zur Gesamtkonkurrenz sowie die baumartenspezifische Toleranz gegenüber der Gesamtkonkurrenz innerhalb der Verjüngung berücksichtigt.

2.6.4 Einfluss der relativen Flächenausnutzung

Innerhalb der Verjüngungsschichten sterben die Baumarten in Abhängigkeit von ihrer Toleranz gegenüber den Konkurrenzwirkungen durch den Altbestand, durch dieselbe und durch höher gelegenen Verjüngungsschichten. Ein Maß für die baumartenspezifische Toleranz gegenüber Konkurrenz ist der höhenschicht- und baumartenabhängige Index $CI_{\mu,3\sigma ij}$ (vgl. Abschnitt 2.3.5).

Die Mortalität, die sich bei Überschreitung maximaler Pflanzendichten auf einem Verjüngungsquadrat einstellt, ist direkt an das nach Gleichung 2–15 berechnete Konkurrenzmaß CI_{jk} gekoppelt, das den in einer Höhenschicht j auf einem Verjüngungsquadrat k herrschenden Konkurrenzdruck quantifiziert. Daher soll dieses Konkurrenzmaß herangezogen werden, um das Absterben baumarten- und höhenspezifisch zu realisieren, ohne die Verjüngungspflanzenzahl einfach von den unteren Höhenschichten aus zu reduzieren.

Nimmt das Konkurrenzmaß CI_{jk} Werte an, die größer als der in Abschnitt 2.3.5 berechnete Konkurrenzwert $CI_{\mu,3\sigma ij}$ sind, so deutet das auf eine Überbesetzung des Verjüngungsquadrates hin, die durch Absterben von Verjüngungspflanzen ausgeglichen werden muss. Weil die einzelnen Baumarten eine unterschiedliche Toleranz gegenüber Konkurrenz haben, ergibt sich der Besetzungsüberhang $B\ddot{U}$ für die Baumart i der Höhenschicht j auf dem Verjüngungsquadrat k demzufolge nach:

$$\text{Gleichung 2-69: } B\ddot{U}_{ijk} = \begin{cases} 0 & , \text{ wenn } CI_{jk} \leq CI_{\mu,3\sigma ij} \\ CI_{jk} - CI_{\mu,3\sigma ij} & , \text{ wenn } CI_{jk} > CI_{\mu,3\sigma ij} \end{cases}$$

mit den Variablenbezeichnungen:

- $B\ddot{U}_{ijk}$ = Besetzungsüberhang der Baumart i in der Höhenschicht j auf dem Verjüngungsquadrat k
- CI_{jk} = gesamte Konkurrenz der Höhenschicht j eines Verjüngungsquadrates k nach Gleichung 2–15
- $CI_{\mu,3\sigma ij}$ = maximaler Konkurrenzwert der Höhenschicht j für die Baumart i nach Gleichung 2–16

Der Besetzungsüberhang $B\ddot{U}_{ijk}$ wird nun so reduziert, dass die Pflanzenzahlen durch das

Modellentwicklung

Absterben von n_{vj} Verjüngungspflanzen reduziert werden bis der Wert des Konkurrenzmaßes CI_{jk} dem Wert des Maßes $CI_{u,3\sigma_{ij}}$ entspricht. Wie die Ermittlung des Besetzungsüberhanges $B\ddot{U}_{ijk}$ erfolgt die Reduktion für jede Baumart i , Höhengschicht j und Verjüngungsquadrat k getrennt. Das bedeutet, dass alle Verjüngungspflanzen einer Baumart und Höhengschicht als Kollektiv betrachtet werden, von dem ein Anteil entnommen wird. Daher ergibt sich die Anzahl Δn_{vjik} der absterbenden Verjüngungspflanzen der Baumart i in der Höhengschicht j auf dem Verjüngungsquadrat k nach:

$$\text{Gleichung 2-70: } \Delta n_{vjik} = \frac{B\ddot{U}_{ijk}}{\bar{A}'_{\min,ij} \cdot A_k}$$

mit den Variablenbezeichnungen:

- Δn_{vjik} = Anzahl von absterbenden Verjüngungspflanzen der Baumart i der Höhengschichten j des Verjüngungsquadrates k
- $B\ddot{U}_{ijk}$ = Besetzungsüberhang der Baumart i in der Höhengschicht j auf dem Verjüngungsquadrat k
- $\bar{A}'_{\min,ij}$ = baumartenspezifischer mittlerer minimaler Standflächenbedarf der Verjüngungspflanzen der Baumart i in Höhengschicht j in m^2 nach Gleichung 2-10
- A_k = Flächengröße des Verjüngungsquadrates k in m^2

Abbruchkriterium für die Reduktion der Verjüngungspflanzenzahl ist entweder das gänzliche Absterben der Baumart i in der Höhengschicht j auf dem Verjüngungsquadrat k oder aber die erfolgreiche Reduktion des Besetzungsüberhanges $B\ddot{U}_{ijk}$ auf den Wert Null. Damit erfolgt die Reduktion der Verjüngungspflanzenzahl nicht grundsätzlich von den kleineren Höhen der Höhenverteilung aus, sondern in Abhängigkeit der baumartenspezifischen Toleranz gegenüber Konkurrenzeinwirkung und den spezifischen Bedingungen in der betrachteten Höhengschicht. Verjüngungspflanzen der unteren Höhengschichten haben allerdings üblicherweise ein geringeres Toleranzniveau (vgl. Abschnitt 2.3.5 und Abbildung 2-9a, b, c, d und 2-10a, b, c, d auf Seite 41ff.), so dass sie im Ergebnis häufiger und stärker in ihrer Anzahl reduziert werden.

2.6.5 Mortalitätswahrscheinlichkeit der einzelnen Verjüngungspflanzen

Die Mortalität der Hauptbestandsbäume im Waldwachstumssimulator SILVA wird über zwei Modelle erfasst. Im ersten Modell wird die Überlebenswahrscheinlichkeit in Abhängigkeit von Vitalitätsmerkmalen des einzelnen Baumes geschätzt (DURSKY, 1997; DURSKY et al., 1996). Diese Vitalitätsmerkmale sind Baumdurchmesser, Höhe-Durchmesser-Verhältnis, Grundflächenzuwachs-Durchmesser-Verhältnis und standortabhängige Höhenbonität. Die zweite Komponente zur Erfassung der Mortalität bildet ein Schwellenwertmodell, das solche Bäume absterben lässt, die einen bestimmten Konkurrenzindex überschreiten. Weitere Beispiele für die Modellierung von Mortalität finden sich bei ANDERSON (2000), FLEWELLING und MONSERUD (2002), HAMILTON (1986), KOBE und COATES (1997), LAVINE et al. (2002), LEE (1971), MONSERUD (1975, 1976), MONSERUD und STERBA (1999), OBERLECHNER und VACIK (2003), SALINGER et al. (2003), WYKOFF und CLARK (2000) und YANG und TITUS (2002).

Die folgenden Modellfunktionen sollen nun analog zur Vorgehensweise im Hauptmodell für jede einzelne Verjüngungspflanze in Abhängigkeit von ihrer Umweltbedingung bzw. Ausgangssituation eine Wahrscheinlichkeit ermitteln, nach der die fallweise Entscheidung getroffen werden kann, ob die Verjüngungspflanze in der folgenden Zuwachperiode weiter lebt oder abstirbt. Ebenso wie bei der Modellierung der Mortalität für die Bäume des Altbestandes muss sich der Variablensatz aus biologisch interpretierbaren makroskaligen Merkmalsgrößen der Verjüngungspflanzen zusammensetzen, also z.B. aus Anzahl und Höhe der Verjüngungspflanze. Wie die Verbisswahrscheinlichkeit (vgl. Abschnitt 2.5.1) wird auch die Mortalität der Verjüngung mit einem logistischen Regressionsmodell nachgebildet. Allgemein formuliert lautet das Logit-Modell:

$$\text{Gleichung 2-71: } K = \begin{cases} 1 \text{ (d.h. tot)} & , \text{ wenn } P(x,a) \geq T \\ 0 \text{ (d.h. lebend)} & , \text{ wenn } P(x,a) < T \end{cases}$$

wobei $P(x,a)$ eine Klassifikationsfunktion mit der folgenden Schreibweise ist:

$$\text{Gleichung 2-72: } P(x,a) = \frac{1}{1 + e^{-(c_0 + c_1 x_1 + c_2 x_2 + c_3 x_3 + \dots + c_n x_n)}}$$

mit den Variablenbezeichnungen:

- K = kategoriale Zustandsvariable (0 oder 1) für die beiden Zustände lebend und tot
- $P(x,a)$ = dimensionslose abhängige Variable mit Werten im Intervall zwischen 0 und 1
- T = Schwellenwert für die Gruppentrennung ($T=0.5$) zwischen zwei Zuständen
- c_0, \dots, c_n = baumartenspezifische Funktionsparameter
- x_1, \dots, x_n = unabhängige Variablen

Diese Logit-Funktion ermöglicht in Verbindung mit einem Schwellenwert eine Trennung der beiden Kategorien lebend und tot für jede Verjüngungspflanze. Bei der Vorauswahl der unabhängigen Variablen für die Logit-Funktion wurden nur solche Faktoren ausgewählt, deren Einfluss sich auf das Absterben von Verjüngungspflanzen kausal begründen lässt und die als Datenmaterial zur Verfügung stehen (vgl. Gleichung 2-73).

Um diese Logit-Funktion anwenden zu können, muss für jede einzelne Verjüngungspflanze bekannt sein, ob sie lebt oder tot ist. Die in Höhenschichten zusammengefassten Verjüngungspflanzen der einzelnen Baumarten (z.B. Quadrat 1, Höhenschicht 1 mit 10 Fichten, 25 Buchen davon 3 tot, 2 Eichen,...), wurden getrennt und auf die Ebene der einzelnen Verjüngungspflanze aufgelöst. Dadurch ist es möglich, jede einzelne Verjüngungspflanze einer dichotomen Zustandsbedingung oder Kategorie (lebend oder tot) zuzuordnen.

In der Modellanwendung ermöglicht dies, für jede einzelne Verjüngungspflanze mit Hilfe von uniform verteilten Zufallszahlen zu entscheiden, ob sie weiter lebt oder abstirbt. Danach wird für jede Pflanze eine Mortalitätswahrscheinlichkeit berechnet, die – falls sie größer ist als die Zufallszahl – zur Entscheidung führt, dass die einzelne Pflanze in der entsprechenden Periode abstirbt.

Baumartenspezifische Mortalitätswahrscheinlichkeit: Für die Versuchsflächen, auf denen auch tote Verjüngungspflanzen aufgenommen wurden, stehen für die Parametrisierung insgesamt 905.961 lebende und 39.284 tote Verjüngungspflanzen zur Verfügung (95.8 – 4.2 %). Je nach Baumart reicht die Spanne der toten Verjüngungspflanzen von einem Prozent bei den Sonstigen Hartlaubhölzern und der Baumart Tanne und bis zu 18 Prozent bei der Baumart Eiche. Diese Unterschiede können unter der Annahme, dass die Standzeit nach dem Absterben der Verjüngungspflanze kleiner oder gleich einem Jahr ist, als baumartenspezifische Mortalitätswahrscheinlichkeiten interpretiert werden (Tabelle 2–43). Eine Erklärung für die unterschiedliche Wahrscheinlichkeit der Baumarten abzusterben, kann daraus jedoch nicht abgeleitet werden.

Bei der Baumart Lärche, die auf Grund der geringen Datenmenge (N_D -Lärche=301) nicht parametrisiert werden konnte, liegt diese Mortalitätswahrscheinlichkeit bei 30 Prozent. Für die Baumart Douglasie stehen keine Daten zur Verfügung.

Tabelle 2–43: Anzahl (nvj) und deren Anteil (nvj-A) der lebenden und toten Verjüngungspflanzen an der Gesamtpflanzenzahl der Baumart; Gesamtzahl N_D der Verjüngungspflanzen 945.245

| Baumart | Fichte | Tanne | Kiefer | Buche | Eiche | S. Hartlh. | S. Weichlh. |
|-------------------------|---------|--------|--------|---------|--------|------------|-------------|
| nvj _{lebend} | 127.851 | 63.245 | 7.898 | 253.863 | 51.427 | 397.614 | 4.063 |
| nvj _{tot} | 15.062 | 802 | 870 | 7.081 | 11.254 | 3.776 | 439 |
| nvj-A _{lebend} | 0.8946 | 0.9875 | 0.9008 | 0.9729 | 0.8205 | 0.9906 | 0.9025 |
| nvj-A _{tot} | 0.1054 | 0.0125 | 0.0992 | 0.0271 | 0.1795 | 0.0094 | 0.0975 |

Der Anteil der lebenden bzw. toten Verjüngungspflanzen ist nicht konstant, sondern variiert mit Änderung der Höhe der Verjüngungspflanzen. In Tabelle 2–44 sind beispielhaft für die Baumart Eiche Anzahl und Anteile der lebenden und toten Verjüngungspflanzen getrennt nach ihrer Höhengschichtzugehörigkeit dargestellt. Die Darstellung der Anzahlen und Anteile der anderen parametrisierten Baumarten erfolgt wegen des großen Umfangs im Anhang (Abschnitt 11.2.1 auf Seite 376). Die Koeffizientenschätzung für die Logit-Funktion erfolgte nach dem Maximum-Likelihood Schätzverfahren. Um die Schätzung nicht mit überrepräsentierten Häufigkeiten von lebenden Verjüngungspflanzen zu verzerren, wurde eine ausgleichende Gewichtung angewendet, die in Tabelle 2–44 und im Anhang in Abschnitt 11.2.1 auf Seite 376 aus den Spalten „nvj-G“ zu entnehmen ist.

Tabelle 2–44: Anzahl (nvj), Anteil (nvj-A) und Gewichtung (nvj-G) der toten und lebenden Verjüngungspflanzen an der Gesamtpflanzenzahl der entsprechenden Höhenschicht (Höhe in m) für die Koeffizientenschätzung der Logit-Funktion. Gesamtzahl der Verjüngungspflanzen 945.245, für die Baumart Eiche 62.681; die anderen betrachteten Baumarten finden sich in Abschnitt 11.2.1 auf Seite 376.

| Baumart | Höhe | nvj _{gesamt} | nvj _{tot} | nvj _{lebend} | nvj-A _{tot} | nvj-A _{lebend} | nvj-G _{tot} | nvj-G _{lebend} |
|---------|------|-----------------------|--------------------|-----------------------|----------------------|-------------------------|----------------------|-------------------------|
| Eiche | 0.25 | 23.767 | 1.292 | 22.475 | 0.9456 | 0.0544 | 1.0000 | 0.0575 |
| | 0.75 | 10.304 | 2.069 | 8.235 | 0.7992 | 0.2008 | 1.0000 | 0.2512 |
| | 1.25 | 6.673 | 1.701 | 4.972 | 0.7451 | 0.2549 | 1.0000 | 0.3421 |
| | 1.75 | 4.510 | 1.703 | 2.807 | 0.6224 | 0.3776 | 1.0000 | 0.6067 |
| | 2.25 | 4.109 | 1.474 | 2.635 | 0.6413 | 0.3587 | 1.0000 | 0.5594 |
| | 2.75 | 3.231 | 1.074 | 2.157 | 0.6676 | 0.3324 | 1.0000 | 0.4979 |
| | 3.25 | 1.614 | 443 | 1.171 | 0.7255 | 0.2745 | 1.0000 | 0.3783 |
| | 3.75 | 1.684 | 430 | 1.254 | 0.7447 | 0.2553 | 1.0000 | 0.3429 |
| | 4.25 | 1.322 | 252 | 1.070 | 0.8094 | 0.1906 | 1.0000 | 0.2355 |
| | 4.75 | 1.255 | 213 | 1.042 | 0.8303 | 0.1697 | 1.0000 | 0.2044 |
| | 5.25 | 1.167 | 192 | 975 | 0.8355 | 0.1645 | 1.0000 | 0.1969 |
| | 5.75 | 1.120 | 167 | 953 | 0.8509 | 0.1491 | 1.0000 | 0.1752 |
| | 6.25 | 1.042 | 142 | 900 | 0.8637 | 0.1363 | 1.0000 | 0.1578 |
| | 6.75 | 883 | 102 | 781 | 0.8845 | 0.1155 | 1.0000 | 0.1306 |

Selektion der Einflussfaktoren: Zahlreiche Faktoren (vgl. Gleichung 2–73) wirken baumartenspezifisch auf das Wachstum bzw. Absterben von Verjüngung. Da der Verbiss durch eine Modellfunktion erklärt wird, erscheint es nicht sinnvoll, die Verbisswahrscheinlichkeit als unabhängige Variable in das Mortalitätsmodell aufzunehmen.

Auch reagieren die Baumarten nicht nur unterschiedlich stark auf Konkurrenz, sondern auch unterschiedlich auf Konkurrenz durch Altbestand oder Verjüngung selbst und auf Konkurrenz durch die eigene oder eine fremde Art. Aus diesem Grund werden mit Hilfe der Vorwärtsselektion (vgl. Abschnitt 2.5.1 und Anhang Abschnitt 7.3.5.6 auf Seite 314) aus der Vielzahl von Einflussfaktoren nur die einbezogen, die einen signifikanten Einfluss auf die Mortalitätswahrscheinlichkeit haben. Neben einer Konstanten werden weitere 15 Variablen in die Betrachtung einbezogen, von denen 7 die Umgebungssituation einer Verjüngungspflanze mit Hilfe von Konkurrenzindizes direkt beschreiben. 8 Variablen quantifizieren die Umgebungssituation einer Verjüngungspflanze über makroskaligen Merkmalsgrößen.

Die Ergebnisse der Variablenselektion und Koeffizientenschätzung für das Logit-Modell (Gleichung 2–73) sind in Tabelle 2–45 zusammengefasst. Die Logit-Koeffizienten wurden mittels Maximum-Likelihood Verfahren berechnet, bei dem das Produkt der Wahrscheinlichkeiten der Zugehörigkeit zur korrekten Kategorie maximiert wird. Dabei wurde die baumartenspezifische Gewichtung nach Tabelle 2–44 angewandt.

Modellentwicklung

Gleichung 2-73:

$$\begin{aligned}
 L(x)vjp_{ijk} = & c_0 + c_1 \cdot A\%_{ij} + c_2 \cdot CIovs_k + c_3 \cdot CIsu_{m_{jk}} + c_4 \cdot CIver_{j+1,k} + \dots \\
 & + c_5 \cdot 10 \cdot (CIv_{j_{jk}} - CIv_{j_{ijk}}) + c_6 \cdot CIrel_{ijk} + c_7 \cdot \frac{KKL_1 - 60}{100} + \dots \\
 & + c_8 \cdot \frac{(KKL_1 - 120) - (KKL_1 - 60)}{100} + c_9 \cdot \bar{h}_j + c_{10} \cdot e^{-\bar{h}_j} + c_{11} \cdot \frac{nvj_{ijk}}{A_k} + \dots \\
 & + c_{12} \cdot e^{-\frac{nvj_{ijk}}{A_k}} + c_{13} \cdot \overline{nvj}_{ik} + c_{14} \cdot \overline{nvj}\sigma_{ik} + c_{15} \cdot \bar{h}_{ik} + c_{16} \cdot \bar{h}\sigma_{ik}
 \end{aligned}$$

Die Variable $CIrel_{ijk}$ wird folgendermaßen berechnet:

Gleichung 2-74:

$$CIrel_{ijk} = \frac{\sum (CIovs_k + CIsu_{m_{jk}} + CIv_{j_{jk}}) \cdot A\%_{ij}}{CI_{\mu,3\sigma ij}}$$

mit den Variablenbezeichnungen:

- $L(x)vjp_{ijk}$ = Logit-Wert einer einzelnen Verjüngungspflanze der Baumart i in der Höhengschicht j auf dem Verjüngungsquadrat k
- c_0, \dots, c_{16} = baumartenspezifische Funktionsparameter
- $A\%_{ij}$ = baumartenspezifischer prozentualer Standflächenanteil der Baumart i in der Höhengschicht j nach Gleichung 2-17
- $CIovs_k$ = Konkurrenz des Altbestandes für das Verjüngungsquadrat k nach Gleichung 2-14
- $CIsu_{m_{jk}}$ = kumulierte Konkurrenz der oberhalb der Höhengschicht j liegenden Verjüngungspflanzen nach Gleichung 2-11
- $CIver_{j+1,k}$ = Konkurrenz der in der Höhengschicht j+1 liegenden Verjüngungspflanzen auf dem Verjüngungsquadrat k
- $CIv_{j_{jk}}$ = kumulierte Konkurrenz aller Baumarten, die in derselben Höhengschicht j liegen nach Gleichung 2-10
- $CIv_{j_{ijk}}$ = Konkurrenz der Baumart i innerhalb der Höhengschicht j eines Verjüngungsquadrates k nach Gleichung 2-18
- $CIrel_{ijk}$ = relative Konkurrenzdicke für die Höhengschicht i und Baumart j nach Gleichung 2-74
- $CI_{\mu,3\sigma ij}$ = maximaler Konkurrenzwert der Höhengschicht j für die Baumart i aus Mittelwert m zuzüglich dreifacher Standardabweichung s nach Gleichung 2-16
- KKL_1-60 = Kronenkonkurrenzindex nach Gleichung 2-19 mit dem Öffnungswinkel 60 Grad für eine virtuelle Verjüngungspflanze l, die auf dem Verjüngungsquadrat k steht, mit l=k
- KKL_1-120 = Kronenkonkurrenzindex nach Gleichung 2-19 mit dem Öffnungswinkel 120 Grad für eine virtuelle Verjüngungspflanze l, die auf dem Verjüngungsquadrat k steht, mit l=k
- \bar{h}_j = mittlere Höhe der Verjüngungsschicht j (Mittelwert aus Ober- und Untergrenze der Schicht)
- nvj_{ijk} = Anzahl der Verjüngungspflanzen der eigenen Baumart i in der Höhengschicht j auf dem Verjüngungsquadrat k in Stück/m²
- \overline{nvj}_{ijk} = mittlere Anzahl von Verjüngungspflanzen für alle Baumarten i der Höhengschichten j des Verjüngungsquadrates k in Stück/m²
- $\overline{nvj}\sigma_{ijk}$ = Standardabweichung der mittleren Anzahl der Verjüngungspflanzen pro m² für die Baumart i auf dem Verjüngungsquadrat k in Stück/m²
- A_k = Flächengröße des Verjüngungsquadrates k in m²
- \bar{h}_{ik} = mittlere Höhe der Verjüngungspflanzen für die Baumart i auf dem Verjüngungsquadrat k in m
- $\bar{h}\sigma_{ik}$ = Standardabweichung der mittleren Höhe der Verjüngungspflanzen für die Baumart i auf dem Verjüngungsquadrat k in m

Tabelle 2–45: Parameter der Logit-Funktion nach Gleichung 2–73; $-2LL$ =Negativer doppelter Wert des Logarithmus; R^2 =Bestimmtheitsmaß nach NAGELKERKE (1991); nicht signifikante Parameter sind nicht dargestellt. Durch die Gewichtung der lebenden Verjüngungspflanzen ist die Anzahl im Vergleich zu Tabelle 2–44 deutlich niedriger.

| Baumart | Parameter | Schätzwert | Standardfehler | Signifikanzniveau | | | |
|----------|--|--|----------------|-------------------|--------|-------|-------|
| Fichte | $-2LL=29429.8$; $R^2=0.45$; $N_D=30121$ | | c_0 | -5.813 | 0.171 | 0.000 | |
| | c_1 | 2.526 | 0.108 | 0.000 | | | |
| | c_3 | 2.680 | 0.353 | 0.000 | | | |
| | c_5 | 3.593 | 0.956 | 0.000 | | | |
| | c_6 | 2.236 | 0.096 | 0.000 | | | |
| | c_7 | 1.089 | 0.096 | 0.000 | | | |
| | c_9 | -1.341 | 0.047 | 0.000 | | | |
| | c_{10} | 2.035 | 0.144 | 0.000 | | | |
| | c_{11} | 0.026 | 0.006 | 0.000 | | | |
| | c_{12} | 1.538 | 0.074 | 0.000 | | | |
| | c_{13} | -0.054 | 0.005 | 0.000 | | | |
| | c_{14} | 0.049 | 0.005 | 0.000 | | | |
| | c_{15} | 1.789 | 0.049 | 0.000 | | | |
| | c_{16} | 0.949 | 0.052 | 0.000 | | | |
| | Tanne | $-2LL=2064.2$; $R^2=0.13$; $N_D=1603$ | | c_0 | -0.046 | 0.131 | 0.728 |
| | | c_4 | -36.573 | 12.624 | 0.004 | | |
| c_5 | | -3.161 | 1.530 | 0.039 | | | |
| c_6 | | 1.300 | 0.374 | 0.001 | | | |
| c_7 | | -2.448 | 0.645 | 0.000 | | | |
| c_8 | | 0.812 | 0.167 | 0.000 | | | |
| c_9 | | -0.735 | 0.122 | 0.000 | | | |
| c_{13} | | -0.143 | 0.036 | 0.000 | | | |
| c_{15} | | 0.616 | 0.130 | 0.000 | | | |
| Kiefer | $-2LL=2092.0$; $R^2=0.22$; $N_D=1740$ | | c_0 | -2.343 | 0.303 | 0.000 | |
| | c_3 | 1.976 | 0.211 | 0.000 | | | |
| | c_4 | -5.043 | 1.133 | 0.000 | | | |
| | c_9 | 0.253 | 0.059 | 0.000 | | | |
| | c_{10} | 4.337 | 0.548 | 0.000 | | | |
| | c_{11} | -0.169 | 0.037 | 0.000 | | | |
| | c_{12} | 1.211 | 0.301 | 0.000 | | | |
| Buche | $-2LL=15920.7$; $R^2=0.31$; $N_D=14156$ | | c_0 | -3.820 | 0.155 | 0.000 | |
| | c_1 | 0.801 | 0.125 | 0.000 | | | |
| | c_2 | -0.538 | 0.216 | 0.012 | | | |
| | c_3 | 1.008 | 0.226 | 0.000 | | | |
| | c_4 | -5.482 | 1.397 | 0.000 | | | |
| | c_6 | 1.920 | 0.261 | 0.000 | | | |
| | c_7 | -0.985 | 0.232 | 0.000 | | | |
| | c_8 | 0.928 | 0.059 | 0.000 | | | |
| | c_{10} | 3.133 | 0.132 | 0.000 | | | |
| | c_{11} | 0.023 | 0.008 | 0.003 | | | |
| | c_{12} | 1.285 | 0.099 | 0.000 | | | |
| | c_{13} | -0.135 | 0.008 | 0.000 | | | |
| | c_{14} | 0.149 | 0.011 | 0.000 | | | |
| | c_{15} | 0.290 | 0.020 | 0.000 | | | |

Modellentwicklung

Tabelle 2–45: Parameter der Logit-Funktion nach Gleichung 2–73; $-2LL$ =Negativer doppelter Wert des Logarithmus; R^2 =Bestimmtheitsmaß nach NAGELKERKE (1991); nicht signifikante Parameter sind nicht dargestellt. Durch die Gewichtung der lebenden Verjüngungspflanzen ist die Anzahl im Vergleich zu Tabelle 2–44 deutlich niedriger. (Forts.)

| Baumart | Parameter | Schätzwert | Standardfehler | Signifikanzniveau |
|--|--|------------|----------------|-------------------|
| Eiche -2LL=24715.5; R^2 =0.33; N_D =22508 | c_0 | 1.321 | 0.179 | 0.000 |
| | c_1 | -1.925 | 0.165 | 0.000 |
| | c_2 | -0.942 | 0.067 | 0.000 |
| | c_4 | -4.978 | 0.343 | 0.000 |
| | c_5 | -0.402 | 0.180 | 0.025 |
| | c_6 | 2.892 | 0.100 | 0.000 |
| | c_7 | -4.308 | 0.416 | 0.000 |
| | c_8 | 0.382 | 0.077 | 0.000 |
| | c_9 | 0.142 | 0.020 | 0.000 |
| | c_{10} | 2.298 | 0.131 | 0.000 |
| | c_{11} | -0.465 | 0.026 | 0.000 |
| | c_{12} | -0.429 | 0.119 | 0.000 |
| | c_{14} | -0.984 | 0.052 | 0.000 |
| | c_{15} | 0.030 | 0.015 | 0.048 |
| | c_{16} | 0.139 | 0.026 | 0.000 |
| | S. Hartlh. -2LL=8985.8; R^2 =0.24; N_D =7568 | c_0 | -1.343 | 0.287 |
| c_1 | | -0.875 | 0.167 | 0.000 |
| c_2 | | -2.967 | 0.331 | 0.000 |
| c_3 | | 3.592 | 0.374 | 0.000 |
| c_4 | | -11.757 | 2.350 | 0.000 |
| c_6 | | 2.277 | 0.399 | 0.000 |
| c_7 | | 2.768 | 0.338 | 0.000 |
| c_9 | | 0.309 | 0.055 | 0.000 |
| c_{10} | | 2.954 | 0.303 | 0.000 |
| c_{11} | | 0.037 | 0.011 | 0.000 |
| c_{12} | | 1.344 | 0.153 | 0.000 |
| c_{13} | | -0.144 | 0.011 | 0.000 |
| c_{14} | | 0.040 | 0.014 | 0.004 |
| c_{15} | | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| S. Weichlh. -2LL=1086.1; R^2 =0.19; N_D =878 | c_0 | -0.484 | 0.175 | 0.006 |
| | c_3 | 2.085 | 0.254 | 0.000 |
| | c_6 | 1.032 | 0.441 | 0.019 |
| | c_7 | -2.489 | 1.161 | 0.032 |
| | c_8 | 0.896 | 0.239 | 0.000 |
| | c_{13} | -0.757 | 0.222 | 0.001 |
| | c_{14} | 1.728 | 0.869 | 0.047 |
| | c_{15} | -0.181 | 0.071 | 0.011 |

Die Güte der Anpassung des Regressionsmodells wird mit der Likelihood-Funktion beurteilt. Dabei wird als Maß der negative doppelte Wert des Logarithmus ($-2LL$) benutzt. Als Anfangswert für das $-2LL$ -Kriterium wird der Wert verwendet, der sich für das Regressionsmodell ergibt, das lediglich die Konstante enthält. Wird der $-2LL$ -Wert nach Hinzunahme der Einflussvariablen kleiner, bedeutet dies eine Verbesserung. Die Differenz aus Anfangswert des Regressionsmodells mit Konstante und Endzustand des Regressionsmodells mit allen signifikanten Variablen ist in Tabelle 2–46 als χ^2 -Wert ausgewiesen, der $-2LL$ -Wert nach Hinzunahme der Einflussvariablen als $-2LL$. Der $-2LL$ -Wert wird auch als likelihood ratio bezeichnet (HOSMER und LEMESHOW, 1989). Alle Baumarten zeigen ein höchst signifikantes Ergebnis.

Tabelle 2–46: Ergebnisse der χ^2 -Teststatistik zur Überprüfung der Güte der Anpassung von Gleichung 2–73; Basis des χ^2 -Wertes ist eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 0.05 und die Anzahl der Freiheitsgrade (N-df), die sich aus der Anzahl der Kovariaten ergibt. χ^2 =Differenz aus Anfangswert und Endwert (-2LL) des Likelihoods des Regressionsmodells; -2LL=Wert des Regressionsmodells unter Einbeziehung aller signifikanten Variablen; Signifikanzniveau=0.05

| Baumart | Fichte | Tanne | Kiefer | Buche | Eiche | S. Hartlh. | S. Weichlh. |
|----------------------------------|---------|--------|--------|---------|---------|------------|-------------|
| $\chi^2_{(0.05, N-df)}$ | 12327.0 | 158.3 | 320.4 | 3703.8 | 6487.0 | 1506.1 | 131.2 |
| -2LL | 29429.8 | 2064.2 | 2092.1 | 15920.7 | 24715.5 | 8985.8 | 1086.1 |
| Signifikanz des χ^2 -Wertes | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |

Das Kriterium der Trennschärfe des Modelles ist der Anteil der korrekt klassifizierten Fälle. Beim Schwellenwert von $T = 0.5$ ordnet die Logit-Funktion (Gleichung 2–73) 70 Prozent der Fichten, 63 Prozent der Tannen und 70 Prozent der Buchen der richtigen Gruppe zu (Tabelle 2–47). Die Anzahl der „falsch negativen“ und „falsch positiven“ klassifizierten Fälle ist annähernd gleich groß (BÜHL und ZÖFEL, 2002) und liegt zwischen einem und 30 Prozent. Gründe für die Fehlklassifikation konnten sowohl bei der Analyse des Datenmaterials als auch nach Modellanpassung nicht eindeutig ermittelt werden. Die Werte der unabhängigen Variablen liegen bei den Fehlklassifikationen im gleichen Bereich wie bei den richtig klassifizierten Fällen. Bei der Verwendung der Logit-Funktion muss berücksichtigt werden, dass die Residuen der Funktion $P(x,a)$ in Abhängigkeit von $P(x,a)$ nicht linear verteilt sind.

Tabelle 2–47: Dichotome Klassifikation mit der Logit-Funktion beim Schwellenwert $T = 0.5$; Durch die Gewichtung der lebenden Verjüngungspflanzen ist die Anzahl im Vergleich zu Tabelle 2–44 deutlich geringer.

| Baumart | Beobachtete Werte | Vorhergesagte Werte | | Korrekt zugeordnete Fälle (%) | |
|-------------|-------------------|---------------------|--------|-------------------------------|------|
| | | lebend | tot | Summe | |
| Fichte | lebend | 12.420 | 2.639 | 82.5 | 77.2 |
| | tot | 4.231 | 10.831 | 71.9 | |
| Tanne | lebend | 498 | 304 | 62.1 | 63.0 |
| | tot | 289 | 513 | 64.0 | |
| Kiefer | lebend | 564 | 306 | 64.9 | 67.5 |
| | tot | 259 | 611 | 70.2 | |
| Buche | lebend | 5.085 | 1.990 | 71.9 | 71.0 |
| | tot | 2.111 | 4.970 | 70.2 | |
| Eiche | lebend | 7.008 | 4.246 | 62.3 | 69.4 |
| | tot | 2.637 | 8.617 | 76.6 | |
| S. Hartlh. | lebend | 2.485 | 1.308 | 62.5 | 70.1 |
| | tot | 957 | 2.819 | 74.7 | |
| S. Weichlh. | lebend | 318 | 121 | 72.5 | 67.3 |
| | tot | 166 | 273 | 62.2 | |

Ein weiteres Kriterium für die Güte der Modellanpassung ist der Anteil der korrekt klassifizierten Fälle über den vorhergesagten Werten. Dabei gilt, dass die Trennung zwischen zwei Merkmalsausprägungen unter der Voraussetzung gleicher Varianz umso deutlicher wird, je weiter die Erwartungswerte voneinander entfernt sind (HARTUNG und ELPELT, 1984). Auch

Modellentwicklung

sollte die Verteilung der Fehlklassifikation über den vorhergesagten Werten nicht verzerrt sein. In Abbildung 2–45a, b, c und Abbildung 2–46a, b, c, d sind die vorhergesagten Werte $P(x,a)$ über der Anzahl der Fälle entsprechend ihrer Gewichtung aufgetragen. Bei allen Baumarten streuen die Fehlklassifikationen über den gesamten Bereich der vorhergesagten Werte ($P(x,a)$).

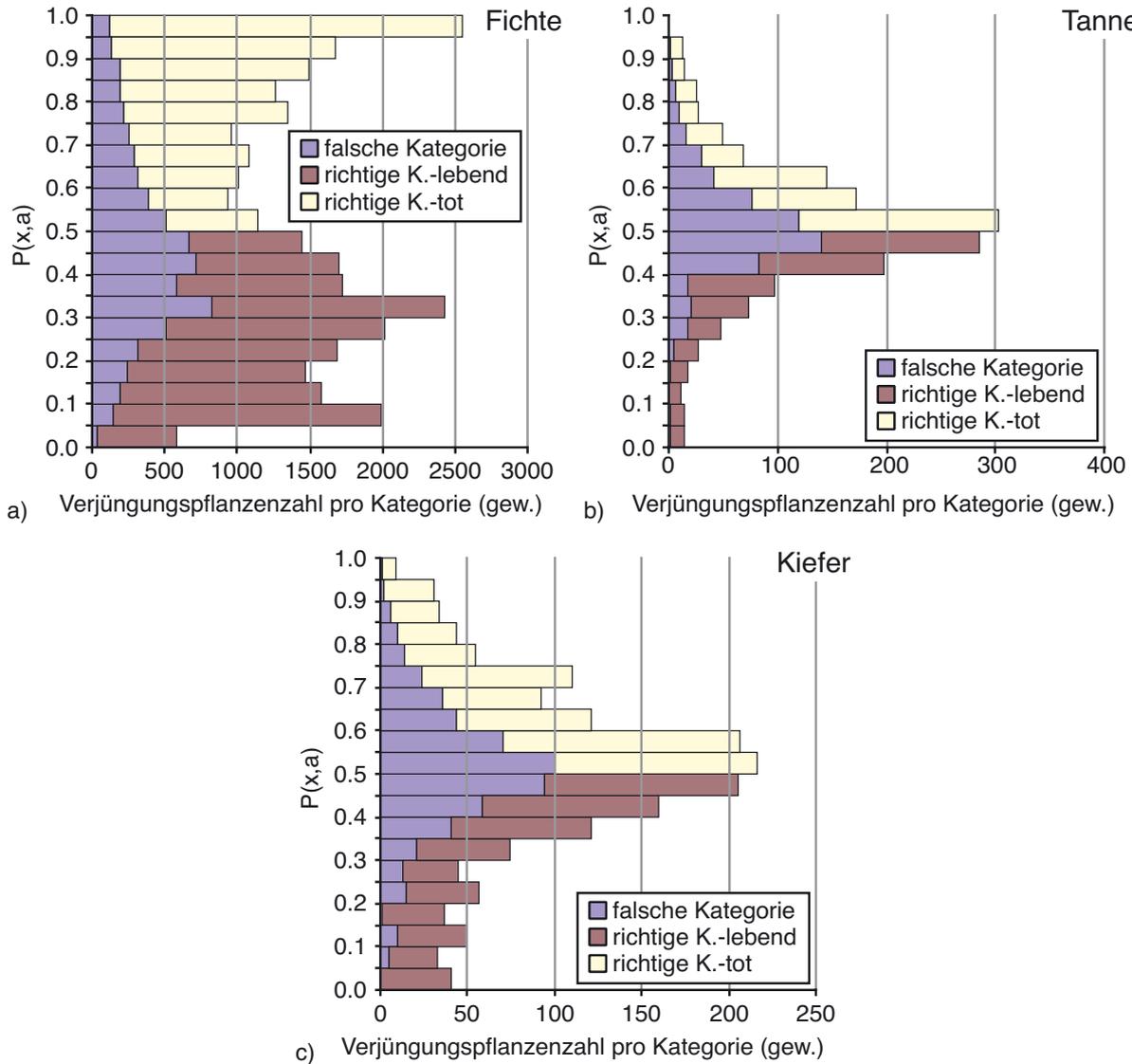


Abbildung 2–45a, b, c: Vorhergesagte Werte ($P(x,a)$) über der Anzahl von Verjüngungspflanzen pro Kategorie entsprechend ihrer Gewichtung (gew.) für die Nadelholzarten a) Fichte, b) Tanne und c) Kiefer

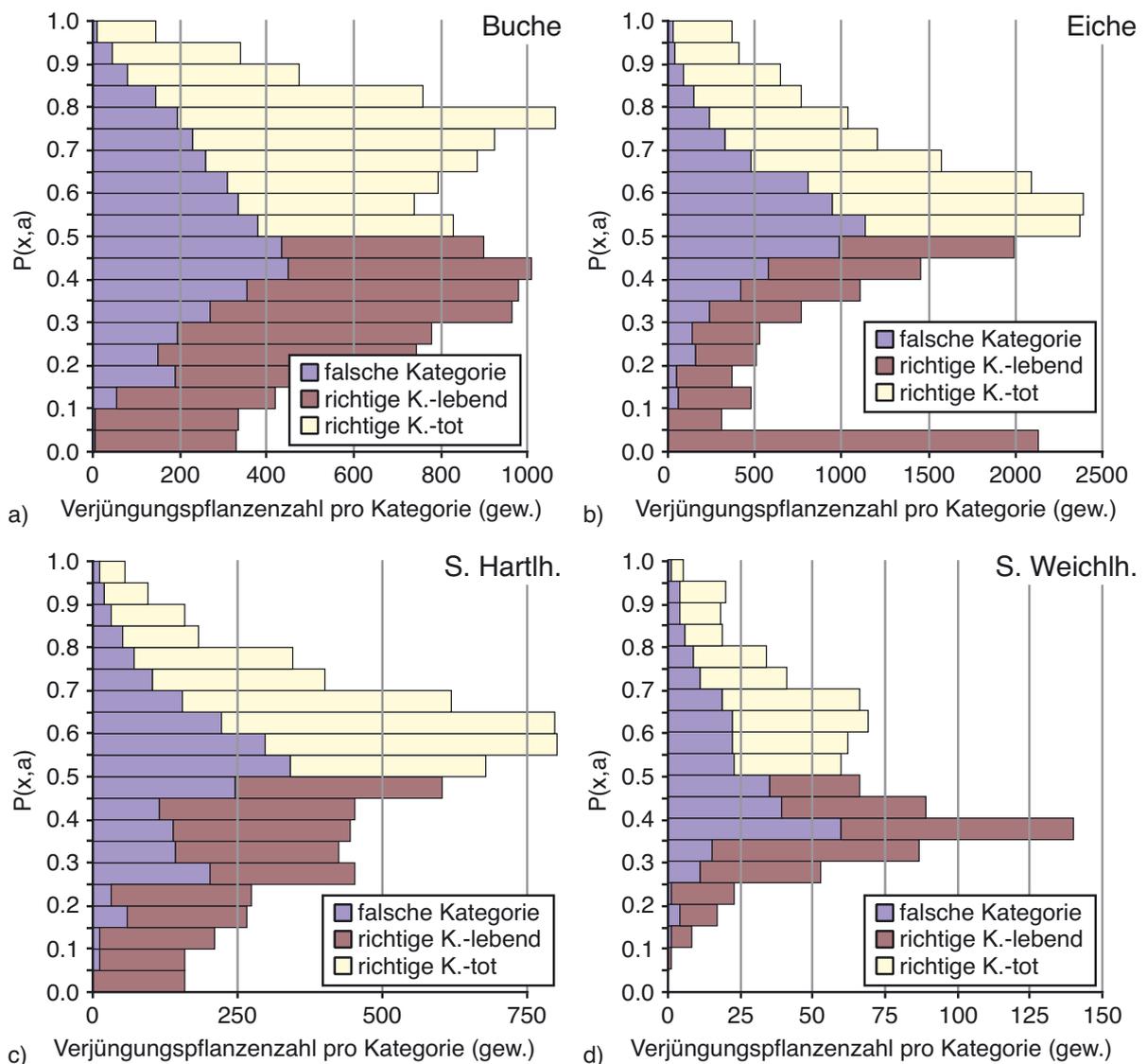


Abbildung 2–46a, b, c, d: Vorhergesagte Werte ($P(x,a)$) über der Anzahl von Verjüngungspflanzen pro Kategorie entsprechend ihrer Gewichtung (gew.) für die Laubholzarten a) Buche, b) Eiche, c) Sonstiges Hartlaubholz und d) Sonstiges Weichlaubholz

Anpassung der Mortalitätswahrscheinlichkeit mit Korrekturfaktoren: Neben der Darstellung der Anzahl der klassifizierten Fälle über den vorhergesagten Werten in Tabelle 2–47 kann das Klassifikationsverhalten des Logit-Modelles überprüft werden, indem es ohne Gewichtung auf den Parametrisierungs-Datensatz von 945.245 Verjüngungspflanzen angewendet wird. Bei einem Trennwert $T = 0.5$ (vgl. Gleichung 2–71) ordnet das Logit-Modell die Verjüngungspflanzen den Zuständen lebend und tot zu, wie in der Spalte „ nvj_{tot} -Logit“ der Tabelle 2–48 für die Baumart Eiche aufgeführt ist. Die Spalte „Differenz“ gibt den Abstand der vorhergesagten Anteile ($nvj-A_{tot}$ -Logit) zu den beobachteten Anteilen ($nvj-A_{tot}$ -beo) von toten Verjüngungspflanzen wieder. Eine Übersicht aller parametrisierten Baumarten ist im Anhang in Abschnitt 11.2.2 auf Seite 378 dargestellt. Durch die starke negative Gewichtung der lebenden Verjüngungspflanzen führt die Anwendung des Logit-Modelles zu einer Überschätzung der absoluten Anzahlen von toten Verjüngungspflanzen. In Tabelle 2–48 ist beispielhaft für die Baumart

Modellentwicklung

Eiche das Ergebnis der Funktionsanwendung nach Gleichung 2–71 dargestellt. Der Anteil der toten Verjüngungspflanzen liegt für alle Baumarten zwischen 4 und 75 Prozent und variiert zwischen 10 und 40 Prozentpunkten über der Höhe. Bei allen Baumarten wird der Anteil der toten Verjüngungspflanzen deutlich überschätzt. Um die Auswirkungen dieses Modellverhaltens zu verdeutlichen, wird beispielhaft die Eiche der Höhenstufe 1 ausgewählt. In der Natur sterben 5.4 Prozent aller Eichen dieser Höhenstufe. Das Logit-Modell prognostiziert einen Anteil toter Verjüngungspflanzen von 25.1 Prozent, was einer 4.6fachen Überschätzung entspricht. Für alle Baumarten liegt die mittlere Überschätzung über alle Höhengschichten beim 6.8fachen der beobachteten Mortalität.

Tabelle 2–48: Anzahl (nvj) und Anteil (nvj-A) der toten und lebenden Verjüngungspflanzen an der Gesamtpflanzenzahl der entsprechenden Höhengschicht für das Datenmaterial und die Klassifikation nach dem Logit-Modell. Gesamtzahl der Verjüngungspflanzen 945.245; Gesamtzahl der Verjüngungspflanzen, für die Baumart Eiche 62.681; Höhenangaben in Metern; Die Ergebnisse der anderen betrachteten Baumarten finden sich in Anhang Abschnitt 11.2.2 auf Seite 378.

| Baumart | Höhe | nvj _{gesamt} | nvj _{tot-beo} | nvj-A _{tot-beo} | nvj _{tot} -Logit | nvj-A _{tot} -Logit | Differenz |
|---------|------|-----------------------|------------------------|--------------------------|---------------------------|-----------------------------|-----------|
| Eiche | 0.25 | 23.767 | 1.292 | 0.0544 | 5.972 | 0.2513 | 0.1969 |
| | 0.75 | 10.304 | 2.069 | 0.2008 | 2.974 | 0.2886 | 0.0878 |
| | 1.25 | 6.673 | 1.701 | 0.2549 | 2.425 | 0.3634 | 0.1085 |
| | 1.75 | 4.510 | 1.703 | 0.3776 | 1.952 | 0.4328 | 0.0552 |
| | 2.25 | 4.109 | 1.474 | 0.3587 | 1.602 | 0.3899 | 0.0312 |
| | 2.75 | 3.231 | 1.074 | 0.3324 | 1.260 | 0.3900 | 0.0576 |
| | 3.25 | 1.614 | 443 | 0.2745 | 541 | 0.3352 | 0.0607 |
| | 3.75 | 1.684 | 430 | 0.2553 | 598 | 0.3551 | 0.0998 |
| | 4.25 | 1.322 | 252 | 0.1906 | 479 | 0.3623 | 0.1717 |
| | 4.75 | 1.255 | 213 | 0.1697 | 570 | 0.4542 | 0.2845 |
| | 5.25 | 1.167 | 192 | 0.1645 | 505 | 0.4327 | 0.2682 |
| | 5.75 | 1.120 | 167 | 0.1491 | 563 | 0.5027 | 0.3536 |
| | 6.25 | 1.042 | 142 | 0.1363 | 608 | 0.5835 | 0.4472 |
| 6.75 | 883 | 102 | 0.1155 | 114 | 0.1291 | 0.0136 | |

Wie im vorhergehenden Abschnitt gezeigt, ordnet das Logit-Modell in Abhängigkeit von äußeren Einflussfaktoren die Verjüngungspflanzen der richtigen Klasse zu, wobei die Klasse der schwächer repräsentierten Verjüngungspflanzen unterschätzt wird.

Um die Verzerrung des Logit-Modelles auszugleichen und zu einer wirklichkeitsnäheren Vorhersage von toten Verjüngungspflanzen zu gelangen, wird eine höhenabhängige Anpassung des Trennwertes T vorgenommen, der für die einzelnen Baumarten in Spalte „T_h“ der im Anhang in Abschnitt 11.2.3 auf Seite 380 aufgeführt ist. Diese höhenabhängige Anpassung des Trennwertes T wird im weiteren als T_h bezeichnet. Zur Herleitung des höhenabhängigen Trennwertes sind die vorhergesagten Logit-Werte aus der Funktionsanpassung (Gleichung 2–73) in eine Rangfolge gebracht und der Standard-Trennwert T = 0.5 verschoben worden, bis für jede Baumart und Höhengschicht die Anzahl der ungewichteten vorhergesagten Kategorien von lebenden und toten Verjüngungspflanzen der Anzahl der beobachteten Kategorien entspricht.

Abweichungen zwischen vorhergesagten und beobachteten Kategorien treten dort auf, wo für mehrere Verjüngungspflanzen einer Baumart und Höhenschicht derselbe Logit-Wert geschätzt wurde. Um ein wirklichkeitsnahes Modellverhalten zu erzielen, wird der angepasste höhenabhängige Trennwert T_h für jede betrachtete Baumart linear, logarithmisch und mit einem Polynom zweiten oder dritten Grades über der Mittelhöhe der Höhenschicht j nach den folgenden Gleichungen ausgeglichen:

$$\text{Gleichung 2-75-a: } T_h = f_0 + f_1 \cdot \bar{h}_j$$

$$\text{Gleichung 2-75-b: } T_h = f_2 + f_3 \cdot \ln(\bar{h}_j)$$

$$\text{Gleichung 2-75-c: } T_h = f_4 + f_5 \cdot \bar{h}_j + f_6 \cdot \bar{h}_j^2$$

$$\text{Gleichung 2-75-d: } T_h = f_7 + f_8 \cdot \bar{h}_j + f_9 \cdot \bar{h}_j^2 + f_{10} \cdot \bar{h}_j^3$$

mit den Variablenbezeichnungen:

T_h = höhenabhängiger Trennwert T

\bar{h}_j = mittlere Höhe der Verjüngungsschicht j (Mittelwert aus Ober- und Untergrenze der Schicht) in m

$\ln()$ = natürlicher Logarithmus

f_0, \dots, f_{10} = baumartenspezifische Funktionsparameter

Für jede Baumart wurden alle vier Gleichungen getestet, so dass für jede Baumart und Gleichung entsprechende Funktionsparameter und Gütemaße der Regressionsvorhersage vorliegen. Als Ausgleichsfunktionen wurden diejenige mit dem höchsten Freiheitsgrad und Bestimmtheitsmaß gewählt. Auf eine Extrapolierbarkeit der Ausgleichsfunktionen wird verzichtet, da diese über den gesamten Höhenbereich auf Grundlage des gesamten Datensatzes entwickelt worden sind und als Korrekturfunktion keine biologische Plausibilität unterstellt werden kann. Dieser regressionsanalytisch hergeleitete höhenabhängige Trennwert T_h wird im Folgenden als T_{korrr} bezeichnet. Das Ergebnis der regressionsanalytischen Anpassung für die Funktion mit dem höchsten Freiheitsgrad und Bestimmtheitsmaß gibt Tabelle 2-49 für alle betrachteten Baumarten wieder.

Die geringen Bestimmtheitsmaße bei Buche und Sonstigen Weichlaubhölzern ergeben sich aus dem nahezu horizontalen Verlauf der Ausgleichsregression und der hohen Streuung der Wertepaare (Abbildung 2-47). Die relativ hohen Standardfehler der Schätzwerte, die dazu führen, dass einzelne Schätzwerte nicht signifikant sind, liegt an der geringen Zahl von Wertepaaren in Relation zur Parameteranzahl.

Tabelle 2–49: Parameter der Ausgleichskurven nach Gleichung 2–75-a bis -d für die betrachteten Baumarten; R^2 =Bestimmtheitsmaß; MSE=mittlerer quadratischer Fehler; N_D =Anzahl der ausgeglichenen Wertepaare

| Baumart | | Gleichung | Parameter | Schätzwert | Standardfehler |
|-------------|----------------------------------|-----------|-----------|------------|----------------|
| Fichte | $R^2=0.78$; MSE=0.001; $N_D=14$ | 2–75-c | d_4 | 0.7317 | 0.0211 |
| | | | d_5 | -0.0520 | 0.0157 |
| | | | d_6 | 0.0107 | 0.0023 |
| Tanne | $R^2=0.56$; MSE=0.072; $N_D=14$ | 2–75-a | d_0 | 0.8319 | 0.0536 |
| | | | d_1 | -0.0608 | 0.0155 |
| Kiefer | $R^2=0.77$; MSE=0.021; $N_D=14$ | 2–75-b | d_2 | 0.7229 | 0.0209 |
| | | | d_3 | -0.1055 | 0.0166 |
| Buche | $R^2=0.36$; MSE=0.000; $N_D=14$ | 2–75-d | d_7 | 0.9357 | 0.0212 |
| | | | d_8 | -0.1931 | 0.0282 |
| | | | d_9 | 0.0554 | 0.0097 |
| | | | d_{10} | -0.0043 | 0.0009 |
| Eiche | $R^2=0.98$; MSE=0.000; $N_D=14$ | 2–75-d | d_7 | 0.9641 | 0.0173 |
| | | | d_8 | -0.3645 | 0.0226 |
| | | | d_9 | 0.0981 | 0.0077 |
| | | | d_{10} | -0.0078 | 0.0007 |
| S. Hartlh. | $R^2=0.77$; MSE=0.001; $N_D=14$ | 2–75-d | d_7 | 0.9111 | 0.0244 |
| | | | d_8 | -0.1483 | 0.0334 |
| | | | d_9 | 0.0589 | 0.0117 |
| | | | d_{10} | -0.0061 | 0.0011 |
| S. Weichlh. | $R^2=0.22$; MSE=0.001; $N_D=14$ | 2–75-c | d_4 | 0.6699 | 0.0239 |
| | | | d_5 | 0.0276 | 0.0172 |
| | | | d_6 | -0.0043 | 0.0025 |

In Abbildung 2–47 sind die Wertepaare des höhenabhängigen Trennwertes T_h zusammen mit den Ausgleichsfunktionen (T_{kor}') nach einer der Gleichungen 2–75-a bis -d über der Mittelhöhe der Höenschichten abgebildet. Diese Ausgleichsfunktionen sind als Korrekturfunktion zu verstehen, die dazu dienen, den Funktionswert $P(x,a)$ in Relation zum Standard-Trennwert T mit einem Wert von 0.5 aus Gleichung 2–72 soweit zu verändern, dass nicht nur die einzelne Verjüngungspflanze mit dem Logit-Modell der richtigen Klasse zugeordnet wird, sondern auch die absolute Menge der toten Verjüngungspflanzen wirklichkeitsnah geschätzt wird. Danach verändert sich das Logit-Modell wie folgt:

$$\text{Gleichung 2–76: } K = \begin{cases} 1 \text{ (d.h. tot)} & , \text{ wenn } (P(x,a) + (T_{\text{kor}}' - 0.5)) \geq T \\ 0 \text{ (d.h. lebend)} & , \text{ wenn } (P(x,a) + (T_{\text{kor}}' - 0.5)) < T \end{cases}$$

Die dichotome Klassifikation, ob eine Verjüngungspflanze innerhalb der Wachstumsperiode abstirbt oder wächst, erfolgt durch eine stochastische Komponente mit Hilfe von im Intervall $[0,1]$ uniform verteilten Zufallzahlen Z_U . Danach gilt:

$$\text{Gleichung 2–77: } K = \begin{cases} 1 \text{ (d.h. tot)} & , \text{ wenn } (P(x,a) + (T_{\text{kor}}' - 0.5)) \geq Z_U \\ 0 \text{ (d.h. lebend)} & , \text{ wenn } (P(x,a) + (T_{\text{kor}}' - 0.5)) < Z_U \end{cases}$$

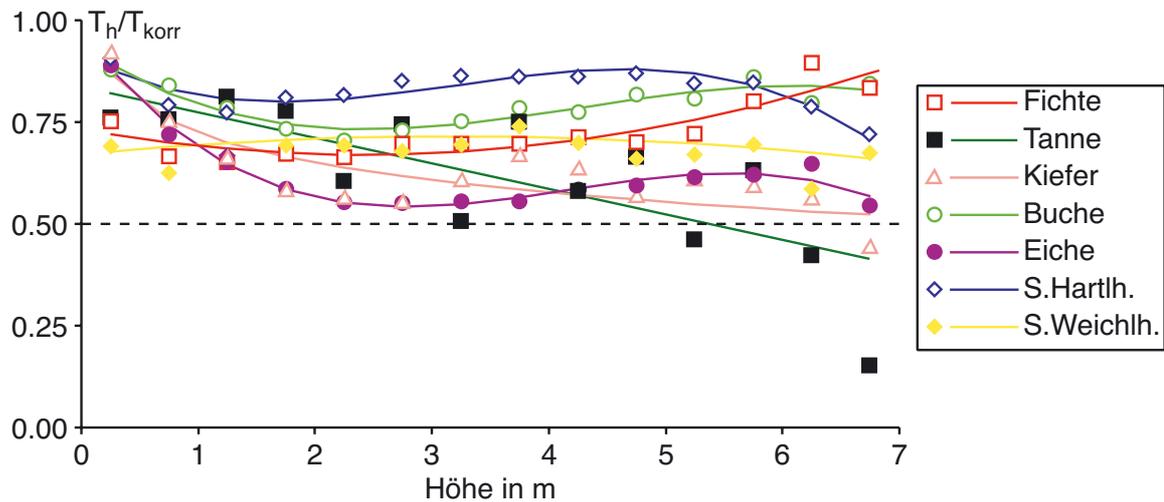


Abbildung 2–47: Wertepaare des höhenabhängigen Trennwertes T_h (Tabelle 2–49) zusammen mit den Ausgleichsfunktionen (T_{korr}) nach einer der Gleichungen 2–75-a bis -d über der Mittelhöhe der Höhengschichten in Metern für alle betrachteten Baumarten; gestrichelte Hilfslinie beim Standard-Trennwert $T = 0.5$

Unter Anwendung des Logit-Modelles inklusive der Korrekturfunktion (T_{korr}) ergibt sich im Vergleich zur Tabelle 2–47 eine andere Klassifikation der Verjüngungspflanzen, welche in Tabelle 2–50 zusammengestellt ist. Unter Einbeziehung der Korrekturfunktion ist die geschätzte Anzahl von toten Verjüngungspflanzen annähernd genauso hoch wie auf den Versuchsflächen. Der Anteil der korrekt klassifizierten Fälle liegt zwischen 85 und 98 Prozent. Lediglich bei der Baumart Tanne und den Sonstigen Laubhölzern wird die Anzahl der toten Verjüngungspflanzen unter- bzw. überschätzt, wobei die Abweichungen im Bereich weniger Prozentpunkte liegen.

Tabelle 2–50: Dichotome Fall-Klassifikation mit der Logit-Funktion unter Anwendung der Korrekturfunktion nach Gleichung 2–75-a bis -d ohne Berücksichtigung der Gewichtung; N_{real} = Anzahl der lebenden und toten Verjüngungspflanzen auf den Versuchsflächen; N_{pred} =vorhergesagte Anzahl von lebenden und toten Verjüngungspflanzen inklusive Korrekturfunktion; Gesamtzahl von Verjüngungspflanzen 945.245

| Baumart | N_{real} | N_{pred} | Beobachtete Werte | Vorhergesagte Werte | | Korrekt zugeordnete Fälle (%) | |
|-------------|------------|------------|-------------------|---------------------|-------|-------------------------------|------|
| | | | | lebend | tot | Summe | |
| Fichte | 127.851 | 127.396 | lebend | 120.485 | 7.366 | 94.2 | 90.0 |
| | 15.062 | 15.517 | tot | 6.911 | 8151 | 54.1 | |
| Tanne | 63.245 | 63.433 | lebend | 62.745 | 500 | 99.2 | 98.1 |
| | 802 | 612 | tot | 688 | 114 | 14.2 | |
| Kiefer | 7.898 | 7.869 | lebend | 7.278 | 620 | 92.1 | 86.2 |
| | 870 | 899 | tot | 591 | 279 | 32.1 | |
| Buche | 253.863 | 253.792 | lebend | 248.030 | 5.833 | 97.7 | 95.6 |
| | 7.081 | 7.152 | tot | 5.762 | 1.319 | 18.6 | |
| Eiche | 51.427 | 51.285 | lebend | 45.162 | 6.265 | 87.7 | 80.2 |
| | 11.254 | 11.396 | tot | 6.123 | 5.131 | 45.6 | |
| S. Hartlh. | 397.614 | 396.565 | lebend | 393.039 | 4.575 | 98.8 | 98.0 |
| | 3.776 | 4.825 | tot | 3.526 | 250 | 6.6 | |
| S. Weichlh. | 4.063 | 4.075 | lebend | 3.754 | 309 | 92.4 | 86.0 |
| | 439 | 427 | tot | 321 | 118 | 26.9 | |

Modellentwicklung

Die in Tabelle 2–50 trotz Anwendung der Korrekturfunktion beobachteten Abweichungen liegen an der unterschiedlichen Besetzung der einzelnen Höhengschichten mit Verjüngungspflanzen und an der Tatsache, dass der funktionelle Ausgleich der Korrekturfunktion (vgl. Abbildung 2–47) nicht exakt den Trennwert T_h vorhersagt, der zur treffgenauen Klassifizierung führen würde.

In Tabelle 2–51 ist für die Baumart Eiche der Trennwert T_h aufgeführt, der zu einer treffgenauen Klassifizierung führen würde. Ebenso wie der Trennwert T_{korr} , der sich aus der Korrekturfunktion ergibt. Eine Übersicht aller parametrisierten Baumarten ist im Anhang in Abschnitt 11.2.3 auf Seite 380 dargestellt. Trotz des Ausgleichs mit einem Polynom dritten Grades gibt es Unterschiede zwischen der beobachteten Anzahl ($nvj_{\text{tot-beo}}$) und der vorhergesagten Anzahl ($nvj_{\text{tot-T}_{\text{korr}}}$) von toten Verjüngungspflanzen in den einzelnen Höhengschichten, die bei der Baumart Eiche bis zu 11 Prozentpunkte betragen. Das liegt im wesentlichen in der unterschiedlichen Besetzung der einzelnen Höhengschichten mit Verjüngungspflanzen, denn die Klassifikation über alle Höhengschichten hinweg unterscheidet sich nur marginal von der beobachteten Fallzuordnung (vgl. Tabelle 2–50). Anhand der Differenzwerte wird dies deutlich, da in den Höhenstufen 7 bis 12 und 14 eine geringe Unterschätzung, dagegen in der Höhenstufe 13 eine deutliche Überschätzung von toten Verjüngungspflanzen stattfindet.

Tabelle 2–51: Anzahl (nvj) und Anteil ($nvj-A$) der toten Verjüngungspflanzen auf den Versuchsflächen (beo) und angepasster höhenabhängiger Trennwert (T_h); der Ausgleich des angepassten Trennwertes T_h mit einem Polynom dritten Grades führt zu der in der Spalte „ $nvj_{\text{tot-T}_{\text{korr}}}$ “ aufgeführten Klassifikation. Differenz aus den Spalten „ $nvj-A_{\text{tot-T}_{\text{korr}}}$ “ und „ $nvj-A_{\text{tot-beo}}$ “; Gesamtzahl der Verjüngungspflanzen 945.245, für die Baumart Eiche 62.681. Höhe in Metern; die Ergebnisse der anderen betrachteten Baumarten finden sich im Anhang in Abschnitt 11.2.3 auf Seite 380.

| Baumart | Höhe | $nvj_{\text{tot-beo}}$ | $nvj-A_{\text{tot-beo}}$ | T_h | T_{korr} | $nvj_{\text{tot-T}_{\text{korr}}}$ | $nvj-A_{\text{tot-T}_{\text{korr}}}$ | Differenz |
|---------|------|------------------------|--------------------------|--------|-------------------|------------------------------------|--------------------------------------|-----------|
| Eiche | 0.25 | 1.292 | 0.0544 | 0.8894 | 0.8790 | 1.425 | 0.0600 | 0.0056 |
| | 0.75 | 2.069 | 0.2008 | 0.7201 | 0.7426 | 1.807 | 0.1754 | -0.0254 |
| | 1.25 | 1.701 | 0.2549 | 0.6522 | 0.6464 | 1.770 | 0.2652 | 0.0103 |
| | 1.75 | 1.703 | 0.3776 | 0.5863 | 0.5846 | 1.748 | 0.3876 | 0.0100 |
| | 2.25 | 1.474 | 0.3587 | 0.5533 | 0.5513 | 1.496 | 0.3641 | 0.0054 |
| | 2.75 | 1.074 | 0.3324 | 0.5503 | 0.5407 | 1.194 | 0.3695 | 0.0371 |
| | 3.25 | 443 | 0.2745 | 0.5554 | 0.5468 | 473 | 0.2931 | 0.0186 |
| | 3.75 | 430 | 0.2553 | 0.5545 | 0.5638 | 370 | 0.2197 | -0.0356 |
| | 4.25 | 252 | 0.1906 | 0.5844 | 0.5859 | 249 | 0.1884 | -0.0023 |
| | 4.75 | 213 | 0.1697 | 0.5940 | 0.6072 | 182 | 0.1450 | -0.0247 |
| | 5.25 | 192 | 0.1645 | 0.6140 | 0.6217 | 175 | 0.1500 | -0.0146 |
| | 5.75 | 167 | 0.1491 | 0.6216 | 0.6238 | 163 | 0.1455 | -0.0036 |
| | 6.25 | 142 | 0.1363 | 0.6465 | 0.6074 | 262 | 0.2514 | 0.1152 |
| 6.75 | 102 | 0.1155 | 0.5450 | 0.5667 | 82 | 0.0929 | 0.0227 | |

2.6.6 Einfluss zufälliger Mortalität

Unter zufälliger oder intrinsischer Mortalität werden Absterbeprozesse verstanden, die selbst unter hervorragenden Wuchsbedingungen mit und ohne Konkurrenzeinwirkungen eintre-

ten und mangels erkennbarem kausalem Zusammenhang zu bestimmaren Einflussfaktoren in Modellen über eine stochastische Komponente nachgebildet wird (LEE, 1971; MONSERUD, 1976). Unter dieser „zufälligen“ Mortalität werden Einflussfaktoren wie Feuer und Windwurf verstanden (BOTKIN, 1993). Untersuchungen von JANZEN (1971, 1972) und ZHANG et al. (1997) zeigen jedoch, dass vermutlich Faktoren wie Parasiten, Krankheiten und Fraßschäden für das Absterben von Verjüngungspflanzen verantwortlich sind.

Modellanwendung: Weil ein Ereignis wie das der zufälligen Mortalität jeden Baum und jede Verjüngungspflanze mit gleicher Wahrscheinlichkeit treffen kann, wird eine für alle Baumarten gleiche Mortalitätswahrscheinlichkeit angenommen. Da weder Daten vorhanden sind, noch das in der Literatur festgehaltene Expertenwissen (z.B. BOTKIN, 1993; BOTKIN et al., 1972a, b; BOTKIN und SCHENK, 1996; BUGMANN, 1996; KEANE et al., 2001; SHAO et al., 1994; SHUGART, 1984) ausreichend für eine differenzierte Parametrisierung ist, wird eine jährliche, zufällige Mortalitätswahrscheinlichkeit von einem Prozent angenommen. Die zufällige Mortalität ist baumarten-, alters- und höhenunabhängig. Die dichotome Klassifikation, ob eine Verjüngungspflanze innerhalb der einjährigen Wachstumsperiode abstirbt oder weiter wächst, wird mit Hilfe von uniform verteilten Zufallszahlen für jede einzelne Verjüngungspflanze nach Gleichung 2–78 bestimmt. Danach stirbt eine Verjüngungspflanze ab, wenn die uniform verteilte Zufallszahl Z_U größer oder gleich 0.99 ist.

$$\text{Gleichung 2–78:} \quad K = \begin{cases} 1 \text{ (d.h. tot)} & , 0.99 \leq Z_U \\ 0 \text{ (d.h. lebend)} & , 0.99 > Z_U \end{cases}$$

mit den Variablenbezeichnungen:

K = kategoriale Zustandsvariable (0 oder 1) für die beiden Zustände lebend und tot
 Z_U = im Intervall [0,1] uniform verteilte Zufallszahl

Weitere Einflussfaktoren auf die Mortalität von Verjüngungspflanzen: Die mit den bisher dargestellten Modellfunktionen erfassten Faktoren, die zur Beschreibung des Absterbens von Verjüngungspflanzen genutzt werden, beinhalten die Auswirkungen umfallender Altbestandsbäume nicht. Nach den Untersuchungen von KORTEN (1999, 2002, 2004a, b), der Schäden an Naturverjüngung, die durch Windwurf in Folge des Orkans „Lothar“ in der Verjüngung einer Versuchfläche (KORTEN, 2002) entstand, quantifizierte, fehlten nach dem Windwurf 37.4 Prozent aller Verjüngungspflanzen, weitere 4.6 Prozent waren beschädigt.

Windwürfe sind räumlich begrenzte und sporadisch auftretende Ereignisse, deren Auswirkungen auf die Verjüngung zu hohen Ausfällen führen. Würden diese Ausfälle in jährlichen Absterberaten verwirklicht, ergäben sich unplausibel hohe Stammzahlabnahmen in der Verjüngung. Die Auswirkungen von umfallenden Altbestandsbäumen (Bewirtschaftungsmaßnahmen, natürliche Mortalität) auf Verjüngungspflanzen werden in Abschnitt 2.8 vorgestellt.

2.7 Teilmodell: Generierung von Startwerten

Problemdefinition: Die Verknüpfung zwischen Forsteinrichtungsdaten bzw. Datenbank und Waldwachstumssimulator ist für den Komplex Altbestand methodisch und praktisch gelöst (BROSINGER et al., 2001; DURSKY, 2000; KLEMMT, 2004; KLEMMT und PRETZSCH, 2004). Für die Generierung von Verjüngung bewegen sich die Modelle aber im Extrapolationsbereich. Weiterhin lassen sich einige im Bereich des Altbestandes erfolgreiche Modellfunktionen nicht ohne Einschränkungen in der Verjüngung verwirklichen. Die von BIBER (1996, 1999), BIGING et al. (1994), DEGENHARDT (1996), DEGENHARDT und POFAHL (1997), DEGENHARDT und POMMERENING (1999), HASENAUER et al. (2000), LEWANDOWSKI und GADOW (1997), PENTTINEN et al. (1992), POMMERENING (1997, 1999, 2000), POMMERENING et al. (2000), PRETZSCH (1993, 1997a, 2001), PUS und ZAHRADNIK (1999) und TOMPPU (1986) entwickelten Methoden der Generierung von Startwerten für den Komplex Altbestand bieten einen Ansatzpunkt für die Weiterentwicklung, indem die Methoden dieser Arbeiten auf den Bereich der Verjüngung übertragen und Modelle für die Generierung von Startwerten im Bereich der Verjüngung entwickelt werden.

2.7.1 Zielsetzung

Das Ziel bei der Generierung von Verjüngung auf Basis von Inventurdaten ist die Nutzung der in den Inventurdaten vorhandenen Informationen zur wirklichkeitsnahen Rekonstruktion von Startbeständen inklusive der Rekonstruktion der Verjüngung. Der Grundgedanke des Konzeptes ist die Nutzung der in den Inventurdaten vorhandenen Informationen über die Bestandesstruktur mit dem Ziel, eine Prognose so weit wie möglich auf gemessenen Daten aufzubauen und diese je nach Bedarf zu vollständigen Datensätzen auszufüllen. Während im Bereich des Altbestandes einzelbaumweise Baummerkmale erzeugt werden, sind die Anforderungen, die an die Generierung von Verjüngung und ihre Struktur gestellt werden geringer: sie beschränken sich auf die Erzeugung von Durchmesser- oder Höhenverteilungen und der Zuordnung von Verjüngungspflanzen zu einer bestimmten Position auf der Bestandesfläche. Dies ist durch die Modellkonzeption des Verjüngungsmodells vorgegeben (vgl. Abschnitt 2.2), welche im Falle des im Rahmen dieser Arbeit entwickelten Verjüngungsmodells eine Höhenverteilung und die räumliche Zuordnung der Verjüngungspflanzen zu Verjüngungsquadraten ist.

Dabei wird nicht das Ziel eines Einwuchsmodells (DÖBBELER et al., 2003; FERGUSON und CROOKSTON, 1984) verfolgt, Verjüngung aus Bestandesgrößen des Altbestandes zu schätzen wie es z.B. das Einwuchsmodell des Waldwachstumssimulators BWIN tut, sondern die Verjüngung aus bestandesweisen Inventurdaten zu rekonstruieren, die in der Verjüngung erhoben werden wie beispielsweise auf dem kleinsten Probekreis permanenter Stichprobeninventuren (vgl. Abschnitt 2.7.1.2).

Prinzip der Strukturgenerierung für den Altbestand: Je nach Informationsgehalt der vorhandenen Datenquellen (z.B. Inventurdaten) über den Bestandaufbau steigt der Anteil ergänzungsbedürftiger Bestandes- und Strukturmerkmale. Angestrebt wird eine bestmögliche Ausschöpfung der Datenquellen zur realitätsnahen Reproduktion der Bestandesstruktur. Bei der Generierung von Startwerten für den Bereich des Altbestandes werden die stichprobenweisen Baummerkmale (Baumart, Durchmesser, Baumhöhe, Kronenansatzhöhe, Stammfußposition) und die verdichteten Bestandesmittelwerte (Anzahl pro Flächeneinheit, Mitteldurchmesser, Mittelhöhe, Grundfläche) unmittelbar zur Reproduktion genutzt. In zwei Phasen der Reproduktion, die vom Stichprobenkonzept abhängig sind, werden zunächst die auf den Probekreisen erfassten Bestandesstrukturen im Originalzustand wiederhergestellt. Daraufhin wird der Raum zwischen den Probekreisen so mit Bäumen ergänzt, dass der in den Waldwachstumssimulator SILVA eingesteuerte Bestand einen typischen Waldbestand repräsentiert (PRETZSCH, 2001). Alternativ lassen sich auch die einzelnen Probekreise separat fortschreiben, um nach der Prognose zu Straten zusammenfasst und ausgewertet zu werden (POMMERENING, 1999, 2000).

Repräsentation bedeutet nicht, dass ein bestimmter Baum im realen und generierten Bestand an derselben Position steht, sondern dass die die Dynamik prägenden Merkmale (Durchmesser- und Höhenspektrum, horizontale und vertikale Mischungsform, Verteilungsmuster) von wirklichem und generierten Bestand einander in hohem Maße entsprechen. Dies ist von entscheidender Bedeutung, da Unterschiede in der Bestandesstruktur zu differenziertem Wuchsverhalten der beteiligten Baumart(en) führen (z.B. LÜPKE und SPELLMANN, 1997; PRETZSCH, 2001; SPELLMANN und NAGEL, 1996). Damit ist für den Komplex Altbestand die Nutzung von Inventurdaten und Prognose von Probekreisen, Straten, Beständen und Regionen gegeben (z.B. BROSINGER et al., 2001; DURSKY, 2000; POMMERENING, 1999, 2000).

2.7.1.1 Gewählte Vorgehensweise bei der Strukturgenerierung von Verjüngung

Als Voraussetzung zur Rekonstruktion der Verjüngung muss die Struktur des Altbestandes vollständig vorliegen (Abbildung 2–48). Dies kann je nach Datenlage durch die oben genannte Strukturgenerierung mit dem Bestandesstrukturgenerator STRUGEN (PRETZSCH, 1993) bis hin zur vollständigen Aufnahme des Altbestandes geschehen. Das Vorliegen der Altbestandsstruktur ist notwendig, damit die Filterfunktionen, nach denen die räumliche Verteilung der Verjüngung erfolgt, erzeugt werden können. Dazu ist einerseits die Berechnung der Altbestandskonkurrenz erforderlich, ausgedrückt durch den Konkurrenzindex CI_{ovs} (vgl. Abschnitt 2.3.4 und 3.3.1.3), andererseits die Berechnung der Samenmenge und ihrer räumlichen Verteilung (vgl. Abschnitt 2.4.4, 2.4.5.1 und 3.3.1.4). Zur Ermittlung dieser Daten wird das Ausbreitungsmodell einmal vollständig durchlaufen, ohne jedoch Verjüngungspflanzen auf der Bestandesfläche zu erzeugen. Nach der vollständigen Rekonstruktion der Verjüngung wer-

den die im Ausbreitungsmodell und bei der Konkurrenzberechnung ermittelten Werte verworfen, d.h. die Modelle werden initialisiert.

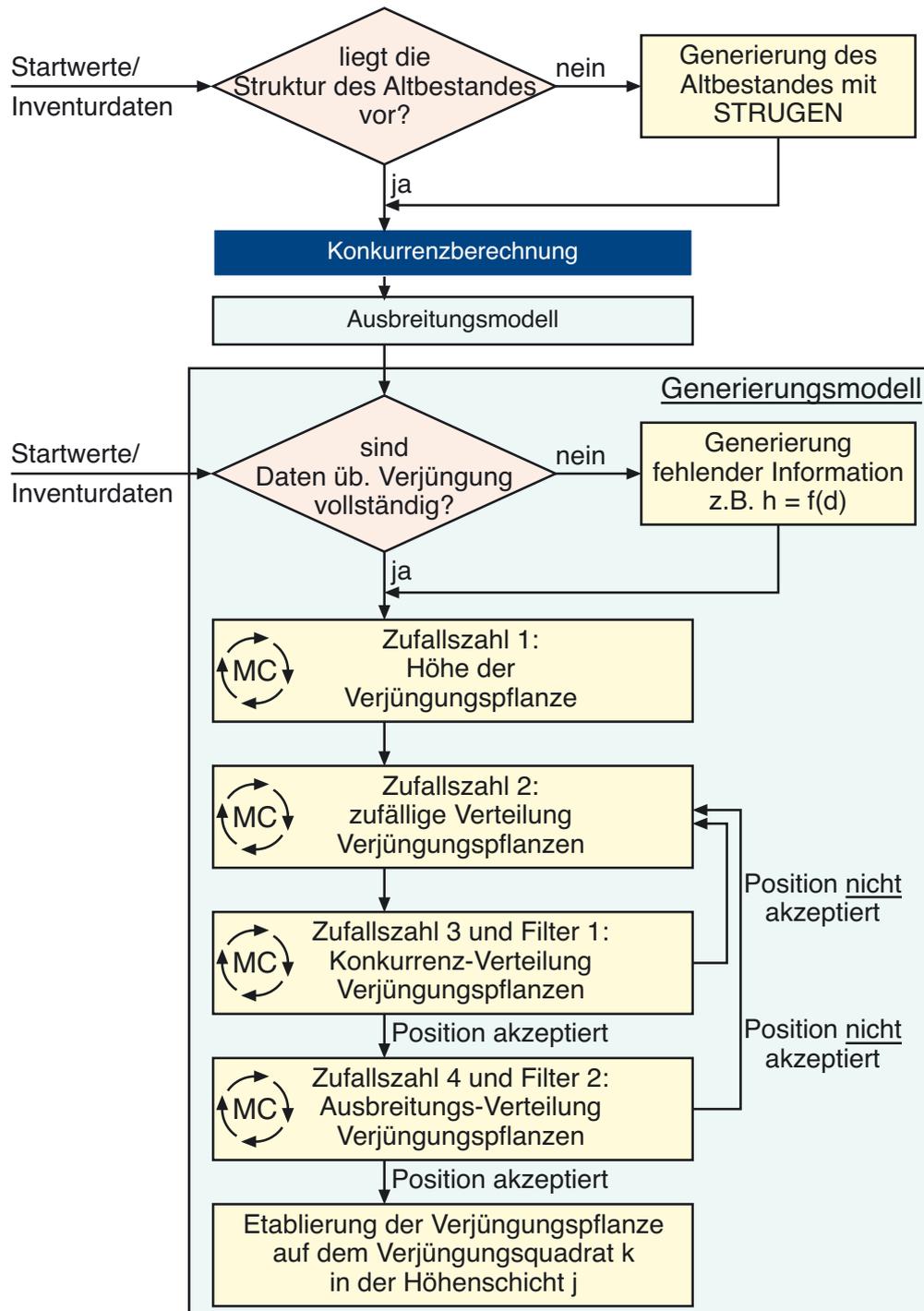


Abbildung 2–48: Anwendung des Funktionsprinzips von STRUGEN (verändert nach PRETZSCH, 1993) auf Verjüngungsdaten; nach der Überprüfung, ob die Bestandsstruktur des Altbestandes vorliegt und die Ausgangsdaten für die Rekonstruktion der Verjüngung vollständig sind, werden ausgehend von einer Höhenverteilung mit Hilfe von Zufallszahlen für jede Verjüngungspflanze eine Höhe und eine zufällige Position auf der Bestandesfläche geschätzt. Diese zufällig ermittelte Position wird mit Hilfe zweier nachgeschalteter Filter (Konkurrenz und Ausbreitungsentfernung von Samen) überprüft und gegebenenfalls verworfen. Wird die Position der Verjüngungspflanze durch den Konkurrenz- und Ausbreitungsentfernungs-Filter akzeptiert, wird die Verjüngungspflanze etabliert und der Generierungsalgorithmus beginnt erneut, so lange bis alle Verjüngungspflanzen auf der Bestandesfläche verteilt sind. „MC“ bedeutet die Anwendung der Monte-Carlo-Simulationstechnik (vgl. Anhang Abschnitt 7.3.5.5 auf Seite 313).

Liegen die Informationen zur Bestandstruktur des Altbestandes vor, beginnt der Verteilungsalgorithmus des Generierungsmodells. Eingangsgrößen für die Strukturgenerierung von Verjüngung sind aggregierte Inventurdaten über die Verjüngung wie Mittelhöhe und oder Mitteldurchmesser und Stammzahl pro Hektar (Abbildung 2–48). Unvollständige Daten wie das Fehlen der Information zur Mittelhöhe der Verjüngungspflanzen werden mit Modellfunktionen des Generierungsmodells ergänzt (vgl. Abschnitt 2.7.2). Aus der Eingangsgröße Mittelhöhe wird eine bestandesweise Höhenverteilung der Verjüngung generiert. Unter Anwendung der Monte-Carlo-Simulationstechnik (mit „MC“ in Abbildung 2–48 verdeutlicht) wird mit Hilfe von uniform verteilten Zufallszahlen aus der bestandesweisen Höhenverteilung für jede der zu etablierenden Verjüngungspflanzen eine Höhe geschätzt, anhand der die Verjüngungspflanzen den entsprechenden Höenschichten zugeordnet werden (vgl. Abschnitt 2.7.2.2).

Um anschließend die Verjüngungspflanzen auf der Bestandesfläche zu positionieren, werden sie mit zufälligen, uniform verteilten x- und y-Koordinaten des Mittelpunktes eines Verjüngungsquadrates versehen (vgl. Abschnitt 3.3.1.2). Zur Erzeugung der Makrostruktur der Verjüngung wird die Positionen jeder Verjüngungspflanze durch zwei positionsabhängige Wahrscheinlichkeitsfunktionen überprüft. Erste Wahrscheinlichkeitsfunktion ist der Konkurrenzdruck durch den Altbestand, ausgedrückt durch den Konkurrenzindex C_{i0vs} (vgl. Gleichung 2–14 in Abschnitt 2.3.4). Die zweite Wahrscheinlichkeitsfunktion ist ein Ausbreitungsfunktionsfilter, der auf der baumspezifischen Ausbreitungsmenge und -entfernung der Samen basiert (vgl. Gleichung 2–32 in Abschnitt 2.4.5.1). Für jeden fertilen Altbestandsbaum wird in Abhängigkeit von seinen Dimensionen und Konkurrenzsituation eine baumspezifischen Samenmenge und deren räumliche Verteilung auf der Bestandesfläche geschätzt.

Die zufällig zugewiesene Position einer Verjüngungspflanze auf einem Verjüngungsquadrat wird dann akzeptiert, wenn die Wahrscheinlichkeit durch den Konkurrenzfilter größer als eine uniform verteilte Zufallszahl ist. Andernfalls wird ihre zufällig zugewiesene Position abgelehnt und der Verteilungsalgorithmus beginnt von neuem. Bevor ihre Position endgültig angenommen und die Verjüngungspflanze auf einem Verjüngungsquadrat in einer bestimmten Höenschicht etabliert wird, muss sie den zweiten Wahrscheinlichkeitsfilter passieren, der auf der baumspezifischen Ausbreitungsentfernung der Samen basiert.

Der Verteilungsalgorithmus des zufälligen Ausstreuens und des zweimaligen Überprüfens der Position mit Filtern wird so lange wiederholt, bis alle Verjüngungspflanzen auf der Bestandesfläche verteilt sind. Liegen je nach Datenausgangslage mehrere zu generierende Höhenverteilungen für eine oder mehrere Baumarten vor, wird für jede dieser Höhenverteilungen der Verteilungsprozess wiederholt durchlaufen.

Ist eine Baumart in der Verjüngung vertreten und fehlt andererseits im Altbestand, wird davon ausgegangen, dass die Verjüngungspflanzen künstlich eingebracht wurden, wie es beim

Modellentwicklung

Buchenvoranbau unter Fichtenschirm der Fall ist. In diesem Fall wird der Ausbreitungsfunktionsfilter für diese Baumart deaktiviert und lediglich der Konkurrenzfilter zur räumlichen Verteilung genutzt.

2.7.1.2 Datenmaterial bei der Modellanwendung

Die bei der Modellanwendung zur Verfügung stehenden Daten sind Inventurdaten aus Rasterstichproben, Bestandesvollerhebungen, Weiserflächen oder Bestandesschätzungen, die für Entscheidungen auf Bestandesbasis, Betriebsebene oder übergeordneten regionalen Ebenen nutzbar gemacht werden sollen und in einer relationalen Datenbank abgelegt sind (BAYSTMINELF, 1982, 1990; BÖCKMANN et al., 1998; FORSTLICHE BUNDESVERSUCHSANSTALT, 1994; FUCHS und KENNEL, 1994; HINRICHS et al., 1993; ZÖHRER und FORSTER, 1986). Eine solche Datenbank umfasst einzelbaumweise und aggregierte Zustandsgrößen des Bestandes, Standortdaten und Geländeinformationen, wie sie für die Einsteuerung von Wuchsmodellen erforderlich sind. Bei der Modellentwicklung und -anwendung liegt die Betonung auf den durch Rasterstichproben (Winkelzählprobe, Probekreis- oder Stammabstandsverfahren) gewonnenen Inventurdaten. Von diesem Anwendungsfall wird im Weiteren ausgegangen.

Die permanente Stichprobeninventur der Bayerischen Staatsforstverwaltung (BAYSTMINELF, 1990; FUCHS und KENNEL, 1994; GADOW, 2004), auch als Kontrollstichprobe bekannt, ist eine landesweite Betriebsinventur mit systematisch verteilten Probekreisen in einem bestimmten Rasterabstand (z.B. im 160 x 320 m oder 160 x 160 m). Durch Markierung des Probekreismittelpunktes mit einem Magneten wird dessen Lage dauerhaft festgelegt. Dadurch ist es möglich, dieselben Probekreise in Zeitabständen von 10 bis 20 Jahren wiederholt aufzunehmen und Zustandsveränderungen genauer zu erfassen. An den Stichprobenpunkten werden auf Probekreisen variabler Größe (10, 25, 80 und 400 m²) folgende Einzelbaum- und Bestandesgrößen aufgenommen:

- Baumart
- Durchmesser
- Alter
- Höhe
- Qualitätsmerkmalen (besser, normal, schlecht)
- Schadensmerkmalen (Schäl- und Verbisschäden)
- Schicht- bzw. Nutzungsartmerkmalen (Oberschicht, Vorräusverjüngung, Überhälter)
- Totholz

In Abhängigkeit von der Probekreisgröße werden auf diesen ausschließlich Bäume mit bestimmten Baumdurchmessern erfasst:

- 400 m²-Probekreis: ≥ 30.0 Zentimeter Baumdurchmesser
- 80 m²-Probekreis: 12.0-29.9 Zentimeter Baumdurchmesser
- 25 m²-Probekreis: 6.0-11.9 Zentimeter Baumdurchmesser
- 10 m²-Probekreis: 0.0- 5.9 Zentimeter Baumdurchmesser
- Bäume mit einer Baumhöhe zwischen 0.2-1.3 Meter werden mit dem Durchmesser Null in dem entsprechenden Feld registriert. Bäume kleiner als 0.2 Meter Höhe werden nicht erhoben.

Unabhängig von der Probekreisgröße wird als Trennungskriterium ein Durchmesser des Grundflächenmittelstammes von 5.0 Zentimeter gewählt. Alle Inventurinformationen, bei denen der Durchmesser des Grundflächenmittelstammes kleiner als 5.0 Zentimeter ist oder keine Durchmesserangaben zur Verfügung stehen, werden in dem Generierungsmodell weiterverarbeitet. Andernfalls werden die Daten mit dem in SILVA implementierten Strukturgenerator bearbeitet.

2.7.1.3 Datenmaterial zur Modellanpassung

Als Datenmaterial zur Modellanpassung werden die Versuchsflächendaten des Lehrstuhls für Waldwachstumskunde genutzt, die im Anhang in Abschnitt 8.1 näher charakterisiert sind. Bei der Parametrisierung der Durchmesser-Höhenfunktion (Abschnitt 2.7.2.1) gehen sämtliche einzelbaumweisen Daten von Verjüngungspflanzen ein, an denen Höhe und Durchmesser in 1.3 Meter Höhe erhoben wurden. Bei der Höhenverteilungsfunktion (Abschnitt 2.7.2.2) werden ebenso wie im Anwendungsbeispiel des Generierungsmodells in Abschnitt 3.3.1 die Daten der vollaufgenommen Versuchsflächen mit Verjüngung verwendet.

2.7.2 Generierung fehlender Informationen

Als wesentliche Eingangsgröße für die Generierung von Startwerten für die Verjüngung wird im Falle des Waldwachstumssimulators SILVA – bedingt durch die Modellkonzeption des Verjüngungsmodells (vgl. Abschnitt 2.2) – die mittlere Höhe der Verjüngungspflanzen eines Bestandes genutzt. Steht diese Eingangsgröße aus Inventurdaten nicht zur Verfügung, muss sie aus anderen in der Verjüngung erhobenen Inventurdaten wie Baumdurchmesser (BHD), Stammzahl pro Hektar (N/ha) und Durchmesser des Grundflächenmittelstammes (dg) hergeleitet werden. Dazu wird die im Folgenden dargestellte Durchmesser-Höhenfunktion verwendet.

2.7.2.1 Durchmesser-Höhenfunktion

Als Datenmaterial zur Anpassung einer Durchmesser-Höhenfunktion werden Datensätze von Durchmesser-Höhenmessungen von Versuchsflächen mit Verjüngung aus dem Spektrum zwischen 0.1 und 15 Zentimeter Brusthöhendurchmesser genutzt. Als Modellfunktion wurden neben zahlreichen linearen und nicht linearen Funktionen auch die Höhenkurve von PETERSON (1955) getestet. Die Höhenkurve von PETERSON (1955), wie sie im Einheitshöhenkurvenmodell von KENNEL (1972) und SELTZER (1978) Anwendung findet, zeigte die besten statistischen Zusammenhänge.

Für die Baumarten Fichte, Kiefer, Douglasie und Buche stehen Verjüngungsdaten sowohl aus Naturverjüngung als auch aus Pflanzung zur Verfügung. Aus diesem Grund und weil bei der Modellanpassung Unterschiede bei der Durchmesser-Höhen-Relation zwischen diesen beiden Begründungsarten ableitbar waren, wird ein weiterer Parameter E in die Modellfunktion integriert. Der Parameter E dient der Quantifizierung des Einflusses der Begründungsart für diese Baumarten mit Hilfe einer Dummy-Kodierung (BORTZ, 1999). Für die aus Pflanzung entstandenen Verjüngungspflanzen wird die Dummy-Kodierung (Parameter E) auf Eins gesetzt, während der Parameter E für die aus Saat oder Naturverjüngung entstandenen Verjüngungspflanzen auf Null gesetzt wird. Danach ergibt sich folgende Gleichung:

Gleichung 2–79:
$$h = 1.3 + \frac{1}{\left(a_0 + \frac{a_1 + a_2 \cdot E}{d}\right)^3}$$

mit den Variablenbezeichnungen:

h = Höhe einer Verjüngungspflanze in m

d = Durchmesser einer Verjüngungspflanze in cm

E = Dummy-Kodierung für die beiden Begründungsarten Saat/Naturverjüngung (E=0) und Pflanzung (E=1)

a_0, a_1, a_2 = baumartenspezifische Funktionsparameter

Der Funktionsparameter a_2 in Gleichung 2–79 quantifiziert mit Hilfe der Dummy-Kodierung die Unterschiede der Durchmesser-Höhen-Relation zwischen den beiden Kollektiven von Verjüngungspflanzen, die aus Pflanzung oder aus Naturverjüngung und Saat entstanden sind. Die Ergebnisse des regressionsanalytischen Ausgleichs gibt Tabelle 2–52 für alle betrachteten Baumarten wieder. Die Standardfehler sind bis auf den Parameter a_2 bei der Baumart Douglasie bei allen Baumarten und allen Funktionsparametern signifikant. Die Bestimmtheitsmaße sind bei den Hauptbaumarten, die einen größeren Stichprobenumfang haben ($N_D \geq 1000$), hoch und bewegen sich zwischen 0.75 und 0.92.

Tabelle 2–52: Funktionsparameter der Durchmesser-Höhenfunktion (Gleichung 2–79) für alle betrachteten Baumarten; für die Baumarten Fichte, Kiefer, Douglasie und Buche standen Daten für Verjüngungspflanzen aus Pflanzung und Naturverjüngung zur Verfügung. Bei allen anderen Baumarten kann kein Parameterwert für den Koeffizienten a_2 angegeben werden. R^2 =Bestimmtheitsmaß; MSE=mittlerer quadratischer Fehler; N_D =Stichprobenumfang

| Baumart | | Parameter | Schätzwert | Standardfehler |
|-------------|------------------------------------|-----------|------------|----------------|
| Fichte | $R^2=0.80$; MSE=2.24; $N_D=3.925$ | a_0 | 0.3426 | 0.0020 |
| | | a_1 | 1.3488 | 0.0184 |
| | | a_2 | 0.4519 | 0.0121 |
| Tanne | $R^2=0.75$; MSE=1.56; $N_D= 518$ | a_0 | 0.3896 | 0.0065 |
| | | a_1 | 1.2812 | 0.0472 |
| | | a_2 | - | - |
| Kiefer | $R^2=0.76$; MSE=1.73; $N_D=2.870$ | a_0 | 0.4066 | 0.0018 |
| | | a_1 | 0.4623 | 0.0183 |
| | | a_2 | 0.5859 | 0.0098 |
| Lärche | $R^2=0.46$; MSE=2.03; $N_D= 98$ | a_0 | 0.4233 | 0.0105 |
| | | a_1 | 0.8216 | 0.0990 |
| | | a_2 | - | - |
| Buche | $R^2=0.87$; MSE=2.34; $N_D=6.304$ | a_0 | 0.3755 | 0.0011 |
| | | a_1 | 0.7704 | 0.0082 |
| | | a_2 | 0.1330 | 0.0264 |
| Eiche | $R^2=0.93$; MSE=1.05; $N_D=1.556$ | a_0 | 0.3903 | 0.0017 |
| | | a_1 | 0.7280 | 0.0114 |
| | | a_2 | - | - |
| Douglasie | $R^2=0.87$; MSE=1.21; $N_D=2.272$ | a_0 | 0.3869 | 0.0022 |
| | | a_1 | 0.8517 | 0.1830 |
| | | a_2 | 0.2303 | 0.1835 |
| S. Hartlh. | $R^2=0.88$; MSE=2.52; $N_D=1.904$ | a_0 | 0.3770 | 0.0020 |
| | | a_1 | 0.6983 | 0.0148 |
| | | a_2 | - | - |
| S. Weichlh. | $R^2=0.91$; MSE=0.32; $N_D= 315$ | a_0 | 0.3979 | 0.0035 |
| | | a_1 | 0.6054 | 0.0130 |
| | | a_2 | - | - |

In der Modellanwendung wird der Funktionsparameter a_2 je nach Begründungsart über eine Null-Eins Kodierung umgesetzt. Dies gilt auch für die Baumart Douglasie, bei der Funktionsparameter a_2 nicht signifikant ist.

Für die beiden Baumarten Fichte und Buche, für die sowohl Naturverjüngungs- als auch Pflanzungs-Daten vorhanden sind, wird in Abbildung 2–49a, b der Zusammenhang zwischen Höhen und Durchmesser mit den Kurvenverläufen nach Gleichung 2–79 dargestellt. Die Unterschiede in der Höhe zwischen gepflanzten und natürlich entstandenen Verjüngungspflanzen sind deutlich und betragen im Mittel bei einem Durchmesser von 10 Zentimetern für die Baumart Fichte 2.2 Meter und für die Baumart Buche 0.9 Meter. Im Kollektiv der Naturverjüngungspflanzen ist die Streuung und Spannweite der Höhenwerte besonders groß und steigt mit Zunahme des Durchmessers an.

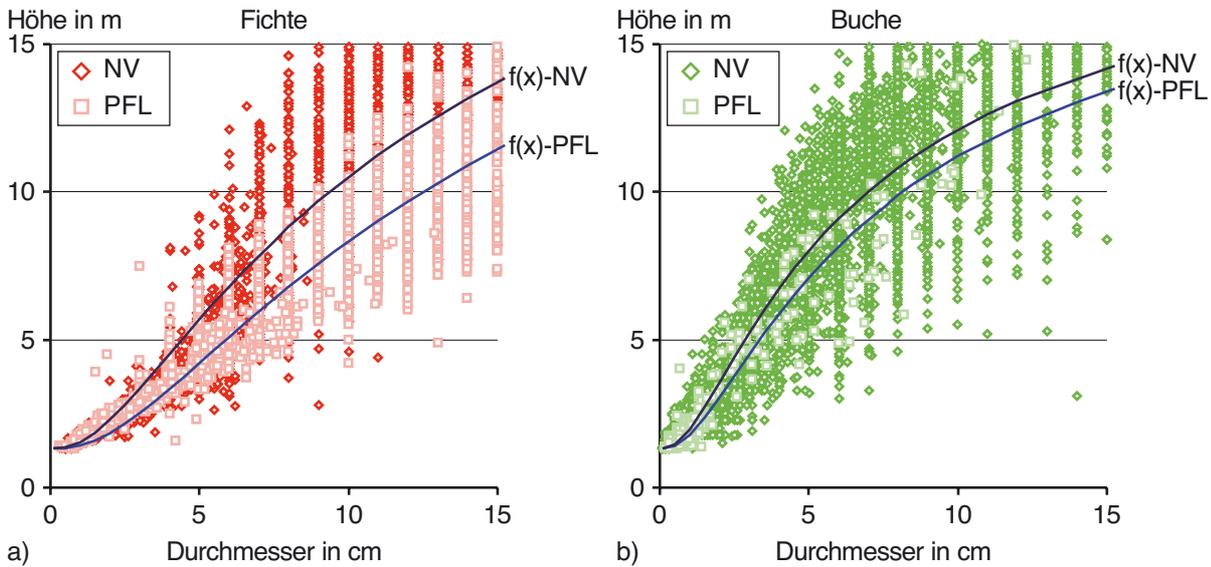


Abbildung 2-49a, b: Höhe in Metern über dem Durchmesser der Verjüngungspflanzen in Zentimetern für die Baumarten a) Fichte und b) Buche und den Kurvenverläufen (f(x)) der modifizierten PETERSON (1955)-Funktion (Gleichung 2-79 mit Funktionsparametern aus Tabelle 2-52) für Verjüngungspflanzen aus Naturverjüngung (NV) und Pflanzung (PFL); N_D -Fichte=3925, N_D -Buche=6304

2.7.2.2 Generierung der Höhenverteilung

Als Datenmaterial zur Funktionsanpassung werden alle Verjüngungsdaten der vollaufgenommenen Versuchsfelder mit Verjüngung verwendet (vgl. Anhang, Abschnitt 8.1.1.2). Für jede Versuchspartzele wurden die Anzahl der Verjüngungspflanzen über alle Höhengschichten und Verjüngungsquadratur aufsummiert und ihre prozentuale Häufigkeit in Bezug zur baumartenspezifischen Gesamtanzahl der Verjüngungspflanzen ermittelt. Im zweiten Schritt wurden diese prozentualen Häufigkeiten in kumulative Häufigkeiten überführt.

Da für die überwiegende Zahl von Versuchsfelder die Verjüngung nur in den unteren Höhengschichten vertreten ist, wurde der zweiparametrischen Weibullfunktion auf Grund der geringeren Parameterzahl im Vergleich zu anderen Verteilungsfunktionen (LAW und KELTON, 2000; WEIBULL, 1939, 1951, 1967) der Vorzug gegeben. Diese lautet als Dichtefunktion:

Gleichung 2-80:
$$f(x) = \frac{\gamma}{\beta} \cdot \left(\frac{x}{\beta}\right)^{\gamma-1} \cdot e^{-\left(\frac{x}{\beta}\right)^\gamma} \quad \text{(Dichtefunktion)}$$

bzw. als Verteilungsfunktion:

Gleichung 2-81:
$$F(x) = 1 - e^{-\left(\frac{x}{\beta}\right)^\gamma} \quad \text{(Verteilungsfunktion)}$$

mit den Variablenbezeichnungen:

f(x) = Dichtefunktion der Weibullfunktion an der Stelle x

F(x) = Verteilungsfunktion der Weibullfunktion an der Stelle x

x = Merkmalswert, mit $x > 0$

e = EULERSche Zahl (e=2.71828...)

β, γ = baumartenspezifische Funktionsparameter, mit $\beta > 0, \gamma > 0$ (β =Maßstabsparameter, γ =Formparameter)

Für die Anpassung der Funktionsparameter sollten sinnvollerweise die Datensätze ausgewählt werden, bei denen sich die empirischen Stammzahl-Höhen-Verteilungen über mehrere Höhenstufen erstrecken, so dass die Verteilungsfunktion zufrieden stellend angepasst werden kann. Einschichtige Höhenverteilungen erstrecken sich im verwendeten Datenmaterial bis auf wenige Ausnahmen über die erste Höhenstufe; einzelne Verjüngungspflanzen sind in höheren Höhenschichten vertreten. Für diese Datensätze liegt die arithmetische Mittelhöhe zwischen 0.25 und 0.3 Meter. Da für die Parametrisierung der zweiparametrischen Weibullfunktion mindestens drei Wertepaare benötigt werden, sind diese sich nur über eine oder zwei Höhenschichten erstreckenden Höhenverteilungen ausgefiltert worden. Anhand von Funktionstests sind die beiden Parameter der Verteilungsfunktion für arithmetische Mittelhöhen unter 0.25 Meter gutachtlich auf den Wert 0.1 für den Parameter β und den Wert 1.0 für den Parameter γ festgelegt worden. Der Kurvenverlauf der Verteilungsfunktionen entspricht damit einer negativen Exponentialverteilung.

Die Datensätze, deren Höhenschichtanzahl größer als Drei ist, gehen in die folgende Parameterschätzung ein. Für diese Datensätze gibt Tabelle 2–53 die Variation der wesentlichen Eingangsgrößen für alle Baumarten bezogen auf die Summenwerte der einzelnen Versuchsflächen wieder. Die arithmetischen Mittelhöhen decken einen breiten Höhenbereich ab, lediglich bei selteneren Baumarten wie Lärche und Douglasie ist der gesamte mögliche Höhenbereich zwischen 0.25 und 6.75 Meter nur zu einem Teil mit Daten abgedeckt. Ein vergleichbares Bild zeigt sich auch bei der Anzahl von Verjüngungspflanzen pro Hektar (nvj/ha). Die Hauptbaumarten zeichnen sich durch eine große Spreitung der Anzahl von Verjüngungspflanzen pro Hektar aus, die sich in mittleren Werten der Stammzahl-Standardabweichung von 15.000 äußert. Dagegen ist die mittlere Anzahl der mit Verjüngungspflanzen besetzten Höhenschichten (\overline{HS}_j -bes) für alle Baumarten nahezu gleich.

Tabelle 2–53: Variation der Eingangsgrößen; \bar{h}_{ik} =Mittelhöhe der Baumart i auf dem Verjüngungsquadrat k , nvj/ha =Anzahl von Verjüngungspflanzen pro Hektar; \overline{HS}_j -bes=mittlere Anzahl der besetzten Höhenschichten für alle betrachteten Baumarten; min=Minimum; avg=arithmetischer Mittelwert; max=Maximum; dargestellt sind nur Datensätze, deren Höhenschichtanzahl größer als Drei ist.

| Baumart | \bar{h}_{ik} -min | \bar{h}_{ik} -avg | \bar{h}_{ik} -max | nvj/ha -min | nvj/ha -avg | nvj/ha -max | \overline{HS}_j -bes |
|-------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------|---------------|---------------|------------------------|
| Fichte | 0.25 | 1.94 | 6.50 | 8 | 5.159 | 71.828 | 6.06 |
| Tanne | 0.25 | 1.06 | 4.40 | 3 | 5.582 | 31.256 | 4.73 |
| Kiefer | 0.27 | 1.75 | 3.23 | 3 | 4.955 | 86.967 | 5.14 |
| Lärche | 0.34 | 2.21 | 5.38 | 2 | 136 | 311 | 5.39 |
| Buche | 0.25 | 1.34 | 5.04 | 83 | 15.592 | 75.069 | 5.72 |
| Eiche | 0.25 | 1.78 | 4.83 | 17 | 17.380 | 73.174 | 5.74 |
| Douglasie | 1.08 | 1.64 | 2.75 | 11 | 78 | 152 | 3.83 |
| S. Hartlh. | 0.25 | 1.08 | 5.63 | 10 | 28.580 | 246.844 | 5.67 |
| S. Weichlh. | 0.33 | 1.56 | 3.51 | 10 | 702 | 5.744 | 4.93 |

Koeffizientenausgleich: In den Koeffizientenausgleich der Funktionsparameter β und γ gehen nur Datensätze ein, deren Höhengschichtanzahl größer als Drei und deren Bestimmtheitsmaß bei der Parameterermittlungen nach Gleichung 2–81 zwischen 1.0 und 0.5 liegt.

Anpassung des Funktionsparameters β : Im ersten Schritt wurden die beiden Parameter β und γ regressionsanalytisch ermittelt (Gleichung 2–81) und ein Ausgleich des Parameters β über der arithmetischen Mittelhöhe aller Verjüngungspflanzen einer Bestandesfläche nach folgender Gleichung durchgeführt. Ebenso wie bei der regressionsanalytischen Anpassung von Gleichung 2–79 dient der Parameter E bei Gleichung 2–82 zur Quantifizierung des Einflusses der Begründungsart mit Hilfe einer Dummy-Kodierung (BORTZ, 1999).

Gleichung 2–82:
$$\beta_i = (b_0 + b_1 \cdot E) \cdot (\bar{h}_i - 0.25)$$

mit den Variablenbezeichnungen:

- β_i = baumartensspezifischer Funktionsparameter der Weibullfunktion nach Gleichung 2–81
- \bar{h}_i = baumartensspezifische mittlere Höhe der Verjüngungspflanzen einer Bestandesfläche in m, für die gilt: $\bar{h}_i \geq 0.25$ m
- E = Dummy- Kodierung für die beiden Begründungsarten Saat/Naturverjüngung (E=0) und Pflanzung (E=1)
- b_0, b_1 = baumartensspezifische Funktionsparameter

Das Ergebnis der ersten Stufe bei der Funktionsanpassung und anschließenden Koeffizientenausgleich des Funktionsparameters β nach Gleichung 2–82 zeigt Tabelle 2–54.

Tabelle 2–54: Funktionsparameter der Koeffizientenausgleichsfunktion (Gleichung 2–82); lediglich für die Baumart Fichte standen Daten für Verjüngungspflanzen aus Pflanzung zur Verfügung. Bei allen anderen Baumarten kann kein Parameterwert für den Koeffizienten b_1 angegeben werden. In den Koeffizientenausgleich gingen nur Datensätze ein, deren Höhengschichtanzahl größer als drei und deren Bestimmtheitsmaß bei der Parameterermittlung nach Gleichung 2–81 zwischen 1.0 und 0.5 lag. R^2 =Bestimmtheitsmaß; MSE=mittlerer quadratischer Fehler; N_D =Stichprobenumfang

| Baumart | | Parameter | Schätzwert | Standardfehler |
|-------------|----------------------------------|-----------|------------|----------------|
| Fichte | $R^2=0.96$; MSE=0.22; $N_D=100$ | b_0 | 0.9770 | 0.0716 |
| | | b_1 | 0.0438 | 0.0737 |
| Tanne | $R^2=0.98$; MSE=0.03; $N_D= 45$ | b_0 | 1.0482 | 0.0200 |
| | | b_1 | - | - |
| Kiefer | $R^2=0.97$; MSE=0.04; $N_D= 24$ | b_0 | 1.1026 | 0.0275 |
| | | b_1 | - | - |
| Lärche | $R^2=0.79$; MSE=0.61; $N_D= 15$ | b_0 | 1.0842 | 0.0921 |
| | | b_1 | - | - |
| Buche | $R^2=0.98$; MSE=0.04; $N_D=104$ | b_0 | 1.0891 | 0.0135 |
| | | b_1 | - | - |
| Eiche | $R^2=0.98$; MSE=0.04; $N_D= 35$ | b_0 | 1.0882 | 0.0186 |
| | | b_1 | - | - |
| S. Hartlh. | $R^2=0.97$; MSE=0.03; $N_D= 92$ | b_0 | 1.0356 | 0.0155 |
| | | b_1 | - | - |
| S. Weichlh. | $R^2=0.92$; MSE=0.05; $N_D= 72$ | b_0 | 1.0580 | 0.0209 |
| | | b_1 | - | - |

Da lediglich für die Baumart Fichte eine genügende Anzahl von Daten aus Pflanzung und Naturverjüngung zur Verfügung standen, konnte für die anderen betrachteten Baumarten kein Wert für den Funktionsparameter b_1 ermittelt werden. Der Funktionsparameter b_1 ist bei der Baumart Fichte nicht signifikant. Um ein einheitliches Vorgehen zu gewährleisten, wird trotz fehlender Signifikanz des Funktionsparameters b_1 in der Modellanwendung die Begründungsart über eine Null-Eins-Kodierung umgesetzt.

Anpassung des Funktionsparameters γ : Im zweiten Schritt wurde für den gesamten Datensatz der Funktionsparameter β nach Gleichung 2–82 geschätzt. Anschließend wurde erneut eine Parameterschätzung nach Gleichung 2–81 durchgeführt, bei der der nach Gleichung 2–82 geschätzte Funktionsparameter β verwendet und lediglich der Funktionsparameter γ regressionsanalytisch bestimmt und anschließend nach Gleichung 2–83 ausgeglichen wurde. In den Koeffizientenausgleich gingen nur Datensätze ein, deren Höhenschichtanzahl größer als Drei und deren Bestimmtheitsmaß bei der Parameterermittlungen nach Gleichung 2–81 zwischen 1.0 und 0.5 lag. Ebenso wie bei Gleichung 2–79 und 2–82 dient der Parameter E zur Quantifizierung des Einflusses der Begründungsart.

$$\text{Gleichung 2–83: } \gamma_i = b_2 + b_3 \cdot \bar{h}_i^{(2+b_4 \cdot E)}$$

mit den Variablenbezeichnungen:

- γ_i = baumartenspezifischer Funktionsparameter der Weibullfunktion nach Gleichung 2–81
- \bar{h}_i = baumartenspezifische mittlere Höhe der Verjüngungspflanzen einer Bestandesfläche in m, für die gilt: $\bar{h}_i \geq 0.25$ m
- E = Dummy-Kodierung für die beiden Begründungsarten Saat/Naturverjüngung ($E=0$) und Pflanzung ($E=1$)
- b_2, b_3, b_4 = baumartenspezifische Funktionsparameter

Das Ergebnis der letzten Stufe der Funktionsanpassung und dem anschließenden Koeffizientenausgleich des Parameter γ nach Gleichung 2–83 zeigt Tabelle 2–55. Da lediglich für die Baumart Fichte eine genügende Anzahl von Daten aus Pflanzung und Naturverjüngung zur Verfügung standen, konnte für die anderen betrachteten Baumarten kein Wert für den Funktionsparameter b_4 ermittelt werden. Der Funktionsparameter b_4 ist bei der Baumart Fichte signifikant.

Tabelle 2–55: Funktionsparameter der Koeffizientenausgleichsfunktion (Gleichung 2–83); lediglich für die Baumart Fichte standen Daten für Verjüngungspflanzen aus Pflanzung zur Verfügung. Bei allen anderen Baumarten kann kein Parameterwert für den Koeffizienten b_4 angegeben werden. In den Koeffizientenausgleich gingen nur Datensätze ein, deren Höhengschichtanzahl größer als Drei und deren Bestimmtheitsmaß bei der Parameterermittlungen nach Gleichung 2–81 zwischen 1.0 und 0.5 lag; R^2 =Bestimmtheitsmaß; MSE=mittlerer quadratischer Fehler; N_D =Stichprobenumfang

| Baumart | | Parameter | Schätzwert | Standardfehler |
|-------------|---------------------------------|-----------|------------|----------------|
| Fichte | $R^2=0.61$; MSE=2.27; $N_D=91$ | b_2 | 0.8666 | 0.2207 |
| | | b_3 | 0.2844 | 0.1023 |
| | | b_4 | -0.4142 | 0.1960 |
| Tanne | $R^2=0.73$; MSE=0.09; $N_D=38$ | b_2 | 0.6596 | 0.0544 |
| | | b_3 | 0.0916 | 0.0095 |
| | | b_4 | - | - |
| Kiefer | $R^2=0.02$; MSE=0.71; $N_D=24$ | b_2 | 1.3486 | 0.2190 |
| | | b_3 | 0.0392 | 0.0547 |
| | | b_4 | - | - |
| Lärche | $R^2=1.00$; MSE=0.00; $N_D=15$ | b_2 | 1.001 | 4.91e-10 |
| | | b_3 | -1.9e-10 | 4.70e-11 |
| | | b_4 | - | - |
| Buche | $R^2=0.51$; MSE=0.20; $N_D=91$ | b_2 | 0.8180 | 0.0525 |
| | | b_3 | 0.0889 | 0.0093 |
| | | b_4 | - | - |
| Eiche | $R^2=0.20$; MSE=1.80; $N_D=30$ | b_2 | 1.1097 | 0.3165 |
| | | b_3 | 0.1089 | 0.0416 |
| | | b_4 | - | - |
| S. Hartlh. | $R^2=0.36$; MSE=0.30; $N_D=83$ | b_2 | 0.8037 | 0.0674 |
| | | b_3 | 0.0969 | 0.0146 |
| | | b_4 | - | - |
| S. Weichlh. | $R^2=0.05$; MSE=1.05; $N_D=69$ | b_2 | 1.2601 | 0.1702 |
| | | b_3 | 0.0970 | 0.0501 |
| | | b_4 | - | - |

Überprüfung: Die Variation der Funktionsparameter β und γ nach dem Koeffizientenausgleich (Gleichung 2–82 und 2–83) inklusive Bestimmtheitsmaß (R^2) und Stichprobenumfang (N_D) gibt Tabelle 2–56 wieder. Die Parameter β und γ reflektieren damit die Bandbreite der Parameterwerte, die mit den Koeffizientenausgleichsfunktionen im Modell nachgebildet werden können. In Abbildung 2–50a, b sind für alle betrachteten Baumarten gemeinsam die Funktionsparameter β und γ vor und nach regressionsanalytischem Ausgleich nach Gleichung 2–82 und 2–83 über der Mittelhöhe in Metern aller Verjüngungspflanzen für die in die Parametrisierung einbezogenen Versuchspartellen dargestellt. Beim Funktionsparameter β zeigen sich geringere; beim Funktionsparameter γ größere ungerichtete Abweichungen.

Tabelle 2–56: Variation der Funktionsparameter β und γ und das mittlere Bestimmtheitsmaß (R^2 -avg) aus dem zweiten Schritt des Koeffizientenausgleichs nach Gleichung 2–83; dargestellt ist der Datensatz, der zur Parametrisierung genutzt wurde (Höhenschichtanzahl größer als drei und Bestimmtheitsmaß bei der Parameterermittlungen nach Gleichung 2–81 zwischen 1.0 und 0.5). min=Minimum; avg=arithmetischer Mittelwert; max=Maximum; R^2 =Bestimmtheitsmaß; N_D =Stichprobenumfang

| Baumart | β -min | β -avg | β -max | γ -min | γ -avg | γ -max | R^2 -avg | N_D |
|-------------|--------------|--------------|--------------|---------------|---------------|---------------|------------|-------|
| Fichte | 0.004 | 1.753 | 6.381 | 0.887 | 2.269 | 6.400 | 0.87 | 91 |
| Tanne | 0.002 | 0.581 | 4.348 | 0.665 | 0.870 | 2.431 | 0.85 | 38 |
| Kiefer | 0.017 | 1.113 | 3.282 | 1.351 | 1.446 | 1.757 | 0.97 | 24 |
| Lärche | 0.094 | 1.819 | 5.557 | 1.001 | 1.001 | 1.001 | 1.00 | 15 |
| Buche | 0.001 | 0.892 | 5.214 | 0.824 | 1.046 | 3.073 | 0.78 | 91 |
| Eiche | 0.003 | 1.419 | 4.981 | 1.119 | 1.636 | 3.647 | 0.87 | 30 |
| Douglasie | 0.783 | 1.274 | 1.957 | 1.111 | 1.465 | 1.781 | 0.62 | 3 |
| S. Hartlh. | 0.001 | 0.769 | 5.566 | 0.810 | 1.002 | 3.869 | 0.82 | 83 |
| S. Weichlh. | 0.088 | 1.155 | 3.444 | 1.271 | 1.487 | 2.453 | 0.92 | 69 |

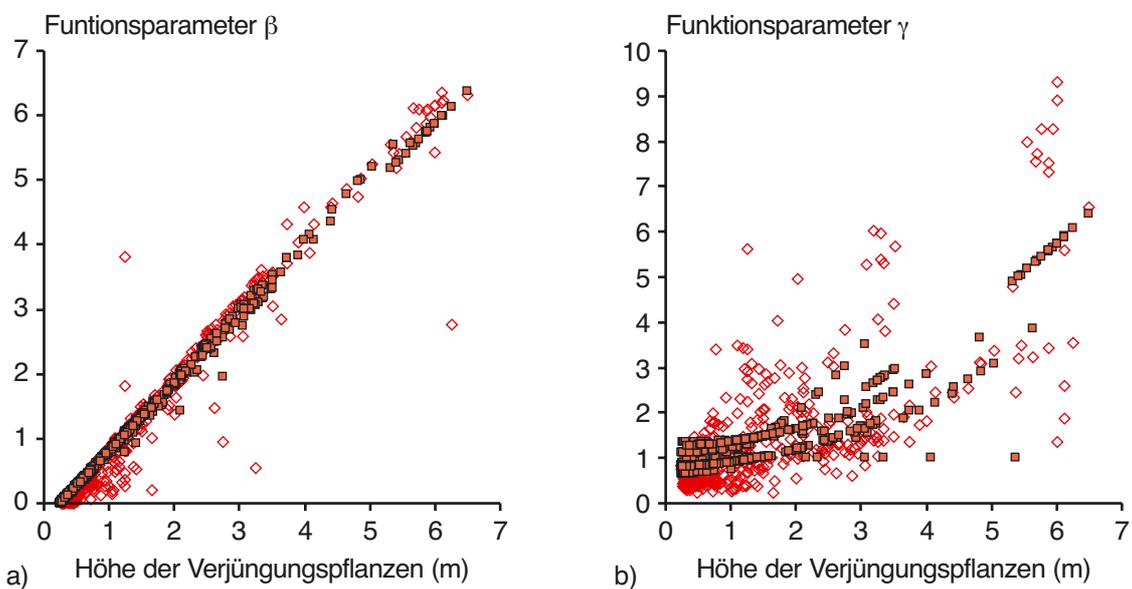


Abbildung 2–50a, b: Funktionsparameter β und γ vor (Rauten) und nach (schwarz umrandete Quadrate) regressionsanalytischem Ausgleich über der Mittelhöhe in Metern für alle Verjüngungspflanzen. Bei der Darstellung, die den gesamten zur Verfügung stehenden Datensatz zeigt, ist auf eine Unterteilung nach Baumarten und Begründungsarten verzichtet worden. $N_D=491$

2.7.3 Generierung von Höhen

Die Generierung einer Höhenverteilung der Verjüngung erfolgt mit im Intervall $[0,1]$ uniform verteilten Zufallszahlen Z_U , die nach dem Inversionsverfahren in die vorgegebene Höhenverteilung transformiert werden (GADOW, 1987, 1997, 2004; LAW und KELTON, 2000). Hierzu wird die Verteilungsfunktion (Gleichung 2–81) der Weibullfunktion nach x aufgelöst und es ergibt sich eine inverse Verteilungsfunktion nach der folgenden Gleichung:

$$\text{Gleichung 2–84: } x = \beta \cdot [-\ln(P(x))]^{\frac{1}{\gamma}}$$

mit den Variablenbezeichnungen:

$P(x)$ = $1-F(x)=1-y$ =Wahrscheinlichkeit, dass eine zufällig gewählte Höhe größer als x ist, mit $P(x)>0$

$\ln()$ = natürlicher Logarithmus

x = Merkmalswert

β, γ = baumartenspezifische Funktionsparameter, mit $\beta>0, \gamma>0$

In der Modellanwendung wird jede der zu etablierenden Verjüngungspflanzen einer Bestandesfläche erneut eine uniform verteilte Zufallszahl Z_U gezogen und eine Höhe bestimmt (vgl. komplementäre Vorgehensweise bei der „Zeitlichen Verteilung der Samen“ in Abschnitt 2.4.3 auf Seite 55ff.). Anhand der ermittelten Höhe h erfolgt die Zuordnung der Verjüngungspflanze zu einer Höenschicht.

Abbildung 2–51a, b verdeutlicht für die Baumart Buche die Dichtefunktion $f(x)$ und Verteilungsfunktion $F(x)$ und die inverse Verteilungsfunktion (Gleichung 2–84) für ausgewählte Werte der Funktionsparameter über den bei der Simulation verwendeten Wertebereich der uniform verteilten Zufallszahlen Z_U im Intervall $[0,1[$. Als Werte für β und γ wurden nach Funktionsanpassung und Koeffizientenausgleich nach Gleichung 2–82 und 2–83 die kleinsten, größten und das arithmetische Mittel der Funktionsparameter für die Baumart Buche gewählt (Tabelle 2–56).

Verjüngungspflanzen, denen eine Höhe größer als sieben Meter zugeordnet wird, werden mit Baumattributen (Baumdurchmesser, Kronenansatz, Kronendurchmesser, Baumkoordinaten) versehen und als Baum in den Altbestand übernommen (vgl. Abschnitt 2.5.6). Dies betrifft vorwiegend Höhenverteilungen von Verjüngungspflanzen, deren arithmetische Mittelhöhe größer als fünf Meter ist. Werden Zufallszahlen für die Höenschichtzuordnung gezogen, die nahe am Wert Eins liegen, werden selbst bei sehr geringen arithmetischen Mittelhöhen und demzufolge auch bei kleineren Werten der Funktionsparameter β und γ (vgl. Gleichung 2–84 und Abbildung 2–51a, b) einzelne Verjüngungspflanzen erzeugt, deren Höhe größer als sieben Meter ist.

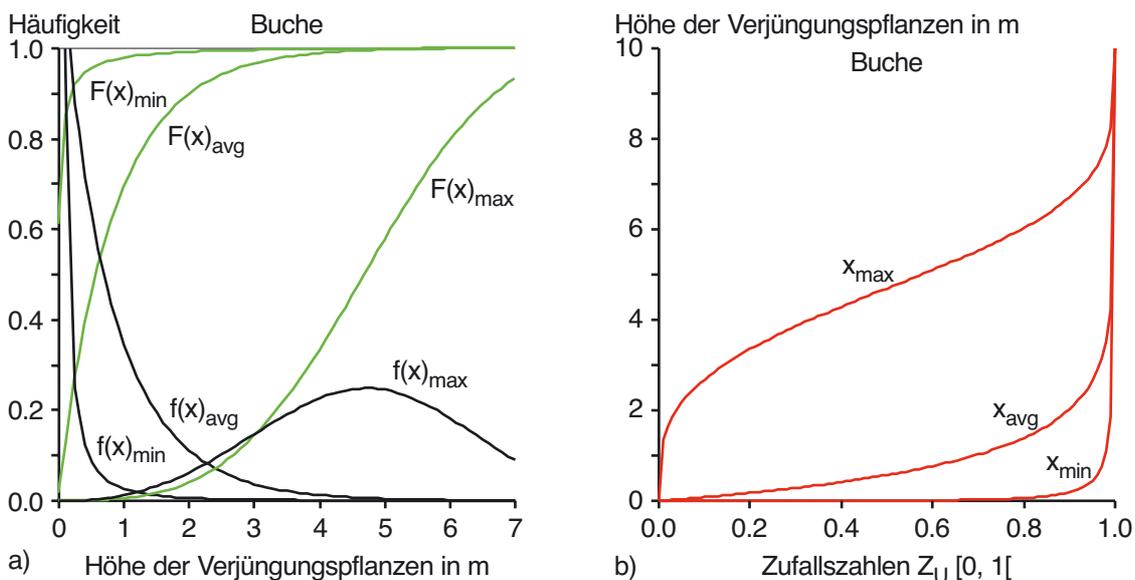


Abbildung 2–51a, b: Beispielhafte Kurvenverläufe der zweiparametrischen Weibullfunktion für ausgewählte Funktionsparameterwerte der Baumart Buche; a) Dichte- und Verteilungsfunktion nach Gleichung 2–80 und 2–81; b) Inverse Verteilungsfunktion nach Gleichung 2–84 für im Intervall $[0,1[$ uniform verteilte Zufallszahlen Z_U . Die min-, avg- und max-Werte der Funktionsparameter β und γ finden sich in Tabelle 2–56. Ausgangsbasis sind Mittelhöhen von 0.25 (min), 1.34 (avg) und 5.04 Metern (max)

Das Etablieren von Verjüngungspflanzen größer als sieben Meter in den Altbestand führt dazu, dass sich die Bestandesstruktur des Altbestandes, der eventuell ebenfalls generiert worden ist, ändert. Das kann aus folgendem Grund toleriert werden.

Als Aufnahmegrenzen bei der Aufnahme von Inventurdaten werden feste Durchmesserwerte der Bäume als Grenze verwendet (vgl. Abschnitt 2.7.1.2). Diese Grenzen, die auf dem kleinsten Probekreis der permanenten Stichprobeninventuren der Bayerischen Staatsforstverwaltung zwischen 0.0 und 5.9 Zentimeter liegen, decken sich nur bedingt mit der im Waldwachstumssimulator SILVA verwirklichten Grenze zwischen Altbestand und Verjüngung bei sieben Metern Höhe, bzw. einem Durchmesser des Grundflächenmittelstammes von fünf Zentimetern. Die ermittelte Durchmesser-Höhenfunktion zu Grunde legend (vgl. Gleichung 2–79), haben Fichten bei einem Durchmesser von fünf Zentimetern im Mittel eine Baumhöhe von 5.7 (Naturverjüngung) bzw. 4.2 Metern (Pflanzung) und Buchen bei einem Durchmesser von fünf Zentimetern im Mittel eine Baumhöhe von 8.0 (Naturverjüngung) bzw. 7.1 Metern (Pflanzung). Wenn die Mittelhöhe der Bäume bereits in der Nähe von sieben Meter liegt, ist die Wahrscheinlichkeit hoch, dass einzelne Bäume größer als sieben Meter sind und folglich als Altbestandsbäume etabliert werden. Andererseits ist davon auszugehen, dass wenn ein Altbestand aus einer Informationsgröße wie einem Durchmesser des Grundflächenmittelstammes (dg) von sechs Zentimetern generiert wird, einige der zu generierenden Bäume eine Höhe von sieben Metern noch nicht überschritten haben. Ein Etablieren dieser Bäume als Verjüngungspflanzen im Verjüngungsmodell ist nicht vorgesehen.

2.7.4 Generierung der räumlichen Verteilung

Neben der Nachbildung einer wirklichkeitsgetreuen Höhenstruktur hängt die Struktur der Verjüngung hauptsächlich von ihrer räumlichen Verteilung ab. Ihre Nachbildung basiert auf einem Zufallsprozess, der über zwei nachgeschaltete Filter an die durch den Altbestand vorgegebene Bestandesstruktur angepasst wird.

2.7.4.1 Zufällige Verteilung der Verjüngungspflanzen auf der Bestandesfläche

Um die Verjüngung zufällig auf der Bestandesfläche zu verteilen, wird für jede Verjüngungspflanze eine im Intervall [0,1] uniform verteilte Zufallszahl Z_U gezogen. Mit Hilfe der Zufallszahl und durch Skalierung der Wahrscheinlichkeit auf die Anzahl der Verjüngungsquadrate nach folgender Gleichung, hat jedes Verjüngungsquadrat k die gleiche Wahrscheinlichkeit.

$$\text{Gleichung 2-85: } Q_k = 1 + \left[\left(\sum_{k=1}^q Q_k \right) - 1 \right] \cdot Z_U + 0.5$$

mit den Variablenbezeichnungen:

- Q_k = Verjüngungsquadrat k
- k = Index für das Verjüngungsquadrat, mit $k=1 \dots q$
- q = Gesamtanzahl von Verjüngungsquadraten einer Bestandesfläche
- Z_U = uniform verteilte Zufallszahl im Intervall [0,1] mit $Z_U \approx V[0,1]$
- [] = Abrunden (tiefgestellte Klammer)

Diese Modellfunktion erzeugt eine POISSON-Verteilung der Verjüngungspflanzen, d.h. sie sind zufällig über die gesamte Bestandesfläche verteilt. Voraussetzung dafür, dass jedes Verjüngungsquadrat k die gleiche Wahrscheinlichkeit hat, ist eine identische Flächengröße aller Verjüngungsquadrate. Diese Bedingung wird durch die lückenlose Unterteilung der gesamten Bestandesfläche in Verjüngungsquadrate mit derselben Flächengröße erfüllt (vgl. Abschnitt 2.2).

2.7.4.2 Konkurrenzfilter Altbestand

Die von den Altbestandsbäumen auf ein Verjüngungsquadrat ausgeübte Konkurrenz wird im Verjüngungsmodell des Waldwachstumssimulators SILVA über die Konkurrenzindizes CI_{ovs} und KKL erfasst (vgl. Abschnitt 2.3.3 und 2.3.7). Im Generierungsmodell wird der Konkurrenzindex CI_{ovs} nach Gleichung 2-14 verwendet. In Kombination mit uniform verteilten Zufallszahlen aus dem Intervall [0,1] ermöglicht der zwischen Null und Eins liegende Wertebereich des Konkurrenzindizes CI_{ovs} eine direkte Nutzung der Konkurrenzindexwerte ohne deren vorherige Transformation. Im Gegensatz dazu würde die Anwendung des Konkurrenzindizes KKL oder anderer dimensionsloser Konkurrenzindizes im Generierungsmodell bei der Nutzung von uniform verteilten Zufallszahlen aus dem Intervall [0,1] eine Transformation oder Skalierung der Indexwerte oder Zufallszahlen erforderlich machen. Die Mehrzahl der Konkurrenzindizes ist dimensionslos (z.B. BIGING und DOBBERTIN, 1992; BACHMANN, 1998; HASENAUER und GOLSER, 1997; KAHN und PRETZSCH, 1998b; MÜNDER, 2004; SCHRÖDER, 2003; WINDHAGER, 1999).

Ein Wert des Konkurrenzindex CI_{ovs} von Null bedeutet keinerlei Konkurrenz durch den Altbestand, dagegen Eins eine vollständige Standflächenausnutzung durch den überschir-

menden Altbestand. Danach ist die Wahrscheinlichkeit, dass Verjüngungspflanzen auf einem Verjüngungsquadrat vorhanden sind, bei geringen Konkurrenzwerten groß und im Gegensatz dazu bei hohen Konkurrenzwerten gering. Die zufällige Position einer Verjüngungspflanze auf einem Verjüngungsquadrat k wird nach folgender Gleichung akzeptiert, wenn die Werte des Konkurrenzindex CI_{ovs} auf dem Verjüngungsquadrat k kleiner oder gleich dem Wert einer im Intervall $[0,1]$ uniform verteilten Zufallszahl ist:

$$\text{Gleichung 2-86: } Q_k = \begin{cases} Q_k & \text{(d.h. Position akzeptiert), wenn } CI_{ovs}_k \leq Z_U \\ 0 & \text{(d.h. Position abgelehnt), wenn } CI_{ovs}_k > Z_U \end{cases}$$

mit den Variablenbezeichnungen:

Q_k = Verjüngungsquadrat k

k = Index für das Verjüngungsquadrat

CI_{ovs}_k = Konkurrenzindex, der die Konkurrenz durch den Altbestand auf das Verjüngungsquadrat k nach Gleichung 2-14 ausdrückt

Z_U = im Intervall $[0,1]$ uniform verteilte Zufallszahl, mit $Z_U \approx V[0,1]$

Durch die direkte Kombination von Konkurrenzindexwerten und Zufallszahlen ist es möglich, dass ein geringer Teil der Verjüngungspflanzen auf Verjüngungsquadrate gelangt, die hohe Konkurrenzwerte besitzen. Diese Wahrscheinlichkeit wird umso größer, je höher die Konkurrenzwerte auf der gesamten Bestandesfläche sind.

2.7.4.3 Ausbreitungsfiler Altbestand

Der Ausbreitungsfiler Altbestand basiert auf dem in Abschnitt 2.4 erläuterten Ausbreitungsmodell, mit dem für jedes Verjüngungsquadrat einer Bestandesfläche eine baumartenspezifische Samenmenge geschätzt wird.

Zunächst wird für jeden Altbestandsbaum geprüft, ob dieser die Maturitätshöhe überschritten hat (vgl. Abschnitt 2.4.2). Sind fertile Bäume im Altbestand vorhanden, wird eine baumartenspezifische Masthäufigkeit (vgl. Abschnitt 2.4.3) ermittelt. Sind keine fertilen Bäume der Baumart i im Altbestand vorhanden, wird der Ausbreitungsfiler für die entsprechende Baumart i deaktiviert. Die räumliche Verteilung der Verjüngungspflanzen über die Bestandesfläche erfolgt ausschließlich in Abhängigkeit von der gezogenen zufälligen Flächenposition (vgl. Abschnitt 2.7.4.1) und dem Konkurrenzfilter des Altbestandes (vgl. Abschnitt 2.7.4.2).

Sind fertile Bäume im Altbestand vorhanden, wird für jeden fertilen Altbestandsbaum eine baumspezifische Samenmenge ermittelt (vgl. Abschnitt 2.4.4), die im darauf folgenden Schritt mit Hilfe der Log-Normal-Verteilungsfunktion (vgl. Gleichung 2-32 in Abschnitt 2.4.5.1) räumlich über die Bestandesfläche verteilt wird. Dies wird für jeden fertilen Altbestandsbaum durchgeführt. Als Ergebnis liegen die absoluten Samenmengen S_k (vgl. Gleichung 2-34) für jedes Verjüngungsquadrat vor. Die ermittelten absoluten Samenmengen

Modellentwicklung

S_k werden lediglich zur Rekonstruktion der Verjüngung verwendet und gehen nicht in eventuell folgende Prognosezyklen ein.

In einem nächsten Schritt wird für jede auf der Bestandesfläche vertretene Baumart die größte auf der Bestandesfläche erreichte Samenmenge S_{Maximum} mit Hilfe einer Maximum-Abfrage nach folgender Gleichung ermittelt:

$$\text{Gleichung 2-87: } S_{\text{Maximum}} = \sum_{k=1}^q \text{Max}[S_k]$$

mit den Variablenbezeichnungen:

S_{Maximum} = größte baumartenspezifische Samenmenge S auf der Bestandesfläche

S_k = baumartenspezifische Samenmenge S auf dem Verjüngungsquadrat k nach Gleichung 2-34

k = Index für das Verjüngungsquadrat, mit $k=1 \dots q$

q = Gesamtanzahl von Verjüngungsquadraten

$\text{Max}[]$ = Maximum-Abfrage

Anhand der größten auf der Bestandesfläche erreichten Samenmenge S_{Maximum} wird die Menge der Samen auf jedem Verjüngungsquadrat k relativiert. Die relative Menge der Samen pro Verjüngungsquadrat k ergibt sich nach Gleichung 2-88. Sie kann in Bezug zur größten auf der Bestandesfläche erreichten Samenmenge als prozentuale Samenmenge interpretiert werden.

$$\text{Gleichung 2-88: } S_{k\%} = \frac{S_k}{S_{\text{Maximum}}}$$

mit den Variablenbezeichnungen:

$S_{k\%}$ = relative Samenmenge S für die Baumart i auf einem Verjüngungsquadrat k

S_k = baumartenspezifische Samenmenge S auf dem Verjüngungsquadrat k

S_{Maximum} = größte auf der Bestandesfläche erreichte Samenmenge für die Baumart i .

Die relative Samenmenge $S_{k\%}$ liegt in ihrem Wertebereich zwischen Null (kein Samen auf dem Verjüngungsquadrat) und Eins (größte erreichte Samenmenge auf der gesamten Bestandesfläche). Danach ist die Wahrscheinlichkeit, dass Verjüngungspflanzen auf einem Verjüngungsquadrat vorhanden sind, bei hohen Werten für die relative Samenmenge $S_{k\%}$ groß und im Gegensatz dazu bei niedrigen Werten für die relative Samenmenge gering.

Die durch den Konkurrenzfilter überprüfte Position einer Verjüngungspflanze auf einem Verjüngungsquadrat k wird nach folgender Gleichung akzeptiert, wenn die relative Anzahl der Samen $S_{k\%}$ größer oder gleich dem Wert der im Intervall $[0,1]$ uniform verteilten Zufallszahl ist:

$$\text{Gleichung 2-89: } Q_k = \begin{cases} Q_k & (\text{d.h. Position akzeptiert}), \text{ wenn } S_{k\%} \geq Z_U \\ 0 & (\text{d.h. Position abgelehnt}), \text{ wenn } S_{k\%} < Z_U \end{cases}$$

mit den Variablenbezeichnungen:

Q_k = Verjüngungsquadrat k

k = Index für das Verjüngungsquadrat

$S_{k\%}$ = relative Samenmenge S für die Baumart i auf einem Verjüngungsquadrat k nach Gleichung 2-88

Z_U = im Intervall $[0,1]$ uniform verteilte Zufallszahl.

Durch die direkte Kombination der relativen Samenmenge und Zufallszahlen ist es nicht möglich, dass Verjüngungspflanzen auf Verjüngungsquadrate gelangen, auf die kein Samen von den Altbestandesbäumen fällt. Insbesondere wenn viele Verjüngungspflanzen auf einem kleinen Teil der Bestandesfläche verteilt werden sollen, sind die Filter in ihrer Funktionsweise überfordert, da eine große Menge an Verteilungsversuchen benötigt werden, bis eine Verjüngungspflanze positioniert ist (vgl. Anwendungsbeispiel des Generierungsmodells in Abschnitt 3.3.1 auf Seite 204ff.).

Diesem Umstand, der zu unplausiblen Verjüngungsstrukturen führen kann, wird in einem zweistufigen Verfahren begegnet, indem eine maximale Anzahl von erfolglosen Positionszuordnungen definiert wird, bei deren Überschreitung der Ausbreitungsfiler deaktiviert wird. Zunächst erfolgt die Rekonstruktion der Verjüngungsstruktur mit den beiden zur Verfügung stehenden Filtern. Durch Deaktivierung des Ausbreitungsfilters wird die Hürde für eine erfolgreiche Positionszuordnung verringert. Dies geschieht über einen gutachtlich festgelegten Grenzwert, nach dessen Überschreitung nur noch der Konkurrenzfilter zu Positionsüberprüfung verwendet wird.

Die maximale Anzahl von erfolglosen Positionszuordnungen ist definiert als ein Wert, der der dreifachen Anzahl von Verjüngungsquadraten entspricht und größer als die Anzahl der zu etablierenden Verjüngungspflanzen sein muss. Ausschlaggebend für den relativ geringen Wert und dem damit unter Umständen verbundenen frühzeitigen Deaktivieren des Ausbreitungsfilters ist die Begrenzung der Wartezeit, die ein Programmbenutzer aufbringen muss, bis der zu generierende Bestand vollständig rekonstruiert ist.

Abschnitt 3.3.1 auf Seite 204ff. zeigt ein Anwendungsbeispiel des Generierungsmodells, bei der die Verjüngung einer Plenterwald-Versuchsparzelle aus den beiden bestandesweisen Größen Mittelhöhe und Anzahl von Verjüngungspflanzen rekonstruiert wird.

2.8 Teilmodell: Auswirkung von Bewirtschaftungsmaßnahmen auf die Verjüngung

Aufgabe des Bewirtschaftungsmodells ist die Erfassung der negativen Auswirkung von umfallenden Altbestandsbäumen auf die Verjüngung. Die positiven Auswirkungen auf Verjüngung (z.B. Auflichtung) werden über veränderte Konkurrenzindizes quantifiziert und gehen direkt in die Teilmodelle Ausbreitung, Wachstum und Mortalität ein (vgl. Abschnitt 2.4, 2.5 und 2.6). Auf Grund des in SILVA verwendeten Einzelbaumansatzes und Distanzabhängigkeit besteht das Bewirtschaftungsmodell aus den beiden folgenden Modellen:

- dem Hiebstrukturmodell, mit dem die Fällrichtung der entnommenen Altbestandsbäume definiert und die von umfallenden Altbestandsbäumen betroffene Fläche räumlich explizit ermittelt wird und
- dem Schadensmodell, mit dem das Ausmaß der Schäden an Verjüngungspflanzen auf der betroffene Fläche quantifiziert wird.

2.8.1 Umsetzung der Quantifizierung von Bewirtschaftungsmaßnahmen auf Verjüngung

Das Bewirtschaftungsmodell ist folgendermaßen in den Prognosezyklus des Waldwachstumssimulators SILVA integriert. Zu Beginn der Simulation muss der Programmbenutzer entscheiden, ob die Auswirkungen der Bewirtschaftung quantifiziert werden sollen. Dazu aktiviert er ein entsprechendes Dialogfeld (vgl. Abschnitt 3.2.1 und Abbildung 3 4a, b).

In Abbildung 2–52 ist der Prognosealgorithmus für die Quantifizierung der Schäden in der Verjüngung schematisch dargestellt. Zu Anfang des fünfjährigen Prognosezyklus durchforstet der Waldwachstumssimulator SILVA den Altbestand nach den Benutzervorgaben und entnimmt zusätzlich Bäume, deren Absterben auf Grund von natürlicher Mortalität zu erwarten ist. Wenn ein oder mehrere Altbestandsbäume entnommen werden, definiert das Hiebsstrukturmodell die Fällrichtung der entnommenen Bäume und ermittelt die betroffenen Flächenanteile für jedes Verjüngungsquadrat einer Bestandesfläche ($A_{k, \text{betr}}$).

Sind in einem Simulationslauf alle Bäume, die vom Mortalitäts- bzw. Durchforstungsmodell des Waldwachstumssimulators SILVA vorgegeben werden, abgearbeitet, wird in einem weiteren Schritt geprüft, ob Altbestandsbäume auf benutzten Rückegassen stehen. Wenn ja, werden auch sie entnommen und entlang der Rückegasse gefällt. Unter Umständen ist die vom Programmbenutzer vorgegebene maximale Entnahmemenge einer Durchforstung geringfügig über das voreingestellte Maß erhöht.

Ist ein Verjüngungsquadrat betroffen, bedeutet dies für eine einzelne Verjüngungspflanze des Verjüngungsquadrates, dass sie vom umfallenden Baum betroffen sein und Schäden irgendeiner Art davon tragen kann. Die betroffenen Verjüngungspflanzen lassen sich in einem zweiten Schritt unterteilen in fehlende (nach der Fällung nicht mehr auffindbare) und weiterhin lebende Verjüngungspflanzen, die irgendwie beschädigt sind (Rinden-, Bruchschaden). Während bei

Teilmodell: Auswirkung von Bewirtschaftungsmaßnahmen auf die Verjüngung
 fehlenden Verjüngungspflanzen das Ausmaß der Beeinträchtigung eindeutig ist, nämlich dass sie durch den umfallenden Baum zerstört sind, benötigen beschädigte Verjüngungspflanzen eine Quantifizierung und Interpretation bezüglich der Schwere des Schadens.

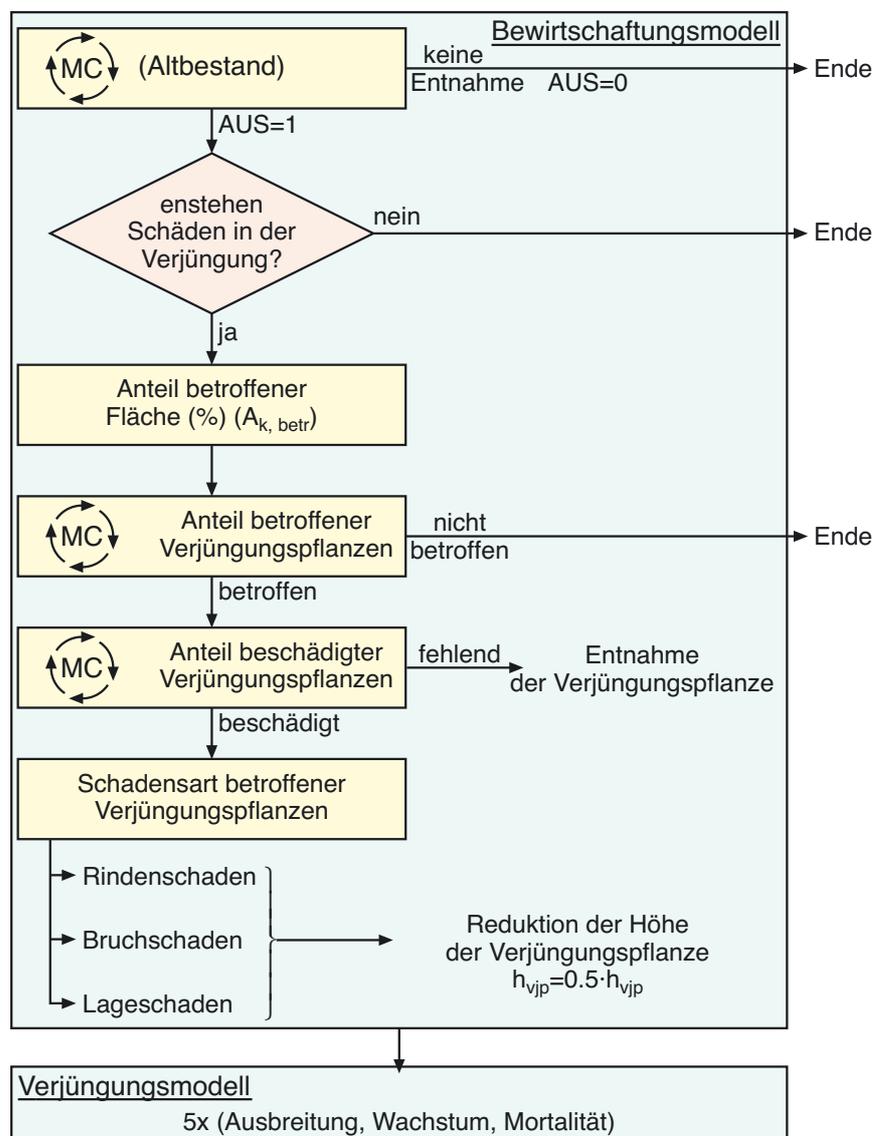


Abbildung 2–52: Schematisches Ablaufdiagramm des Teilmodells Bewirtschaftung zur Quantifizierung von Schäden an Verjüngungspflanzen bei durch Bewirtschaftungsmaßnahmen oder Mortalität bedingter Entnahme von Altbestandsbäumen. MC=Monte Carlo-Simulationstechnik (vgl. Anhang, Abschnitt 7.3.5.5 auf Seite 313); h_{vjp} =Höhe einer einzelnen Verjüngungspflanze; $A_{k,betr}$ =betroffener Flächenanteil eines Verjüngungsquadrates; AUS = Kodierung für ausscheidende Altbestandsbäume (AUS=0, keine Entnahme; AUS=1, Entnahme durch zufällige Mortalität oder Durchforstung)

Das Abschätzen, ob eine Verjüngungspflanze betroffen ist, erfolgt ebenso wie die Quantifizierung des Schadens mit Hilfe der Monte Carlo Simulationstechnik (vgl. Anhang, Abschnitt 7.3.5.5 auf Seite 313), die in Abbildung 2–52 mit „MC“ abgekürzt ist. Nachdem das Bewirtschaftungsmodell durchlaufen ist, folgen die Teilmodelle Konkurrenzberechnung (vgl. Abschnitt 2.3), Ausbreitung (2.4) Wachstum (2.5) und Mortalität (2.6), die in fünfmaliger Folge durchlaufen werden, bevor erneut der Altbestand über einen fünfjährigen Prognosezeitraum fortgeschrieben oder das Prognoseergebnis ausgewertet wird.

2.8.2 Hiebsstrukturmodell

Auf Grund der Vielzahl möglicher Einflussfaktoren bei der Fällung von Bäumen wird eine allgemeine Hiebstruktur über Modellprämissen definiert, die die Mehrzahl aller Fälle abdecken und allgemein gültigen Charakter besitzen. Mit den Modellprämissen wird eine Hiebstruktur vorgegeben und modelliert, die dem in der Forstwirtschaft praktizierten Verfahren nahe kommt (BAYSTMINELF, 1982; BWMELR, 2003; KWF, 1980; LÖFFLER et al., 1984).

Im Gegensatz zu der von KORTEN (2004a, b) und LEHNHAUSEN (1982) gewählten Lösung, bezwecken die im Folgenden beschriebenen und im Bewirtschaftungsmodell umgesetzten Modellprämissen, dass alle Altbestandsbäume, die entnommen werden, mit ihrer Baumkrone auf der Bestandesfläche oder in deren näherem Umfeld zum Liegen kommen. Auch wird das Hineinfallen von Bäumen in die Bestandesfläche vermieden. Ein sternförmiges, mikadoartiges Fällen der Bäume in die Außenbereiche der Bestandesfläche, bei der nur geringe Auswirkungen auf der Bestandesfläche eintreten, ist unplausibel, da Schäden im Umfeld der Bestandesfläche entstehen, die mit dem Modell nicht quantifiziert werden können. Diese Lösung wird gewählt, weil in der Modellanwendung keinerlei oder nur in begrenztem Umfang Informationen über das Umfeld der Bestandesfläche vorliegen und eine Modellierung und Prognose von entnommenen Altbestandsbäumen, die aus dem Umfeld der Bestandesfläche in die Bestandesfläche fallen, mit größeren Unsicherheiten verbunden ist.

Die Hiebstruktur sieht ein Fällen der Bäume im festen Winkel von 30° zur Rückegasse vor. Ausnahme ist die Rückegasse selbst, entlang der die Bäume gefällt werden. Die nächst gelegene Waldstraße, zu der das Holz transportiert wird, verläuft unterhalb der Bestandesfläche im rechten Winkel zu den Rückegassen entlang der Länge x der Bestandesfläche (Abbildung 2–53). Dabei wird angenommen, dass die Bestandesfläche zwar von mehreren Seiten aus zugänglich ist, das geschlagene Holz aber nur in eine Richtung auf eine Waldstraße abtransportiert wird. Diese Modellprämisse wird auf Grund der Minimierung der Transportgrenze angenommen (SCHÄDELIN, 1933), da vorausgesetzt wird, dass in der Natur nur eine Transportrichtung des Holzes die kürzeste Entfernung zum Waldweg ist.

Breite und Entfernung der Rückegassen hängen von der bisherigen Bewirtschaftung und der im früheren Bestandsleben verwirklichten Erschließungsdichte ab und lassen sich nicht ohne Einschränkungen vorgeben. Deshalb kann der Programmbenutzer über ein Dialogfeld die Rückegassenentfernung und -breite variieren. Die Entfernung kann zwischen 10 und 100 Meter, die Breite zwischen 1 und 10 Meter verändert werden. Durch die variable Einstellung ist dem Programmbenutzer die Möglichkeit gegeben, in Modellsimulationen ein unterschiedlich dichtes Erschließungsnetz nachzubilden und die sich daraus ergebenden Konsequenzen abzuleiten. Werte von 30 Meter für die Rückegassenentfernung und 2.5 Meter für die Rückegassenbreite sind voreingestellt (vgl. Abschnitt 3.2.1), weil diese Werte im Normalfall verwirklicht und in

Teilmodell: Auswirkung von Bewirtschaftungsmaßnahmen auf die Verjüngung
 Richtlinien und Empfehlungen vorgegeben werden (BAYSTMINELF, 1982; BWMELR, 2003; RACZ, 1966).

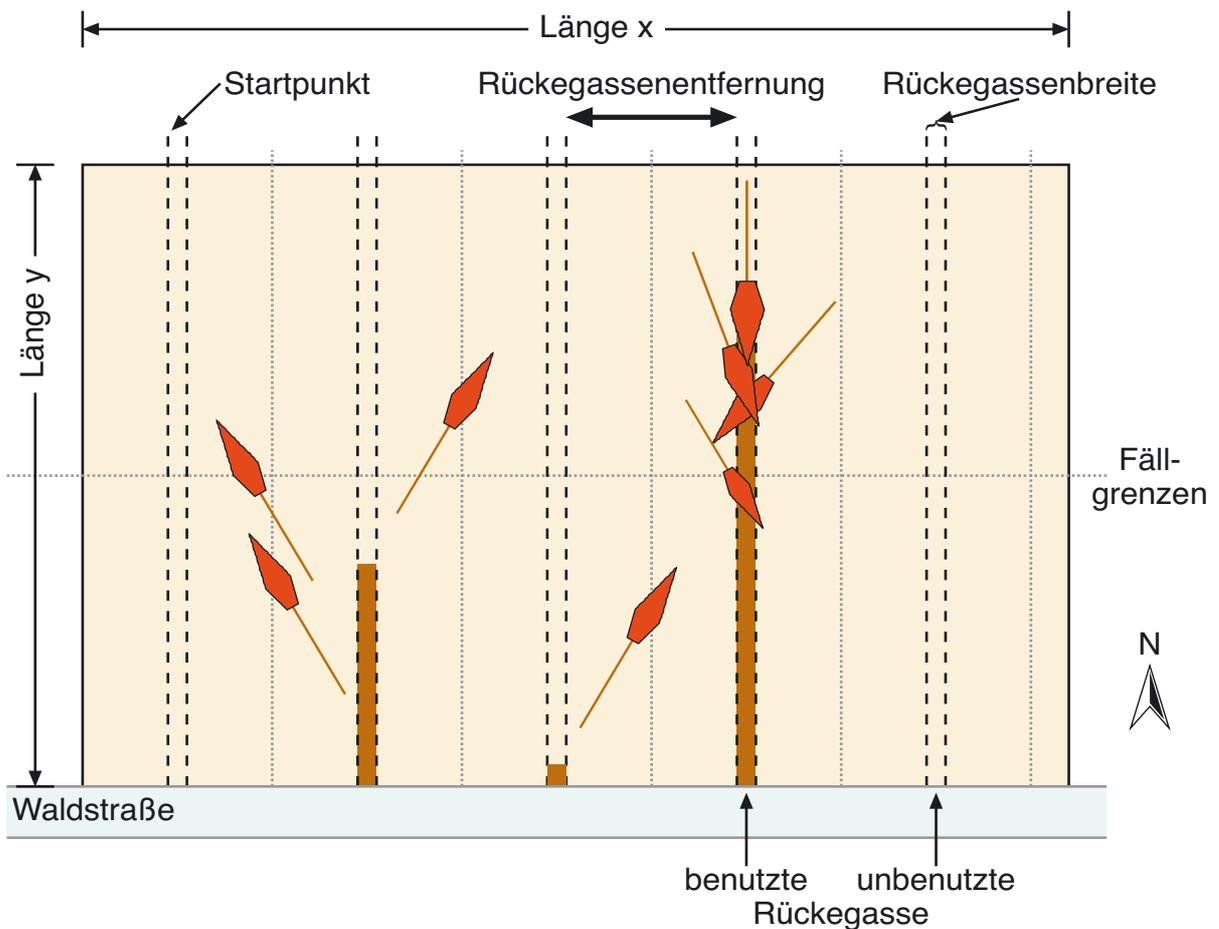


Abbildung 2–53: Schematische Darstellung der Hiebstruktur einer Bestandesfläche mit deren Längenmaßen x und y und der grafischen Darstellung der Waldstraße, Rückegassenentfernung, Rückegassenbreite und Startpunkt der Rückegasse sowie der Fallunterscheidung zwischen benutzter und unbenutzter Rückegasse. Die gepunkteten Linien verdeutlichen die Fällgrenzen, anhand derer die grobe Fällrichtung der entnommenen Altbestandsbäume festgelegt wird.

Mit dem x -Wert für den Startpunkt (Abbildung 2–53) wird die Position der ersten Rückegasse definiert. Sie ist nicht über ein Dialogfeld steuerbar und ihr Wert beträgt die halbe Rückegassenbreite ausgehend von der linken Seite der Bestandesfläche. Die weiteren Rückegassen werden durch Rückegassenentfernung und Rückegassenbreite gesteuert.

Generelles Ziel ist die Minimierung des flächigen Befahrens mit Holzerntemaschinen, da die durch diese Maschinen verursachten Schäden an Bestand und Verjüngung besonders groß sind (KORTEN, 2003). Der Lage und Abmessung der Rückegasse kommt besondere Bedeutung zu. Die Rückegassen verlaufen senkrecht zu der mit „Länge x “ bezeichneten Seite der Bestandesfläche, die im Regelfall die längere Seite ist. Dadurch ergibt sich eine Bestandeserschließung mit einem geringen Flächenverbrauch, was dazu führt, dass Schäden in der Verjüngung durch Befahrung der Rückegassen minimiert werden. Die Rückegassen werden nur soweit befahren wie es für das Rücken und Bringen des Holzes notwendig ist. Das bedeutet, dass in Bereichen der Bestandesfläche, in der keine Altbestandsbäume entnommen werden, auch keine Befahrung

Modellentwicklung

der Rückegassen stattfindet. Dieser Zusammenhang ist in Abbildung 2–53 mit benutzten und unbenutzten Rückegassen verdeutlicht. Mit dieser Modellprämisse wird versucht, den Umstand nachzuvollziehen, dass nicht mehr benötigte Rückegassen aufzulassen sind, was zur Folge hat, dass Rückegassen nicht mehr von Bäumen und Verjüngungspflanzen freigehalten werden und deshalb zuwachsen können (BWMELR, 2003). Während dieser Umstand bei Kahlschlagsbewirtschaftung nur in geringem Maße gilt, trifft er für Betriebe, die auf natürliche Verjüngung setzen, in besonderem Maße zu. Hier scheint es unwahrscheinlich, dass Rückegassen in Bereichen der Bestandesfläche offen gehalten werden, in denen großflächig Verjüngung aufläuft und sich entwickelt.

Die zu fällenden Bäume werden nur in eine Richtung zu der mit „Länge x“ bezeichneten Seite der Bestandesfläche abtransportiert. Kombiniert mit dem Ziel der Minimierung der Befahrung der Bestandesfläche werden die Bäume im dem Teil der Bestandesfläche, der näher zum Waldstraße liegt (in Abbildung 2–53 der „unterere“ oder südliche Teil der Bestandesfläche), mit einem festen Winkel von 30° zur Rückegasse gefällt. Sie werden mit dem Stammfuß voran aus der Bestandesfläche auf die Rückegasse und den Waldweg gezogen. Bei Bäumen, die in dem südlichen Teil der Bestandesfläche weiter entfernt von der Rückegasse stehen, wird die Fällrichtung nach hinten auf die Rückegasse verlängert. Dies reduziert ebenfalls die Befahrung der Bestandesfläche.

Die Bäume, die in dem Teil der Bestandesfläche, der weiter entfernt von dem Waldweg liegt (in Abbildung 2–53 der „obere“ oder nördliche Teil der Bestandesfläche) stehen, werden in einem variablen Fällwinkel mit der Baumkrone voran in Richtung Waldstraße gefällt. Die Aufarbeitung der Bäume berücksichtigend wird nicht die gesamte Baumlänge als Stamm entnommen. Bei der Aufarbeitung des liegenden Stammes wird bei einem bestimmten Durchmesser des Baumes (Zopfdurchmesser) die Baumkrone abgeschnitten, die auf der Bestandesfläche verbleibt. Die Position des Zopfdurchmessers, dessen Mindestdurchmesser bei 7 bis 14 Zentimetern liegt (EST, 2002), wird bei einer Baumlänge von 85 Prozent angenommen. Der Fällwinkel eines zu entnehmenden Baumes ergibt sich aus der Entfernung des Stammfußes zur nächstgelegenen Rückegasse und der 85prozentigen Baumlänge, damit die Position des Zopfdurchmessers auf oder in der Nähe der Rückegasse zum Liegen kommt. Bäume, die die Rückegasse mit ihrer Krone nicht erreichen werden mit einem festen Winkel von 30° zur Rückegasse gefällt. Alle Fällrichtungen der Bäume werden für jeden zu entnehmenden Baum mit einer standardnormal verteilten Zufallszahl um 10° nach beiden Seiten der Fällrichtung gestreut (geschätzte Fällrichtung = grobe Fällrichtung $\cdot 10 \cdot Z_N$, mit $Z_N \approx V(\mu, \sigma)$ und $\mu=0$ und $\sigma=1$).

In der Natur ist die Schleifbewegung der liegenden Stämme von der Zugkraft der Seilwinde und den Unebenheiten des Bodens abhängig (z.B. LEHNHAUSEN, 1982; SANKTJOHANSER, 1983). Es wird vereinfachend angenommen, dass sich ein Stamm wie auf völlig ebenen

Untergrund verhält, dass Zugrichtung und Stammachse gleichgerichtet sind und es zu keiner Drehbewegung des liegenden Stammes kommt. Schäden, die durch eventuelles Drehen und Beiziehen des Stammes zur Rückegassen entstehen, werden durch die Modellierung nicht erfasst.

2.8.2.1 Modellierung

Um die Auswirkungen der Bewirtschaftung zu visualisieren, wird eine Aufsicht der Bestandesfläche gezeichnet. Die Quantifizierung der Auswirkungen erfolgt über eine farbabhängige Pixelabfrage der Bestandesaufsicht (vgl. Abbildung 3–21a-r und Abschnitt 3.1.2 auf Seite 193). Eine Flächengröße der Bestandesfläche von 0.1 x 0.1 Metern wird durch je ein Pixel der Grafik repräsentiert. In dieser Bestandesaufsicht werden außer der Bestandesfläche die gefällten Bäume mit Baumkrone und -stamm, die Rückegassen und die freigeschnittenen Flächen um die Stammfüße eingezeichnet. Nach programmtechnischer Abarbeitung der normalen Durchforstung und eventueller Mortalität, steht die Länge der benutzten Rückegassen fest. In einem zweiten Schritt werden alle Altbestandsbäume, die auf benutzten Rückegassen stehen, ebenfalls entfernt. Diese Bäume gehen nicht in die Bestandesaufsichtgrafik ein, da sie einerseits entlang der Rückegasse gefällt werden und deshalb nur geringen weiteren Schaden in der Verjüngung anrichten. Andererseits bekämen die Farbpixel der Rückegasse eine andere Farbe zugeordnet, wodurch ein geringerer Schaden in der Verjüngung quantifiziert würde.

Aus diesem Grund kommt der Reihenfolge, mit der die einzelnen Attribute gezeichnet werden, eine besondere Bedeutung bei der Quantifizierung der Schäden in der Verjüngung zu. Da die Farbe des Pixels die Schadensart bestimmt, legt bei mehrfachem Überzeichnen eines Pixels die zuletzt gezeichnete Farbe die Schadensart fest. Nach mehreren Testreihen wurde die Reihenfolge, mit der die einzelnen Schadensarten gezeichnet werden, folgendermaßen gutachtlich festgelegt: Bestandesfläche, freigeschnittene Fläche um den Stammfuß, Rückegasse, Baumkrone, Baumstamm.

Da bei der Zeichnung der Bestandesaufsicht für jeden zu entnehmenden Baum die komplette Abfolge durchlaufen wird (vgl. Abbildung 2–52), sind Situationen möglich, bei denen die Krone des einen Baumes über dem Stamm eines anderen Baumes zum Liegen kommt (vgl. Abbildung 3–21a-r). Durch das Überzeichnen der Pixel der Bestandesaufsichtgrafik mit der Farbe der Baumkrone wird ein geringerer Schaden in der Verjüngung prognostiziert. Vergleichbar ist dieses Modellverhalten mit Hiebsführungen, die besonders bestandes- und bodenschonend arbeiten, indem zu fallende Bäume auf Reisig und Kronenteile bereits geschlagener Bäume gefällt werden.

2.8.2.2 Vorgehensweise bei der Modellsimulation

In der Modellsimulation wertet ein Suchalgorithmus die Farbe jedes Pixels der Bestandsaufnahme (vgl. Abbildung 3–21a-r) aus, legt die Schadensart fest und ordnet diese einer Flächengröße der Bestandesfläche von 0.1 x 0.1 Metern zu. Der durch Bewirtschaftungsmaßnahmen betroffene prozentuale Flächenanteil eines Verjüngungsquadrates $A_{k, \text{betr}}$ ergibt sich aus dem Quotienten von kumulierter Anzahl betroffener Pixel durch die Gesamtanzahl von Pixeln für ein Verjüngungsquadrat. Der betroffene Flächenanteil eines Verjüngungsquadrates wird entsprechend für die betreffenden Schadensarten (Fichtenstamm, Fichtenkrone, Rückegasse usw.) bestimmt.

2.8.3 Schadensmodell

Die Modellfunktionen und Funktionsparameter des Schadensmodell beziehen sich auf die Untersuchung von KORTEN (2003, 2004a, b) über Schäden in der Verjüngung durch umfallende Altbestandsbäume. International existieren weitere Untersuchungen zur Quantifizierung von Holzernteschäden in der Verjüngung (GINGRAS et al., 1991; SANIGA, 1988a, b, 1991; TESCH et al., 1986a, b, 1990, 1993). Auf Grund abweichender Baumarten, Bewirtschaftungsmaßnahmen und Holzernteverfahren sind sie auf mitteleuropäische Verhältnisse nur bedingt übertragbar.

2.8.3.1 Datenbasis

Grundlage der Parameterermittlung von KORTEN (2004a) sind vier Versuchsflächen mit Verjüngung in den bayerischen Forstämtern Schongau, Illertissen, Biburg und Schwabmünchen, die im Rahmen des Verbundprojektes ZEUS (KLINS, 2004; MOSANDL und FELBERMEIER, 2004) angelegt wurden und für die Tabelle 2–57 eine Übersicht über die ertragskundlichen Kennwerte der Verjüngung gibt. Basis der ertragskundlichen Kennwerte zur Verjüngung sind Probekreise variabler Größe ($r_1 = 0.89$ m und $r_2 = 0.4$ m) in einem Raster von 5.0 x 5.0 Metern über die gesamte Versuchsfläche. Die unterschiedliche Größe der Probekreise wurde bei der späteren Analyse von KORTEN (2004a) berücksichtigt.

Außer den Baumarten Fichte und Buche sind auf den Versuchsflächen nur in geringem Umfang weitere Baumarten in der Verjüngung vertreten. Die Versuchsflächen Biburg, Schongau und Schwabmünchen sind von der Baumart Buche dominiert. Die Versuchsfläche Illertissen ist annähernd zu gleichen Teilen mit Fichte und Buche bestockt, wobei die Baumart Buche in größeren Höhenbereichen (≥ 2.5 m) stärker vertreten ist. Lediglich einige Buchen-Verjüngungspflanzen auf zwei Versuchsflächen überschreiten die Höhe von sieben Metern. KORTEN (2004b) gibt einen Anwendungsbereich seiner Modellfunktionen für bis zu vier Meter hohe Verjüngungspflanzen an, selbst wenn einige Verjüngungspflanzen größere Höhen haben (vgl. Tabelle 2–57). Damit ist der von ihm angegebene Wertebereich der für die Parametrisierung

Teilmodell: Auswirkung von Bewirtschaftungsmaßnahmen auf die Verjüngung genutzten Daten kleiner als der spätere Anwendungsbereich im Verjüngungsmodell von SILVA. Datenbasis von KORTEN (2004b) für die Ermittlung der Schadenswahrscheinlichkeit mittels binär logistischer Regression sind 12.000 Verjüngungspflanzen.

Tabelle 2–57: Ertragskundliche Kennwerte zur Verjüngung auf den Versuchsflächen Schongau, Illertissen, Biburg und Schwabmünchen. Erläuterung der Kennwerte: nv_j =Anzahl von Verjüngungspflanzen pro Hektar der Baumart i bzw. aller betrachteten Baumarten; \bar{h}_i =arithmetische Mittelhöhe der Verjüngungspflanzen für die Baumart i bzw. aller betrachteten Baumarten in cm; $hmax_i$ =größte Höhe einer Verjüngungspflanze der Baumart i bzw. aller betrachteten Baumarten in cm; verändert nach KORTEN (2004a)

| Versuchsfläche | Kennwert | Fichte | Buche | Sonstige | Gesamt |
|----------------|------------------|--------|-------|----------|--------|
| Schongau | nv_j | 6100 | 45850 | 220 | 52170 |
| | \bar{h}_i (cm) | 87.7 | 76.5 | 70.7 | 77.8 |
| | $hmax_i$ (cm) | 380.0 | 394.0 | 233.0 | 394.0 |
| Illertissen | nv_j | 31330 | 20820 | 110 | 52260 |
| | \bar{h}_i (cm) | 49.2 | 122.8 | 77.1 | 78.6 |
| | $hmax_i$ (cm) | 629.0 | 580.0 | 605.0 | 629.0 |
| Biburg | nv_j | 120 | 11170 | 180 | 11470 |
| | \bar{h}_i (cm) | 106.8 | 153.1 | 306.5 | 155.0 |
| | $hmax_i$ (cm) | 256.0 | 800.0 | 768.0 | 800.0 |
| Schwabmünchen | nv_j | 2080 | 22770 | 520 | 25370 |
| | \bar{h}_i (cm) | 70.7 | 148.8 | 15.8 | 139.6 |
| | $hmax_i$ (cm) | 522.0 | 763.0 | 140.0 | 763.0 |

Nach Untersuchungen von KORTEN (2004a) an 150 gefällten Bäumen konzentrieren sich die Schäden in der Verjüngung auf das Umfeld der Rückegasse. Das sind die Bereiche der Bestandesfläche, in die einerseits eine größere Anzahl von Bäumen fällt und aus der andererseits das geschlagene Holz abtransportiert wird. Nach seinen Beobachtungen auf den vier Versuchsflächen mit Fichten-Buchen-Verjüngungen treten Bruchschäden an Verjüngungspflanzen mit 34.3 bis 44.1 Prozent der Schäden, gefolgt von Lageschäden (umgedrückt, umgeknickt) mit 19.1 bis 46.3 Prozent der Schäden auf. Weitere Schäden sind Rindenschäden (2.1 bis 13.2 %) und die Kombination mehrerer dieser Schadensarten mit einem Anteil von 9.3 bis 23.9 Prozent der Schäden. Die Anteile betroffener, das sind fehlende und beschädigte Verjüngungspflanzen, verändern sich über der Höhe der Verjüngungspflanzen (KORTEN, 1999, 2004a, b). Je höher die Verjüngung ist, desto höher wird der Anteil beschädigter Verjüngungspflanzen und desto geringer wird der Anteil fehlender Verjüngungspflanzen.

2.8.3.2 Modellierung

Gegenstand der Modellierung ist zunächst die Fallunterscheidung zwischen unbeeinträchtigten und betroffenen Verjüngungspflanzen. Im zweiten Schritt erfolgt für die betroffenen Verjüngungspflanzen eine Fallunterscheidung nach der Art des Schadens.

Für die Modellierung bieten sich Logit-Funktionen an, die eine dichotome Klassifikation und somit eine Trennung dieser beiden Fälle ermöglicht. KORTEN (2004a) benutzt eine binäre logistische Regressionsfunktion, um die Schadenswahrscheinlichkeit für jede einzelne Verjün-

Modellentwicklung

Verjüngungspflanze zu quantifizieren:

$$\text{Gleichung 2-90: } P(\text{Schaden}) = \frac{e^{L(x)}}{1 + e^{L(x)}}$$

mit den Variablenbezeichnungen:

P(Schaden) = Schadenswahrscheinlichkeit für eine einzelne Verjüngungspflanze

e = EULERsche Zahl (e=2.71828...)

L(x) = Logit

Er unterscheidet bei seinen Modellfunktionen zwischen nicht betroffenen, fehlenden und beschädigten Verjüngungspflanzen und ermittelt die Schadenswahrscheinlichkeit für die beiden Fälle fehlend und beschädigt. Die Summe aus fehlender und beschädigter Schadenswahrscheinlichkeit ist die Schadenswahrscheinlichkeit für betroffene Verjüngungspflanzen. Die baumartenspezifischen Funktionsparameter können der Arbeit von KORTEN (2004a, b) entnommen werden.

Eingehende Variablen sind die Höhe der Verjüngungspflanze in Zentimetern, die Baumart der Verjüngungspflanze, die Baumart des Altbestandsbaumes und die Unterscheidung nach der Schadensursache Baumstamm und Baumkrone. Die Baumart geht ebenso wie die Unterscheidung zwischen Stamm und Krone binär kodiert in die Regression ein (Fichte = 0; Buche = 1). Mögliche Korrelationen zwischen den vier Variablen werden durch multiplikative wechselseitige Verknüpfung der eingehenden Variablen berücksichtigt. Daraus ergeben sich weitere neun unabhängige Variablen. Für die Variable Höhe der Verjüngungspflanzen wird im Bewirtschaftungsmodell die Stufenmittelhöhe verwendet. Sowohl bei den Altbestandsbäumen als auch bei den Verjüngungspflanzen werden alle Nadelhölzer unter der Baumart Fichte und alle Laubhölzer unter der Baumart Buche zusammengefasst.

Abbildung 2-54a, b, c, d gibt den Funktionsverlauf der Gleichung 2-90 für die betroffenen Verjüngungspflanzen der Baumarten Fichte (rote Linien) und Buche (grüne L.) über der Höhe der Verjüngungspflanzen in Metern wieder. Die Schadenswahrscheinlichkeit wird getrennt nach der Schadauswirkung fehlend (punktierte L.), beschädigt (gestrichelte L.) und betroffen (durchgezogene L.) und der Schadensursache Stamm (a) und Baumkrone (b) für die Altbestandsbaumart Fichte und der Schadensursache Stamm (c) und Baumkrone (d) für die Altbestandsbaumart Buche präsentiert. Die Schadenswahrscheinlichkeit für die betroffenen Verjüngungspflanzen ergibt sich aus der Summe der Einzelwahrscheinlichkeiten für fehlende und beschädigte Verjüngungspflanzen.

Die Funktionen für die betroffenen, fehlenden und beschädigten Verjüngungspflanzen haben einen streng monoton steigenden oder fallenden Verlauf über den gesamten Höhenbereich von Null bis sieben Metern. Die Schadenswahrscheinlichkeiten betroffener Verjüngungspflanzen geben die durchgezogenen Linien wieder. Sie liegen bei den Baumarten Fichte und Buche für die Schadensursache Baumstamm zwischen 41 und 98 Prozent, bei der Schadensursache

Baumkrone zwischen 29 und 78 Prozent. Dabei muss beachtet werden, dass sich die Schadenswahrscheinlichkeiten auf die betroffene Bestandesfläche beziehen. So ist bei der Schadensursache Baumstamm im Regelfall nicht das gesamte Verjüngungsquadrat betroffen. Die Schadenswahrscheinlichkeit auf einem Verjüngungsquadrat ergibt sich aus dem prozentualen Flächenanteil ($A_{k, \text{betr}}$) und der nach Gleichung 2–90 ermittelten Schadenswahrscheinlichkeit.

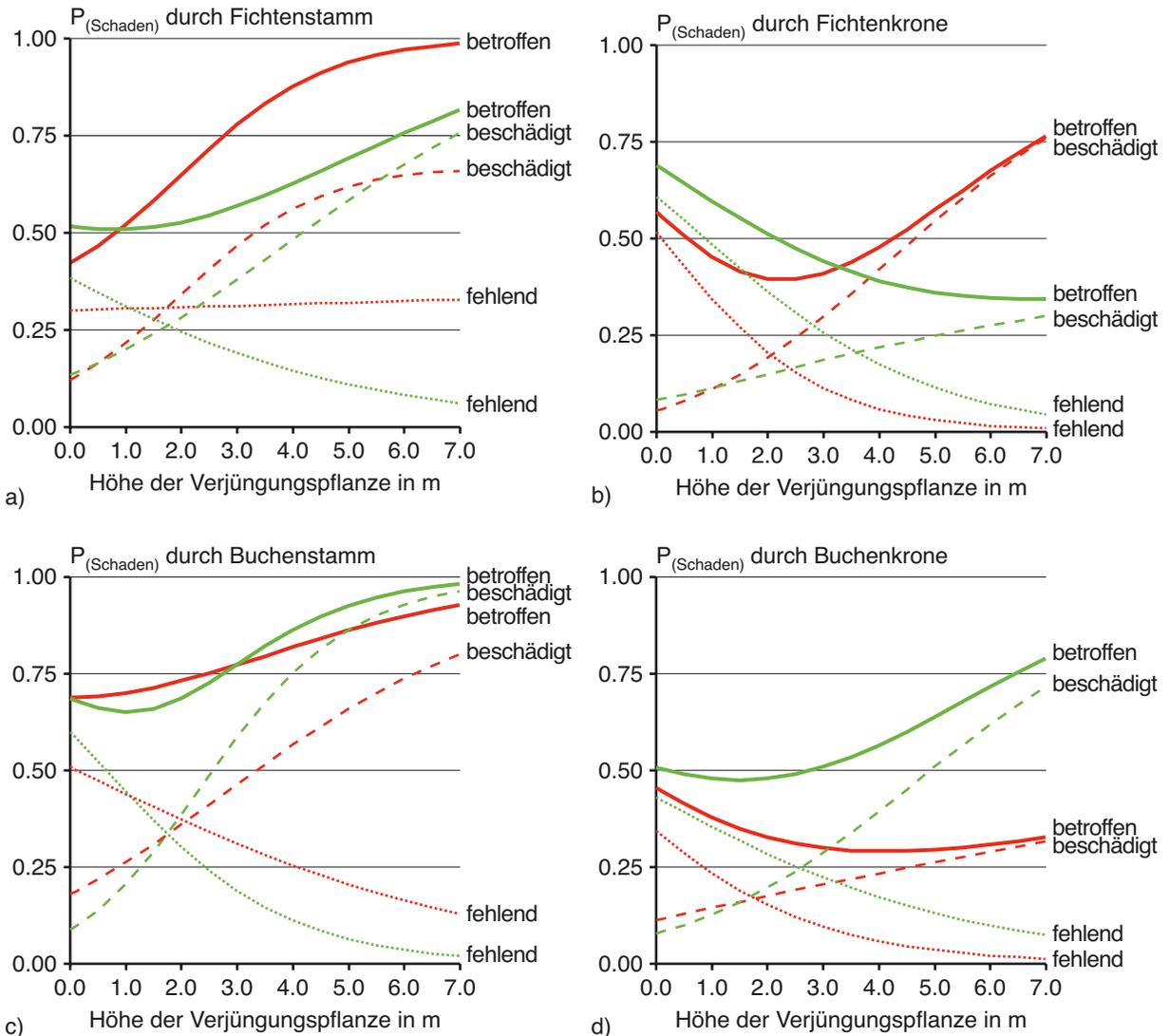


Abbildung 2–54a, b, c, d: Schadenswahrscheinlichkeit für betroffene Verjüngungspflanzen (durchgezogene Linien) über der Höhe der Verjüngungspflanzen nach Gleichung 2–90 für die Verjüngungspflanzen der Baumart Fichte (rote L.) und Buche (grüne L.); a) und c): Schadensursache Stamm für betroffene Verjüngungspflanzen getrennt nach den Schadensarten fehlend (gepunktete L.) oder beschädigt (gestrichelte L.); b) und d): Schadensursache Krone für betroffene Verjüngungspflanzen getrennt nach den Schadensarten fehlend (gepunktete L.) oder beschädigt (gestrichelte L.); a) und b): Schadensursache Fichtenaltbestandsbaum; c) und d): Schadensursache Buchenaltbestandsbaum

Bei den beiden Schadensursachen Baumkrone und -stamm steigt mit Zunahme der Höhe der Verjüngungspflanzen der Anteil beschädigter Verjüngungspflanzen an, während der Anteil fehlender Verjüngungspflanzen abnimmt. Die Schadensursache Baumstamm (a und c) führt bei Verjüngungspflanzen der Baumart Fichte zu höheren Verlusten als bei der Baumart Buche. Ausnahme ist lediglich der untere Höhenbereich bis zu einem Meter, in dem die Buche höhere

Modellentwicklung

Verluste verzeichnet. Ein abweichendes Bild ergibt sich bei der Baumart Buche und der Schadursache Baumkrone (b und d). Sie hat durchweg höhere Schadenswahrscheinlichkeiten für fehlenden Verjüngungspflanzen. Wird unterstellt, dass sowohl ein Buchen- als auch ein Fichtenstamm annähernd die gleiche Fläche beeinflussen, so ist bemerkenswert, dass sich die Schadenswahrscheinlichkeit für die Schadensart betroffen bei einer ein Meter hohen Verjüngungspflanze um 14.1 bzw. 18.0 Prozentpunkte unterscheiden. Dies entspricht einer um 28 bzw. 35 Prozent veränderten Schadenswahrscheinlichkeit.

Als weiteres Kennzeichen zur Beschreibung der Funktionsverläufe wird der Umschlagpunkt oder der Schnittpunkt der Funktionsverläufe für die Schadensart fehlend und beschädigt verwendet. Bei der Schadensursache Stamm liegt der Umschlagpunkt bei Höhen der Fichten- und Buchen-Verjüngungspflanzen zwischen 1.5 und 2.1 Metern. Dieser Höhenbereich trifft ebenfalls für die Schadursache Baumkrone und Fichten-Verjüngungspflanzen zu. Lediglich bei den Buchen-Verjüngungspflanzen und der Schadursache Fichten-Baumkrone liegt der Umschlagpunkt bei 3.5 Metern.

Eine weiterführende Diskussion der Modellierungsergebnisse sowie weitere Ausführungen und Beispiele zur Quantifizierung von Bewirtschaftungsmaßnahmen finden sich bei KORTEN (2004a, b). Da dem Autor der vorliegenden Arbeit kein Datenmaterial für eine Überprüfung der Modellierungsergebnisse zur Verfügung steht, kann lediglich die Funktionsweise des Teilmodells in Simulationen begutachtet werden. Ein Anwendungsbeispiel von mehreren durchgeführten Modellsimulationen wird in Abschnitt 3.3.4 auf Seite 216ff. erläutert.

2.8.3.3 Vorgehensweise bei der Modellsimulation

In der Modellsimulation wird in einem ersten Schritt für jede Verjüngungspflanze eine im Intervall $[0,1]$ uniform verteilte Zufallszahl Z_{U1} gezogen, anhand derer entschieden wird, ob die Verjüngungspflanze betroffen ist oder nicht. Dazu wird Gleichung 2–90 wie folgt modifiziert:

$$\text{Gleichung 2–91: } K_1 = \begin{cases} 1 \text{ (d.h. betroffen)} & , \text{ wenn } P(x,a)_1 \geq Z_{U1} \\ 0 \text{ (d.h. unbeeinflusst)} & , \text{ wenn } P(x,a)_1 < Z_{U1} \end{cases}$$

wobei $P(x,a)_1$ eine Klassifikationsfunktion mit der folgenden Schreibweise ist:

$$\text{Gleichung 2–92: } P(x,a)_1 = P(\text{Schaden}) \cdot A_{k, \text{betr}}$$

mit den Variablenbezeichnungen:

- K_1 = kategoriale Zustandsvariable (0/1) für die Zustände betroffen/unbeeinflusst
- Z_{U1} = uniform verteilte Zufallszahl aus dem Intervall $[0, 1]$, mit $Z_{U1} \approx V[0,1]$
- $P(x,a)_1$ = Klassifikationsfunktion für die Zustände betroffen/unbeeinflusst
- $P(\text{Schaden})$ = Schadenswahrscheinlichkeit, dass eine einzelne Verjüngungspflanze betroffen ist nach Gleichung 2–71
- $A_{k, \text{betr}}$ = betroffener Flächenanteil des Verjüngungsquadrates k in Prozent der Gesamtfläche des Verjüngungsquadrates A_k

Die Fallzuordnung für eine einzelne Verjüngungspflanzen ergibt sich nach Gleichung 2–91, bei der eine Verjüngungspflanze der Kategorie betroffen (beschädigt/fehlend) zugeordnet wird, wenn die Zufallszahl Z_{U1} größer oder gleich dem Wert der Klassifikationsfunktion (Gleichung 2–92) ist. In die Klassifikationsfunktion $P(x,a)_1$ geht der durch die Bewirtschaftungsmaßnahmen betroffene Flächenanteil des Verjüngungsquadrates ($A_{k, betr}$) ein. Ergibt bei der Simulation der Klassifikationswert K_1 einen Wert von Eins, ist die Verjüngungspflanze betroffen. Im entgegen gesetzten Fall, wenn der Klassifikationswert K_1 einen Wert von Null annimmt, ist die Verjüngungspflanze unbeeinflusst.

Im zweiten Schritt erfolgt für die betroffene Verjüngungspflanze eine Fallunterscheidung nach der Art des Schadens. Da eine betroffene Verjüngungspflanze entweder fehlt oder beschädigt sein kann, werden die Schadenswahrscheinlichkeiten fehlender und beschädigter Verjüngungspflanzen auf 100 Prozent normiert. Die normierte Schadenswahrscheinlichkeit fehlender Verjüngungspflanzen ergibt sich nach:

$$\text{Gleichung 2–93: } P(\text{Schaden}_{\text{fehlend}})_{\text{norm}} = \frac{P(\text{Schaden}_{\text{fehlend}})}{P(\text{Schaden}_{\text{fehlend}}) + P(\text{Schaden}_{\text{beschädigt}})}$$

mit den Variablenbezeichnungen:

$P(\text{Schaden}_{\text{fehlend}})_{\text{norm}}$ = auf 100 % normierte Schadenswahrscheinlichkeit, dass eine einzelne Verjüngungspflanze fehlt

$P(\text{Schaden}_{\text{fehlend}})$ = Schadenswahrscheinlichkeit, dass eine einzelne Verjüngungspflanze fehlt nach Gleichung 2–90

$P(\text{Schaden}_{\text{beschädigt}})$ = Schadenswahrscheinlichkeit, dass eine einzelne Verjüngungspflanze beschädigt ist nach Gleichung 2–90

Durch die Normierung auf 100 Prozent wird zur Klassifikation der betroffenen Verjüngungspflanzen lediglich die normierte Schadenswahrscheinlichkeit fehlender Verjüngungspflanzen benötigt. Nicht fehlende Verjüngungspflanzen sind zwangsläufig beschädigt. Die Zuordnung der Schadauswirkung fehlend oder beschädigt erfolgt mit einer zweiten uniform verteilten Zufallszahl Z_{U2} aus dem Intervall [0,1] nach folgender Gleichung:

$$\text{Gleichung 2–94: } K_2 = \begin{cases} 1 \text{ (d.h. fehlend)} & , \text{ wenn } P(x,a)_2 > Z_{U2} \\ 0 \text{ (d.h. beschädigt)} & , \text{ wenn } P(x,a)_2 \leq Z_{U2} \end{cases}$$

wobei $P(x,a)_2$ eine Klassifikationsfunktion mit der folgenden Schreibweise ist:

$$\text{Gleichung 2–95: } P(x,a)_2 = P(\text{Schaden}_{\text{fehlend}})_{\text{norm}}$$

mit den Variablenbezeichnungen:

K_2 = kategoriale Zustandsvariable (0/1) für die Zustände fehlend oder beschädigt

Z_{U2} = uniform verteilte Zufallszahl aus dem Intervall [0, 1], mit $Z_{U1} \approx V[0,1]$

$P(x,a)_2$ = Klassifikationsfunktion für die Zustände fehlend oder beschädigt

$P(\text{Schaden}_{\text{fehlend}})_{\text{norm}}$ = auf 100 Prozent normierte Wahrscheinlichkeit dafür, dass eine einzelne Verjüngungspflanze fehlt (vgl. Gleichung 2–93)

Ist die Zufallszahl Z_{U2} größer oder gleich dem Funktionswert für fehlende Verjüngungspflanzen nach Gleichung 2–95, so wird die Verjüngungspflanze nach Gleichung 2–94 der Kate-

Modellentwicklung

gorie beschädigt zugeordnet. Ist die Zufallszahl Z_{U2} kleiner, wird die Verjüngungspflanze der Kategorie fehlend zugeordnet. Bei einem Schaden der Kategorie fehlend wird die Verjüngungspflanze aus dem Kollektiv von Verjüngungspflanzen der entsprechenden Höhengschicht auf dem jeweiligen Verjüngungsquadrat entnommen. Bei einem Schaden der Kategorie beschädigt wird die Verjüngungspflanze nicht entfernt, sondern mit ihrer halben Höhe einer neuen Höhengschicht zugeordnet.

Die Schadenswahrscheinlichkeit der betroffenen Verjüngungspflanzen als 100 Prozent-Referenz nehmend ergeben sich die auf 100 Prozent normierten Anteile fehlender Verjüngungspflanzen und beschädigter Verjüngungspflanzen (Abbildung 2–55a, b). Die Anteile fehlender Verjüngungspflanzen bei den Baumarten Fichte und Buche sinken mit Zunahme der Höhe der Verjüngungspflanzen. Bei der Schadursache Baumstamm zeigen Fichtenverjüngungspflanzen eine höhere Schadenswahrscheinlichkeit für die Kategorie fehlend, während bei der Schadursache Baumkrone Buchenverjüngungspflanzen höhere Schadenswahrscheinlichkeiten für die Kategorie fehlend haben.

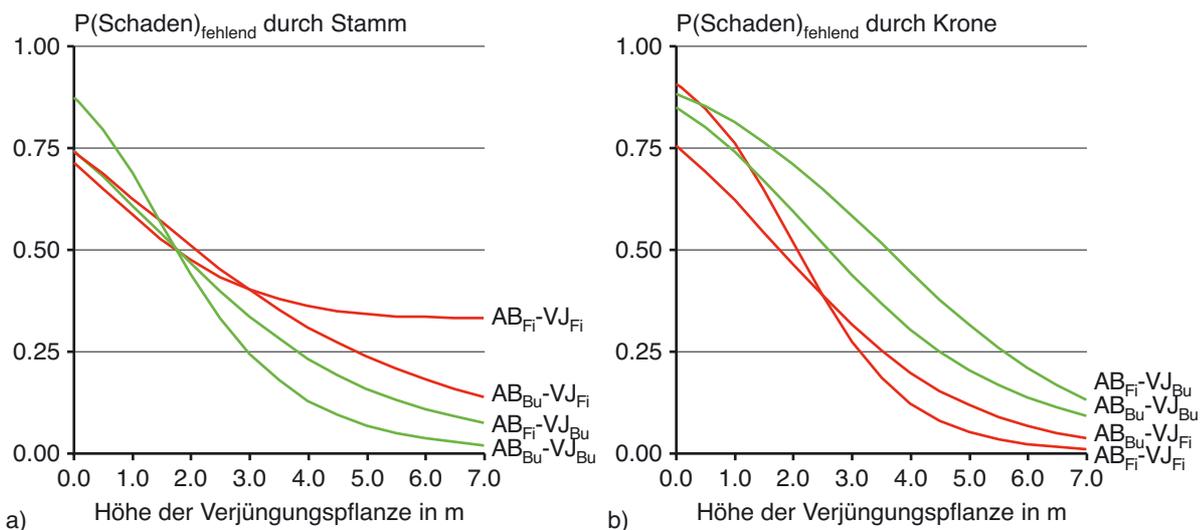


Abbildung 2–55a, b: Schadenswahrscheinlichkeit für fehlende Verjüngungspflanzen über der Höhe der Verjüngungspflanzen in Metern nach der Schadensursache a) Stamm und b) Baumkrone getrennt. Wiedergegeben ist die auf 100 Prozent normierte Schadenswahrscheinlichkeit der Schadensart fehlend für die Baumart Fichte (Fi) und Buche (Bu) in der Verjüngung (VJ_{Fi} und VJ_{Bu}) und im Altbestand (AB_{Fi} und AB_{Bu})

Weitere Schadensarten in der Verjüngung: Einen Sonderfall stellt die Rückegasse dar.

Durch die Befahrung der Rückegasse mit Holzerntemaschinen wird die Verjüngung dort beschädigt. Deshalb wird bei der Simulation unabhängig von der Stärke der Befahrung die Anzahl der Verjüngungspflanzen um 90 Prozent reduziert. In die Reduktion geht ebenso wie bei den Schadensursachen Stamm- und Baumkrone der Flächenanteil der durch die Rückegasse betroffenen Fläche des Verjüngungsquadrates ein. Anschließend werden, sofern die Rückegasse benutzt wurde, alle Bäume des Altbestandes auf der benutzten Rückegasse entfernt.

Umfallende Bäume behindern außerdem die Keimung von Samen und die Etablierung

Teilmodell: Auswirkung von Bewirtschaftungsmaßnahmen auf die Verjüngung neuer Verjüngungspflanzen. Die zeitliche Dimension dieser Auswirkungen reicht von wenigen Jahren bei der Schadursache Baumkrone bis zu mehreren Jahrzehnten bei der Schadursache Rückegasse. Deswegen werden neben den Verjüngungspflanzen auch die Samen desselben Jahres in Abhängigkeit von der Schadensursache und dem Flächenanteil der betroffenen Fläche reduziert. Da die zeitliche Variabilität und mehrmaliges Fallen von Bäumen auf ein Verjüngungsquadrat zu vollständiger Zerstörung der Verjüngung führt (KORTEN, 2004b), wird nicht beachtet.

Die Maßnahme des Freimachens bzw. Freischneidens des Stammfußes (KWF, 1980) bei der Fällung eines Baumes wird modellhaft nachvollzogen, indem in einer Fläche variabler Größe um den Stammfußpunkt des Baumes jede Verjüngungspflanze, deren Höhe größer als 0.5 Meter ist, entfernt wird. Die so freigeschnittene Fläche wird mit Hilfe eines Kreises um den Stammfuß beschrieben, dessen Radius dem zweifachen Baumdurchmesser entspricht. Das bedeutet für einen Baum mit einem Baumdurchmesser von 50 Zentimeter eine betroffene Kreisfläche von 3.14 Quadratmeter, das entspricht annähernd der halben Standard-Größe eines Verjüngungsquadrates (6.25 m^2).

KORTEN (2004a) quantifiziert die Schäden an Verjüngungspflanzen, die durch die Rückung der gefällten Stämme entstehen, mit 30 bis 40 Prozent. Während die Prognose der Schadenswahrscheinlichkeit durch die Schadensursachen Baumkrone und -stamm über Modellfunktionen erfolgt (s.o.), gibt KORTEN (2004a) für diese Rückschäden einen Korrekturfaktor an, der zwischen 1.44 und 1.66 liegt. Der Einfluss der Schadensursache Rückung auf Verjüngungspflanzen wird nicht modelliert.

2.8.4 Weiterer Forschungsbedarf

Die modellhafte Nachbildung der Auswirkungen von Holzerntemaßnahmen oder durch Mortalität umfallender Bäume auf Verjüngung ist keineswegs vollständig nachgebildet (KORTEN, 2004a, b).

KORTEN (2004a, b) ermittelte nur an 150 gefällten Altbestandsbäumen und nur für die Baumarten Fichte und Buche die Schadenswahrscheinlichkeit von Holzerntemaßnahmen an Verjüngungspflanzen für die Baumarten Fichte und Buche und die Schadensursachen Stamm und Baumkrone. Weiterer Forschungsbedarf besteht deshalb in der Erweiterung der Modellfunktionen für andere Baumarten und in der Auflösung der Schadensart beschädigt, in der mehrere Auswirkungen von Bewirtschaftungsmaßnahmen (Bruch, Lage- und Rindenschäden) zusammengefasst sind. Die in diesem Modell vorgestellte Reduktion der Höhe der beschädigten Verjüngungspflanzen um 50 Prozent führt zwar zu plausiblen Prognoseergebnissen (vgl. Abschnitt 2.8.3 und 3.3.4), stellt aber einen gutachterlichen Ausgleich für unterschiedliche Schadauswirkungen dar.

Modellentwicklung

In weiteren Untersuchungen wird zu klären sein, ob das Ergebnis dieser Mittelung der Schadauswirkungen nicht durch eine Auftrennung der Schadauswirkungen zu wirklichkeitsnäheren Prognoseergebnissen führt. Auf Grund mangelnder Informationen, wie Rinden-, Bruch- oder Lageschäden die weitere Wuchsentwicklung der Verjüngungspflanzen beeinträchtigen und ab wann die Verjüngungspflanzen wieder ein normales Wuchsverhalten zeigen oder gegebenenfalls absterben, scheint die Zusammenfassung dieser Schadensarten zu einer Klasse zu stabileren Modellvorhersagen zu führen. Ähnliche Probleme bereitet die Kombination der Schadensarten in der Verjüngung und die Unterscheidung der Schadursache (Stamm und Baumkrone der Altbestandsbäume) nach Baumarten, deren Auflösung zu einer Verbesserung der Modellprognose führen sollte. Sowohl für die beschädigten Verjüngungspflanzen als auch für die Keimungswahrscheinlichkeit der Samen muss geklärt werden, über welchen Zeitraum die Beeinträchtigung von Bewirtschaftungsmaßnahmen anhalten.

Weiterhin besteht Forschungsbedarf in der Quantifizierung der langfristigen Auswirkung von Bewirtschaftungsmaßnahmen auf Verjüngung. Informationen, wie lange die Auswirkungen auf Verjüngung wirken und ab wann ein normales Wuchsverhalten wieder gegeben ist, existieren nur in begrenztem Umfang (HILDEBRAND, 1983) und hängen in besonderem Maße vom Zeitpunkt der Befahrung und der zu diesem Zeitpunkt herrschenden Gefügestabilität des Bodens ab. Die Gefügestabilität des Bodens, die jahreszeitlichen Schwankungen unterworfen ist, ergibt sich aus den drei wesentlichen Einflussgrößen Bodenwassergehalt (MATTHIES et al., 1995), Bodentemperatur und mikrobieller Aktivität im Boden (SCHEFFER und SCHACHTSCHA-BEL, 1970). Das Autorenkollektiv MATTHIES et al. (1995) folgert aus ihren Untersuchungen, dass für das Wachstum der Altbestandsbäume nur in geringem Umfang ein lang anhaltender Effekt zu erwarten ist, während das Keimungsverhalten kleiner Sämlinge deutlich durch die Befahrung von Rückegassen und der damit verbundenen Verdichtung des Oberbodens beeinträchtigt ist. Weiterer Forschungsbedarf besteht in der räumlich expliziten Modellierung der Schadursache Rückung auf Verjüngungspflanzen.

3 Modellanwendung

3.1 Ein- und Ausgabegrößen des Verjüngungsmodells

In den vorangegangenen Abschnitten wurden die einzelnen Teilmodelle, ihre Parameter und die Abfolge der Modellkomponenten vorgestellt. Um eine universelle Einsetzbarkeit des Waldwachstumssimulators für Wissenschaft, Lehre und Praxis zu gewährleisten, ist es notwendig, Schnittstellen für Ein- und Ausgabegrößen zu entwickeln und zu standardisieren, die dem Programmbenutzer erlauben, nach eigenem Ermessen Waldbestände und oder Verjüngungsaufnahmen in das Computerprogramm einzulesen und oder auszugeben. Nur so kann der Modellzweck, nämlich die Bereitstellung und direkte Nutzung von Informationen für den Nutzer auf verschiedenen zeitlichen und räumlichen Ebenen erfüllt werden. Ziel ist, eine flexible Anwendung des Waldwachstumssimulators zu ermöglichen und Prognoseergebnisse aufzubereiten und bereitzustellen, die Zustand und Entwicklung des Bestandes und der Verjüngung auf verschiedenen Skalen darstellen.

3.1.1 Eingabegrößen - Einlesen vorhandener Verjüngungsdaten

Altbestand: Mit dem Waldwachstumssimulator SILVA ist es möglich, eigene Waldbestände zu laden und eigene Start- und Steuergrößen für die Prognose zu nutzen. Für die Einsteuerung von Waldbeständen wird eine Datei im ASCII-Format (benannt mit der Endung .slv) benötigt, in der neben Standortangaben eine vollständige Baumliste mit allen Brusthöhendurchmessern und Baumartenkodierungen steht. Fehlen Teile dieser Information, erlauben Modellkomponenten von SILVA die Generierung und oder Ergänzung (Kronenmodelle, Koordinaten- und Strukturgenerierung).

Verjüngung: Obwohl das Verjüngungsmodell so aufgebaut ist, dass ein Waldbestand automatisch Verjüngung erzeugt, wenn die Voraussetzungen erfüllt sind, ist es möglich, vorhandene Verjüngungsdaten in einer gesonderten Datei im ASCII-Format (benannt mit der Endung .ein) einzulesen. So können Verjüngungsdaten aus eigenen Inventuren oder Vollaufnahmen in SILVA geladen, dort ausgewertet und/oder über mehrere Prognosezyklen simuliert werden.

Das Format dieser Eingabedatei, die in Tabelle 3–1 verdeutlicht ist, entspricht der Array-Struktur, mit der das Programm SILVA die Verjüngung intern verwaltet. Unter Array wird die Datenstruktur verstanden, mit der die Information über die Verjüngung gespeichert wird und die einen schnellen Programmszugriff auf die Daten erlaubt. Das Laden der Verjüngungsdatei erfolgt über die Menü- und Untermenüpunkte <Datei><Öffnen><Naturverjüngungsdatei>.

Neben einer Kopfzeile, die die Spaltenbeschriftung enthält, folgen die durch Tabulatoren

Modellanwendung

als Trennzeichen separierten Spalten für: Periode, Quadratnummer (quad), x-Koordinate des Verjüngungsquadrates (x-Koor), y-Koordinate des Verjüngungsquadrates (y-Koor), Kantenlänge des Verjüngungsquadrates (Kantenl), Höhengschicht (von 1 bis 14), Baumartenkodierung (vgl. Anhang Abschnitt 7.2 auf Seite 292), baumartenspezifische Anzahl von Verjüngungspflanzen nv_j in der Höhengschicht j auf dem Verjüngungsquadrat k ($nv_{j_{ijk}}/A_k$).

Tabelle 3–1: Beispielhafte spaltenweise Eingabestruktur der Verjüngungsdatei zum Einlesen von Verjüngungsinformationen in den Waldwachstumssimulator SILVA; die erste Zeile enthält die Beschriftung der jeweiligen Spalten. Erläuterung der Spalten: Periode; Quadratnummer (quad); x-Mittelpunktcoordinate des Verjüngungsquadrates (x-Koor); y-Mittelpunktcoordinate des Verjüngungsquadrates (y-Koor); Kantenlänge des Verjüngungsquadrates (Kantenl); Höhengschicht (von 1 bis 14); Baumartenkodierung (Baumart); Anzahl der Verjüngungspflanzen (nv_j)

| Periode | quad | x-Koor | y-Koor | Kantenl | Höhenschicht | Baumart | nv_j |
|---------|------|--------|--------|---------|--------------|---------|--------|
| 1 | 1 | 1.25 | 1.25 | 2.50 | 1 | 1 | 3 |
| 1 | 1 | 1.25 | 1.25 | 2.50 | 1 | 2 | 0 |
| 1 | 1 | 1.25 | 1.25 | 2.50 | 1 | 3 | 0 |
| 1 | 1 | 1.25 | 1.25 | 2.50 | 1 | 4 | 0 |
| 1 | 1 | 1.25 | 1.25 | 2.50 | 1 | 5 | 10 |
| 1 | 1 | 1.25 | 1.25 | 2.50 | 1 | 6 | 0 |
| 1 | 1 | 1.25 | 1.25 | 2.50 | 1 | 7 | 0 |
| 1 | 1 | 1.25 | 1.25 | 2.50 | 1 | 8 | 0 |
| 1 | 1 | 1.25 | 1.25 | 2.50 | 1 | 9 | 2 |
| 1 | 1 | 1.25 | 1.25 | 2.50 | 2 | 1 | 1 |
| 1 | 1 | 1.25 | 1.25 | 2.50 | 2 | 2 | 0 |
| 1 | 1 | 1.25 | 1.25 | 2.50 | 2 | 3 | 0 |
| 1 | 1 | 1.25 | 1.25 | 2.50 | 2 | 4 | 0 |
| 1 | 1 | 1.25 | 1.25 | 2.50 | 2 | 5 | 0 |
| 1 | 1 | 1.25 | 1.25 | 2.50 | 2 | 6 | 0 |
| 1 | 1 | 1.25 | 1.25 | 2.50 | 2 | 7 | 0 |
| 1 | 1 | 1.25 | 1.25 | 2.50 | 2 | 8 | 0 |
| 1 | 1 | 1.25 | 1.25 | 2.50 | 2 | 9 | 1 |
| 1 | 1 | 1.25 | 1.25 | 2.50 | 3 | 1 | 0 |
| 1 | 1 | 1.25 | 1.25 | 2.50 | 3 | 2 | 0 |
| 1 | 1 | 1.25 | 1.25 | 2.50 | 3 | 3 | 0 |
| 1 | 1 | 1.25 | 1.25 | 2.50 | 3 | 4 | 0 |
| 1 | 1 | 1.25 | 1.25 | 2.50 | 3 | 5 | 0 |
| 1 | 1 | 1.25 | 1.25 | 2.50 | 3 | 6 | 0 |
| 1 | 1 | 1.25 | 1.25 | 2.50 | 3 | 7 | 0 |
| 1 | 1 | 1.25 | 1.25 | 2.50 | 3 | 8 | 0 |
| 1 | 1 | 1.25 | 1.25 | 2.50 | 3 | 9 | 0 |
| 1 | 1 | 1.25 | 1.25 | 2.50 | 4 | 1 | 0 |
| 1 | 1 | 1.25 | 1.25 | 2.50 | 4 | 2 | 0 |
| ... | ... | ... | ... | ... | ... | ... | ... |

Die Information in den Spalten muss aufsteigend sortiert sein, beginnend mit der Periode und endend mit der Baumartenkodierung. Sind keine Verjüngungspflanzen in der Höhengschicht für eine Baumart vorhanden, muss dennoch ein Wert eingelesen werden ($nv_j=0$).

Neben dem Einlesen von Verjüngungspflanzen hat der Programmbenutzer eine fakultative Option Samen einzulesen, die nach einer baumartenspezifischen Wartezeit (vgl. Abschnitt 2.4.6.1) und in Abhängigkeit von der verbleibenden Standfläche eines Verjüngungsquadrates (vgl. Abschnitt 2.4.6.3) als neue Verjüngungspflanzen etabliert werden. Analog zur in Tabelle

3–1 gezeigten Array-Struktur zum Einlesen von Verjüngungspflanzen, werden im Anschluss an die kompletten Verjüngungsdaten einer Bestandesfläche ohne Kopfzeile folgende Größen eingelesen: Periode, Quadratnummer (quad), x-Koordinate des Verjüngungsquadrates (x-Koor), y-Koordinate des Verjüngungsquadrates (y-Koor), Kantenlänge des Verjüngungsquadrates (Kantenl), Höhenschicht (0), Baumartenkodierung (vgl. Anhang Abschnitt 7.2), baumartenspezifische Samenmenge auf dem Verjüngungsquadrat k (S_i/A_k) für das entsprechende Wartejahr (von 1 bis 10). Als Wartejahr wird der einjährige Prognosezyklus bezeichnet, in dem die Samen als Verjüngungspflanzen etabliert werden (vgl. Tabelle 2–18 in Abschnitt 2.4.6.1).

3.1.2 Ergebnisausgabe

Während des Programmablaufs wird der Zustand des Bestandes und der Verjüngung visuell als pseudo-dreidimensionale Bestandesstruktur dargestellt. In SILVA wird diese als Bestandesaufriss bezeichnet. Die visuelle Darstellung der Bestandesstruktur für alle fünfjährigen Prognosezyklen kann dem Nutzer einen ersten Eindruck über den Zustand und in der Abfolge der Prognosen auch über die Entwicklung des Bestandes geben. In Abschnitt 3.3 werden zahlreiche Bestandesbilder für verschiedene Behandlungsvarianten gezeigt. Neben dieser visuellen Darstellung der Prognoseergebnisse stellt der Waldwachstumssimulator SILVA zahlreiche Informationen zur naturalen, ökonomischen und ökologischen Entwicklung des prognostizierten Bestandes dar (DEEGEN et al., 2000; KAHN und PRETZSCH, 1998b; POTT, 2002; PRETZSCH, 2001; SEIFERT, 2003).

Diese Form der Bereitstellung detaillierter Informationen für den Programmbenutzer auf verschiedenen zeitlichen und räumlichen Ebenen bezog sich bisher nur auf den Altbestand. Im Zuge der Weiterentwicklung und Implementierung des Verjüngungsmodells in den Waldwachstumssimulator SILVA und mit der Präzisierung der Modellanforderung wird eine erweiterte Informationsaufbereitung nötig, die eine flexible Anwendung von SILVA und Weiterverarbeitung der erzielten Prognoseergebnisse ermöglicht (RADIKE, 2004; TEUFFEL, 1998).

Ziel ist daher, dem Programmbenutzer Informationen über Zustand und Entwicklung der Verjüngung auf verschiedenen zeitlichen und räumlichen Ebenen zur Verfügung zu stellen, die sich hinsichtlich Detailgrad und Auflösungs niveau unterscheiden. Je nach Informationsbedarf steht dem Programmbenutzer neben dem visuellen Eindruck durch die Bestandesbilder die in tabellarischer Form einer Ertragstafel (in SILVA als Leistungstafel bezeichnet) aufbereitete hektarbezogene Ausgabe unterschiedlicher Leistungsgrößen und ertragskundlicher Kennwerte (vgl. Abbildung 3–1) zur Verfügung. Die ertragskundlichen und strukturellen Kennwerte zur Verjüngung können einen ersten Aufschluss darüber geben, wie sich das Kollektiv von Verjüngungspflanzen über die Zeit ändert.

Modellanwendung

Als aggregierte Informationen über die Verjüngung sind dies, getrennt für jede vorkommende Baumart (Abbildung 3–1):

- die arithmetische Mittelhöhe aller Verjüngungspflanzen (VJ Hg)
- die arithmetische Mittelhöhe aller Verjüngungspflanzen, deren Höhe größer als ein Meter ist (VJ Hg>1m)
- die arithmetische Maximalhöhe der Verjüngungspflanzen für alle besetzten Verjüngungsquadrate (VJ HMax)
- die Anzahl von Verjüngungspflanzen aller besetzten Verjüngungsquadrate pro Quadratmeter (VJ Nm)
- die Anzahl von Verjüngungspflanzen pro Hektar (VJ N)
- die Anzahl von Verjüngungspflanzen pro Hektar, deren Höhe größer als ein Meter ist (VJ N>1m)
- die periodenbezogene Anzahl der in den Hauptbestand eingewachsenen Verjüngungspflanzen (VJ EW)
- der Dispersionskoeffizient (VJ Cox) nach COX (1971) als Maß für Variabilität der horizontalen Verteilung (UPTON, und FINGELTON, 1990; CLAPHAM, 1936)
- die prozentuale Anzahl besetzter Verjüngungsquadrate an der gesamten Bestandesfläche (VJ Quad)

| Baumart | Periode | Alter | N (v) | h100 (v) | d100 (v) | hg (v) | dg (v) | G (v) | V (v) | VJ Hg | VJ Hg>1m | VJ HMax | VJ Nm | VJ N | VJ N>1m | VJ EW | VJ Cox | VJ Quad |
|----------------|---------|-------|-------|----------|----------|--------|--------|-------|-------|-------|----------|---------|-------|-------|---------|-------|--------|---------|
| Fichte | 1 | 89 | 144 | 40.5 | 32.9 | 40.1 | 38.3 | 17 | 264 | 0.549 | 1.990 | 0.738 | 4.320 | 42204 | 5522 | 0 | 48.20 | 0.98 |
| Tanne | 1 | 110 | 140 | 36.2 | 39.9 | 35.6 | 38.9 | 17 | 265 | 0.279 | 1.750 | 0.282 | 0.642 | 3750 | 12 | 0 | 5.17 | 0.58 |
| Buche | 1 | 83 | 86 | 29.8 | 30.7 | 29.8 | 30.7 | 6 | 99 | 0.966 | 2.730 | 1.100 | 0.800 | 6322 | 1620 | 0 | 6.95 | 0.79 |
| Sonst. Laubhol | 1 | 0 | 0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0 | 0 | 0.367 | 3.250 | 0.367 | 0.259 | 120 | 4 | 0 | 2.33 | 0.05 |
| Alle Arten | 1 | 97 | 370 | | | | | 40 | 629 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 52396 | 7158 | 0 | 0.00 | 0.00 |
| Fichte | 2 | 94 | 152 | 41.4 | 34.2 | 40.9 | 38.3 | 18 | 284 | 0.657 | 1.830 | 1.750 | 3.850 | 31466 | 4228 | 8 | 67.40 | 0.82 |
| Tanne | 2 | 115 | 140 | 37.0 | 40.9 | 36.3 | 39.8 | 17 | 282 | 0.343 | 1.330 | 0.387 | 0.506 | 1842 | 26 | 0 | 4.68 | 0.36 |
| Buche | 2 | 88 | 102 | 30.4 | 22.9 | 30.4 | 29.7 | 7 | 112 | 1.020 | 2.490 | 1.600 | 0.612 | 3279 | 854 | 16 | 8.21 | 0.54 |
| Sonst. Laubhol | 2 | 0 | 0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0 | 0 | 0.395 | 0.000 | 0.375 | 0.203 | 38 | 0 | 0 | 1.50 | 0.02 |
| Alle Arten | 2 | 102 | 394 | | | | | 42 | 679 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 36625 | 5108 | 24 | 0.00 | 0.00 |
| Fichte | 3 | 99 | 156 | 42.4 | 35.1 | 41.9 | 38.6 | 18 | 301 | 0.780 | 1.540 | 1.720 | 5.530 | 24816 | 5316 | 4 | 78.70 | 0.45 |
| Tanne | 3 | 120 | 140 | 37.8 | 41.7 | 37.0 | 40.4 | 18 | 297 | 0.403 | 1.310 | 0.495 | 0.526 | 808 | 16 | 0 | 5.95 | 0.15 |
| Buche | 3 | 93 | 118 | 31.2 | 24.3 | 31.0 | 28.7 | 8 | 124 | 0.973 | 2.080 | 1.450 | 0.558 | 1582 | 440 | 16 | 8.39 | 0.28 |
| Sonst. Laubhol | 3 | 0 | 0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0 | 0 | 0.375 | 0.000 | 0.375 | 0.160 | 8 | 0 | 0 | 1.00 | 0.01 |
| Alle Arten | 3 | 107 | 414 | | | | | 44 | 721 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 27214 | 5772 | 20 | 0.00 | 0.00 |
| Fichte | 4 | 104 | 158 | 43.1 | 35.8 | 42.5 | 39.1 | 19 | 315 | 0.912 | 1.520 | 1.590 | 6.290 | 18706 | 5894 | 2 | 85.10 | 0.30 |
| Tanne | 4 | 125 | 140 | 38.3 | 42.3 | 37.5 | 40.9 | 18 | 309 | 0.427 | 1.330 | 0.472 | 0.581 | 712 | 26 | 0 | 6.51 | 0.12 |
| Buche | 4 | 98 | 132 | 31.6 | 25.4 | 31.3 | 28.0 | 8 | 133 | 1.050 | 2.050 | 1.410 | 0.416 | 670 | 220 | 14 | 5.44 | 0.16 |
| Sonst. Laubhol | 4 | 0 | 0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0 | 0 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0 | 0 | 0 | 0.00 | 0.00 |
| Alle Arten | 4 | 112 | 430 | | | | | 45 | 756 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 20088 | 5940 | 16 | 0.00 | 0.00 |
| Fichte | 5 | 109 | 166 | 44.0 | 36.9 | 43.3 | 39.0 | 20 | 334 | 1.010 | 1.550 | 1.510 | 6.670 | 15256 | 6110 | 8 | 81.80 | 0.23 |
| Tanne | 5 | 130 | 140 | 39.0 | 43.1 | 38.2 | 41.6 | 19 | 325 | 0.389 | 1.330 | 0.526 | 0.956 | 1003 | 40 | 0 | 31.50 | 0.11 |
| Buche | 5 | 103 | 134 | 32.4 | 26.7 | 32.0 | 28.9 | 9 | 147 | 1.120 | 2.010 | 1.400 | 0.301 | 218 | 92 | 2 | 3.23 | 0.07 |
| Sonst. Laubhol | 5 | 0 | 0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0 | 0 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0 | 0 | 0 | 0.00 | 0.00 |
| Alle Arten | 5 | 117 | 440 | | | | | 48 | 806 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 16477 | 6242 | 10 | 0.00 | 0.00 |

Abbildung 3–1: Leistungstafel für die erste bis fünfte Simulationsperiode der prognostizierten Plenterwald-Versuchspartizelle Freyung 129-3; ist die Prognose der Verjüngung über die Menüpunkte aktiviert, so stehen in den letzten acht Spalten der Leistungstafel die folgenden bestandesbezogenen Angaben nebeneinander: die arithmetische Mittelhöhe aller Verjüngungspflanzen (VJ Hg), die arithmetische Mittelhöhe aller Verjüngungspflanzen, deren Höhe größer als ein Meter ist (VJ Hg>1m), die arithmetische Maximalhöhe der Verjüngungspflanzen für alle besetzten Verjüngungsquadrate (VJ HMax), die Anzahl von Verjüngungspflanzen aller besetzten Verjüngungsquadrate pro Quadratmeter (VJ Nm), die Anzahl von Verjüngungspflanzen pro Hektar (VJ N), die Anzahl von Verjüngungspflanzen pro Hektar, deren Höhe größer als ein Meter ist (VJ N>1m), die Anzahl der Einwachser (VJ EW), der Dispersionskoeffizienten (VJ Cox) und die prozentuale Anzahl der besetzten Verjüngungsquadrate an der gesamten Bestandesfläche (VJ Quad).

Um die zeitliche Entwicklung der Verjüngungspflanzen näher zu bringen, lässt sich für jeden fünfjährigen Prognosezyklus die Höhenverteilung der Verjüngungspflanzen getrennt nach Höhengschichten in Form eines Histogrammes abbilden (Abbildung 3–2). Die Darstellung der Anzahl der Verjüngungspflanzen auf der Ordinate ist sowohl im kartesischen als auch logarithmischen Koordinatensystem möglich. Mit der zeitlichen Abfolge der einzelnen Höhenverteilungs-Histogramme kann der Programmbenutzer nachvollziehen, wie sich die Besetzung einzelner Höhengschichten mit Verjüngungspflanzen über den Prognosezeitraum ändert.

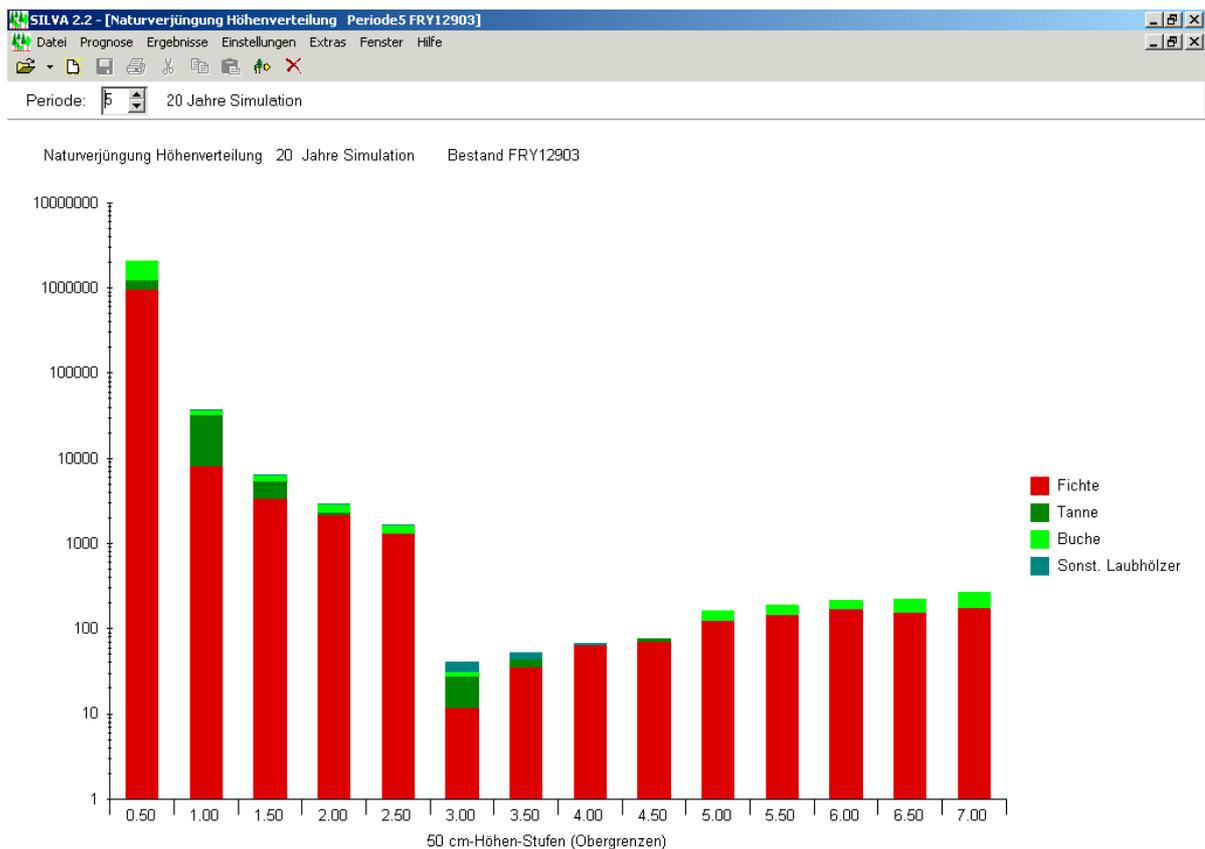


Abbildung 3–2: Höhenverteilung der Verjüngungspflanzen in der fünften Simulationsperiode der prognostizierten Versuchsparzelle Freyung 129-3; Ordinate mit Anzahl der Verjüngungspflanzen pro Hektar im logarithmischen Koordinatensystem; Abzisse mit 14 Höhengschichten von je 0.5 Metern Höhe; angegeben ist die obere Grenze der Höhengstufen.

Diese aggregierte Ausgabeform, die einen schnellen Überblick über die zeitliche Entwicklung der Verjüngung gibt, richtet sich an die Anforderungen eines praxisbezogenen Anwenders. Eine detailliertere Ausgabeform der Prognoseergebnisse, die ein höheres räumliches Auflösungs-niveau besitzt und sich eher an wissenschaftlichen Anforderungen orientiert, bietet die elektronische Abspeicherung des kompletten Verjüngungsarrays für jede fünfjährige Simulationsperiode. Die Ausgaberroutine wird in SILVA über den Menüpunkt <Einstellungen>, den Untermenüpunkt <Sonstiges> und die Button <Verjüngung> und <VJ-Ausgabe> aktiviert (vgl. Abbildung 3 3a, b in Abschnitt 3.2).

Analog zur Einleserroutine wird hier für jede Simulationsperiode die Anzahl der Verjün-

Modellanwendung

gungspflanzen für die gesamte Bestandesfläche getrennt nach Verjüngungsquadrat, Baumart und Höhenschichtzugehörigkeit ausgegeben. Weitere Ausgabevariablen sind die Konkurrenzindizes KKL mit dem Öffnungswinkel von 60 und 120 Grad, CIOvs für den Altbestand und CIVj für jede Höhenschicht und Baumart. Die ausgelesenen Daten sind sehr umfangreich, was in den meisten Fällen eine Übertragung und Weiterverarbeitung in einer Datenbank erforderlich macht (DEGENHARDT, 2003b; WEISS, 2002). Die Ausgabe einer Bestandesfläche mit einer Größe von einem Hektar erzeugt pro Prognosezyklus einen Datensatz von 201.600 Zeilen. Die Datei belegt im ASCII-Format einen Speicherplatz von 16.7 MB.

3.2 Implementierung

Implementierung bezeichnet die Umsetzung oder das Hinzufügen von Funktionen mit Hilfe einer Programmiersprache in neue oder schon vorhandene Anwendungen, Programme oder Computer (BANKS, 1998; LAW und KELTON, 2000; PAGE, 1991).

Die im Kapitel 2 bestimmten Funktionsparameter und Modellgleichungen wurden in die PC-gestützte Version des Programmcodes (BORLAND DELPHI[®]) des Waldwachstumssimulators SILVA 2.2 übertragen, sind also fester Bestandteil von SILVA. Dabei wird das biometrische Modell ohne Veränderung der Funktionen und der dazugehörigen Funktionsparameter übertragen. Eine Ausnahme stellt lediglich die Anwendung der Monte-Carlo-Simulationstechnik dar (vgl. Anhang, Abschnitt 7.3.5.5 auf Seite 313). Diese Technik wird dann angewandt, wenn Modellfunktionen für einzelne Verjüngungspflanzen existieren, wie es beim Höhenzuwachs-, Verbiss- oder Mortalitätsmodell der Fall ist. Statt allen Verjüngungspflanzen einer Baumart und Höhenschicht mit ein und demselben Prognosewert zu versehen, erlaubt diese Technik, das Kollektiv von Verjüngungspflanzen in einzelne Verjüngungspflanzen aufzuteilen und jeder Pflanze einen individuellen Prognosewert zuzuordnen. Sind alle Baumarten, Höhenschichten und Verjüngungsquadrate durchlaufen, werden die Veränderungen aktualisiert.

3.2.1 Programmsteuerung des Verjüngungsmodells

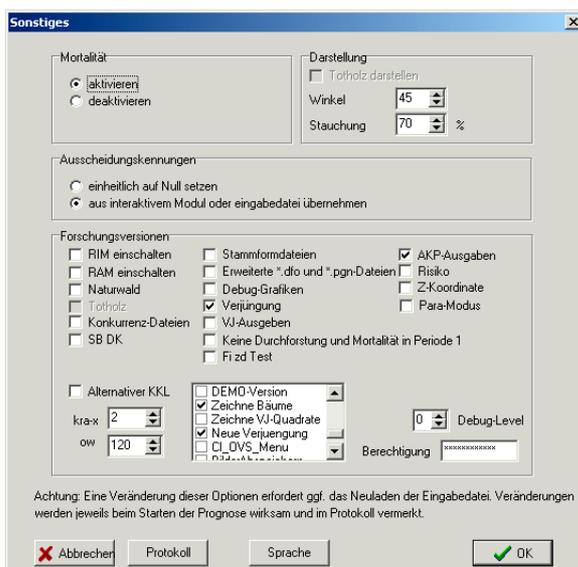
Im Folgenden wird auf die Programmsteuerung des Verjüngungsmodells im Waldwachstumssimulator SILVA 2.2 eingegangen. Die Erläuterungen zur Programmsteuerung sind ein Teil der Dokumentation bei Modellierungsarbeiten und Softwareentwicklung (DVFFA, 2000; GASS, 1979, 1981). Weiterführende Informationen zum Waldwachstumssimulator SILVA, die in erster Linie die Programmsteuerung und Menüführung betreffen, gibt das deutsch- und englischsprachige Benutzerhandbuch des Simulators (PRETZSCH et al., 2000; PRETZSCH et al., 2002d).

Da die Fortschreibung von Beständen inklusive Verjüngung komplex und aufwändig ist und nicht von jedem Modellanwender gewünscht wird, muss nach dem Starten von SILVA

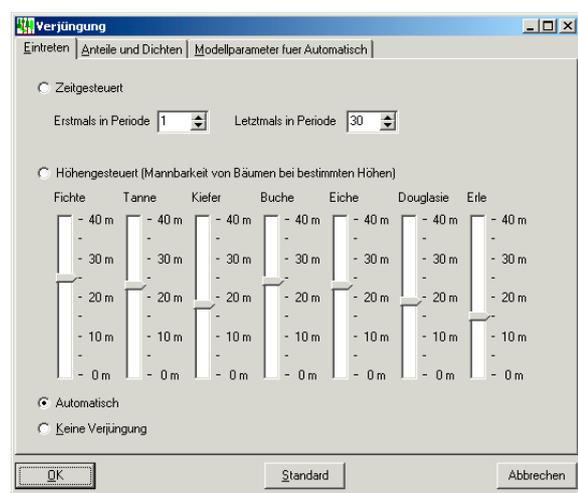
zunächst über das Menü <Einstellungen> und den Untermenüpunkt <Sonstiges> die Prognose und Auswertung der Verjüngung aktiviert werden (vgl. Abbildung 3 3a, b). Dies geschieht über die Buttons <Verjüngung> und <Neue Verjüngung> und einem Kennwort, welches über das Feld <Berechtigung> eingegeben wird. Dadurch wird der Untermenüpunkt <Verjüngung> im Menü <Einstellungen> aktiviert, über den sich die nächsten Einstellungen treffen lassen.

Der Untermenüpunkt <Verjüngung> gliedert sich in die drei Registerkarten <Eintreten>, <Anteile und Dichten> und <Modellparameter fuer Automatisch>. Über die Registerkarten <Eintreten>, die Abbildung 3 3a, b zeigt, kann die Verjüngung generell an- (Zeitgesteuert, Höhengesteuert oder Automatisch) und ausgeschaltet (keine Verjüngung) werden. Hier wird auch die Wahl über die Art der Entstehung von Verjüngung getroffen. Über den Button <Automatisch> wird das Verjüngungsmodell, so wie es in dieser Arbeit vorgestellt wurde, aktiviert. Entstehung, Wachstum und Absterben der Verjüngung erfolgen automatisch.

Je nach Präferenz des Programmbenutzers kann die Entstehung von Verjüngung auch zeitgesteuert erfolgen: dabei wird der Zeitpunkt des Eintretens von Verjüngung in fünfjährigen Zeitschritten über die Simulationsperiode des Hauptprogramms definiert. Oder die Entstehung von Verjüngung geschieht höhengesteuert: hier wird der Zeitpunkt des Eintretens von Verjüngung in Abhängigkeit von der Baumhöhe des Hauptbestandes definiert. Beim höhengesteuerten Eintreten von Verjüngung sind Standardwerte für die mannbare bzw. fertile Höhe, die auf Grundlage von Literaturangaben (AMANN, 1990; ROHMEDER, 1972) gewählt wurden, vorgegeben.



a)



b)

Abbildung 3 3a, b: Menüpunkte zur Programmsteuerung von SILVA, mit der sich Einstellungen zur Verjüngung treffen lassen; a) Einschalten des Verjüngungsmodells über den Untermenüpunkt <Sonstige>; b) Untermenüpunkt Verjüngung mit der Registerkarte <Eintreten>

Über die Registerkarten <Anteile und Dichten> und <Modellparameter fuer Automatisch> können weitere Einstellungen zur Verjüngung getroffen werden (vgl. Abbildung 3 4a, b).

Modellanwendung

Ist für Entstehung von Verjüngung zeit- oder höhengesteuert gewählt worden, lassen sich hier die Baumartenanteile der Verjüngung nach den Grundflächenanteilen der mannbaren Bäume im Hauptbestand frei wählen. Sie werden in Prozent der maximalen Dichte angegeben. Bei der freien Wahl der Baumartenanteile in der Verjüngung können Baumarten ankommen, die im Hauptbestand selbst nicht vertreten sind.

Mit der Registerkarte <Modellparameter fuer Automatisch> können vom Programmbe-
nutzer nach eigenem Ermessen Einstellungen getroffen werden, die die automatische Entste-
hung, Wachstum und Absterben von Verjüngung und die Auswirkungen von Bewirtschaftungs-
maßnahmen auf Verjüngung betreffen. In den Reglern für den Anteil der Vegetation (vgl.
Abschnitt 2.4.6.3), den Einfluss von Verbiss auf die Höhenentwicklung von Verjüngungspflan-
zen (vgl. Abschnitt 2.5.1) und den Anteil der fernverbreiteten Samen (vgl. Abschnitt 2.4.5.2)
sind Standardwerte voreingestellt, die eine durchschnittliche Entwicklung der Verjüngung vor-
geben. Die Fernverbreitung der Samen ist im Normalfall deaktiviert. Im unteren Teil folgen die
beiden Regler für die Rückegassenentfernung und die Rückegassenbreite (vgl. Abschnitt 2.8.2),
bei denen ebenfalls Standardwerte voreingestellt sind. Die Quantifizierung der Auswirkungen
von Bewirtschaftungsmaßnahmen ist im Normalfall deaktiviert.

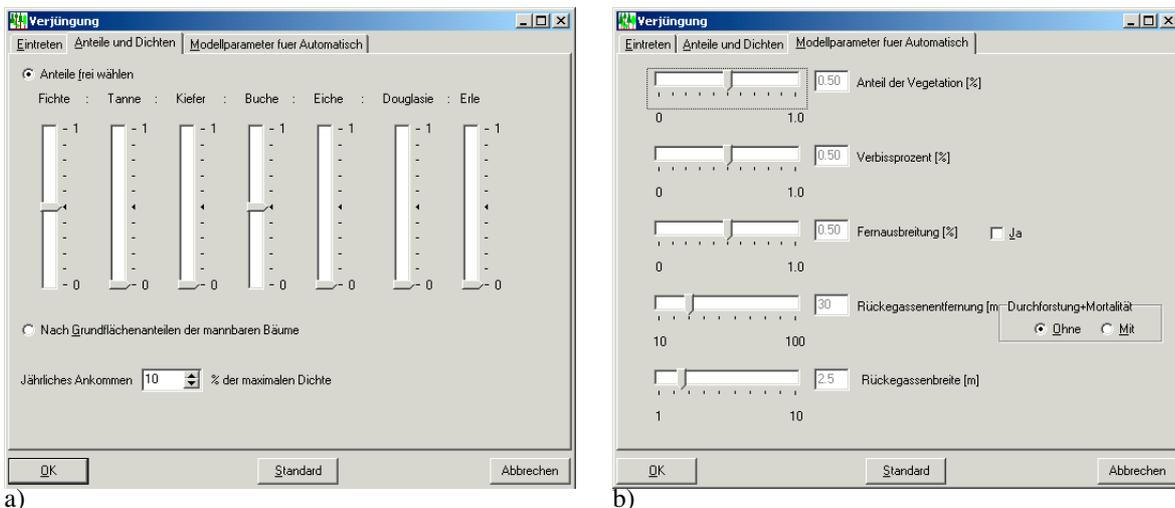


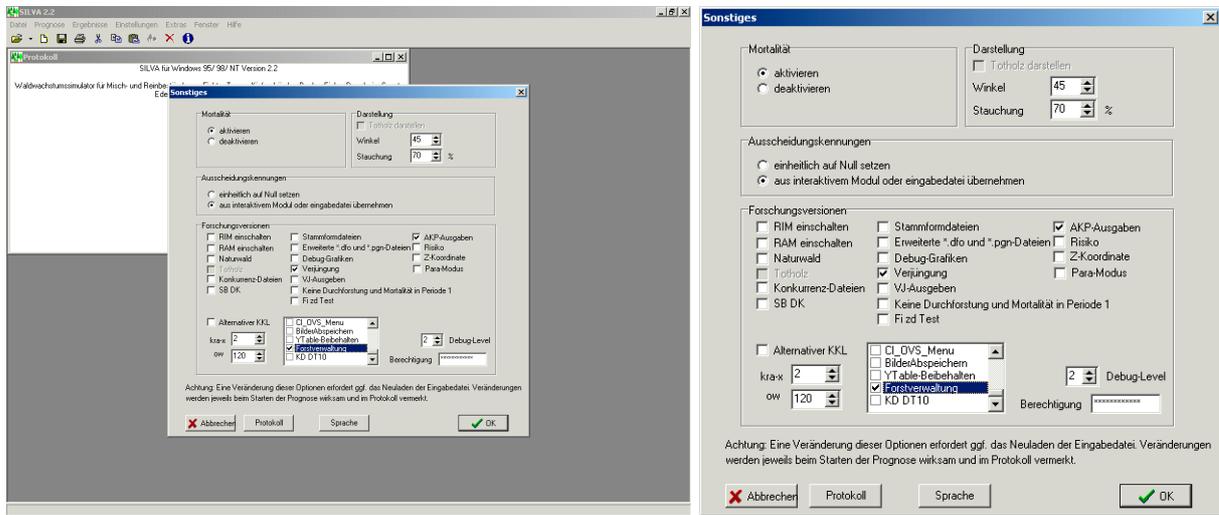
Abbildung 3 4a, b: Menüpunkte zur Programmsteuerung von SILVA, mit der sich Einstellungen zur Verjüngung treffen lassen: a) Untermenüpunkt Verjüngung mit der Registerkarte <Anteile und Dichten>; b) Untermenüpunkt Verjüngung mit der Registerkarte <Modellparameter fuer Automatisch>

3.2.2 Programmsteuerung des Generierungsmodells

Das folgende Anwendungsbeispiel zeigt, wie aus den Daten der permanenten Stichprobeninventur der Bayerischen Staatsforstverwaltung ein Startbestand für die Prognose mit dem Waldwachstumssimulator SILVA erzeugt wird. Mit diesem Beispiel wird die Vorgehensweise bei Generierung von Startwerten verdeutlicht, die einem Programmbeutzer als Anleitung dienen kann.

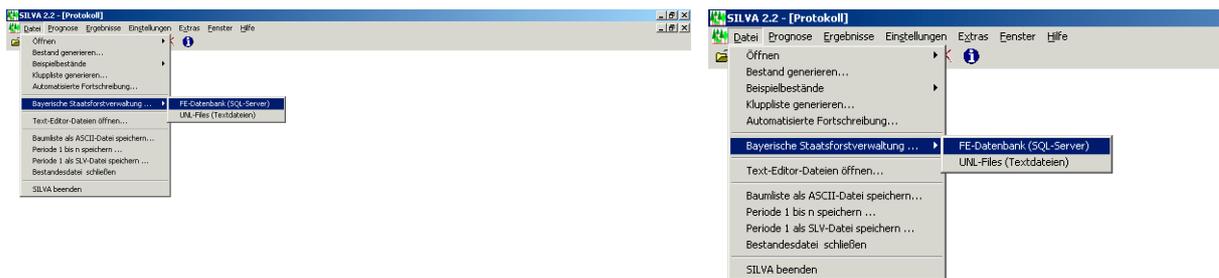
Wer die Rekonstruktion von Beständen inklusive Verjüngung auf Grundlage von Inven-

turdaten wünscht, muss nach dem Starten des Programms SILVA zunächst über das Menü <Einstellungen> und den Untermenüpunkt <Sonstiges> das Arbeiten mit Inventurdaten aktivieren (vgl. Abbildung 3 5a, b). Dies geschieht über den Button <Forstverwaltung> und einem Kennwort, welches über das Feld <Berechtigung> eingegeben wird.



a) b) Abbildung 3 5a, b: Menüpunkte zur Programmsteuerung von SILVA, mit der sich Einstellungen zur Rekonstruktion von Verjüngungsstrukturen aus Inventurdaten treffen lassen; aktivieren des Buttons <Forstverwaltung> über den Untermenüpunkt <Sonstiges>, was das Arbeiten mit Inventurdaten ermöglicht.

Dadurch wird der Untermenüpunkt <Bayerische Staatsforstverwaltung> im Menü <Datei> aktiviert, über den sich die nächsten Einstellungen treffen lassen. Zunächst muss der Programmbenutzer die Datenquelle (FE-Datenbank - SQL-Server) auswählen, in der sich die Inventurdaten befinden (Abbildung 3 6a, b). Ist diese bestimmt, öffnen sich automatisch weitere Menüfenster.



a) b) Abbildung 3 6a, b: Menüpunkte zur Programmsteuerung von SILVA, mit der sich Einstellungen zur Rekonstruktion von Verjüngungsstrukturen aus Inventurdaten treffen lassen; Untermenüpunkt <Bayerische Staatsforstverwaltung> zur Verbindungsherstellung mit der gewünschten Datenquelle <FE-Datenbank>

Abbildung 3–7 zeigt das sich automatisch öffnende Menüfenster <Vorselektion der Datenbankinformationen>. Entscheidendes Kriterium bei der Vorauswahl der Stichproben-

Modellanwendung

punkte ist die verwaltungsinterne Forstamtsnummer, in der sich der Inventurpunkt befindet, wie die Nummer 1067 für das nordbayerische Forstamt Weißenstadt. Ist die Nummer des Forstamtes in das Eingabefeld „FE-Nummer“ eingetragen, erfolgt der Anmeldedialog am Datenbankserver (Benutzername und Kennwort).

The screenshot shows a dialog box titled "Vorselektion der Datenbankinformationen". At the top, there is a text input field labeled "FE-Nummer (nach Tabelle FDFE)" containing the number "1067", which is circled in red. To the right of the input field is the text "(Eingabe zwingend erforderlich)". Below this, there is a radio button labeled "Keine weitere Vorauswahl" which is selected. Underneath, there is a section for "Vorauswahl nach Koordinaten (Probekreisnummern)" with a sub-label "(bestkey) koordinat". It contains a radio button labeled "aktivieren" and two empty list boxes with arrows between them. The bottom section is titled "Vorauswahl nach Baumarten(gruppen), Schichten bzw. Altersrahmen" and includes a radio button labeled "aktivieren". It features a table with columns for "Oberschicht", "Unterstand", "Vorausverjüngung", "Nachhiebsrest", "Überhälter", and "Altersrahmen von bis". The table has eight rows, each with a dropdown menu in the first column and checkboxes in the others. At the bottom center, there is a button labeled "Weiter ...".

Abbildung 3–7: Menüpunkte zur Programmsteuerung von SILVA, mit der sich Einstellungen zur Rekonstruktion von Verjüngungsstrukturen aus Inventurdaten treffen lassen. Dialogfeld zur Vorselektion der Stichprobeninventurpunkte auf Forstamts-Ebene; nach dem Eintragen der vierstelligen Forstamtsnummer (rot umrandet) und dem Bestätigen über den Button <Weiter> erfolgt die Anmeldung am Datenbankserver (Benutzername und Kennwort)

Nach erfolgreicher Anmeldung werden sämtliche Inventurdaten der letzten Forsteinrichtungsperiode vom Datenbankserver auf den lokalen Rechner übertragen. Ist dies geschehen, werden in einem neuen Dialogfeld <Probekreisinformationen (Quelle: ...)> aggregierte Informationen über die Punktkoordinaten und die Bestandestypen auf diesem Stichprobenpunkt wiedergegeben (vgl. Abbildung 3–8). Nebenstehend werden Probekreisinformationen zu den vertretenen Baumarten in den entsprechenden Höhengschichten und einige ertragskundliche Kenngrößen (Durchmesser des Grundflächenmittelstammes, Stammzahl, Grundfläche, Vorrat) dargestellt. An dieser Stelle kann der Programmbenutzer von sämtlichen Inventurpunkten eines Forstamtes diejenigen auswählen, den er mit dem Waldwachstumssimulator SILVA prognostizieren will. Hat sich der Programmbenutzer für einen Stichprobenpunkt entschieden, drückt er den Button <Übernahme in SILVA> und ein neues Dialogfeld öffnet sich.

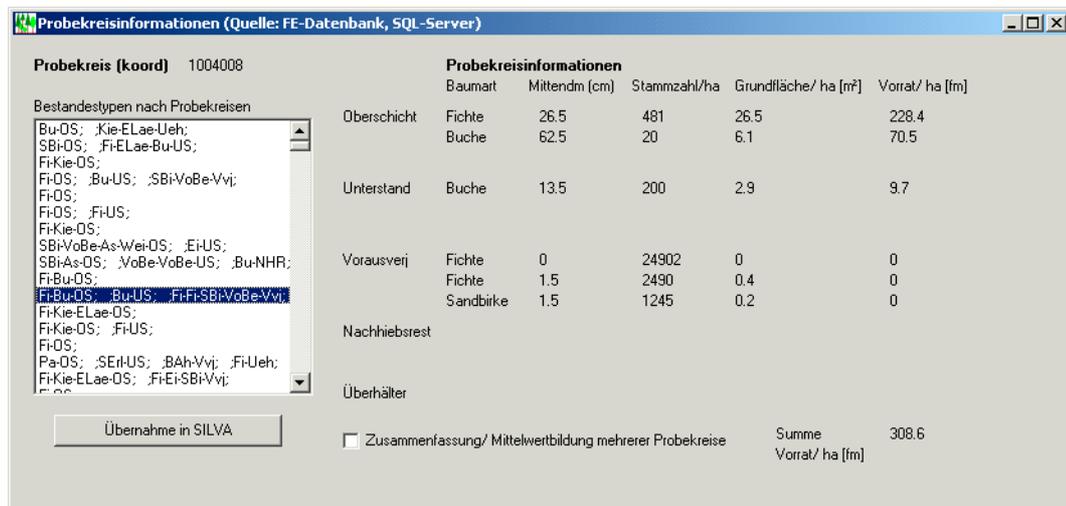


Abbildung 3–8: Menüpunkte zur Programmsteuerung von SILVA, mit der sich Einstellungen zur Rekonstruktion von Verjüngungsstrukturen aus Inventurdaten treffen lassen; Probekreisinformationen aller Inventurpunkte eines Forstamtes, anhand der die Auswahl der Stichprobenpunkte für die Prognose erfolgt

In dem sich öffnenden Dialogfeld <Bestand generieren> sind für alle auf dem Stichprobenpunkt ausgewiesenen Baumarten und Höenschichten die entsprechenden Werte übernommen (Abbildung 3–9). Sind die Werte korrekt übernommen und der Programmbenutzer möchte keine manuellen Veränderungen vornehmen, bestätigt er die Einstellungen mit dem Drücken auf den Button <Neu>. Standardmäßig wird eine Bestandesfläche von einem Hektar erzeugt, es sei denn, die maximale Anzahl der Bäume überschreitet den Wert von 10.000. Bei höheren Werten wird der Bestand auf einer kleineren Bestandesfläche generiert. Die Angabe der maximalen Baumanzahl bezieht sich ausschließlich auf die Werteangaben, deren Durchmesser des Grundflächenmittelstammes (dg) größer oder gleich fünf Zentimeter ist.

Alle Schichten, deren Durchmesser des Grundflächenmittelstammes (dg) größer oder gleich fünf Zentimeter ist, werden mit Generierungsroutinen von SILVA erzeugt. Die Informationen der Schichten, deren Durchmesser des Grundflächenmittelstammes (dg) kleiner als fünf Zentimeter ist, werden an das Generierungsmodell im Verjüngungsmodell übergeben und dort weiter verarbeitet (vgl. Abschnitt 2.7.1.2). Voraussetzung dafür ist das Vorhandensein von Bestandesschichten, deren Durchmesser des Grundflächenmittelstammes (dg) größer oder gleich fünf Zentimeter ist und die sich aus dem Vorhandensein solcher Schichten ergebende abgeschlossene Strukturgenerierung des Altbestandes. Nach dem vollständigen Durchlaufen aller Generierungsroutinen für alle zu erzeugenden Schichten wird der Generierungsalgorithmus mit der Visualisierung des Bestandesaufrisses beendet (Abbildung 3–9). Die Prognose oder Auswertung des Bestandes kann beginnen.

Bei Bedarf kann der gesamte Generierungsalgorithmus erneut durchlaufen werden. Daneben besteht die Möglichkeit, durch Aufrufen der Menüpunkte <Prognose><Struktur> und dem sich öffnenden Dialogfeld <Strukturgenerator> mit den ausgewählten Probekreisinformationen

Modellanwendung

(Abbildung 3–9) andere Bestandsstrukturen zu erzeugen. Nachdem die erneute Strukturgenerierung die Altbestandsstruktur verändert hat, wird nachfolgend ebenfalls eine erneute Strukturgenerierung der Verjüngung mit dem Teilmodell Generierung durchgeführt.

| | Baumart | dg (cm) | dmin | dmax | hg (m) | Alter | N/ha | G [m ² /ha] |
|---|-------------|---------|------|------|--------|-------|-------|------------------------|
| 1 | Fichte | 26.5 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0 | 481 | 26.50 |
| 2 | Buche | 62.5 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0 | 20 | 6.10 |
| 3 | Buche | 13.5 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0 | 200 | 2.90 |
| 4 | Fichte | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0 | 24902 | 0.00 |
| 5 | Fichte | 1.5 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0 | 2490 | 0.40 |
| 6 | Sonst. Laub | 1.5 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0 | 1245 | 0.20 |
| 7 | ... | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0 | 0 | 0.00 |
| 8 | ... | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0 | 0 | 0.00 |
| 9 | ... | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0 | 0 | 0.00 |

Fakultative Eingaben für neu zu generierende Bestände

x-Seite m y-Seite m Bestandesname

Abbildung 3–9: Menüpunkte zur Programmsteuerung von SILVA, mit denen sich Einstellungen zur Rekonstruktion von Verjüngungsstrukturen aus Inventurdaten treffen lassen; Dialogfeld zur Bestandesstrukturgenerierung, alle Stichprobeninformationen, bei denen der Durchmesser des Grundflächenmittelstammes (dg) kleiner als 5.0 cm ist, werden mit den Programmroutinen des Teilmodells Generierung verarbeitet.

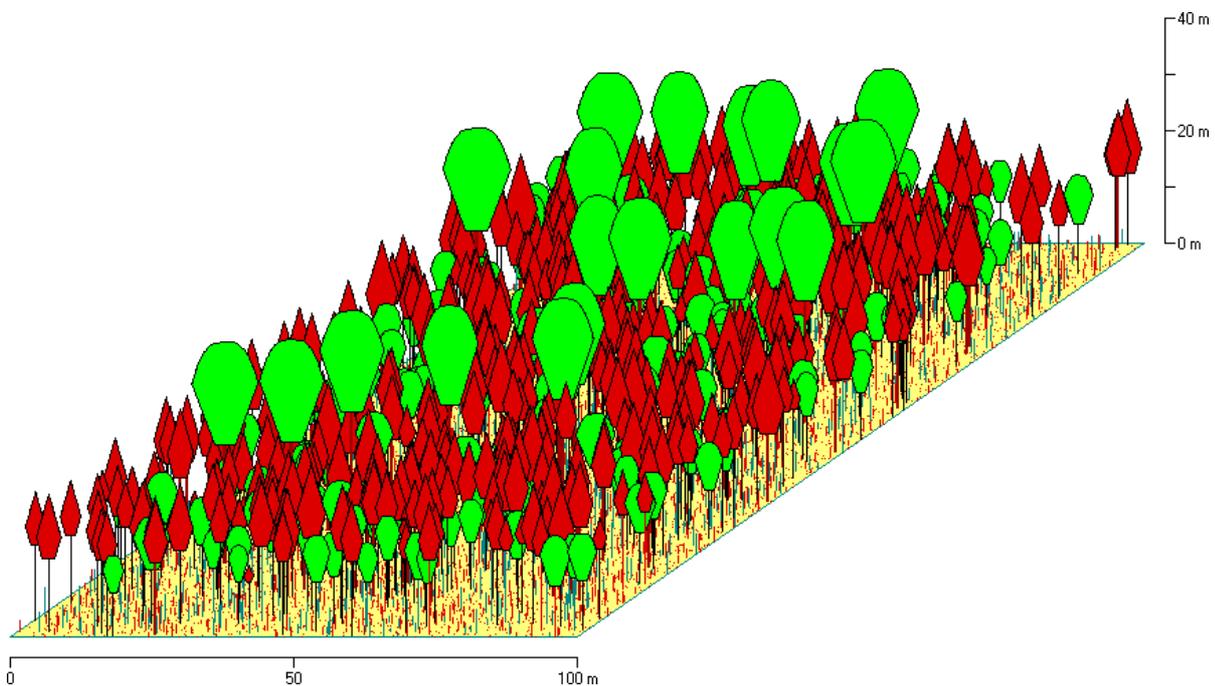


Abbildung 3–10: Aus den Stichprobeninformationen (vgl. Abbildung 3–9) generierter Bestand; die Bäume des Altbestandes sind mit Baumkronen und Baumstämmen visualisiert und die Verjüngung durch farbige, höhenproportionale Striche; ■=Buche; ■=Fichte; ■=Sonstiges Weichlaubholz; Flächengröße=1.0 Hektar

3.3 Anwendungsbeispiel und Probeläufe

Seitens der forstlichen Praxis wird die Entwicklung von Wachstumssimulatoren als flexibles, waldwachstumskundliches Instrumentarium gefordert (BÖCKMANN, 2004; EDER, 1997, RADIKE, 2004; TEUFFEL, 1998). Die Modellanwendung im forstlichen Kontext zielt auf die Nachbildung unterschiedlicher waldbaulicher Verfahren, die einerseits den Handlungsspielraum erweitern und andererseits die Optimierung unterschiedlicher Waldbehandlungsalternativen erlaubt (KLINS, 2004; MOSANDL und FELBERMEIER, 2004).

Die primäre Frage jeder Simulation – so auch jeder Simulation des Waldwachstums – ist nicht allein die Frage nach der Genauigkeit jeder einzelnen Modellfunktion oder jeden Teilmodells sondern auch deren gemeinschaftliche Wirkungsweise in einem Simulator (DVFFA, 2000, FLEISCH et al., 1997; FRAIKIN et al., 2004; HASENAUER, 1994; LAW und KELTON 2000; LAW und MCCOMAS, 1989, 1990; MARYANSKI, 1980; MCHANEY, 1991; PRETZSCH, 2001; PRETZSCH et al., 2002c). Die Qualität der Simulation hängt von den einzelnen Teilmodellen und Modellfunktionen ab und ist nur so gut wie das schwächste Glied in der Kette, da bereits eine einzige fehlerhafte Modellfunktion in einem einzelnen Teilmodell zu unplausiblen Simulationsergebnissen führen kann.

Im Folgenden soll das Verhalten des Verjüngungsmodells im Zusammenspiel mit den Modellkomponenten des Waldwachstumssimulators SILVA beleuchtet werden. Anhand von Anwendungsbeispielen und Probeläufen ist eine vergleichende Prüfung des Simulators auf biologisch plausibles Modellverhalten möglich, bei der Programmierfehler oder Interaktionsfehler der Teilmodelle aufgedeckt werden können. Zahlreiche vergleichende Simulationen wurden bereits im Zuge und nach Abschluss der Modellentwicklung und -implementierung durchgeführt. Die im Folgenden dargestellten Probeläufe sind ein unrepräsentativer Ausschnitt, mit dem Zweck, das vorhersagetreue Prognoseverhalten des Verjüngungsmodells zu verdeutlichen und den Anwendungsbereich des Waldwachstumssimulators SILVA aufzuzeigen.

3.3.1 Anwendungsbeispiel des Generierungsmodells

Um die Funktionsweise des Generierungsmodells zu erläutern, werden Modellsimulationen auf Basis eines vollaufgenommenen Bestandes durchgeführt. Als Beispiel werden die Versuchsfächendaten der langfristig beobachteten und vollaufgenommenen Plenterwald-Versuchsparzelle Freyung 129-3 verwendet (vgl. Abbildung 3 11a, b, Abschnitt 3.3.6 und Anhang, Abschnitt 8.1.3.3.2).

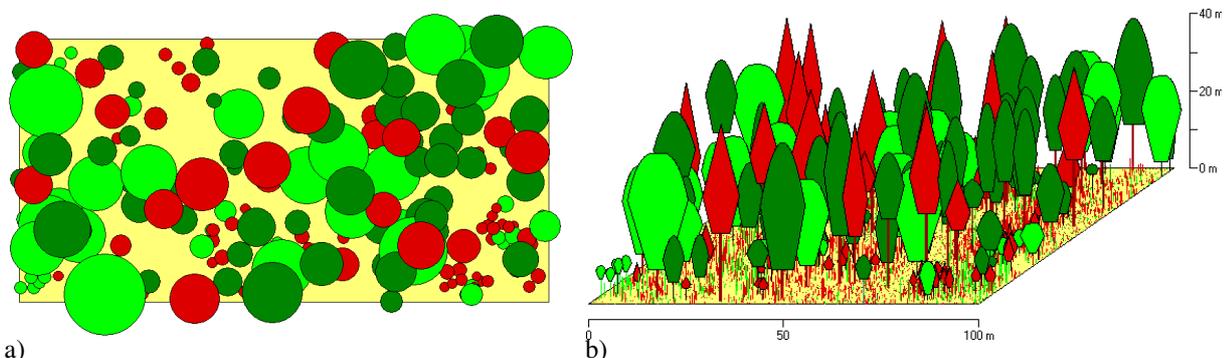


Abbildung 3 11a, b: a) Kronenkarte und b) Bestandesaufriss der Plenterwald-Versuchsparzelle Freyung 129-3 nach der Durchforstung im Jahr 2000; die Verjüngungspflanzen sind durch farbige, höhenproportionale Striche dargestellt, deren Farbe der Farbkodierung der Altbestandsbäume und deren Menge der logarithmischen Anzahl der Verjüngungspflanzen entspricht. Flächengröße = 0.5 ha;
 ■=Buche; ■=Fichte; ■=Tanne; ■=Hintergrundfarbe der Bestandesfläche

3.3.1.1 Generierung von Höhen aus der Höhenverteilung

Als Eingangsgrößen in der Modellanwendung werden die bestandesweisen Größen Mittelhöhe und Anzahl der Verjüngungspflanzen pro Hektar verwendet. Aus diesen werden die Funktionsparameter der Höhenverteilung geschätzt und die Höhe jeder einzelnen Verjüngungspflanze bestimmt, indem für jede einzelne Verjüngungspflanze eine uniform verteilte Zufallszahl Z_U gezogen wird. Anhand dieser ermittelten Höhe erfolgt die Zuordnung zu einer Höhengschicht. Dies geschieht für jede zur erzeugende Verjüngungspflanze, deren Menge durch die Anzahl der Verjüngungspflanzen pro Hektar bestimmt ist.

Tabelle 3–2 gibt für die Fichten, Tannen und Buchen-Verjüngungspflanzen auf der Plenterwald-Versuchsparzelle Freyung 129-3 des Aufnahmejahres 1999/2000 die Mittelwerte von 100 Simulationsläufen wieder, bei denen Höhenverteilungen mit Hilfe von Zufallszahlen erzeugt wurden. Die größten Abweichung sind bei allen drei Baumarten in der untersten Höhengschicht zu verzeichnen und gehen in den darüber liegenden Höhengschichten deutlich zurück. Sie liegen in der untersten Höhengschicht bei den Baumarten Fichte, Tanne und Buche bei 7, 5 und 10 Prozent. Diese anhand von numerischen Werten verdeutlichte Abweichung kommt in Abbildung 3–12a, b, c zum Ausdruck: neben den beobachteten Werten sind die Mittelwerte von 100 Simulationsläufen als Säulen dargestellt.

Tabelle 3–2: Beobachtete (linke Seite) und in 100 Simulationsläufen geschätzte (rechte Seite) mittlere Höhenverteilung und deren Differenz für die Baumarten Fichte, Tanne und Buche der Versuchsparzelle Freyung 129-3 des Aufnahmejahres 1999/2000; Eingangsgrößen für die Höhengschätzung jeder einzelnen Verjüngungspflanze ist für die Baumarten Fichte, Tanne und Buche die arithmetische Mittelhöhe von 0.53, 0.28 und 0.95 Metern und eine Anzahl von Verjüngungspflanzen von 18.849 Fichten, 1.803 Tannen und 5.966 Buchen auf der Bestandesfläche, die der Anzahl von Ziehungen uniform verteilter Zufallszahlen entspricht. Flächengröße = 0.5 ha; in der rechten Spalte sind die Abweichung zwischen beobachteten und prognostizierten Werten in Prozentpunkten dargestellt. Nicht besetzte Höhengschichten sind nicht dargestellt.

| Baumart | Höhen- schicht j | Mittelhöhe der Schicht j | Beobachtung | | Prognose (100 Simulationen) | | |
|---------|---------------------|-----------------------------|-----------------------|------------------------|------------------------------------|------------------------|-----------------------|
| | | | nvj/Schicht (abs.) | nvj/Schicht (proz.) | nvj/Schicht (abs ±Standardabw.) | nvj/Schicht (proz.) | Abweichung (proz.) |
| Fichte | 1 | 0.25 | 14237 | 0.7553 | 15560.0 (±55.3) | 0.8254 | 0.0701 |
| | 2 | 0.75 | 2348 | 0.1246 | 2638.6 (±48.7) | 0.1400 | 0.0154 |
| | 3 | 1.25 | 787 | 0.0418 | 515.6 (±23.0) | 0.0273 | -0.0144 |
| | 4 | 1.75 | 557 | 0.0296 | 105.6 (±9.6) | 0.0056 | -0.0240 |
| | 5 | 2.25 | 344 | 0.0183 | 23.2 (±4.7) | 0.0003 | -0.0170 |
| | 6 | 2.75 | 215 | 0.0114 | 4.9 (±2.3) | 0.0001 | -0.0111 |
| | 7 | 3.25 | 126 | 0.0067 | 1.5 (±0.8) | 0.0001 | -0.0066 |
| | 8 | 3.75 | 105 | 0.0056 | 1.1 (±0.3) | 0.0001 | -0.0055 |
| | 9 | 4.25 | 64 | 0.0034 | 1.0 (3) | 0.0001 | -0.0033 |
| | 10 | 4.75 | 25 | 0.0013 | - - | - | -0.0013 |
| | 11 | 5.25 | 19 | 0.0010 | - - | - | -0.0010 |
| | 12 | 5.75 | 12 | 0.0006 | - - | - | -0.0006 |
| | 13 | 6.25 | 10 | 0.0005 | - - | - | -0.0005 |
| Tanne | 1 | 0.25 | 1712 | 0.9495 | 1800.4 (±1.8) | 0.9979 | 0.0483 |
| | 2 | 0.75 | 86 | 0.0477 | 2.9 (±1.6) | 0.0016 | -0.0461 |
| | 3 | 1.25 | 4 | 0.0022 | 1.0 (-) | 0.0006 | -0.0017 |
| | 4 | 1.75 | - | 0.0000 | - - | - | 0.0000 |
| | 5 | 2.25 | - | 0.0000 | - - | - | 0.0000 |
| | 6 | 2.75 | - | 0.0000 | - - | - | 0.0000 |
| | 7 | 3.25 | - | 0.0000 | - - | - | 0.0006 |
| | 8 | 3.75 | - | 0.0000 | - - | - | 0.0000 |
| | 9 | 4.25 | 1 | 0.0006 | - - | - | -0.0006 |
| Buche | 1 | 0.25 | 1783 | 0.5977 | 1477.2 (±29.3) | 0.4952 | -0.1025 |
| | 2 | 0.75 | 461 | 0.1545 | 671.7 (±17.2) | 0.2251 | 0.0706 |
| | 3 | 1.25 | 196 | 0.0657 | 359.0 (±17.2) | 0.1203 | 0.0546 |
| | 4 | 1.75 | 123 | 0.0412 | 200.2 (±15.0) | 0.0671 | 0.0259 |
| | 5 | 2.25 | 82 | 0.0275 | 112.8 (±9.3) | 0.0378 | 0.0103 |
| | 6 | 2.75 | 69 | 0.0231 | 66.2 (±6.9) | 0.0222 | -0.0009 |
| | 7 | 3.25 | 55 | 0.0184 | 38.9 (±6.1) | 0.0130 | -0.0054 |
| | 8 | 3.75 | 43 | 0.0144 | 22.5 (±4.2) | 0.0075 | -0.0069 |
| | 9 | 4.25 | 47 | 0.0158 | 13.5 (±4.4) | 0.0045 | -0.0113 |
| | 10 | 4.75 | 34 | 0.0114 | 8.2 (±2.7) | 0.0027 | -0.0087 |
| | 11 | 5.25 | 46 | 0.0154 | 5.1 (±2.1) | 0.0017 | -0.0137 |
| | 12 | 5.75 | 19 | 0.0064 | 3.1 (±1.5) | 0.0010 | -0.0054 |
| | 13 | 6.25 | 15 | 0.0050 | 2.4 (±1.4) | 0.0008 | -0.0042 |
| | 14 | 6.75 | 10 | 0.0034 | 1.5 (±0.6) | 0.0005 | -0.0029 |
| | 15 | >7.00 | - | - | 1.4 (±0.7) | 0.0005 | 0.0005 |

In Abbildung 3–12a, b, c ist die beobachtete und geschätzte Anzahl von Verjüngungspflanzen pro Höhengschicht für die Baumarten Fichte, Tanne und Buche auf der Plenterwald-Versuchsparzelle Freyung 129-3 des Aufnahmejahres 1999/2000 wiedergegeben. Unterschiede zwischen beobachteter und anhand von 100 Simulationsläufen geschätzter mittlerer Häufigkeitsverteilung bestehen hauptsächlich im Höhenbereich von Null bis einem Meter. Die

Modellanwendung

geschätzten Verteilungen (linke Säulen) sind mit dunkleren Farben dargestellt. Lediglich für die Baumart Buche ist die Spannweite der geschätzten Höhenverteilung so breit, dass eine Darstellung der Minimal- und Maximalwerte (Fehlerbalken: T bzw. L) möglich ist.

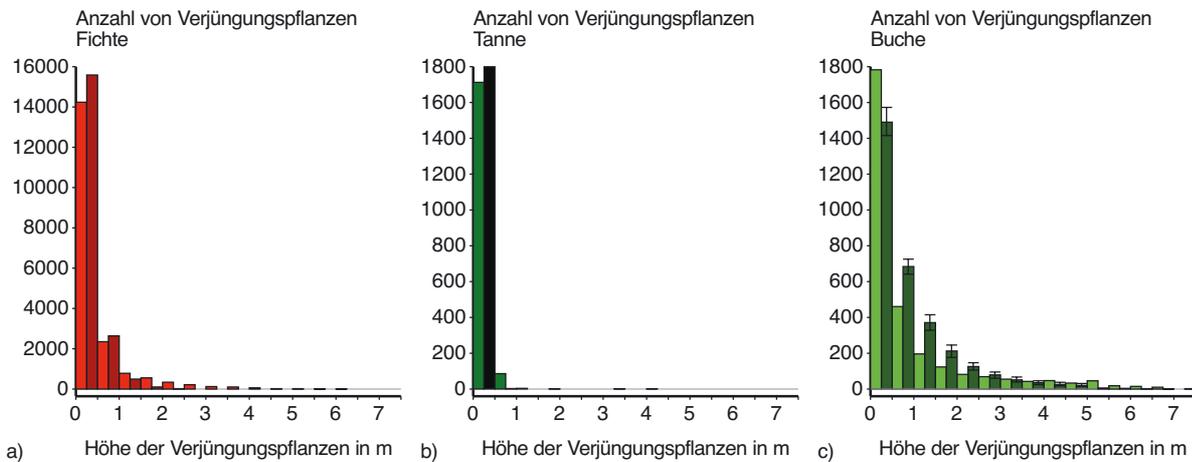


Abbildung 3–12a, b, c: Beobachtete (helle Farben) und geschätzte (dunkle Farben) Anzahl von Verjüngungspflanzen pro Höhengschicht für die Baumarten a) Fichte, b) Tanne und c) Buche der Versuchsparzelle Freyung 129-3 des Aufnahmejahres 1999/2000; die bestandesweise Eingangsgrößen für die Schätzung sind für die Baumarten Fichte, Tanne und Buche die arithmetische Mittelhöhen von 0.53, 0.28 und 0.95 Metern und eine Anzahl von Verjüngungspflanzen von 18.849 Fichten, 1.803 Tannen und 5.966 Buchen auf der Bestandesfläche, die der Anzahl von Ziehungen uniform verteilter Zufallszahlen entspricht. Flächengröße = 0.5 Hektar; Hilfslinie bei einer Anzahl von Null Verjüngungspflanzen, die Fehlerbalken bei der Buche entsprechen den Minimal- und Maximalwerten, die in 100 Simulationsläufen erzielt wurden. Bei den Baumarten Fichte und Tanne liegen die Minimal- und Maximalwerte so nahe beieinander, dass keine Darstellung erfolgen kann.

3.3.1.2 Zufällige Verteilung

Durch Simulationsläufe (vgl. Tabelle 3–3) kann die Funktionsweise von Gleichung 2–85 anhand der erzeugten Verteilungsmuster analysiert und überprüft werden. Die mit Gleichung 2–85 generierte räumliche Verteilung entspricht von ihrer Struktur und Heterogenität einer echten Zufalls- oder POISSON-Verteilung (POISSON, 1837; SOPER, 1914). Angezeigt wird dies durch den Dispersionskoeffizienten von COX (1971). Der Dispersionskoeffizient von COX (1971), der ebenfalls unter dem Varianz-Mittel-Index von CLAPHAM (1936) bekannt ist (PRETZSCH, 2002; UPTON und FINGELTON, 1990).

Die Parzelle 3 der Plenterwald-Versuchsfläche Freyung 129 besteht aus 800 Verjüngungsquadraten k , auf denen eine Anzahl nv_j von Verjüngungspflanzen etabliert werden muss. Danach liegt die Wahrscheinlichkeit, dass ein Verjüngungsquadrat eine Verjüngungspflanze zugeordnet bekommt bei $(1/k) \cdot (nv_j/k)$.

3.3.1.3 Konkurrenzfilter Altbestand

In die Berechnung des Konkurrenzfilters Altbestand gehen alle Bäume ein, die im Waldwachstumssimulator SILVA als Altbestandsbäume definiert sind, d.h alle Bäume deren Baumhöhe größer als sieben Meter ist, und die in Abbildung 3 11a,b als Bäume mit Kronen-

durchmesser und Baumkrone versehen sind. Abbildung 3–13 zeigt die räumliche Konkurrenzverteilung für die Plenterwald-Versuchsparzelle Freyung 129-3 nach der Durchforstung zum im Jahr 2000. Der Wertebereich des Konkurrenzindex CI_{ovs} liegt zwischen 0.0 und 0.9. Das arithmetische Mittel der Konkurrenzindexwerte ist 0.21 (± 0.13). Werte über 0.5 werden nur in mehrfach überschirmten Bereichen der Bestandesfläche überschritten (vgl. Abbildung 3 11a, b).

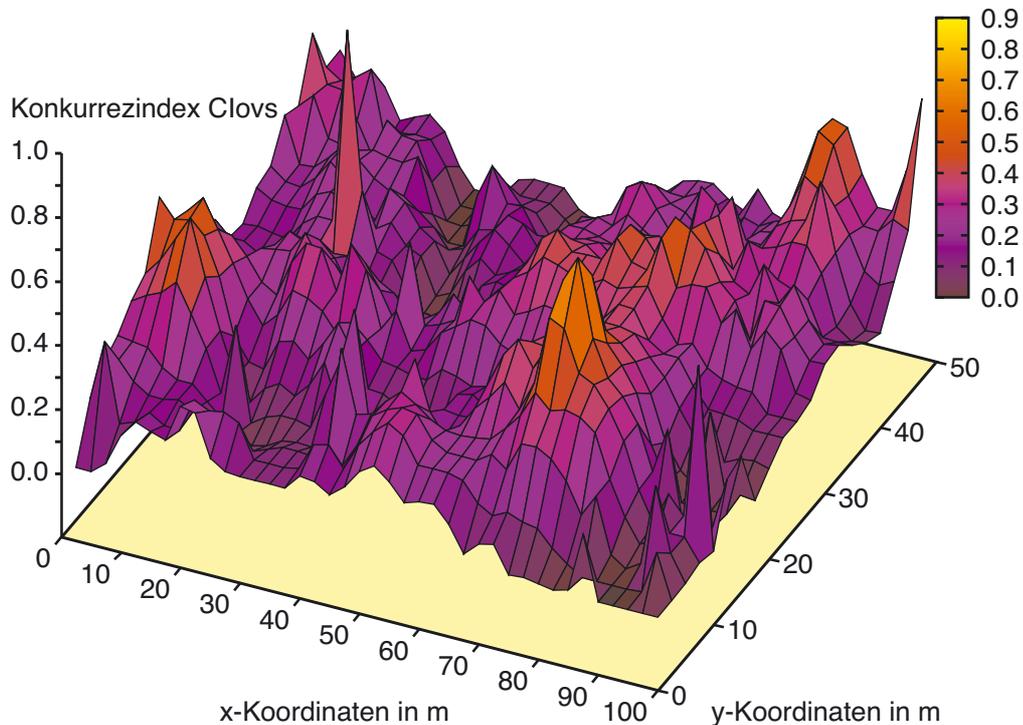


Abbildung 3–13: Konkurrenzfilter Altbestand der Plenterwald-Versuchsparzelle Freyung 129-3 nach der Durchforstung im Jahr 2000; die Anzahl von Verjüngungsquadraten beträgt 800; dargestellt sind die Konkurrenzindexwerte $CI_{ovs,k}$ nach Gleichung 2–14; Flächengröße=0.5 ha

3.3.1.4 Ausbreitungsfiler Altbestand

In die Berechnung des Ausbreitungsfilters Altbestand gehen alle Bäume ein, die vom Ausbreitungsmodell des Waldwachstumssimulators SILVA als fertile Altbestandsbäume eingestuft werden (vgl. Abschnitt 2.4.2). Die Abbildungen 3–14, 3–15 und 3–16 zeigen für die Baumarten Fichte, Tanne und Buche die relative Anzahl der Samenmenge nach Gleichung 2–88. Durch die unterschiedliche räumliche Baumartenverteilung der fertilen Altbestandsbäume auf der Plenterwald-Versuchsparzelle Freyung 129-3, ergeben sich für die betrachteten Baumarten unterschiedliche relative Samenmengen für jedes Verjüngungsquadrat.

Anhand der drei Abbildungen (3–14, 3–15 und 3–16) wird deutlich, dass die Baumarten in verschiedenen Bereichen der Bestandesfläche ihre größten Samenmengen verzeichnen. Während bei den Baumarten Fichte und Tanne die größten Samenmengen in einem Umkreis von 20 Metern um die Bestandespunkte 30;30 bzw. 70;40 registriert werden, sind bei der Baumart Buche größere Samenmengen in zwei Bestandesbereichen erkennbar. Sie liegen in einem

Modellanwendung

Umkreis von 20 Metern um die Bestandespunkte 10;35 und 60;35 liegen. Bei den Baumarten Fichte und Tanne fällt auf jedes Verjüngungsquadrat Samen, dessen relative Menge mindestens 20 bzw. 10 Prozent der maximalen Samenmenge beträgt. Bei der Baumart Buche gibt es Bestandesbereiche, auf die kein Samen fällt.

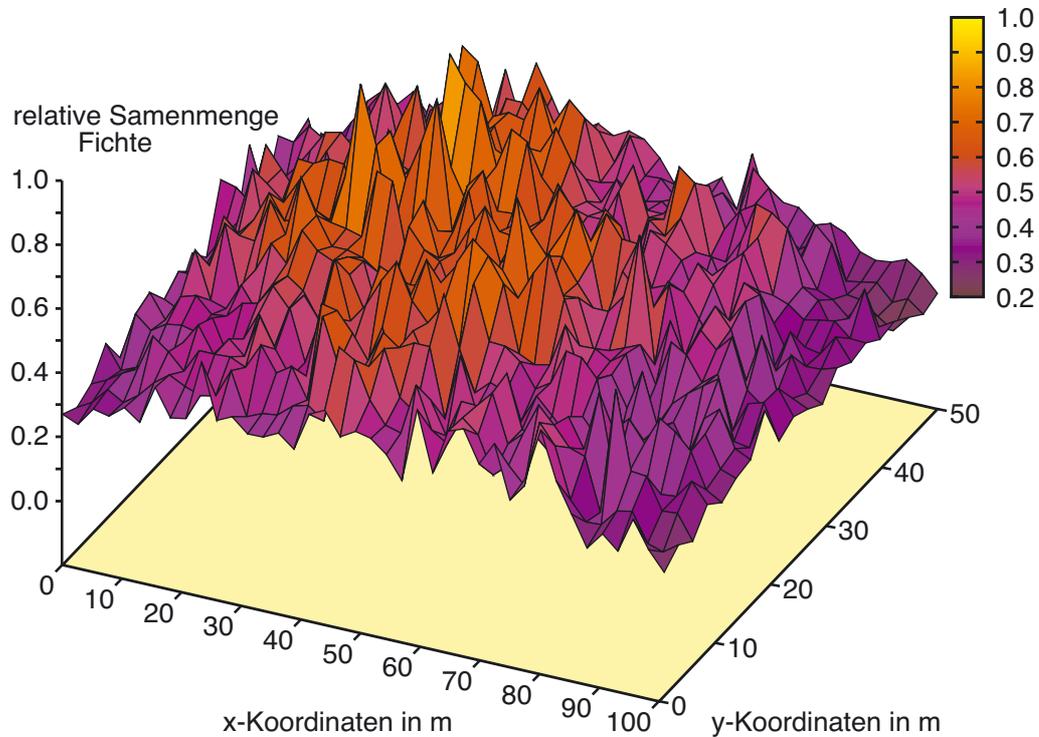


Abbildung 3–14: Ausbreitungsfiler Altbestand der Plenterwald-Versuchsparzelle Freyung 129-3 nach der Durchforstung im Jahr 2000 für die Baumart Fichte; Grundlage ist die Berechnung der relativen Samenmenge S für alle fertilen Fichten-Altbestandsbäume nach Gleichung 2–88. Flächengröße=0.5 ha

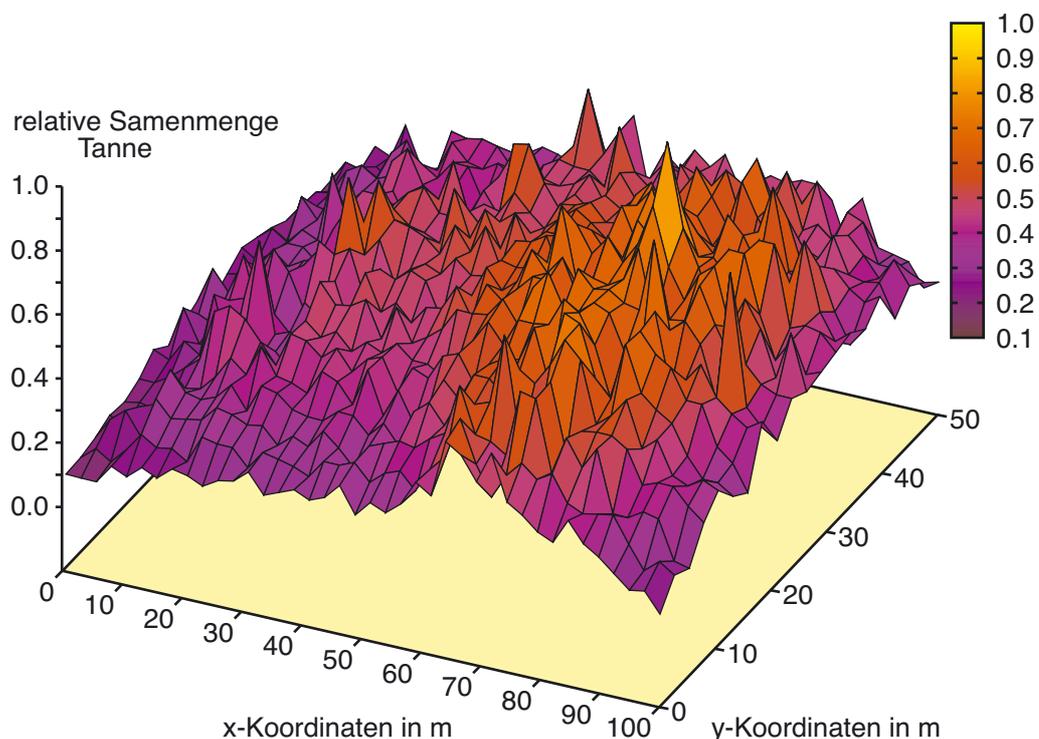


Abbildung 3–15: Ausbreitungsfiler Altbestand der Plenterwald-Versuchsparzelle Freyung 129-3 nach der Durchforstung im Jahr 2000 für die Baumart Tanne; Grundlage ist die Berechnung der relativen Samenmenge S für alle fertilen Tannen-Altbestandsbäume nach Gleichung 2–88. Flächengröße=0.5 ha

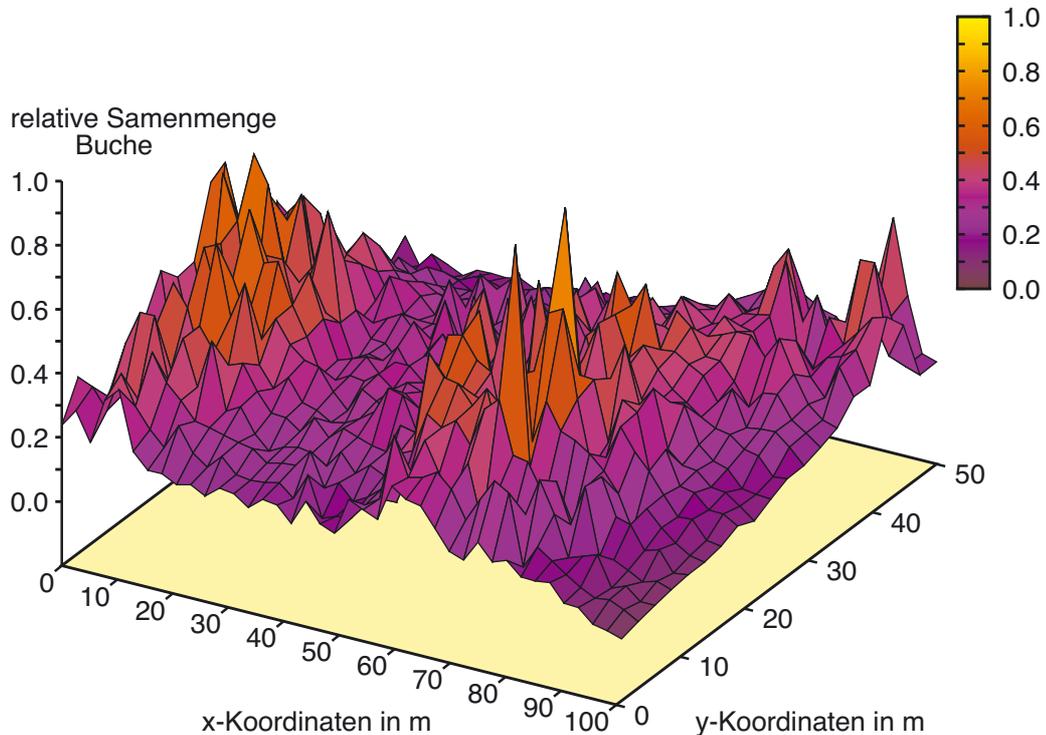


Abbildung 3–16: Ausbreitungsfiler Altbestand der Plenterwald-Versuchsparzelle Freyung 129-3 nach der Durchforstung im Jahr 2000 für die Baumart Buche; Grundlage ist die Berechnung der relativen Samenmenge S für alle fertilen Buchen-Altbestandsbäume nach Gleichung 2–88. Flächengröße=0.5 ha

3.3.1.5 Zusammenfassendes Ergebnis der räumlichen Verteilung

Im Folgenden wird die auf der Plenterwald-Versuchsparzelle Freyung 129-3 im Jahr 1999/2000 beobachtete Verjüngungssituation mit der rekonstruierten Verjüngungssituation verglichen. Tabelle 3–3 zeigt für die Baumarten Fichte, Tanne und Buche die Dispersionsindexwerte nach COX (1971) und den Variationskoeffizienten der Anzahl von Verjüngungspflanzen pro Verjüngungsquadrat. Die Werte für die beobachtete Verjüngungssituation (reale Verteilung in Tabelle 3–3) deuten bei allen Baumarten auf eine starke Klumpung der Verjüngung hin.

Zur Überprüfung und Erläuterung der Funktionsweise des Generierungsmodells wurden 100 Simulationsläufe durchgeführt. Das Ergebnis ist in Tabelle 3–3 zusammengefasst und in Abbildung 3–17a, b, c, d dargestellt. Ausgehend von den beobachteten Werten auf der Versuchsparzelle, werden fünf verschiedene Varianten und Filterkombinationen zur Überprüfung der räumlichen Position der Verjüngungspflanzen getestet:

- a) eine zufällige Verteilung
- b) eine konkurrenzabhängige Verteilung
- c) die Kombination von konkurrenzabhängiger und ausbreitungsabhängiger Verteilung,
- d) die Kombination von konkurrenzabhängiger und ausbreitungsabhängiger Verteilung, bei der die Werte des Ausbreitungsfilters quadriert werden
- e) die Kombination von konkurrenzabhängiger und ausbreitungsabhängiger Verteilung, bei der die Werte des Ausbreitungsfilters um den Faktor vier potenziert werden

Modellanwendung

Abbildung 3–17a, b, c, d zeigt die beobachtete und mit Hilfe der Filterkombination b) geschätzte Bestandessituation der Plenterwald-Versuchsparzelle Freyung 129-3. Eingangsgrößen für die Rekonstruktion der Verjüngung sind die ertragskundlichen Kennwerte Mittelhöhe und Anzahl von Verjüngungspflanzen im Jahr 1999/2000.

Im Vergleich zu einer zufälligen Verteilung der Verjüngungspflanzen auf der Bestandesfläche (Variante a), kommt durch Hinzunahme der Filter die rekonstruierte Verteilung der beobachteten Verteilung in Bezug auf die Klumpung von Verjüngungspflanzen nahe. Das bedeutet, dass das Generierungsmodell im Stande ist, geklumpfte Verteilungen von Verjüngungspflanzen aus bestandesweisen Größen zu erzeugen. Andererseits erhöht sich durch Hinzunahme und Verstärkung der Filter die Anzahl von Versuchen, die benötigt werden, bis alle Verjüngungspflanzen auf der Bestandesfläche verteilt sind (vgl. Tabelle 3–3 und Abbildung 3–17a, b, c, d).

Die Quadrierung bzw. Potenzierung um den Faktor vier der zwischen Null und Eins normierten relativen Samenmenge hat zur Folge, dass sich die Verteilung der Verjüngungspflanzen auf diejenigen Verjüngungsquadrate konzentriert, die höhere Werte für die relative Samenmenge aufweisen. In der Modellanwendung wird die Filterkombination c) verwendet.

Tabelle 3–3: Ergebnis von 100 Simulationsläufen mit dem Generierungsmodell für die Buchen, Fichten- und Tannen-Verjüngungspflanzen der Plenterwald-Versuchsparzelle Freyung 129-3 im Jahr 1999/2000; Anzahl von Verjüngungsquadraten $Q_k=800$; Erläuterung der Variablen: Filter=Filterkombination; nv_j =Anzahl von Verjüngungspflanzen entsprechend der beobachteten Anzahl von Verjüngungspflanzen auf der Bestandesfläche (0.5 ha); $Vark$ =Variationskoeffizient, bezogen auf die Anzahl von Verjüngungspflanzen pro Verjüngungsquadrat; Cox =Dispersionsindex nach COX (1971); $Versuche$ =Anzahl von benötigten Versuchen, bis alle Verjüngungspflanzen auf der Bestandesfläche verteilt sind; in Klammern ist die Streubreite der Werte in Form der einfachen Standardabweichung dargestellt.

| Filter | | Vark | Cox | Versuche | |
|-----------------------|---|----------------------|-----------------------|----------|----------------|
| Fichte; $nv_j=18.849$ | | | | | |
| | Reale Verteilung | 1.515 | 54.113 | - | - |
| a | Zufällige V. | 0.207 (± 0.01) | 1.009 (± 0.05) | 18.849 | (± 0) |
| b | Zufällige+Konkurrenzabhängige V. | 0.264 (± 0.01) | 1.641 (± 0.08) | 24.156 | (± 6) |
| c | Z.+Konkurrenzabh. V.+Ausbreitungsabh. V. | 0.381 (± 0.01) | 3.429 (± 0.12) | 48.655 | (± 277) |
| d | Z.+Konkurrenzabh. V.+(Ausbreitungsabh. V.) ² | 0.612 (± 0.01) | 8.852 (± 0.29) | 91.769 | (± 671) |
| e | Z.+Konkurrenzabh. V.+(Ausbreitungsabh. V.) ⁴ | 1.259 (± 0.02) | 37.391 (± 1.08) | 273.333 | (± 2102) |
| Tanne; $nv_j=1.803$ | | | | | |
| | Reale Verteilung | 1.517 | 5.184 | - | - |
| a | Zufällige V. | 0.668 (± 0.02) | 1.008 (± 0.05) | 1.803 | (± 0) |
| b | Zufällige+Konkurrenzabhängige V. | 0.683 (± 0.02) | 1.052 (± 0.05) | 2.309 | (± 25) |
| c | Z.+Konkurrenzabh. V.+Ausbreitungsabh. V. | 0.726 (± 0.02) | 1.188 (± 0.06) | 5.211 | (± 100) |
| d | Z.+Konkurrenzabh. V.+(Ausbreitungsabh. V.) ² | 0.850 (± 0.02) | 1.630 (± 0.08) | 10.824 | (± 225) |
| e | Z.+Konkurrenzabh. V.+(Ausbreitungsabh. V.) ⁴ | 1.287 (± 0.04) | 3.742 (± 0.23) | 38.577 | (± 841) |
| Buche; $nv_j=2.983$ | | | | | |
| | Reale Verteilung | 1.335 | 6.649 | - | - |
| a | Zufällige V. | 0.519 (± 0.01) | 1.005 (± 0.04) | 2.983 | (± 0) |
| b | Zufällige+Konkurrenzabhängige V. | 0.544 (± 0.01) | 1.105 (± 0.05) | 3.828 | (± 34) |
| c | Z.+Konkurrenzabh. V.+Ausbreitungsabh. V. | 0.648 (± 0.02) | 1.568 (± 0.07) | 12.343 | (± 214) |
| d | Z.+Konkurrenzabh. V.+(Ausbreitungsabh. V.) ² | 0.988 (± 0.03) | 3.646 (± 0.22) | 34.020 | (± 572) |
| e | Z.+Konkurrenzabh. V.+(Ausbreitungsabh. V.) ⁴ | 2.491 (± 0.07) | 23.187 (± 1.28) | 165.804 | (± 3286) |

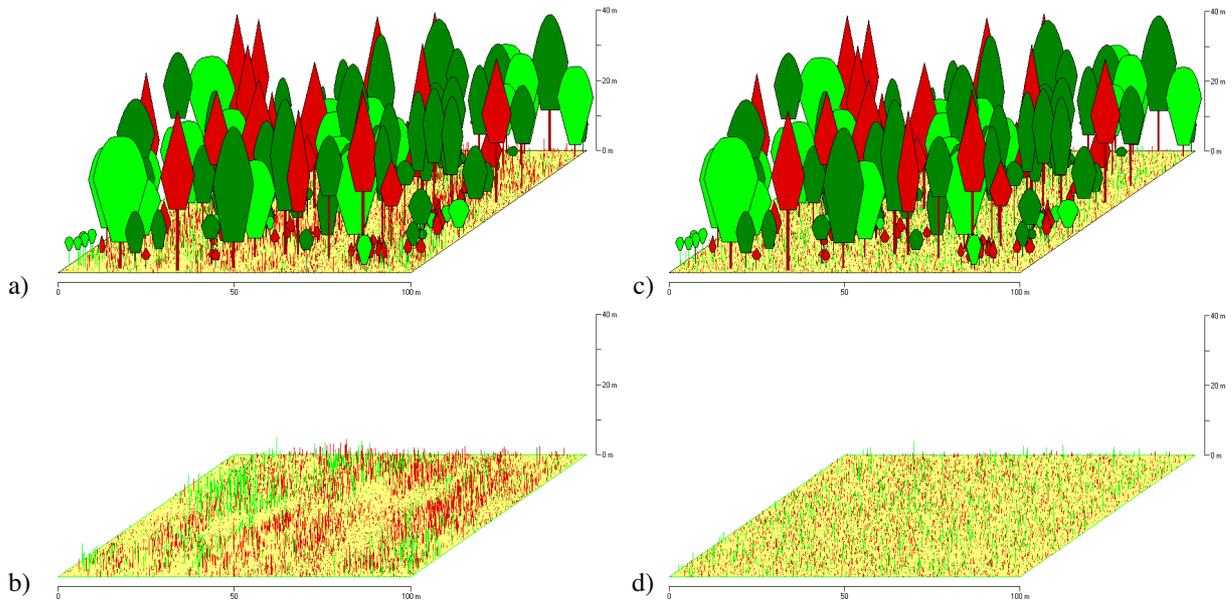


Abbildung 3–17a, b, c, d: a) und c) Bestandesaufriss der beobachteten und b) und d) generierten Plenterwald-Verjüngungspflanzen Freyung 129-3 nach der Durchforstung im Jahr 2000; in den Bestandesaufrisszeichnungen c) und d) sind ausschließlich Verjüngungspflanzen dargestellt, die durch farbige, höhenproportionale Striche visualisiert sind, deren Farbe der Farbkodierung der Altbestandesbäume und deren Menge der logarithmischen Anzahl der Verjüngungspflanzen entspricht. Abbildungen b) und d) zeigen ein Beispiel für die Filterkombination c, die in SILVA angewendet wird. Die Werte des Cox-Dispersionskoeffizienten betragen bei der generierten Bestandesituation für die Baumarten Fichte, Tanne und Buche 3.22, 1.18 und 1.40; ■=Buche; ■=Fichte; ■=Tanne; ■=Hintergrundfarbe der Bestandesfläche; Flächengröße=0.5 ha

3.3.2 Variantenvergleich – Einfluss von Vegetation auf die Verjüngung

Um den Einfluss von Vegetation auf die Verjüngung zu veranschaulichen, werden mit dem Waldwachstumssimulator SILVA Simulationsläufe mit zwei Varianten durchgeführt und verglichen, die sich ausschließlich in der Einstellung des Dialogfeldes zum Einfluss der Konkurrenzvegetation unterscheiden (vgl. Abschnitt 2.4.6.3 und 3.2). Die Standardeinstellungen des Dialogfeldes, die einer mittleren Behinderung der Etablierung von Verjüngungspflanzen entsprechen, haben einen Wert von 0.5. Dieser kennzeichnet mittlere bayerische Verhältnisse, ohne Standortunterschiede und dadurch bedingte Unterschiede in der Intensität und Konkurrenzstärke der krautigen Bodenvegetation zu berücksichtigen.

Bei der ersten Variante wird das Dialogfeld auf den Wert 0.1 eingestellt, was einer 10prozentigen Behinderung der Etablierung von Verjüngungspflanzen durch krautige Bodenvegetation entspricht und charakteristisch für Bestandessituationen ist, in denen der Wirtschaftler aktive Maßnahmen gegen krautige Bodenvegetation ergreift (z.B. Grubbern, Pflügen) oder auch für Standorte, auf denen kaum krautige Bodenvegetation zu erwarten ist (z.B. trockene Sande). Die zweite Variante, bei der das Dialogfeld auf den Wert 0.9 eingestellt wird, was einer 90prozentigen Behinderung entspricht, ist für Standorte typisch, auf denen die krautige Bodenvegetation sehr dominant ist, und die Etablierung neuer Verjüngungspflanzen ausschließlich in bestimmten Bereichen der Bestandesfläche geschieht (z.B. bei mäßiger Übershirmung).

Als Ausgangssituation für die beiden Varianten wird der Altbestand des Buchen-Eichen-

Modellanwendung

Verjüngungsversuches Gräfendorf 136, Parzelle 1 aus dem Aufnahmejahr 1986 verwendet (LOHR, 1997; TASCHNER, 1989). Die natürliche Mortalität der Altbestandsbäume ist deaktiviert. Weiterhin finden keine Durchforstungsmaßnahmen statt. Die Verjüngungssituation des Aufnahmejahres 1986 wird nicht verwendet, da sonst der Einfluss der Konkurrenzvegetation auf die Etablierung von Verjüngungspflanzen nicht ursächlich zugeordnet werden kann (wegen der Kombination mehrerer Ursachen). Die Fernverbreitung von Samen ist deaktiviert. Bis auf die veränderten Dialogfeldeinstellungen für die Behinderung der Etablierung von Verjüngungspflanzen sind im Verjüngungsmodell Standardwerte eingestellt. Die Standorteinstellungen sind: Wuchsbezirk 09.02.02 „Buntsandsteinspessart“ in einer Höhenlage von 400 Metern über NN bei mäßig frischer Bodenfrische und geringem Nährstoffangebot. Die Ausgangsbestände beider Varianten zum Startzeitpunkt der Modellsimulation unterscheiden sich nicht.

Die Visualisierung der Verjüngungspflanzen in den abrufbaren Aufrisszeichnungen des Bestandes erfolgt durch farbige, höhenproportionale Striche, deren Farbe der Farbkodierung der Altbestandsbäume und deren Menge der logarithmischen Anzahl der Verjüngungspflanzen entspricht. In Abbildung 3 18a, b sind beide Varianten nach drei Fünfjahreszyklen mit dem Waldwachstumssimulator SILVA dargestellt. Deutlich erkennbar ist die höhere Anzahl von Verjüngungspflanzen bei der ersten Variante a), die eine 10prozentige Behinderung bei der Etablierung von Verjüngungspflanzen vorsieht. Im Gegensatz dazu zeigt Variante b), dass die Etablierung von Verjüngungspflanzen überwiegend in den Bereichen der Bestandesfläche möglich ist, die einerseits keine 100prozentige Überschirmung und andererseits keinerlei Überschirmung haben.

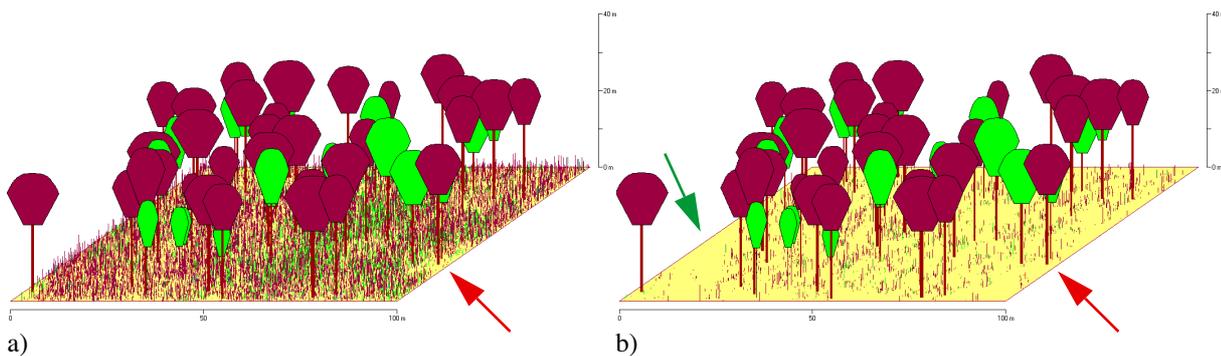


Abbildung 3 18a, b: Prognosevarianten mit dem Waldwachstumssimulator SILVA des Buchen-Eichen-Verjüngungsversuches Gräfendorf 136-1 nach 15 Jahren Prognosezeitraum bei unterschiedlichen Dialogfeldeinstellungen (vgl. Abschnitt 3.2) für die Konkurrenz durch krautige Bodenvegetation, die bei a) eine 10prozentige und bei b) eine 90prozentige Behinderung bei der Etablierung von Verjüngungspflanzen bewirken. Rote Pfeile charakterisieren Bereiche der Bestandesfläche mit starker Überschirmung durch den Altbestand. Grüner Pfeil kennzeichnet Bereiche der Bestandesfläche ohne Überschirmung. ■=Buche; ■=Eiche; ■=Hintergrundfarbe der Bestandesfläche; Flächengröße=0.5 Hektar

Die Einstellung des Dialogfeldes regelt die Etablierung von Verjüngungspflanzen auf der gesamten Bestandesfläche. Unterschiede zwischen den Varianten ergeben sich hauptsächlich in den Bereichen der Bestandesfläche, die keinerlei Überschirmung haben (grüner Pfeil). Dass in

den stärker überschirmten Bereichen der Bestandesfläche weniger Verjüngungspflanzen etabliert werden, liegt an der stärkeren Überschirmung (Konkurrenz) durch den Altbestand (rote Pfeile).

Tabelle 3–4 gibt für den Endzustand nach drei Fünfjahreszyklen die entsprechenden bestandesbezogenen Größen der beiden Varianten an, die sich bezogen auf die Anzahl von Verjüngungspflanzen um den Faktor 20 (Buche) bzw. 30 (Eiche) unterscheiden. Dabei differiert zwischen den Varianten die mittlere Höhe der Verjüngung kaum, während sich die mittleren Maximalhöhen um mehr als einen Meter voneinander unterscheiden. Auf die Charakterisierung des Altbestandes wird verzichtet, da sich die Altbestandsstrukturen beider Varianten nicht voneinander unterscheiden.

Tabelle 3–4: Leistungstafel für die beiden in Abbildung 3 18a, b dargestellten Varianten nach 15 Jahren Prognosezeitraum, die den Konkurrenzeinfluss durch krautige Bodenvegetation auf die Etablierung von Verjüngungspflanzen über unterschiedliche Dialogfeldeinstellungen verdeutlichen; Angaben in Hektarwerten; nv_j =Anzahl von Verjüngungspflanzen der Baumart i pro Hektar; \bar{h}_i =arithmetische Mittelhöhe aller Verjüngungspflanzen der Baumart i in m; \bar{h}_{max_i} =arithmetische Maximalhöhe aller Verjüngungspflanzen der Baumart i in m

| Variante | $nv_{j_{Buche}}$ | $nv_{j_{Eiche}}$ | \bar{h}_{Buche} | \bar{h}_{Eiche} | $\bar{h}_{max_{Buche}}$ | $\bar{h}_{max_{Eiche}}$ |
|-----------------------------|------------------|------------------|-------------------|-------------------|-------------------------|-------------------------|
| a) 10prozentige Behinderung | 34.356 | 338.090 | 0.65 | 0.56 | 1.61 | 3.08 |
| b) 90prozentige Behinderung | 1.873 | 11.332 | 0.45 | 0.59 | 0.61 | 1.38 |

Das Beispiel zeigt, dass es möglich ist, mit dem Waldwachstumssimulator SILVA den Konkurrenzeinfluss krautiger Bodenvegetation auf die Etablierung von Verjüngungspflanzen plausibel nachzubilden. Dabei reagiert die Verjüngung sensibel auf die Dialogfeldeinstellungen zur krautigen Bodenvegetation, so dass unterschiedliche Verjüngungssituationen bei gleicher Altbestandsstruktur und gleichen Standortbedingungen entstehen. Weiterhin wird deutlich, dass der vom Programm benutzer vorgegebenen lokalen Standort- und Bestandessituation besondere Bedeutung zu kommt, wenn das Prognoseziel eine wirklichkeitsnahe Abschätzung der Verjüngungsentwicklung ist.

3.3.3 Variantenvergleich – Einfluss von Verbiss auf die Verjüngung

Zur Analyse des Einflusses von Verbiss auf Verjüngung werden mit dem Waldwachstumssimulator SILVA Simulationsläufe mit zwei Varianten durchgeführt und verglichen, die sich ausschließlich in der Einstellung des Dialogfeldes zur Verbissintensität unterscheiden (vgl. Abschnitt 2.5.1 und 3.2). Die Standardeinstellungen des Dialogfeldes, die einer mittleren Verbisswahrscheinlichkeit der Verjüngungspflanzen entsprechen, haben einen voreingestellten Wert von 0.5. Dieser kennzeichnet mittlere Verhältnisse, ohne besondere Bestandes- und Verjüngungssituationen oder lokale Einflussgrößen und dadurch bedingte Unterschiede in der Verbissintensität zu berücksichtigen.

Modellanwendung

Bei der ersten Variante wird das Dialogfeld auf den Wert 0.2 eingestellt, was einer um 30 Prozentpunkte verringerten Verbisswahrscheinlichkeit entspricht und charakteristisch für Bestandessituationen ist, in denen der Wirtschaftler aktive Maßnahmen gegen Wildverbiss ergreift (z.B. höhere Jagdintensität, Verbisschutz) oder für Bestandessituationen, bei denen kaum Wildverbiss zu erwarten ist. Die zweite Variante, bei der das Dialogfeld auf den Wert 0.8 eingestellt wird, was einer 30 Prozentpunkte erhöhten Verbisswahrscheinlichkeit entspricht, ist für Bestandessituationen typisch, bei denen der Wirtschaftler in geringem Umfang aktive Maßnahmen gegen Wildverbiss ergreift oder die Wilddichte und folglich der Wildverbiss der Verjüngungspflanzen durch die vorliegende Bestandessituation sehr hoch ist.

Als Ausgangssituation für die beiden Varianten wird der im vorherigen Variantenvergleich dargestellte Buchen-Eichen-Verjüngungsversuch Gräfendorf 136-1 verwendet (vgl. Abschnitt 3.3.2). Um die Auswirkungen von Verbiss anschaulicher darstellen zu können, wird auf die Einsteuerung der Verjüngungssituation verzichtet. Das hat den Vorteil, dass die Beurteilung der Verjüngungssituation nicht durch in den Altbestand einwachsende Verjüngungspflanzen verfälscht wird. Die Ausgangsbestände beider Varianten zum Startzeitpunkt der Modellsimulation unterscheiden sich nicht.

In Abbildung 3 19a, b sind beide Varianten nach vier Fünfjahreszyklen mit dem Waldwachstumssimulator SILVA dargestellt. Charakteristische visuelle Unterschiede zwischen den beiden Varianten lassen sich nicht erkennen. Auf der gesamten Bestandesfläche sind Verjüngungspflanzen beider Baumarten vertreten. Tabelle 3–5 gibt für den Endzustand nach vier Fünfjahreszyklen die entsprechenden bestandesbezogenen Größen der beiden Varianten wieder. In den vier letzten Spalten sind Angaben für das Kollektiv von Verjüngungspflanzen gemacht, deren Höhe größer als ein Meter ist.

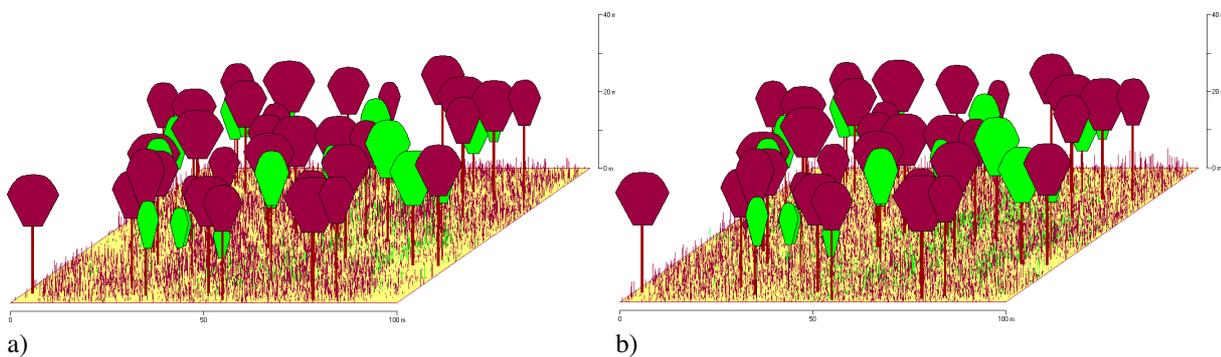


Abbildung 3 19a, b: Prognosevarianten mit dem Waldwachstumssimulator SILVA des Buchen-Eichen-Verjüngungsversuches Gräfendorf 136-1 nach 20 Jahren Prognosezeitraum bei unterschiedlichen Dialogfeldeinstellungen (vgl. Abschnitt 3.2) für die Verbisswahrscheinlichkeit der Verjüngungspflanzen, die bei a) eine Verringerung der Verbisswahrscheinlichkeit um 30 Prozentpunkte und bei b) eine Erhöhung der Verbisswahrscheinlichkeit um 30 Prozentpunkte bewirken; ■=Buche; ■=Eiche; ■=Hintergrundfarbe der Bestandesfläche; Flächengröße=0.5 Hektar

In den Angaben wird erkennbar, dass sich durch die veränderte Verbisswahrscheinlichkeit der Verjüngungspflanzen eine unterschiedliche Besetzung der Höhenschichten einstellt,

was in einer voneinander abweichenden Höhenverteilung der Verjüngung zum Ausdruck kommt. In Variante a) sind nach 20 Prognosejahren mehr als 40.000 Eichen größer als ein Meter, während dies in Variante b) für lediglich 12.000 Eichen zutrifft (vgl. Tabelle 3–5). Weiterhin sind die Eichen in Variante a) im Mittel einen halben Meter größer als das kleinere Kollektiv von Verjüngungspflanzen, deren Höhe größer als ein Meter ist, in Variante b). Das bedeutet, dass in Variante b) die prognostizierte Verjüngungsentwicklung langsamer verläuft. Im Mittel liegt die Verjüngungsentwicklung in Variante b) um ein bis zwei Jahre hinter Variante a) zurück. Die Verschiebung der Höhenverteilung wird ebenso in Abbildung 3 20a, b deutlich. Das Hineinwachsen von Verjüngungspflanzen in höher gelegene Höenschichten ist bei Variante b) seltener als bei Variante a).

Tabelle 3–5: Leistungstafel für die beiden in Abbildung 3 19a, b dargestellten Varianten nach 20 Prognosejahren, die die Veränderung der Verbisswahrscheinlichkeiten über unterschiedliche Dialogfeldeinstellungen verdeutlichen. Alle Angaben in Hektarwerten für die gesamte Bestandesfläche; Spalten 6 bis 9 geben die Werte für das Kollektiv von Verjüngungspflanzen wieder, deren Höhe größer als ein Meter ist.

| Variante | nvj _{Buche} | nvj _{Eiche} | \bar{h}_{Buche} | \bar{h}_{Eiche} | nvj _{Buche} >1 m | nvj _{Eiche} >1 m | \bar{h}_{Buche} >1 m | \bar{h}_{Eiche} >1 m |
|--|----------------------|----------------------|--------------------------|--------------------------|------------------------------|------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|
| a) um 30 Prozentpunkte geringere Verbisswahrscheinlichkeit | 8.302 | 216.882 | 1.04 | 0.75 | 2.716 | 40.820 | 2.25 | 2.37 |
| b) um 30 Prozentpunkte höhere Verbisswahrscheinlichkeit | 21.334 | 365.500 | 0.54 | 0.49 | 2.698 | 12.622 | 1.65 | 1.87 |

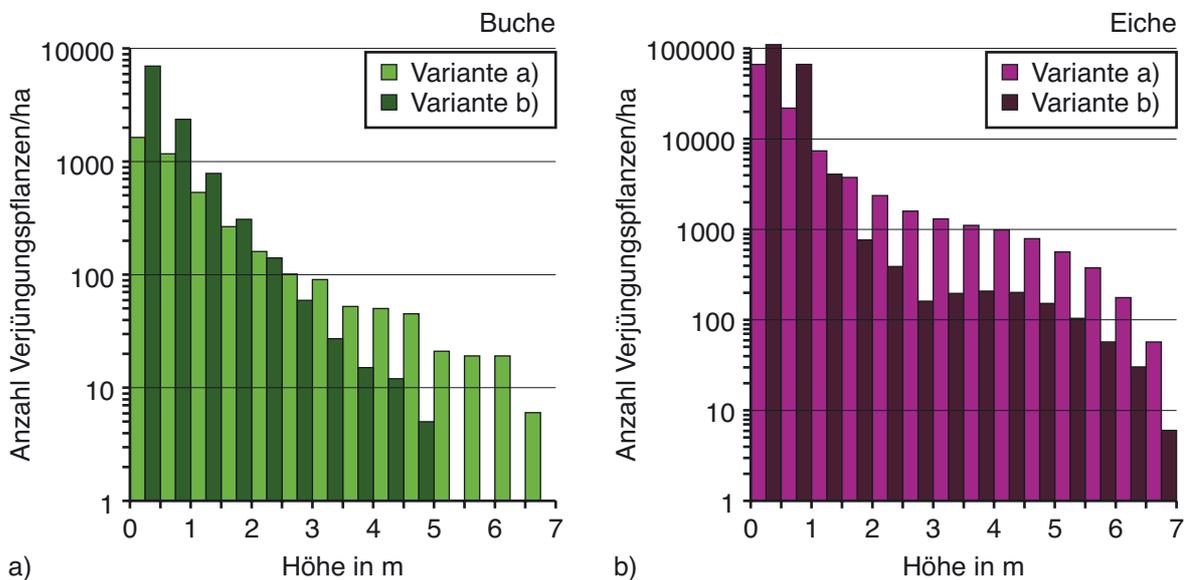


Abbildung 3 20a, b: Höhenverteilung der Verjüngung für die beiden Prognosevarianten zur Verbisswahrscheinlichkeit von Verjüngungspflanzen im semi-logarithmischen Koordinatensystem; die Prognose der Verjüngung erfolgte mit dem Waldwachstumssimulator SILVA über 20 Prognosejahre. Dargestellt ist die Anzahl von Verjüngungspflanzen über der zugehörigen Höenschicht in Metern für die betrachteten Baumarten a) Buche und b) Eiche und die zwei Varianten, wobei Variante a) eine Verringerung der Verbisswahrscheinlichkeit um 30 Prozentpunkte und Variante b) eine Erhöhung der Verbisswahrscheinlichkeit um 30 Prozentpunkte vorsieht. ■=Buche-Variante a); ■=Buche-Variante b); ■=Eiche-Variante a); ■=Eiche-Variante b)

Bei der hier dargestellten Prognose mit dem Waldwachstumssimulator SILVA muss berücksichtigt werden, dass auf Grund der verwendeten Standort- und Bestandessituation bei beiden Varianten eine genügende Anzahl von Verjüngungspflanzen durch das Ausbeutungsmodell neu etabliert wird, was in einem hohen Flächenanteil an mit Verjüngung besetzter Bestandesfläche zum Ausdruck kommt. Die oben erläuterten Zusammenhänge bei der Baumart Eiche treffen ebenso für die Baumart Buche zu, selbst wenn die Unterschiede zwischen den beiden Varianten weniger deutlich ausfallen als bei der Baumart Eiche. Wegen der geringeren Anzahl fertiler Altbestandsbuchen ist die Baumart Buche lediglich auf Teilen der Bestandesfläche vertreten. Ein Fehlen von Verjüngungspflanzen oder eine geringere Präsenz der Verjüngung auf Teilen der Bestandesfläche durch Verbiss ist nicht erkennbar.

Das Beispiel zeigt, dass es möglich ist, mit dem Waldwachstumssimulator SILVA unterschiedliche Verbissintensitäten von Verjüngungspflanzen und deren Einfluss auf die Höhenentwicklung der Verjüngungspflanzen plausibel nachzubilden. Dabei reagiert die Verjüngung sensibel auf die Dialogfeldeinstellungen zur Verbisswahrscheinlichkeit. Weiterhin wird deutlich, dass der vom Programmbenutzer vorgegebenen lokalen Verbisswahrscheinlichkeit besondere Bedeutung zukommt, wenn das Prognoseziel eine wirklichkeitsnahe Abschätzung der Verjüngungsentwicklung und insbesondere der Höhenentwicklung der Verjüngung ist.

3.3.4 Variantenvergleich – Einfluss von Bewirtschaftungsmaßnahmen

Im Folgenden wird ein Vergleich zweier Varianten gezeigt, der in der ersten Variante a) den Einfluss von Bewirtschaftungsmaßnahmen auf Verjüngung quantifiziert und der der zweiten Variante b) vollständig vernachlässigt wird. Die Ausgangsbestände beider Varianten zum Startzeitpunkt der Modellsimulation unterscheiden sich nicht. Als Ausgangssituation wird der Fichten-Buchen-Kiefern Mischbestand Geisenfeld 832-3 aus dem Aufnahmejahr 1996 verwendet (PRETZSCH et al., 2003b). Die natürliche Mortalität der Altbestandsbäume ist aktiviert. Als Durchforstungsregime ist eine Hochdurchforstung zu jedem Prognosezyklus mit einer maximalen Entnahmemenge von 200 Vorratsfestmetern Derbholz pro Hektar eingestellt. Das Durchforstungsregime orientiert sich an höhenabhängigen Baumzahlleitkurven (z.B. PRETZSCH, 2001, 2002) für die im Altbestand vertretenen Baumarten. Die Standorteinstellungen sind: Wuchsbezirk 09.12.08 „Oberbayerisches Tertiärhügelland“ in einer Höhenlage von 430 Metern über NN bei mäßig frischer Bodenfrische und geringem Nährstoffangebot.

Bis auf die veränderten Dialogfeldeinstellungen zur Quantifizierung von Bewirtschaftungsmaßnahmen werden im Verjüngungsmodell die Standardwerte verwendet. Es wird eine Rückegassenbreite von 2.5 Metern und eine Rückegassenentfernung von 30 Metern angenommen (vgl. Abschnitt 2.8.2 und 3.2). Die Fernverbreitung von Samen ist mit Standardwerten akti-

viert.

Bei beiden Varianten sind auf der gesamten Bestandesfläche Verjüngungspflanzen vertreten (Abbildung 3–21a-r). Ausnahme sind die Bereiche der Bestandesfläche, in denen die Rückegassen liegen (Variante a)). Hier sind kaum Verjüngungspflanzen vorhanden und wenn ist ihre Höhe deutlich geringer (schwarze Pfeile). Tabelle 3–6 gibt für die sechs Fünfjahreszyklen die bestandesbezogenen ertragskundlichen Kennwerte für den Altbestand wieder. In Tabelle 3–7 finden sich die entsprechenden Größen zur Beschreibung der Verjüngungsentwicklung.

Die Altbestandsentwicklung weicht in beiden Varianten zu einzelnen Zeitpunkten und bei wenigen ertragskundlichen Kennwerten voneinander ab. Ursächlich für die Abweichungen sind die über stochastische Modellkomponenten gesteuerten mortalitätsbedingten Entnahmen von Altbestandsbäumen (DURSKY, 1997) und der witterungsbedingte Einfluss auf die Durchmesser- und Höhenentwicklung der Bäume.

Abgesehen von vier einwachsenden Kiefern im vierten Prognosezyklus der Variante a) werden bei beiden Varianten die ersten Verjüngungspflanzen im fünften Prognosezyklus in den Altbestand übernommen. Mit hektarbezogenen Verjüngungspflanzenzahlen zwischen 5.000 und 300.000 nach 30 Prognosejahren ist in beiden Varianten eine hohe Zahl von Verjüngungspflanzen vorhanden. Dabei weicht die Anzahl der mit Verjüngungspflanzen besetzten Verjüngungsquadrate nicht signifikant voneinander ab.

Tabelle 3–6: Leistungstafel der Altbestandsentwicklung für die Prognose der Variante a) und b) des Fichten-Buchen-Kiefern Mischbestandes Geisenfeld 832-3 über 30 Prognosejahre mit dem Waldwachstums-simulator SILVA (vgl. Abbildung 3–21a-r); die Angaben zur Verjüngungsentwicklung zeigt Tabelle 3–7. Fünf Prognosejahre entsprechen einem Periodenzyklus. Alle Angaben in Hektarwerten; Erläuterungen der Variablen (vgl. Anhang, Abschnitt 7.1): Art=Baumart; v=verbleibender Bestand; a=ausscheidender Bestand; N=Stammzahl pro Hektar; ho=Oberhöhe in Metern; do=Durchmesser des Oberhöhenstammes in Zentimetern; hg=Höhe des Grundflächenmittelstammes in Metern; dg=Durchmesser des Grundflächen-mittelstammes in Zentimetern; G=Bestandesgrundfläche in Quadratmetern; V=Volumen des Bestandes in Vorratsfestmetern Derbholz; EW=Anzahl in den Altbestand einwachsender Verjüngungspflanzen

| Variante | Periode | Art | N(v) | ho(v) | do(v) | hg(v) | dg(v) | G(v) | V(v) | N(a) | G(a) | V(a) | EW |
|----------|---------|--------|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|------|------|------|-----|
| a | 1 | Buche | 188 | 21.0 | 13.1 | 19.7 | 11.9 | 2.1 | 19.4 | 288 | 9.2 | 96.4 | - |
| | | Fichte | 475 | 20.0 | 27.6 | 17.9 | 16.4 | 10.0 | 84.9 | 125 | 2.3 | 18.0 | - |
| | | Kiefer | 400 | 22.6 | 29.7 | 21.4 | 22.0 | 15.2 | 145.4 | 17 | 0.4 | 3.5 | - |
| | | Tanne | 17 | 23.6 | 26.6 | 23.6 | 26.6 | 0.9 | 11.1 | - | - | - | - |
| | 2 | Buche | 188 | 21.6 | 14.9 | 20.1 | 13.4 | 2.6 | 25.2 | - | - | - | - |
| | | Fichte | 408 | 21.8 | 29.8 | 19.8 | 17.8 | 10.2 | 95.8 | 67 | 1.4 | 11.7 | - |
| | | Kiefer | 338 | 24.0 | 31.4 | 23.0 | 23.5 | 14.7 | 151.3 | 62 | 2.7 | 27.2 | - |
| | | Tanne | 17 | 24.6 | 27.4 | 24.6 | 27.4 | 1.0 | 12.3 | - | - | - | - |
| | 3 | Buche | 179 | 22.3 | 16.3 | 20.7 | 14.8 | 3.1 | 30.7 | 8 | 0.1 | 1.0 | - |
| | | Fichte | 367 | 23.4 | 31.5 | 21.5 | 19.0 | 10.4 | 106.8 | 42 | 1.1 | 10.6 | - |
| | | Kiefer | 283 | 25.6 | 32.5 | 24.4 | 24.7 | 13.6 | 148.5 | 54 | 2.4 | 25.9 | - |
| | | Tanne | 17 | 25.4 | 28.5 | 25.4 | 28.5 | 1.1 | 13.7 | - | - | - | - |
| | 4 | Buche | 171 | 21.1 | 16.4 | 19.8 | 14.7 | 2.9 | 27.2 | 8 | 0.8 | 11.2 | - |
| | | Fichte | 325 | 24.9 | 33.4 | 23.2 | 20.6 | 10.8 | 119.0 | 42 | 0.8 | 8.0 | - |
| | | Kiefer | 238 | 26.9 | 33.7 | 25.8 | 26.2 | 12.8 | 148.4 | 50 | 1.9 | 20.3 | 4 |
| | | Tanne | 17 | 26.1 | 29.1 | 26.1 | 29.1 | 1.1 | 14.6 | - | - | - | - |
| | 5 | Buche | 208 | 21.1 | 12.5 | 19.5 | 10.4 | 1.8 | 16.7 | 117 | 2.0 | 17.9 | 154 |
| | | Fichte | 292 | 26.3 | 35.0 | 24.8 | 22.2 | 11.3 | 132.9 | 33 | 0.5 | 4.9 | - |
| | | Kiefer | 204 | 27.9 | 33.1 | 26.7 | 24.1 | 9.4 | 112.2 | 100 | 4.8 | 55.9 | 67 |
| | | Tanne | 17 | 26.6 | 29.1 | 26.6 | 29.1 | 1.1 | 15.0 | - | - | - | - |
| 6 | Buche | 229 | 23.0 | 7.5 | 20.1 | 7.7 | 1.1 | 10.7 | 675 | 3.2 | 15.9 | 696 | |
| | Fichte | 262 | 27.5 | 36.5 | 26.2 | 24.1 | 12.0 | 148.8 | 33 | 0.3 | 2.0 | 4 | |
| | Kiefer | 183 | 28.9 | 27.1 | 27.9 | 22.0 | 7.0 | 88.5 | 121 | 3.4 | 36.9 | 100 | |
| | Tanne | 17 | 27.1 | 29.5 | 27.1 | 29.5 | 1.1 | 15.6 | - | - | - | - | |
| b | 1 | Buche | 192 | 20.2 | 12.6 | 18.8 | 11.1 | 1.8 | 16.0 | 283 | 9.4 | 99.6 | - |
| | | Fichte | 467 | 20.2 | 27.4 | 17.8 | 15.8 | 9.1 | 76.6 | 133 | 3.2 | 26.4 | - |
| | | Kiefer | 388 | 22.6 | 29.7 | 21.5 | 22.2 | 15.0 | 144.5 | 29 | 0.6 | 4.4 | - |
| | | Tanne | 17 | 23.6 | 26.6 | 23.6 | 26.6 | 0.9 | 11.1 | - | - | - | - |
| | 2 | Buche | 188 | 20.8 | 14.0 | 19.3 | 12.3 | 2.2 | 20.2 | 4 | 0.0 | 0.2 | - |
| | | Fichte | 417 | 21.5 | 28.8 | 19.6 | 16.7 | 9.1 | 84.6 | 50 | 0.8 | 5.7 | - |
| | | Kiefer | 346 | 24.0 | 30.5 | 22.9 | 23.2 | 14.6 | 149.8 | 42 | 1.9 | 18.9 | - |
| | | Tanne | 17 | 24.3 | 26.9 | 24.3 | 26.9 | 1.0 | 11.8 | - | - | - | - |
| | 3 | Buche | 175 | 21.5 | 15.5 | 20.1 | 13.9 | 2.7 | 25.3 | 12 | 0.1 | 1.1 | - |
| | | Fichte | 371 | 23.1 | 30.7 | 21.1 | 17.9 | 9.3 | 93.4 | 46 | 1.1 | 10.8 | - |
| | | Kiefer | 288 | 25.4 | 31.6 | 24.3 | 24.2 | 13.2 | 143.5 | 58 | 2.7 | 28.9 | - |
| | | Tanne | 17 | 25.2 | 27.7 | 25.2 | 27.7 | 1.0 | 12.9 | - | - | - | - |
| | 4 | Buche | 167 | 22.5 | 17.4 | 21.1 | 15.8 | 3.3 | 33.1 | 8 | 0.1 | 0.7 | - |
| | | Fichte | 325 | 24.8 | 31.4 | 22.9 | 19.0 | 9.3 | 100.3 | 46 | 1.4 | 14.4 | - |
| | | Kiefer | 242 | 26.8 | 32.5 | 25.8 | 25.4 | 12.3 | 141.6 | 46 | 2.4 | 26.9 | - |
| | | Tanne | 17 | 26.1 | 29.4 | 26.1 | 29.4 | 1.1 | 14.9 | - | - | - | - |
| | 5 | Buche | 175 | 24.0 | 10.8 | 22.7 | 11.2 | 1.7 | 19.8 | 146 | 2.5 | 22.1 | 154 |
| | | Fichte | 279 | 26.2 | 33.2 | 24.6 | 21.2 | 9.9 | 114.5 | 46 | 0.3 | 2.4 | - |
| | | Kiefer | 208 | 28.0 | 32.9 | 26.8 | 24.4 | 9.7 | 117.1 | 83 | 3.7 | 42.6 | 50 |
| | | Tanne | 17 | 26.6 | 29.7 | 26.6 | 29.7 | 1.2 | 15.5 | - | - | - | - |
| | 6 | Buche | 175 | 26.2 | 8.1 | 24.9 | 9.8 | 1.3 | 16.8 | 883 | 3.5 | 15.0 | 883 |
| | | Fichte | 267 | 27.2 | 33.9 | 25.7 | 22.2 | 10.3 | 124.9 | 12 | 0.6 | 8.8 | - |
| | | Kiefer | 179 | 28.9 | 30.8 | 28.0 | 23.6 | 7.9 | 99.1 | 100 | 3.0 | 33.5 | 71 |
| | | Tanne | 21 | 26.8 | 28.1 | 26.8 | 28.1 | 1.3 | 17.4 | - | - | - | 4 |

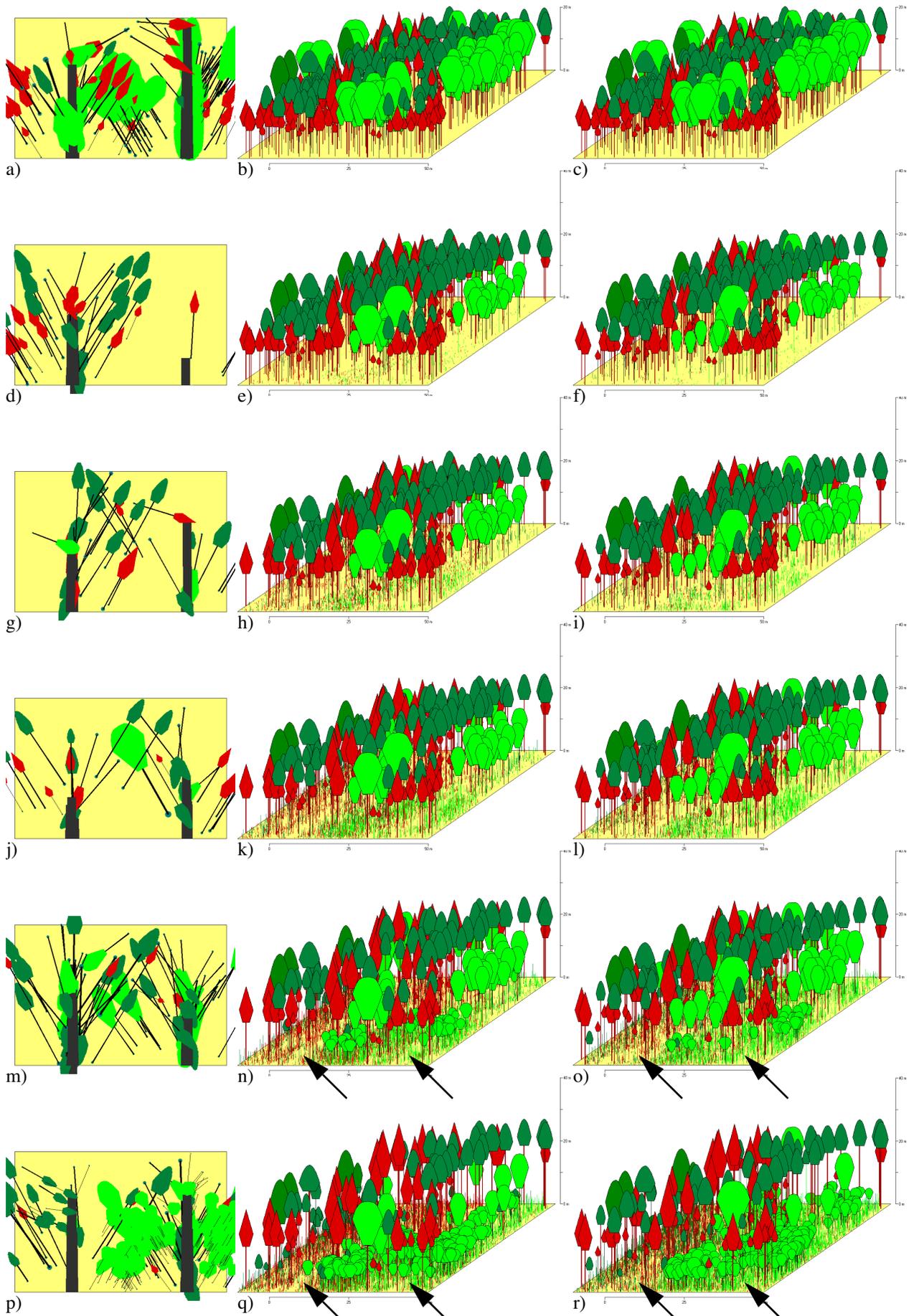


Abbildung 3–21a-r: Variantenvergleich zur Quantifizierung des Einflusses von Bewirtschaftungsmaßnahmen auf Verjüngung über sechs Prognosezyklen mit dem Waldwachstumssimulator SILVA; ■=Buche; ■=Fichte; ■=Kiefer; ■=Tanne; ■=Hintergrundfarbe der Bestandesfläche; ■=Rückegasse; ■=freigeschnittene Bestandesfläche am Stammfußpunkt; Flächengröße=0.24 Hektar

Tabelle 3–7: Leistungstafel der Verjüngungsentwicklung für die Prognose der Variante a) und b) des Fichten-Buchen-Kiefern Mischbestandes Geisenfeld 832-3 über 30 Prognosejahre mit dem Waldwachstums-simulator SILVA (vgl. Abbildung 3–21a-r); die Angaben für den Altbestand finden sich in Tabelle 3–6. Da zum Ende des ersten Prognosezykluses keine Verjüngung vorhanden war, wird auf eine entsprechende Darstellung der Werte verzichtet. Erläuterungen der Variablen (vgl. Anhang, Abschnitt 7.1): Art=Baumart; \bar{h} =arithmetische Mittelhöhe in Metern; $\bar{h}>1m$ =arithmetische Mittelhöhe der Verjüngungspflanzen in Metern, deren Größe höher als ein Meter ist; \bar{h}_{max} =arithmetische Maximalhöhe in Metern; \bar{nvj}/m^2 =mittlere Anzahl von Verjüngungspflanzen pro Quadratmeter; \bar{nvj}/ha =Anzahl von Verjüngungspflanzen pro Hektar; $\bar{nvj}/ha>1m$ =Anzahl von Verjüngungspflanzen pro Hektar, deren Größe höher als ein Meter ist; EW/ha =Anzahl in den Altbestand einwachsender Verjüngungspflanzen pro Hektar; COX =Dispersionskoeffizient nach COX (1971); Q_k -bes=prozentualer Anteil besetzter Verjüngungsquadrate an der Gesamtquadratzahl

| Variante | Periode | Art | \bar{h} | $\bar{h}>1m$ | \bar{h}_{max} | \bar{nvj}/m^2 | \bar{nvj}/ha | $\bar{nvj}/ha>1m$ | EW/ha | COX | Q_k -bes (%) |
|----------|---------|--------|-----------|--------------|-----------------|-----------------|----------------|-------------------|---------|-------|----------------|
| a | 2 | Buche | 0.4 | 1.3 | 0.6 | 1.2 | 3.241 | 100 | - | 15.7 | 27 |
| | | Fichte | 0.4 | 1.3 | 0.6 | 2.3 | 12.008 | 250 | - | 19.6 | 53 |
| | | Kiefer | 0.5 | 1.4 | 0.7 | 0.5 | 895 | 100 | - | 5.4 | 17 |
| | | Tanne | 0.3 | 0.0 | 0.3 | 0.5 | 116 | - | - | 6.7 | 2 |
| | 3 | Buche | 0.7 | 1.6 | 1.4 | 2.8 | 9.725 | 2.125 | - | 32.7 | 35 |
| | | Fichte | 0.5 | 1.4 | 1.0 | 7.3 | 55.429 | 3.295 | - | 52.0 | 76 |
| | | Kiefer | 0.8 | 1.8 | 1.3 | 1.0 | 4.495 | 1.183 | - | 8.6 | 45 |
| | | Tanne | 0.3 | 1.3 | 0.3 | 1.4 | 4.079 | 16 | - | 17.0 | 29 |
| | 4 | Buche | 0.9 | 2.1 | 2.5 | 4.6 | 20.429 | 6.162 | - | 55.6 | 44 |
| | | Fichte | 0.6 | 1.5 | 1.5 | 13.4 | 115.504 | 14.100 | - | 84.3 | 86 |
| | | Kiefer | 1.0 | 2.4 | 2.4 | 1.1 | 5.741 | 1.912 | 4 | 9.1 | 53 |
| | | Tanne | 0.3 | 1.4 | 0.6 | 3.8 | 14.845 | 295 | - | 49.2 | 39 |
| | 5 | Buche | 1.0 | 2.3 | 3.4 | 7.1 | 35.070 | 10.800 | 154 | 73.8 | 50 |
| | | Fichte | 0.7 | 1.5 | 1.9 | 21.9 | 192.275 | 36.020 | - | 124.2 | 88 |
| | | Kiefer | 1.3 | 2.8 | 2.8 | 0.8 | 4.312 | 1.683 | 67 | 7.3 | 53 |
| | | Tanne | 0.4 | 1.5 | 1.0 | 6.1 | 26.991 | 1.862 | - | 75.2 | 44 |
| 6 | Buche | 1.0 | 2.3 | 4.1 | 9.6 | 52.662 | 15.083 | 696 | 90.5 | 55 | |
| | Fichte | 0.7 | 1.6 | 2.3 | 30.5 | 292.570 | 67.329 | 4 | 154.9 | 96 | |
| | Kiefer | 1.4 | 3.0 | 3.3 | 0.9 | 5.745 | 2.145 | 100 | 7.0 | 62 | |
| | Tanne | 0.5 | 1.7 | 1.3 | 7.8 | 37.358 | 4.562 | - | 67.5 | 48 | |
| b | 2 | Buche | 0.4 | 1.3 | 0.6 | 1.1 | 3.208 | 91 | - | 13.2 | 30 |
| | | Fichte | 0.3 | 0.0 | 0.4 | 0.7 | 575 | - | - | 6.3 | 8 |
| | | Kiefer | 0.5 | 1.3 | 0.6 | 0.5 | 612 | 29 | - | 3.2 | 13 |
| | | Tanne | 0.3 | 0.0 | 0.3 | 1.0 | 2.100 | - | - | 11.1 | 21 |
| | 3 | Buche | 0.8 | 1.7 | 1.4 | 2.3 | 10.220 | 2.670 | - | 29.9 | 45 |
| | | Fichte | 0.4 | 1.3 | 0.7 | 2.4 | 13.850 | 329 | - | 20.9 | 58 |
| | | Kiefer | 0.8 | 1.9 | 1.4 | 0.7 | 2.262 | 570 | - | 7.4 | 30 |
| | | Tanne | 0.3 | 1.4 | 0.5 | 2.1 | 7.141 | 150 | - | 30.3 | 34 |
| | 4 | Buche | 1.0 | 2.2 | 2.3 | 3.7 | 20.795 | 6.687 | - | 43.6 | 57 |
| | | Fichte | 0.5 | 1.4 | 1.0 | 4.7 | 34.966 | 2.987 | - | 36.5 | 75 |
| | | Kiefer | 0.9 | 2.4 | 1.9 | 0.9 | 3.954 | 1.100 | - | 12.2 | 43 |
| | | Tanne | 0.4 | 1.5 | 0.7 | 5.4 | 21.916 | 854 | - | 82.2 | 41 |
| | 5 | Buche | 1.1 | 2.4 | 3.3 | 6.2 | 40.325 | 12.950 | 154 | 52.0 | 65 |
| | | Fichte | 0.6 | 1.5 | 1.5 | 8.4 | 68.133 | 10.083 | - | 52.9 | 81 |
| | | Kiefer | 1.2 | 2.4 | 2.3 | 0.8 | 4.325 | 1.712 | 50 | 8.6 | 53 |
| | | Tanne | 0.4 | 1.6 | 1.1 | 10.7 | 46.095 | 3.495 | - | 121.8 | 43 |
| | 6 | Buche | 1.0 | 2.3 | 4.2 | 10.2 | 74.962 | 23.700 | 883 | 71.5 | 73 |
| | | Fichte | 0.6 | 1.5 | 1.8 | 19.3 | 179.229 | 26.520 | - | 98.6 | 93 |
| | | Kiefer | 1.2 | 2.7 | 3.3 | 1.3 | 8.695 | 2.966 | 71 | 10.9 | 65 |
| | | Tanne | 0.6 | 1.8 | 1.8 | 15.5 | 73.216 | 9.529 | 4 | 151.5 | 47 |

3.3.5 Variantenstudium – Saumschlag

Im Folgenden wird mit dem Saumschlag ein Beispiel für die Darstellung der waldbaulichen Bestandesbehandlung und Verjüngungstechnik gegeben. Saumschlag bedeutet den Hieb aller Altbestandsbäume auf einem schmalen Streifen unter Beibehaltung eines gleichmäßigen Hiebfortschritts und gleicher Hiebrichtung (BURSCHEL und HUSS, 1997, MAYER, 1992). Auf besondere oder kombinierte Verfahren wie den Blendersaumschlag (WAGNER, 1923), Saumfemelschlag oder das Bayerisch-Kombinierte-Verfahren wird nicht eingegangen.

Als Startsituation für die Prognose ist ein mit dem Strukturgenerator erzeugter 60jähriger Fichtenreinbestand gewählt worden. Die eingestellte Bestandesbehandlung des Saumschlages sieht den Hieb aller Altbestandsbäume zu jedem Prognosezyklus von einem zehn Meter breiten Streifen der Bestandesfläche vor. Der zeitliche Hiebfortschritt erfolgt unabhängig von der prognostizierten Verjüngungsentwicklung und abhängig von den geschätzten Baumdimensionen der zu entnehmenden Altbestandsbäume. Im Verjüngungsmodell werden die Standardwerte für die Dialogfeldeinstellungen verwendet (vgl. Abschnitt 3.2). Die Fernverbreitung von Samen ist ebenfalls mit Standardwerten aktiviert. Die Ertragskundlichen Kennwerte zur prognostizierten Altbestandesentwicklung finden sich in Tabelle 3–8. Tabelle 3–9 enthält die Angaben zur prognostizierten Verjüngungsentwicklung. Die vier einwachsenden Kiefern, die durch die Aktivierung der Fernverbreitung entstanden sind, werden bei der tabellarischen Darstellung vernachlässigt. Bestandesaufrisszeichnungen für jeden Prognosezyklus finden sich in Abbildung 3–22a-1.

Tabelle 3–8: Leistungstafel der Altbestandesentwicklung für die Prognose eines im Saumschlag-Verfahren bewirtschafteten Fichten-Altbestandes über 60 Prognosejahre mit dem Waldwachstumssimulator SILVA (vgl. Abbildung 3–22a-1); die Angaben zur Verjüngungsentwicklung finden sich in Tabelle 3–9. Fünf Prognosejahre entsprechen einem Periodenzyklus. Alle Angaben in Hektarwerten; Erläuterungen der Variablen (vgl. Anhang, Abschnitt 7.1): v=verbleibender Bestand; a=ausscheidender Bestand; N=Stammzahl pro Hektar; ho=Oberhöhe in Metern; do=Durchmesser des Oberhöhenstammes in Zentimetern; hg=Höhe des Grundflächenmittelstammes in Metern; dg=Durchmesser des Grundflächenmittelstammes in Zentimetern; G=Bestandesgrundfläche in Quadratmetern; V=Volumen des Bestandes in Vorratsfestmetern Derbholz; EW=Anzahl in den Altbestand einwachsender Verjüngungspflanzen

| Periode | N(v) | ho(v) | do(v) | hg(v) | dg(v) | G(v) | V(v) | N(a) | G(a) | V(a) | EW |
|---------|-------|-------|-------|-------|-------|------|-------|------|------|-------|------|
| 1 | 864 | 27.5 | 32.7 | 25.6 | 25.1 | 42.6 | 529.9 | 138 | 6.5 | 80.2 | - |
| 2 | 756 | 28.7 | 33.9 | 26.8 | 26.1 | 40.5 | 528.7 | 108 | 5.5 | 71.8 | - |
| 3 | 634 | 30.1 | 35.6 | 28.3 | 27.6 | 38.0 | 521.1 | 122 | 6.7 | 90.2 | - |
| 4 | 524 | 31.3 | 36.7 | 29.6 | 28.8 | 34.0 | 486.8 | 110 | 7.0 | 99.3 | - |
| 5 | 418 | 32.5 | 38.2 | 31.0 | 30.3 | 30.2 | 449.6 | 106 | 6.8 | 100.4 | - |
| 6 | 330 | 33.7 | 39.1 | 32.4 | 31.8 | 26.2 | 406.8 | 88 | 6.7 | 102.7 | - |
| 7 | 264 | 34.5 | 38.8 | 33.4 | 31.8 | 21.0 | 334.9 | 80 | 6.6 | 104.4 | 14 |
| 8 | 306 | 35.6 | 38.7 | 33.5 | 25.8 | 15.9 | 252.4 | 88 | 7.1 | 116.0 | 130 |
| 9 | 788 | 34.9 | 31.0 | 25.6 | 14.4 | 12.9 | 152.3 | 90 | 8.1 | 136.4 | 572 |
| 10 | 2.140 | 11.5 | 15.0 | 8.8 | 9.6 | 15.5 | 54.6 | 86 | 8.4 | 145.6 | 1438 |
| 11 | 4.318 | 13.6 | 18.2 | 9.5 | 10.0 | 34.1 | 132.8 | 342 | 2.2 | 8.0 | 2520 |
| 12 | 5.386 | 15.5 | 21.5 | 10.3 | 10.8 | 49.7 | 218.4 | 2090 | 13.7 | 53.4 | 3158 |

Modellanwendung

Die entnommen Baumdimensionen der Altbestandsbäume liegen zwischen 25 und 35 Zentimetern Durchmesser (BHD). Zu jedem Hieb werden zwischen 80 und 150 Vorratsfestmeter Derbholz pro Hektar entnommen. Das entspricht einer Entnahmemenge von 150 bis 250 Vorratsfestmetern Derbholz pro Hektar und Jahrzehnt. Nach 50 Prognosejahren sind sämtliche Altbestandsbäume entnommen.

Zum Startzeitpunkt hat die Mehrzahl der Altbestandsbäume die für den Beginn der generativen Vermehrung benötigte Baumhöhe überschritten (vgl. Abschnitt 2.4.2). Mit zeitlichem und räumlichem Hiebfortschritt erhöht sich der Flächenanteil der Bestandesfläche, auf dem sich Verjüngung befindet. Dies äußert sich in einer kontinuierlichen Zunahme der Verjüngungspflanzenzahl (vgl. Tabelle 3–9). Nach 30 Prognosejahren überschreiten die ersten Verjüngungspflanzen die Höhengrenze von sieben Metern und werden in den Altbestand übernommen (EW in Tabelle 3–8 und 3–9 und Abbildung 3–22a-1, grüne Pfeile).

Bei der hier dargestellten Simulation muss berücksichtigt werden, dass einerseits die Prognose eines zügigeren Hiebfortschritts ohne weiteres möglich ist und andererseits, dass das Entstehen von Samen und die Etablierung neuer Verjüngungspflanzen im Verjüngungsmodell eines zeitlichen Vorlaufs bedürfen, der in der Mehrzahl der Fälle bereits im Stadium des geschlossenen Altholzes stattfindet. Der benötigte zeitliche Vorlauf hängt von der in Abschnitt 2.4.6.1 auf Seite 79 erläuterten baumartenspezifischen Wartezeit ab, die den Zeitraum zwischen der Ausbreitung der Samen und der Etablierung neuer Verjüngungspflanzen definiert.

Sind die Voraussetzungen für die Etablierung neuer Verjüngungspflanzen nicht gegeben (z.B. starke Überschildung) oder werden auf Grund fehlender Masten nur geringe Samenmengen produziert (vgl. Abschnitt 2.4.3), führt der bei dieser Modellsimulation gewählte schnelle Hiebfortschritt dazu, dass sich in bestimmten Bestandesbereichen keine Verjüngung etabliert. Diese Bestandesbereiche ohne Verjüngung bleiben über den betrachteten Prognosezeitraum unbestockt, da die simulierte krautige Konkurrenzvegetation eine Etablierung neuer Verjüngungspflanzen in nachfolgenden Prognosezyklen verhindert (vgl. Abbildung 3–22a-1, rote Pfeile). Unabhängig vom Hiebfortschritt sind Teile der Bestandesfläche, auf denen zu Beginn der Simulation die Altbestandsbäume entnommen wurden, gegen Ende der Prognose nicht mit Verjüngung bestockt (vgl. Abbildung 3–22a-1, schwarze Pfeile).

Die hohen prognostizierten Verjüngungspflanzenzahlen (vgl. Tabelle 3–9) hängen ursächlich mit dem zeitlichen und räumlichen Verjüngungsfortschritt zusammen, der sich bezogen auf die Gesamtfläche in einer heterogenen Höhenentwicklung der Verjüngung und einem langsamen Ansteigen der mit Verjüngung besetzten Bestandesfläche (Q_k -bes) äußert. Visuell wird die heterogene Höhenentwicklung der Verjüngung über deren keilförmigen Aufbau in Abbildung 3–22a-1 erkennbar.

Tabelle 3–9: Leistungstafel der Verjüngungsentwicklung für die Prognose eines im Saumschlag-Verfahren bewirtschafteten Fichten-Altbestandes über 60 Prognosejahre mit dem Waldwachstumssimulator SILVA; die Angaben für den Altbestand finden sich in Tabelle 3–8. Fünf Prognosejahre entsprechen einem Periodenzyklus. Erläuterungen der Variablen (vgl. Anhang, Abschnitt 7.1): Art=Baumart; \bar{h} =arithmetische Mittelhöhe in Metern; $\bar{h}_{>1m}$ =arithmetische Mittelhöhe der Verjüngungspflanzen in Metern, deren Größe höher als ein Meter ist; \bar{h}_{max} =arithmetische Maximalhöhe in Metern; \bar{nvj}/m^2 =mittlere Anzahl von Verjüngungspflanzen pro Quadratmeter; nvj/ha =Anzahl von Verjüngungspflanzen pro Hektar; $nvj/ha_{>1m}$ =Anzahl von Verjüngungspflanzen pro Hektar, deren Größe höher als ein Meter ist; EW/ha =Anzahl in den Altbestand einwachsender Verjüngungspflanzen pro Hektar; COX =Dispersionskoeffizient nach COX (1971); Q_k -bes=prozentualer Anteil besetzter Verjüngungsquadrate an der Gesamtquadratzahl

| Periode | \bar{h} | $\bar{h}_{>1m}$ | \bar{h}_{max} | \bar{nvj}/m^2 | nvj/ha | $nvj/ha_{>1m}$ | EW/ha | COX | Q_k -bes (%) |
|---------|-----------|-----------------|-----------------|-----------------|----------|----------------|---------|-------|----------------|
| 1 | - | - | - | - | - | - | - | - | 0 |
| 2 | 0.32 | 1.25 | 0.41 | 1.02 | 2.010 | 10 | 0 | 10.5 | 20 |
| 3 | 0.42 | 1.31 | 0.75 | 1.87 | 8.920 | 368 | 0 | 22.5 | 48 |
| 4 | 0.54 | 1.40 | 1.00 | 2.90 | 17.038 | 1.848 | 0 | 30.0 | 59 |
| 5 | 0.67 | 1.53 | 1.43 | 4.34 | 25.633 | 4.892 | 0 | 42.2 | 59 |
| 6 | 0.80 | 1.71 | 1.90 | 6.33 | 40.284 | 10.622 | 0 | 68.2 | 64 |
| 7 | 0.97 | 1.93 | 2.53 | 8.66 | 58.662 | 19.912 | 14 | 93.8 | 68 |
| 8 | 1.22 | 2.22 | 3.35 | 10.58 | 74.350 | 31.528 | 130 | 108.6 | 70 |
| 9 | 1.54 | 2.58 | 4.21 | 11.75 | 84.166 | 42.314 | 572 | 109.7 | 72 |
| 10 | 1.91 | 2.92 | 5.10 | 12.19 | 89.902 | 52.464 | 1.438 | 103.6 | 74 |
| 11 | 2.32 | 3.24 | 5.64 | 12.06 | 90.474 | 60.116 | 2.520 | 93.9 | 75 |
| 12 | 2.74 | 3.52 | 6.14 | 11.88 | 87.940 | 65.172 | 3.158 | 89.1 | 74 |

Dieses Beispiel zeigt, dass es möglich ist, die Bestandesentwicklung eines geschlossenen Altbestandes unter Berücksichtigung eines ausgewählten waldbaulichen Verjüngungsverfahrens mit dem Waldwachstumssimulator SILVA nachzubilden. Die Verjüngungspflanzenzahlen und der zeitliche Verjüngungsfortschritt liegen in dem illustrierten Beispiel in einer Größenordnung, die für das waldbauliche Behandlungsverfahren des Saumschlages typisch und nach forstlicher Expertenmeinung in der Mehrzahl der Fälle zu erwarten ist (BURSCHEL und HUSS, 1997; MAYER, 1992; RITTERSHOFER, 1994).

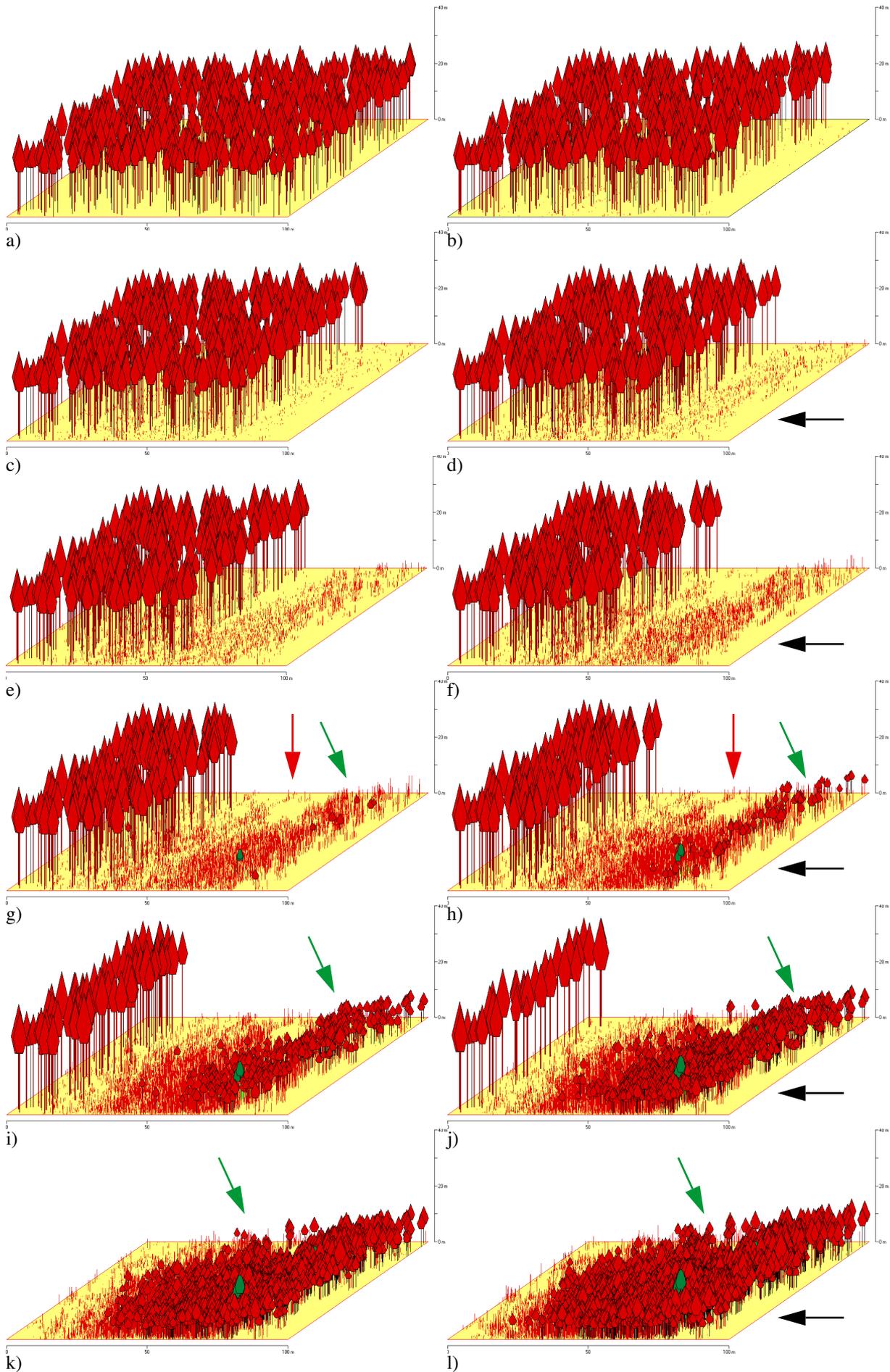


Abbildung 3-22a-l: Bestandesaufrisszeichnungen eines im Saumschlag-Verfahren bewirtschafteten Fichten-Altbestandes über 12 Prognosezyklen (Prognosezeitraum 60 Jahre); ■=Fichte; ■=Kiefer; ■=Hintergrundfarbe der Bestandesfläche; Flächengröße=0.5 Hektar

3.3.6 Variantenvergleich – Plenterwald

Im Folgenden werden zwei Prognosevarianten eines zielstärkengenutzten Plenterwaldbestandes gezeigt. Plenter- oder Dauerwald bezeichnet eine Waldaufbauform, die auf die kontinuierliche Entnahme und Bestockung der Fläche mit Bäumen setzt und vorwiegend den Hieb von Bäumen vorsieht, die einen definierten Durchmesser überschritten haben (BURSCHEL und HUSS, 1997, MAYER, 1992). Häufig ist ein enges räumliches und zeitliches Nebeneinander verschiedener Entwicklungs- und Altersstadien gegeben.

Die beiden Varianten unterscheiden sich hinsichtlich der gewählten Durchforstungseinstellungen, die die Entnahme von Altbestandsbäumen bei unterschiedlichen Zieldurchmessern vorsehen. Hintergrund der Fragestellung sind Untersuchungen von KNOKE (1998) und SCHÜTZ (1975, 2001), die sich mit dem in Plenterwäldern beobachteten stationären Gleichgewicht (stationäre Höhenkurve, logarithmische Stammzahlabnahme mit Zunahme des Baumdurchmessers) und der im Vergleich zum Altersklassenwald kontinuierlichen Entnahme der dicksten Bäume beschäftigen.

Als Startbestand für die Prognose beider Varianten wird die beobachtete Verjüngungs- und Altbestandssituation der Plenterwald-Versuchsparzelle Freyung 129-3 des Aufnahmejahres 1999/2000 gewählt (vgl. Abschnitt 3.3.1). Die natürliche Mortalität der Altbestandsbäume ist aktiviert. Die Standorteinstellungen sind: Wuchsbezirk 09.11.03 „Innerer Bayerischer Wald“ in einer Höhenlage von 750 Metern über NN bei mäßig frischer Bodenfrische und mittlerem Nährstoffangebot (vgl. Anhang, Abschnitt 8.1.3.3.1). Die Ausgangsbestände zum Startzeitpunkt der Modellsimulation unterscheiden sich nicht.

Die Prognose der beiden Varianten erfolgt über fünf Prognosezyklen. Als Durchforstungsregime ist eine Zielstärkennutzung eingestellt. Die beiden Varianten und die im Waldwachstumssimulator gewählten Einstellungen unterscheiden sich lediglich in ihrem Zieldurchmesser, bei dem die Bäume entnommen werden. Bei der ersten Variante a) liegen die Baumdurchmesser, bei denen eine 100prozentige Entnahme der Bäume erfolgt, für die Baumart Fichte bei 48, für die Baumart Tanne bei 36 und für die Baumart Buche bei 28 Zentimetern. Die zweite Variante b) geht von höheren Zieldurchmessern aus, die bei der Fichte bei 136, bei der Tanne bei 148 und bei der Buche bei 80 Zentimetern liegen. Die Zieldurchmesser wurden im Anhalt an die Untersuchung von KNOKE (1998) gewählt. Grund für die Zieldurchmesserwerte sind unterschiedliche Verzinsungen mit einem Zinsniveau von 3.0 und 0.5 Prozent des eingesetzten Kapitals, wenn der stehende Bestandesvorrat als Investition und die entnommenen Bäume als Rendite betrachtet werden. Im Verjüngungsmodell werden die Standardwerte für die Dialogfeldeinstellungen verwendet (vgl. Abschnitt 3.2).

In Abbildung 3–23a-j sind die Bestandesaufrisszeichnungen beider Varianten für die fünf Fünfjahreszyklen mit dem Waldwachstumssimulator SILVA dargestellt. Die Ertragskundli-

chen Kennwerte zur prognostizierten Altbestandsentwicklung finden sich für beide Varianten in Tabelle 3–10; Tabelle 3–11 enthält Angaben zur prognostizierten Verjüngungsentwicklung.

Tabelle 3–10: Leistungstafel der Altbestandsentwicklung für die Prognose zweier Varianten der Plenterwald-Versuchsparzelle Freyung 129-3 mit dem Waldwachstumssimulator SILVA (vgl. Abbildung 3–23a-j); die Angaben zur Verjüngungsentwicklung zeigt Tabelle 3–11. Ausgangsbestand für die Prognose über 25 Jahre ist die Versuchsparzelle nach der Durchforstung im Jahr 2000. Fünf Prognosejahre entsprechen einem Periodenzyklus. Alle Angaben in Hektarwerten; Erläuterungen der Variablen (vgl. Anhang, Abschnitt 7.1): Art=Baumart; v=verbleibender Bestand; a=ausscheidender Bestand; N=Stammzahl pro Hektar; ho=Oberhöhe in Metern; do=Durchmesser des Oberhöhenstammes in Zentimetern; hg=Höhe des Grundflächenmittelstammes in Metern; dg=Durchmesser des Grundflächenmittelstammes in Zentimetern, G=Bestandesgrundfläche in Quadratmetern; V=Volumen des Bestandes in Vorratsfestmetern Derbholz; EW=Anzahl in den Altbestand einwachsender Verjüngungspflanzen.

| Variante | Periode | Art | N(v) | ho(v) | do(v) | hg(v) | dg(v) | G(v) | V(v) | N(a) | G(a) | V(a) | EW |
|----------|---------|--------|------|-------|-------|-------|-------|------|-------|------|------|-------|-----|
| a | 1 | Fichte | 114 | 31.9 | 14.2 | 31.6 | 19.9 | 3.6 | 45.6 | 30 | 13.1 | 218.8 | - |
| | 2 | Fichte | 120 | 18.4 | 11.9 | 17.9 | 13.1 | 1.6 | 13.3 | 4 | 2.2 | 36.8 | 10 |
| | 3 | Fichte | 160 | 17.3 | 13.0 | 15.9 | 12.3 | 1.9 | 13.8 | 2 | 0.4 | 4.6 | 42 |
| | 4 | Fichte | 286 | 18.4 | 15.0 | 15.1 | 11.8 | 3.1 | 21.2 | - | - | - | 126 |
| | 5 | Fichte | 452 | 19.5 | 17.4 | 14.8 | 12.0 | 5.1 | 33.5 | 6 | 0.0 | 0.1 | 172 |
| | 1 | Tanne | 98 | 20.3 | 20.3 | 20.3 | 20.3 | 3.2 | 32.5 | 42 | 13.5 | 232.8 | - |
| | 2 | Tanne | 96 | 20.7 | 21.5 | 20.7 | 21.5 | 3.5 | 36.6 | 2 | 0.2 | 3.4 | - |
| | 3 | Tanne | 94 | 21.1 | 22.1 | 21.1 | 22.1 | 3.6 | 38.5 | 2 | 0.2 | 3.7 | - |
| | 4 | Tanne | 94 | 22.3 | 23.1 | 22.3 | 23.1 | 3.9 | 44.5 | - | - | - | - |
| | 5 | Tanne | 94 | 23.4 | 24.4 | 23.4 | 24.4 | 4.4 | 52.2 | - | - | 1 | - |
| | 1 | Buche | 48 | 16.8 | 11.8 | 16.8 | 11.8 | 0.5 | 4.2 | 38 | 0.6 | 9.1 | - |
| | 2 | Buche | 94 | 16.0 | 10.4 | 16.0 | 10.4 | 0.8 | 6.0 | - | - | - | 46 |
| | 3 | Buche | 160 | 13.7 | 9.5 | 12.9 | 8.8 | 1.0 | 5.5 | 4 | 0.0 | 0.0 | 70 |
| | 4 | Buche | 234 | 12.4 | 11.0 | 11.1 | 8.9 | 1.5 | 6.8 | 4 | 0.0 | 0.0 | 78 |
| | 5 | Buche | 352 | 12.2 | 12.8 | 10.7 | 9.2 | 2.3 | 10.4 | 4 | 0.0 | 0.1 | 122 |
| b | 1 | Fichte | 138 | 40.2 | 31.2 | 39.8 | 37.6 | 15.3 | 242.6 | 6 | 1.3 | 21.7 | - |
| | 2 | Fichte | 144 | 41.1 | 31.2 | 40.7 | 36.9 | 15.4 | 247.9 | 8 | 0.7 | 12.1 | 14 |
| | 3 | Fichte | 146 | 42.2 | 31.5 | 41.8 | 37.2 | 15.9 | 260.6 | 8 | 0.2 | 1.5 | 10 |
| | 4 | Fichte | 134 | 43.2 | 30.8 | 42.9 | 38.7 | 15.8 | 262.7 | 30 | 0.9 | 14.1 | 18 |
| | 5 | Fichte | 122 | 44.2 | 31.1 | 44.0 | 41.1 | 16.2 | 275.5 | 34 | 0.3 | 1.9 | 22 |
| | 1 | Tanne | 140 | 36.3 | 39.9 | 35.6 | 38.9 | 16.7 | 265.3 | - | - | - | - |
| | 2 | Tanne | 140 | 37.0 | 40.8 | 36.3 | 39.7 | 17.3 | 281.1 | - | - | - | - |
| | 3 | Tanne | 140 | 37.7 | 41.4 | 37.0 | 40.2 | 17.8 | 294.2 | - | - | - | - |
| | 4 | Tanne | 140 | 38.4 | 42.2 | 37.7 | 40.9 | 18.4 | 309.5 | - | - | - | - |
| | 5 | Tanne | 136 | 39.2 | 43.1 | 38.5 | 42.1 | 19.0 | 325.8 | 4 | 0.1 | 0.5 | - |
| | 1 | Buche | 80 | 30.0 | 30.3 | 30.0 | 30.3 | 5.8 | 90.1 | 6 | 0.6 | 9.1 | - |
| | 2 | Buche | 118 | 29.5 | 19.3 | 29.3 | 23.9 | 5.3 | 80.6 | 6 | 1.2 | 21.3 | 44 |
| | 3 | Buche | 126 | 30.2 | 17.0 | 29.9 | 21.1 | 4.4 | 68.7 | 26 | 1.4 | 20.3 | 34 |
| | 4 | Buche | 128 | 28.0 | 16.7 | 27.6 | 19.4 | 3.8 | 54.2 | 26 | 1.2 | 22.0 | 28 |
| | 5 | Buche | 148 | 27.2 | 16.8 | 26.4 | 17.5 | 3.6 | 48.6 | 2 | 0.7 | 11.9 | 22 |

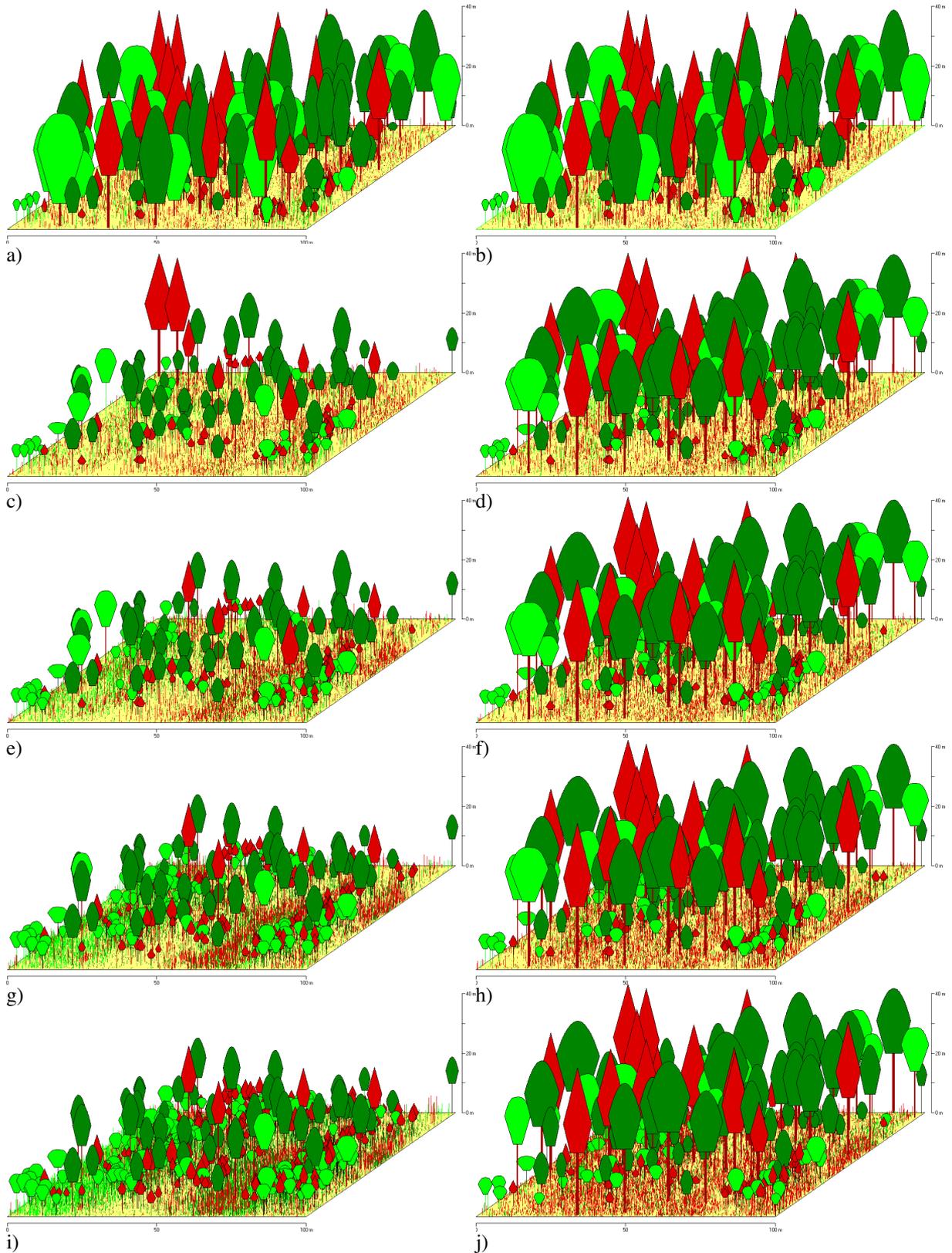


Abbildung 3–23a-j: Bestandesaufrisszeichnungen zweier Varianten einer zielstärkengenutzten Bestandesbehandlung der Plenterwald-Versuchsparzelle Freyung 129-3 des Aufnahmejahres 1999/2000 über fünf Prognosezyklen (Prognosezeitraum 25 Jahre); die Ausgangsbestände für die Prognose mit dem Waldwachstumsimulator SILVA unterscheiden sich nicht. Variante a) zeigen die Abbildungen a), c), e), g) und i); Variante b) zeigen die Abbildungen b), d), f), h) und j). ■=Fichte; ■=Tanne; ■=Buche; ■=Hintergrundfarbe der Bestandesfläche; Flächengröße=0.5 Hektar

Deutlich erkennbar ist in Abbildung 3–23a-j der stärkere Eingriff in den Altbestand zu Beginn der Prognose der ersten Variante a), die die Entnahme der Altbestandsbäume bei gerin-

Modellanwendung

geren Zieldurchmessern vorsieht. Das eingestellte Durchforstungsregime der Entnahme von Altbestandsbäumen bei geringeren Zieldurchmessern führt hier dazu, dass die herrschenden Altbestandsbäume entnommen werden (Abbildung a) und c) in Abbildung 3–23a-j) und die Vorräte des verbleibenden Bestandes auf Werte von 50 bis 100 Vorratsfestmeter Derbholz pro Hektar abgesenkt werden. Über den gesamten Prognosezeitraum liegen die Vorräte in dieser Größenordnung. Bei Variante b) hingegen führt das eingestellte Durchforstungsregime zu steigenden Altbestandsvorräten, die von 600 auf 650 Vorratsfestmeter Derbholz pro Hektar für den verbleibenden Bestand anwachsen.

Trotz der unterschiedlichen Vorratshaltungen werden bei beiden Varianten hohe Verjüngungspflanzenzahlen realisiert (vgl. Tabelle 3–11). Die Größenordnung der Verjüngungspflanzenzahlen der Varianten unterscheiden sich um den Faktor 3 bis 20, wobei in Prognosevariante a) höhere Verjüngungspflanzen prognostiziert werden als in Variante b). Weiterhin ist die Zahl der einwachsenden Verjüngungspflanzen bei Variante a) höher als bei Variante b). Dies führt bei Variante a), der Zielstärkennutzung mit geringeren Zieldurchmessern, zu einem Ansteigen der Stammzahl des verbleibenden Bestandes von 260 auf 900 Bäume (verbleibender Bestand - alle Baumarten). Im Gegensatz dazu bleibt die Stammzahl bei Variante b) nahezu konstant in einer Größenordnung von 360 bis 410 Bäumen.

Ungeachtet dessen zeichnen die unterschiedlichen Durchforstungseinstellungen beider Varianten in der Verjüngung ein differenziertes Bild (vgl. Abbildung 3–23a-j). Einerseits ist das Vorhandensein fertiler Altbestandsbäume auf der Bestandesfläche Voraussetzung für das Entstehen von Verjüngungspflanzen. Diese Voraussetzung wird unabhängig von dem Durchforstungsregime bei beiden Varianten erfüllt. Andererseits führt die stärkere Überschirmung der Verjüngung in Variante b) dazu, dass nach 25 Prognosejahren weniger Verjüngungspflanzen auf der Bestandesfläche vertreten sind und diese im Mittel um 0.1 bis 0.6 Meter kleiner sind als in Variante a). Wird die größere Anzahl in den Altbestand einwachsender Verjüngungspflanzen bei Variante a) berücksichtigt – was zu einer rechnerischen Verschiebung der Mittelhöhe nach unten führt – erhöht sich der Wuchsvorsprung in der Höhenentwicklung der Verjüngung dieser Variante (vgl. Tabelle 3–11).

Tabelle 3–11: Leistungstafel der Verjüngungsentwicklung für die Prognose zweier Varianten der Plenterwald-Versuchspartizelle Freyung 129-3 mit dem Waldwachstumssimulator SILVA (vgl. Abbildung 3–23a-j). Die Angaben für den Altbestand finden sich in Tabelle 3–10. Ausgangsbestand für die Prognose über 25 Jahre ist die Versuchspartizelle nach der Durchforstung im Jahr 2000. Fünf Prognosejahre entsprechen einem Periodenzyklus. Erläuterungen der Variablen (vgl. Anhang, Abschnitt 7.1): Art=Baumart; \bar{h} =arithmetische Mittelhöhe in Metern; $\bar{h}_{>1m}$ =arithmetische Mittelhöhe der Verjüngungspflanzen in Metern, deren Größe höher als ein Meter ist; \bar{h}_{max} =arithmetische Maximalhöhe in Metern; \bar{nvj}/m^2 =mittlere Anzahl von Verjüngungspflanzen pro Quadratmeter; nvj/ha =Anzahl von Verjüngungspflanzen pro Hektar; $nvj/ha_{>1m}$ =Anzahl von Verjüngungspflanzen pro Hektar, deren Größe höher als ein Meter ist; EW/ha =Anzahl in den Altbestand einwachsender Verjüngungspflanzen pro Hektar; COX =Dispersionskoeffizient nach COX (1971); Q_k -bes=prozentualer Anteil besetzter Verjüngungsquadrate an der Gesamtquadratzahl

| Variante | Periode | Art | \bar{h} | $\bar{h}_{>1m}$ | \bar{h}_{max} | \bar{nvj}/m^2 | nvj/ha | $nvj/ha_{>1m}$ | EW/ha | COX | Q_k -bes (%) |
|----------|---------|--------|-----------|-----------------|-----------------|-----------------|----------|----------------|---------|-------|----------------|
| a | 1 | Fichte | 0.6 | 2.0 | 0.7 | 4.3 | 42.234 | 5.522 | - | 48.6 | 98 |
| | 2 | | 0.7 | 1.9 | 2.0 | 3.8 | 35.550 | 6.668 | 10 | 59.7 | 95 |
| | 3 | | 1.0 | 1.8 | 2.7 | 4.0 | 35.300 | 13.198 | 42 | 60.8 | 89 |
| | 4 | | 1.2 | 2.1 | 3.0 | 4.4 | 36.698 | 17.372 | 126 | 56.6 | 83 |
| | 5 | | 1.3 | 2.7 | 2.6 | 3.0 | 26.088 | 10.326 | 172 | 27.9 | 87 |
| | 1 | Tanne | 0.3 | 1.8 | 0.3 | 0.6 | 3.750 | 12 | - | 5.2 | 58 |
| | 2 | | 0.3 | 1.4 | 0.3 | 2.1 | 19.302 | 66 | - | 11.0 | 91 |
| | 3 | | 0.3 | 1.4 | 0.6 | 7.1 | 68.334 | 854 | - | 32.4 | 97 |
| | 4 | | 0.4 | 1.5 | 1.1 | 14.8 | 145.572 | 6.278 | - | 52.6 | 99 |
| | 5 | | 0.5 | 1.6 | 1.8 | 28.7 | 286.352 | 23.050 | - | 76.9 | 100 |
| | 1 | Buche | 1.0 | 2.7 | 1.1 | 0.8 | 6.322 | 1.620 | - | 6.6 | 79 |
| | 2 | | 0.8 | 2.6 | 1.6 | 1.0 | 7.259 | 1.244 | 46 | 17.4 | 71 |
| | 3 | | 0.6 | 1.8 | 1.8 | 4.4 | 30.280 | 4.036 | 70 | 73.9 | 70 |
| | 4 | | 0.7 | 1.7 | 2.5 | 9.4 | 60.110 | 11.824 | 78 | 143.8 | 64 |
| | 5 | | 0.8 | 1.8 | 3.1 | 14.8 | 85.928 | 19.574 | 122 | 191.0 | 58 |
| b | 1 | Fichte | 0.6 | 2.0 | 0.7 | 4.3 | 4.234 | 5.522 | - | 48.6 | 98 |
| | 2 | | 0.6 | 1.9 | 1.9 | 4.8 | 46.732 | 6.250 | 14 | 46.5 | 98 |
| | 3 | | 0.6 | 1.7 | 2.1 | 8.4 | 81.166 | 11.268 | 10 | 45.5 | 97 |
| | 4 | | 0.7 | 1.6 | 2.3 | 13.0 | 127.558 | 22.030 | 18 | 57.6 | 98 |
| | 5 | | 0.7 | 1.6 | 2.6 | 19.3 | 190.438 | 38.710 | 22 | 75.2 | 99 |
| | 1 | Tanne | 0.3 | 1.8 | 0.3 | 0.6 | 3.750 | 12 | - | 5.2 | 58 |
| | 2 | | 0.3 | 1.3 | 0.3 | 1.5 | 11.618 | 44 | - | 10.4 | 79 |
| | 3 | | 0.3 | 1.3 | 0.4 | 3.5 | 31.476 | 164 | - | 27.3 | 89 |
| | 4 | | 0.3 | 1.4 | 0.6 | 6.2 | 56.634 | 702 | - | 43.4 | 92 |
| | 5 | | 0.4 | 1.4 | 0.8 | 9.2 | 86.440 | 2.346 | - | 57.3 | 94 |
| | 1 | Buche | 1.0 | 2.7 | 1.1 | 0.8 | 6.322 | 1.620 | - | 6.6 | 79 |
| | 2 | | 1.0 | 2.7 | 1.6 | 0.7 | 4.908 | 1.158 | 44 | 7.3 | 67 |
| | 3 | | 0.8 | 2.4 | 1.3 | 0.9 | 4.482 | 796 | 34 | 9.6 | 49 |
| | 4 | | 0.7 | 1.9 | 1.2 | 1.2 | 4.974 | 832 | 28 | 13.9 | 42 |
| | 5 | | 0.7 | 1.7 | 1.3 | 1.4 | 5.342 | 1.068 | 22 | 20.0 | 38 |

Neben den ertragskundlichen Kennwerten in Tabelle 3–10 und 3–11 verdeutlicht Abbildung 3 24a, b die Auswirkungen des Durchforstungsregimes auf die Höhenverteilung der betrachteten Baumarten nach 25 Prognosejahren. Die geringeren Zieldurchmesser bei der Zielstärkennutzung in Variante a) führen zu einer Bestandessituation, bei der die höchsten Bäume eine Höhe von 30 Metern erreichen. Die Stammzahl bzw. die Anzahl von Verjüngungspflanzen der Baumart Fichte und Buche nimmt mit Zunahme der Höhe kontinuierlich ab. Im Gegensatz dazu dominiert die Baumart Tanne im Altbestand, ist in der Verjüngung bis zu einer Höhe

Modellanwendung

von 4 Metern vertreten und fehlt gänzlich im Höhenbereich von 5 bis 13 Metern. Die Höhengrenze zwischen dem Komplex Verjüngung und dem Komplex Altbestand bei einer Höhe von 7 Metern ist erkennbar, weil eine größere Anzahl von Bäumen im Höhenbereich zwischen 7 und 10 Metern vorhanden ist als in den darunter liegenden 3 Höhenklassen (4-6.99 Meter). Das bedeutet, dass die Höhenentwicklung der Verjüngungspflanzen unterhalb der Höhengrenze von 7 Metern schneller verläuft als die Höhenentwicklung der Altbestandsbäume oberhalb dieser Höhengrenze. In Variante b) erreichen die höchsten Bäume eine Höhe von über 50 Metern. Die Stammzahl bzw. die Anzahl von Verjüngungspflanzen der Baumarten Fichte, Buche und Tanne nimmt mit Zunahme der Höhe kontinuierlich ab, wobei alle betrachteten Baumarten gleichmäßig über die Höhenklassen verteilt sind. Eine Höhengrenze zwischen der Verjüngung und dem Altbestand, bei der die Besetzung der Höhenklassen mit Bäumen bzw. Verjüngungspflanzen ungerichtet ab- oder zunimmt, zeichnet sich nicht ab.

In beiden Varianten nimmt die Stammzahl bzw. die Anzahl von Verjüngungspflanzen im doppelt logarithmischen Koordinatensystem linear ab; am stärksten zu beobachten bei der Baumart Tanne (vgl. Abbildung 3 24a, b und 3–25).

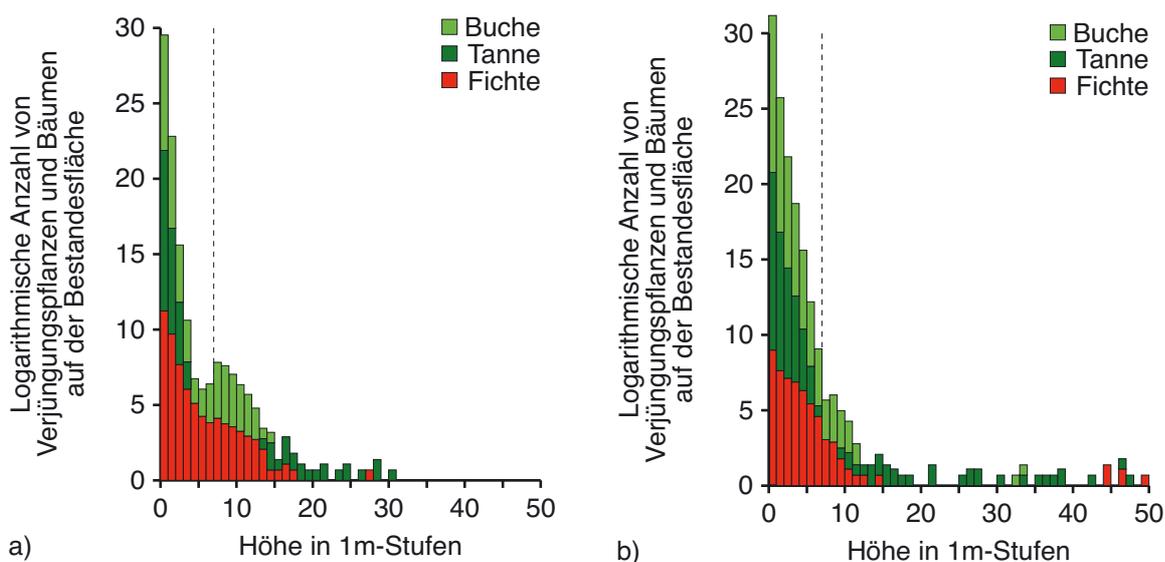


Abbildung 3 24a, b: Logarithmische Anzahl von Verjüngungspflanzen und Bäumen auf der Bestandesfläche über der Höhe in ein Meter-Stufen für die beiden Varianten und die betrachteten Baumarten auf der Plenterwald-Versuchsparzelle Freyung 129-3 in der fünften Prognoseperiode. Abbildung a) stellt Variante a) und Abbildung b) stellt Variante b) dar. Eine gestrichelte Hilfslinie bei 7 Metern verdeutlicht die Höhengrenze zwischen der Verjüngung und dem Altbestand.

Nun wird überprüft, ob die geschätzte Stammzahlentwicklung in der Verjüngung dem erwarteten gesetzmäßigen Verlauf folgt. Es wird angenommen, dass die Stammzahl bzw. die Anzahl von Verjüngungspflanzen im doppelt-logarithmischen Koordinatensystem linear abnimmt, die Steigung der Regressionsfunktion, die die Wertepaare ausgleicht, konstant und baumartenspezifisch ist und das Interzept der Regressionsfunktion von dem Grad der zur Verfügung stehenden Ressourcen abhängt (PRETZSCH, 2000, 2001, 2004; REINEKE, 1933; SACK-

VILLE-HAMILTON et al., 1995; STERBA, 1975, 1981, 1987, 2003; STERBA und MONSERUD, 1993; YODA et al., 1963; ZEIDE, 1987).

Dazu wird in Anlehnung an die Vorgehensweise in Abschnitt 2.3.3 neben der dort an Altbestandsdaten ermittelten Stammzahl-Mittelhöhen-Grenzbeziehung die auf der Versuchsfläche beobachtete und mit dem Waldwachstumssimulator SILVA für beide Varianten geschätzte Verjüngungspflanzenzahl über der mittleren Höhe der Verjüngungspflanzen dargestellt (Abbildung 3–25). Die Pfeile und Pfeilspitzen in der Abbildung symbolisieren die Entwicklungsrichtung der Verjüngung über die Zeit. Die punktierten Linien stellen die auf der Versuchsparzelle beobachtete Verjüngungsentwicklung des Zeitraumes 1980 bis 1999/2000 dar (HOSTENBACH, 2002; PRETZSCH, 1981). Die durchgezogenen Linien geben die prognostizierte Verjüngungsentwicklung wieder.

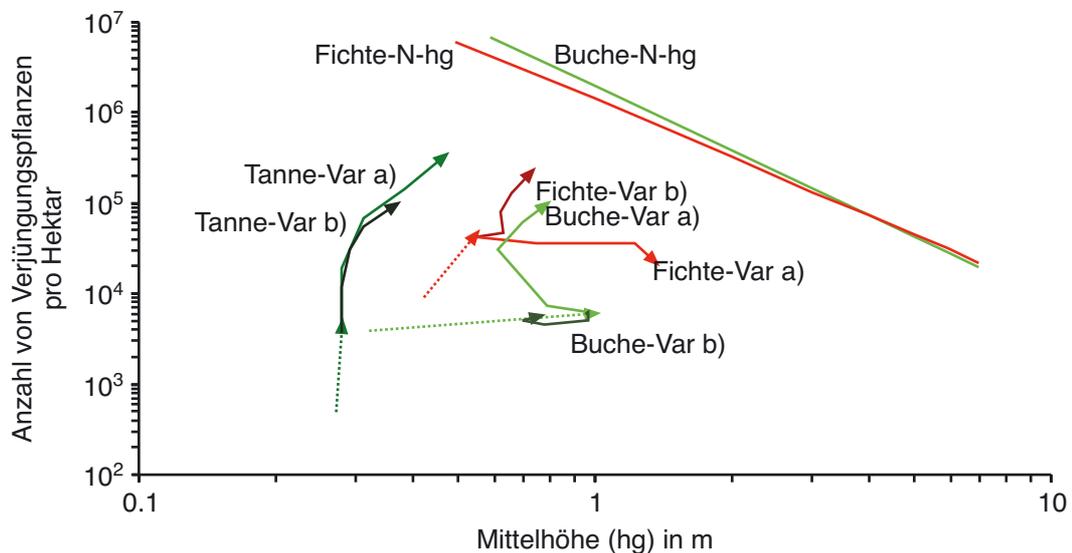


Abbildung 3–25: Darstellung der mit Versuchsflächendaten ermittelten Stammzahl-Mittelhöhen-Grenzbeziehung (Fichte-N-hg und Buche-N-hg) für die Baumarten Fichte und Buche und die für die Plenterwald-Versuchsparzelle Freyung 129-3 über fünf Prognosezyklen geschätzte Verjüngungsentwicklung im doppelt-logarithmischen Koordinatensystem; die punktierten Linien stellen die auf der Versuchsparzelle beobachtete Verjüngungsentwicklung des Zeitraumes 1980 bis 1999/2000 dar (HOSTENBACH, 2002; PRETZSCH, 1981). Die Pfeile symbolisieren die Entwicklungsrichtung der Verjüngung über die Zeit.

Die in Abschnitt 2.3.3 ermittelte Stammzahl-Mittelhöhen-Grenzbeziehung wird von den betrachteten Baumarten in beiden Varianten nicht überschritten. Die Verjüngungspflanzenzahl und die mittlere Höhe der Verjüngungspflanzen nimmt bei der Baumart Tanne bei beiden Varianten zu und folgt in der Prognose der Entwicklungsrichtung, die durch die beobachtete Verjüngungsentwicklung auf der Versuchsparzelle vorgegeben wird (punktierte Linie). Während bei der Baumart Tanne die Entwicklungsrichtung bei beiden Varianten nahezu einheitlich verläuft, zeigt sich bei den Baumarten Fichte und Buche in den Varianten eine abweichende Entwicklung. In Variante a) nimmt die Baumart Fichte in der Höhe zu und in der Verjüngungspflanzenzahl ab, während bei der Baumart Buche vorwiegend die Verjüngungspflanzenzahl

Modellanwendung

ansteigt. In Variante b) zeigt sich eine gegensätzliche Entwicklung, bei der die Baumart Fichte in der Höhe und der Verjüngungspflanzenzahl zunimmt, während bei der Baumart Buche die Höhe und die Verjüngungspflanzenzahl bei den erreichten Werten stagniert.

Mit Ausnahme der Baumart Tanne ist bei beiden Varianten und den betrachteten Baumarten Fichte und Buche das erwartete Einschwenken der Stammzahl-Höhen-Entwicklung auf den durch die Stammzahl-Mittelhöhen-Grenzbeziehung vorgegebenen Verlauf erkennbar (vgl. PRETZSCH, 2000, 2001). Dass das Einschwenken auf die als Selbstdurchforstungslinie bezeichnete Stammzahl-Mittelhöhen-Grenzbeziehung deutlich unterhalb der Stammzahl-Mittelhöhen-Grenzbeziehung stattfindet, hängt mit der Beteiligung mehrerer Baumarten, der damit verbundenen additiven Ressourcenausnutzung und dem in Abschnitt 2.3.3 erläuterten Annäherungsproblem zusammen.

Dies Beispiel zeigt, dass es möglich ist, die Bestandesentwicklung eines Plenterwaldes unter Berücksichtigung des kontinuierlichen und kleinflächigen Wechsels von Altbestandsbäumen und Verjüngungspflanzen mit dem Waldwachstumssimulator SILVA zu schätzen. Die nach mehreren Simulationsperioden geschätzten Verjüngungspflanzenzahlen erreichen hohe Werte, die nach forstlichem Erfahrungswissen selten erreicht werden (z.B. BURSCHEL und HUSS, 1997). Die zeitliche Entwicklung der prognostizierten Verjüngung deckt sich mit der beobachteten Verjüngungsentwicklung auf der Versuchsparzelle. Die prognostizierte Verjüngungsentwicklung in einem baumartenreichen und vielschichtigen Plenterwald folgt damit erwarteten biologischen Gesetzmäßigkeiten und Theorien über das Baumwachstum.

4 Diskussion

4.1 Modellkonzept

- Ist der **Zweck** der Modellierung eindeutig formuliert und eingehalten worden?

Durch den eingangs klar formulierten Zweck- und Leistungsanspruch des Verjüngungsmodells (vgl. Abschnitt 1.4.5 und 2.2) waren im Laufe des Entwicklungsprozesses weder Veränderungen des Ziels nötig, noch mussten Kompromisslösungen eingegangen werden. Ausnahmen stellen lediglich die durch die Modellüberprüfungen (vgl. Anhang, Abschnitt 11.3 und 11.4) bedingten Modellveränderungen dar. Im Einzelnen sind dies die Streuung der Samengewichte, die Veränderung der Verteilungsparameter der Ausbreitungsfunktion für die Baumarten Buche und Eiche und die baumartenabhängige Speicherung von Höhenzuwachsen in der untersten Höhengschicht.

- Erfüllt das **Modell** seinen **Zweck**?

Die Modellanwendung von SILVA im forstlichen Kontext zielt auf die Integration des Modells in den Informationsfluss der Forstwirtschaft. Intention der vorliegenden Arbeit war die Konstruktion eines Verjüngungsmodelles für die Abbildung der Wachstumsdynamik von Verjüngungspflanzen in Rein- und Mischbeständen. Durch Integration des Verjüngungsmodells in den Waldwachstumssimulator SILVA ist dieser nun in der Lage, die Bestandesentwicklung über mehrere Generationen nachzubilden:

- > durch geeignete Schnittstellen sind Daten der forstlichen Praxis ohne Einschränkungen nutzbar
- > das Wachstum gleichaltriger und ungleichaltriger Rein- und Mischbestände sowie verschiedene waldbauliche Verfahren, die explizit auf Verjüngung setzen, können über alle Entwicklungs- und Alterstadien nachgebildet werden
- > die Funktions- und Modellgleichungen bauen auf kausalen, biologisch interpretierbaren Zusammenhängen auf, ohne den Anspruch zu erheben, das Bestandeswachstum anhand physiologischer Größen und Mechanismen zu erklären
- > derzeitiger Wissenstand und Datenbasis werden umfassend ausgeschöpft, sofern verfügbare Daten eine Modellierung möglich machen

4.2 Daten

- War es möglich, alle als relevant identifizierten **Einflussfaktoren** abzubilden?

In Abschnitt 1.4.3 wurden die als relevant für die Entwicklung der Verjüngung identifizierten Einflussfaktoren eingeführt. Während die Wirkung von Einflussfaktoren wie Licht und Strahlung durch zahlreiche Untersuchungen belegt ist (HOMANN, 2004; LEDER et al., 2003;

Diskussion

LÜPKE, 2003; SCHALL, 1998; WAGNER, 1999), fehlt in anderen Bereichen (z.B. Pilze/ Mykorrhiza, Genetik) forstliches Grundwissen. Insofern war es nicht möglich, alle als relevant identifizierten Einflussfaktoren mit Modellfunktionen abzubilden. Andererseits erlaubt der gewählte makroskalige Untersuchungsansatz, viele Prozesse niedrigerer Systemhierarchieebenen auf höherer Hierarchieebene zusammenzufassen. Diese Vorgehensweise wird von ZEIDE (2003) als U-approach bezeichnet (vgl. PRETZSCH, 2001; ULRICH, 1993; ZEIDE, 2001, 2003, 2004).

- Stimmt der angestrebte **Komplexitätsgrad** mit dem im Modell verwirklichten überein?
Der Komplexitätsgrad des Verjüngungsmodelles orientiert sich an der Betrachtungsebene des forstlichen Wirtschafters, der Verjüngungspflanzen nicht als Individuen sondern als Kohorte oder Gruppe wahrnimmt. Entsprechend dem Ziel der Modellierung wurde im Entwicklungsprozess besonderer Wert auf den beabsichtigten Modellanwendungsbereich gelegt, der die Anwendung von SILVA als Managementmodell für die waldbauliche Planung und Kontrolle vorsieht (z.B. DURSKY, 2000; KLEMMT, 2004).
Durchgeführte Optimierungsarbeiten (z.B. Filterfunktionen in Abschnitt 3.3.1) und gewählte Lösungen zeigen die hohe Benutzerfreundlichkeit des Modells (z.B. zweckadäquate Rechen-/Prognosezeiten im Anhang, Abschnitt 7.3.5.2). Gleiches gilt für die Steuerung des Verjüngungsmodells über Dialogfelder und die Ausgabe von Ergebnisgrößen der prognostizierten Bestände (vgl. Abschnitt 3.1 und 3.2).
- Kann die **Richtigkeit** der für die Modellentwicklung genutzten **Daten** belegt werden?
Ein Beweis für die Richtigkeit der genutzten Daten kann nicht gegeben werden. Einerseits liegen für zahlreiche Versuchsflächen wiederholte Aufnahmen vor (vgl. Anhang, Abschnitt 8.1.1.2), so dass tiefere Überprüfungen durchführbar sind. Andererseits erlaubt die umfangreiche Datenlage ein großzügiges Ausfiltern falscher und zweifelhafter Datensätze.
- Kann das Verjüngungsmodell die im realen System beobachtete **Streuung** wiedergeben?
In allen Modellen wurde Wert darauf gelegt, dass die durch die Parametrisierung nicht erklärte Reststreuung durch entsprechende vor- oder nachgeschaltete Funktionen abgebildet wurde. Als Beispiel für diese Vorgehensweise kann das Höhenzuwachsmodell (vgl. Abschnitt 2.5) aufgeführt werden, bei dem die Streuung der geschätzten Höhenzuwächse die an Verjüngungspflanzen beobachteten Einzelzuwächse in seiner vollen Bandbreite abbilden kann (vgl. Abschnitt 11.4 im Anhang).

4.3 Gesamtmodell

- Welche **Anwendungsbereiche** ergeben sich für den Waldwachstumssimulators SILVA im derzeitigen Entwicklungsstadium?

Die Modellphilosophie von SILVA zielt auf forstliche Anwendungen vor dem Hintergrund wissenschaftlicher und praxisnaher Fragestellungen, die in Abschnitt 3.3 anhand von Anwendungsbeispielen belegt werden. Sie reichen von der Abbildung der Wuchsdynamik der einzelnen Baumarten und kleinräumiger Baumartenmischung, von der Nutzung forstlicher Daten als Eingangsgröße für die Prognose über die Sensitivitätsanalyse wesentlicher Einflussfaktoren bis hin zur Nachbildung forstlichen Handelns mit seinen Wirkungen im Bestand und innerhalb der Verjüngung. Andere Verjüngungsmodelle wie die Prozessmodelle REGENERATOR und NATURVERJÜNGUNG von BRUNNER (2004) und SCHALL (1998), das Einwuchsmodell im Waldwachstumssimulator BWIN (DÖBBELER et al., 2003; NAGEL, 2001), das Verjüngungsmodell im Waldwachstumssimulator FOREST von EK und MONSERUD (1974) und MONSERUD (1975) oder das Verjüngungsmodell FOREGEN von SOLOMON und LEAK (2002) decken nur Teile der oben genannten Aspekte ab.

- Bestehen **Verhaltensunterschiede** zwischen der prognostizierten und realen Verjüngung?
Ein bestimmter Grad an Verhaltensunterschieden von Modell zu realem System sind zu erwarten, da beide nicht identisch sind und das Modellverhalten von der Initialisierung abhängt. Andererseits ist ein hoher Grad an Verhaltensgleichheit Voraussetzung dafür, dass die mit dem Modell gewonnenen Erkenntnisse auf das reale System übertragbar sind (Analogieschluss, vgl. HÜGLI und LÜBCKE, 1991; KLAUS und LIEBSCHER, 1976; LORENZ, 2004; STACHOWIAK, 1973). Wesentliche Verhaltensunterschiede bestehen bei Fragestellungen, die extreme Verhaltensweisen der realen Verjüngung vorhersagen wollen, wie extreme Standort- und Wuchsbedingungen (Spätfröste, Sonderstandorte, starke Freistellung) oder untypische Bestandessituationen.

Weitere Verhaltensunterschiede sind dort zu erwarten, wo im realen System geringe graduelle Veränderungen oder langsame Zustandsänderungen (z.B. von beschatteten zu unbeschatteten Flächen) vorliegen und an deren Stelle durch die mathematische und programmtechnische Umsetzung im Verjüngungsmodell eine abrupte Zustandsänderung stattfindet. Durch eine Kombination der mathematischen Funktionen mit stochastischen Komponenten ist es allerdings möglich, graduelle Veränderungen von Zuständen mit einer zustandsabhängigen Fallunterscheidung nachzuvollziehen.

Diskussion

- Wo liegen die **Möglichkeiten** des Verjüngungsmodells?

Diese ergeben sich – ohne Anspruch auf Vollständigkeit – aus dem heterogenen Datenmaterial und der funktionellen Erfassung von Einflussfaktoren:

- > Übertragung und Anwendung des Simulators auf Standorteinheiten, die nicht Gegenstand der Modellierung sind,
- > Übertragung und Anwendung des Simulators auf Bestandessituationen (verschiedener Baumarten, Mischungsformen, Alterszusammensetzungen), die nicht Gegenstand der Modellierung sind
- > Anwendung des Simulators über mehrere Bestandesgenerationen
- > zeitlich und räumlich explizite Erfassung der Wuchsbedingungen
- > Nachbildung unterschiedlicher waldbaulicher Behandlungsvarianten

- Wo liegen die **Grenzen** des Verjüngungsmodells?

Es lassen sich – ohne Anspruch auf Vollständigkeit – unterschiedliche Modellgrenzen benennen, die sich vorwiegend aus der Diskretisierung biologischer Größen ergeben:

- > Begrenzung auf bayerische Standorte und numerische Standortvariablen
- > Begrenzung auf neun Baumarten
- > numerische Erfassung der Wuchsbedingungen und Behandlungsvarianten
- > Festlegung der räumlichen Auflösungseinheit (Verjüngungsquadrat) auf ein 2.5 x 2.5 Meter großes Quadrat

- Welcher **Kenntnisstand** wird für die Anwendung von SILVA beim Programmbenutzer vorausgesetzt?

SILVA und das integrierte Verjüngungsmodell sind wegen der maus- und fenstergesteuerten Programmbedienung auch für nicht-forstliche Programmbenutzer einfach zu bedienen. Kundigen Programmbenutzern bietet SILVA weitere Einstellmöglichkeiten. Die Programmbedienung des Verjüngungsmodells ist – sofern nicht selbst erklärend – in dieser Arbeit (vgl. Abschnitt 3.2 ab Seite 196) ausführlich dokumentiert; außerdem existieren Handbücher (PRETZSCH et al., 2000; 2002d).

4.4 Teilmodelle: Möglichkeiten – Schwächen – Grenzen

- Das im Rahmen dieser Arbeit entwickelte **Ausbreitungsmodell** bildet alle Phasen im Ausbreitungsprozess (Maturität, Fruktifikation, Samenausbreitung, Keimung) explizit räumlich ab. Es übernimmt eine zentrale Aufgabe bei der Vorhersage der räumlichen Verteilung des zukünftigen Bestandes, was sich in unterschiedlichen Baumartenanteilen, Mischungsformen und -strukturen widerspiegelt. Indem das Modell nahezu alle Ausbreitungsprozesse in

Abhängigkeit der einzelnen Altbestandsbäume steuert, ist es unabhängig von den betrachteten Baumarten bei solitären Bestandessituationen ebenso anwendbar wie im Plenter- oder Altersklassenwald. Das Modell – ein mechanistischer Lösungsansatz – lässt sich daher gut auf andere Baumarten und Regionen übertragen.

Im Gegensatz zu Einwuchsmodellen (vgl. SHUGART, 1984; VANCLAY, 1994), die die Jugendphase der Verjüngung erst nach der Etablierung der Verjüngungspflanze nachbilden und die wegen fehlender Erfassung der Umgebungssituation (Pollenangebot, Samenräuber, Ausbreitungshelfer) nur eingeschränkt verallgemeinbar sind, erlauben mechanistische Ansätze (Diffusionsmodelle, Flugpfadmodelle) die Beantwortung populationsbiologischer Fragestellungen (CAIN et al., 2000; HIGGINS und RICHARDSON, 1999; KÖHLER, 2000; MULLER-LANDAU et al., 2003; TACKENBERG, 2001). Während Diffusionsmodelle wie das im Verjüngungsmodell integrierte Ausbreitungsmodell die Oberflächenstruktur der Landschaft in wesentlichen Punkten vernachlässigen (ANDERSEN, 1991; WALKLATE, 1987; WILLSON und SAWFORD, 1996), sind Flugpfadmodelle – der Flugpfad einzelner Samen wird durch einen „random walk“-Prozess nachgebildet – in einfachen wie auch in komplexen Bestandessituationen anwendbar (ANDERSEN, 1991; GREENE und JOHNSON, 1995; JONGEJANS und SCHIPPERS, 1999; MCCARTNEY, 1990). Ihr Nachteile sind die hohe Anforderung an die Qualität der Parametrisierungsdaten und der hohe Rechenaufwand bei Simulationen.

- Das **Mortalitätsmodell** gründet auf einer räumlich heterogenen und breiten Datenbasis abgestorbener und lebender Verjüngungspflanzen. Morphologische oder physiologische Größen stehen nicht zur Verfügung. Bei den abgestorbenen Verjüngungspflanzen handelt es sich vorwiegend um bereits verholzte, in der sozialen Stellung unterdrückte Individuen. Unverholzte und abgestorbene Verjüngungspflanzen werden nicht erfasst. So stellt die Datenbasis lediglich eine Momentaufnahme dar, bei der ein schmaler Ausschnitt der in der Verjüngung ablaufenden Absterbeprozesse erfasst ist.

Angesichts dieser Problematik wurde bei der Modellierung besonderer Wert auf ein robustes und biologisch plausibles Modellverhalten gelegt, bei der die wirklichkeitsgetreue Vorhersage der Mortalitätswahrscheinlichkeit der gesamten Verjüngung im Vordergrund steht (vgl. Anpassung eines höhenabhängigen Trennwertes in Abschnitt 2.6.5). Die hohen Verjüngungspflanzen, die bei manchen Simulationen realisiert wurden (vgl. Abschnitt 3.3), deuten darauf hin, dass entweder der Algorithmus zur Etablierung neuer Verjüngungspflanzen zu progressiv ist oder das Mortalitätsmodell zu wenig Verjüngungspflanzen absterben lässt. Die zu Grunde liegenden biologischen Prozesse sind vielschichtig und nur unter großem Aufwand messbar. Neben der gutachterlichen Korrektur von Modellfunktionen sollte die Lösung in detailliertem und hochauflösendem Datenmaterial bestehen, das derzeit nicht im

benötigten Umfang zur Verfügung steht.

- Das **Bewirtschaftungsmodell** erfasst wesentliche Einflussfaktoren auf die Verjüngungsentwicklung und integriert erstmals diese in einem benutzerfreundlichen und managementorientierten Simulationsmodell. Dies eröffnet dem forstlichen Wirtschaftler die Möglichkeit, bei seiner Einschlagsplanung neben betriebswirtschaftlichen und technischen Gesichtspunkten auch ökologische zu berücksichtigen.

Eine Schwäche des Bewirtschaftungsmodells ist die Einschränkung der Modellfunktionen auf die beiden Baumarten Buche und Fichte und auf die motormanuelle Holzernte. Weiterhin sind Langzeit- und Rückeschäden an Verjüngungspflanzen und die durch die Schäden verursachten Qualitätseinbußen nicht erfasst, was angesichts einer praktischen Anwendung in einem Simulationsmodell ergänzt werden müsste.

- Das **Generierungsmodell** bietet zum ersten Mal die Möglichkeit, die in den Inventurdaten ruhenden und bisher nur mäßig genutzten Informationen auf breiter Basis für die Prognose zu nutzen. Hierbei ist es unerheblich, ob sich der zu rekonstruierende Bestand bzw. Verjüngung aus einer oder mehreren Baumarten oder Höhengschichten aufbaut.

Wichtiger als die methodische Verfeinerung der Modellschritte (z.B. Schätzung der Mittelhöhe aus dem Mitteldurchmesser in Abhängigkeit eines mittleren Konkurrenzindexwertes) ist die Entwicklung eines praktikablen Modells und dessen Umsetzung in ein Simulationsmodell. In seinem robusten Modellverhalten und der einfachen Programmbedingung kommt das Generierungsmodell all diesen Anforderungen bestens nach (vgl. Abschnitt 3.2.2 und 3.3.1).

4.5 Evaluierung

- Reichen die durchgeführten **Modellevaluierungen** aus, um die Genauigkeit des Modells zu belegen?

Die Genauigkeit eines Modells ist eine Größe die nicht eindeutig oder ohne Zweifel restlos bestimmt werden kann. Obwohl umfangreiche und erfolgreich abgeschlossene Tests mit dem Waldwachstumssimulator SILVA und dem neuen Verjüngungsmodell stattgefunden haben (vgl. Anhang, Abschnitt 11.3 und 11.4), kann die Evaluierung nicht als abgeschlossen gelten. So fehlt derzeit eine explizite Evaluation, die Akzeptanztests von Programmbenutzern, Experten oder Versuchspersonen einschliesst (BALCI, 1998; BANKS, 1998; HOLZ AUF DER HEIDE, 1993; LAW und MCCOMAS, 1989, 1990; MEADOWS und ROBINSON, 1985; NAYLOR und FINGER, 1967; ODERWALD und HANS, 1993; REYNOLDS, 1984; ROBINSON, 1999; SARGENT, 1983, 1984, 1991, 1996, 1998; SOARES et al., 1995).

- Welchen Wert nimmt die **Umsetzung/Programmierung** des Computermodells ein?

Die Umsetzung des biometrischen Modells ist Bestandteil der Modellierung. Seine Implementierung diente der Überprüfung der entwickelten Modellfunktion und Parameter im Hinblick auf deren gemeinschaftlichen Funktionsweise. Solche Überprüfungen fanden im Anschluss an jede Modellentwicklung statt (vgl. Berichte zur Überprüfung der Teilmodelle und des Gesamtmodells in Abschnitt 3.3 und Abschnitt 11.3 und 11.4 im Anhang). Daneben ist die Implementierung des Verjüngungsmodells in das Hauptprogramm der entscheidende Schritt, um die im Rahmen dieser Arbeit gewonnenen Erkenntnisse einem breiten Publikum verfügbar zu machen.

Spezielle Überprüfungen wie die Zufallszahlengenerierung im Anhang in Abschnitt 7.3.5.1 gewährleisten eine einwandfreie Funktionsweise des Computermodells (BANKS, 1998; LAW und KELTON, 2000). Das Verjüngungsmodell bildet zwar einen wichtigen Baustein in der Entwicklung eines zweckorientierten Managementmodell (FRANZ, 1987; PRETZSCH 1992a, b), stellt aber kein kontextloses neues Modell dar (MAJONE, 1977).

4.6 Methodik

- Inwieweit wird diese Arbeit den wissenschaftlichen Anforderungen, die an die Anwendung der **Modellierung als Methode** gestellt werden, gerecht?

Das Postulat, nach dem von wissenschaftlichen Methoden Anwendungsneutralität und Reproduzierbarkeit gefordert werden (HESSE et al., 1992), darf als erfüllt angesehen werden. Mit den erforderlichen Information hätte das gesetzte Ziel von anderen Modellierern ebenso erreicht werden können. Die Überprüfung des Verjüngungsmodells zeigt, dass das Modell ebenso wie alle seine Funktionen und Komponenten richtige und zuverlässige Ergebnisse liefern (BIGGS und CAWTHORNS, 1962; HANN, 1980; SOARES et al., 1995). Weiterhin sind die angewendeten Methoden und Techniken jederzeit auf einen anderen Gegenstandsbereich als die Verjüngung oder das Wachstum von Bäumen übertragbar.

- Hat eine **Reflektierung** bei der Modellierung stattgefunden?

Die biometrische Modellierung entwickelt Modellfunktionen konzeptionell und löst diese mit Daten auf analytischem Wege. Beginnend mit der Fragestellung und Problemformulierung (vgl. Kapitel 1) werden passende Daten (vgl. Abschnitt 2.1 und Anhang, Kapitel 8) und Modellfunktionen gesucht (vgl. Abschnitt 2.2ff.). Zwischenresultate werden durch „systematisches Probieren“ in zyklisch gestufter Abfolge von Analyse, Entwurf, Realisierung und Validierung getestet und überprüft (vgl. Abbildung 4–1). Indem die einzelnen Phasen des gesamten Modellbildungszyklus eingehalten, kontrolliert, mehrfach durchlaufen und dabei verfeinert und konkretisiert werden, wird in einem iterativen Prozesse für jedes Teilproblem

Diskussion

auch unter veränderten Bedingungen eine befriedigende Lösung erzielt.

Eine **Reflektierung** erfolgt zu jedem einzelnen Entwicklungsschritt (vgl. Abbildung 4–1). Dabei wird nicht nur kontinuierlich hinterfragt, ob die entwickelten Funktionen und Modelle dem Modellzweck entsprechen und dem Ziel der Integration von Verjüngung in den Waldwachstumssimulator SILVA dienen, sondern auch ob bereits entwickelte Modellkomponenten noch benötigt werden oder neue erforderlich sind.

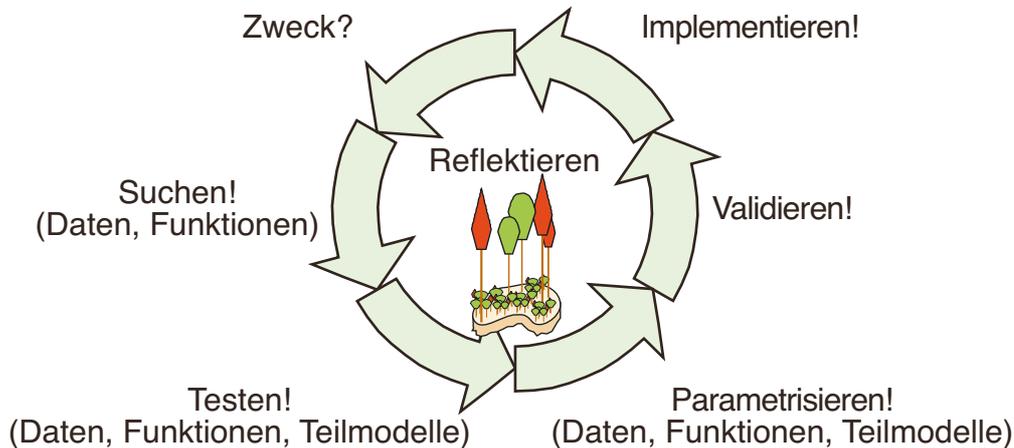


Abbildung 4–1: Schematische Darstellung des Reflektierungsprozesses zur Integration von Verjüngung in den Waldwachstumssimulator SILVA. Gegenstand sind alle Entwicklungsschritte im Modellierungsprozess.

4.7 Entwicklungsmöglichkeiten

- Wo kann das Verjüngungsmodell **Fehler** aufweisen?

Unentdeckte, d.h. im Rahmen der Modellüberprüfungen und Evaluierung nicht erkannte und behobene Fehler, könnten hauptsächlich dort auftreten, wo entsprechende Modellfunktionen nicht oder nur in begrenztem Umfang mit Daten hinterlegt sind. Beispiele dafür wären die Prognose von seltenen Baumarten, die Prognose von Beständen, deren Wuchsbedingungen deutlich von den bayerischen Verhältnissen abweichen oder die Prognose von Bestandessituationen, die nicht Gegenstand der Modellierung sind (z.B. natürlich verjüngte Eukalyptus-Plantagen).

Bei der Modellentwicklung wurde besonderer Wert auf die **Extrapolierbarkeit** der Modellfunktionen und auf ein robustes Verhalten der Funktionsparameter gelegt: Funktionen auf Basis biologischer Gesetzmäßigkeiten wurde der Vorzug vor Funktionen mit besserer Datenanpassung gegeben. Mögliche Fehler bei der Extrapolation der Modellfunktionen sind daher nicht zu erwarten. Es besteht auch kein Hinderungsgrund, die Höhengrenze von sieben Metern für die Trennung von Altbestand und Verjüngung auf zehn Meter zu erhöhen.

Wie die Anwendungsbeispiele zeigen, könnten Fehler in der Abschätzung der Langzeitentwicklung von Verjüngung auftreten, da der Münchener Lehrstuhl für Waldwachstumkunde erst seit 1973 Verjüngung auf Versuchsflächen aufnimmt. Dieser Umstand kann aber nur durch eine kontinuierliche Aufnahme von Versuchsflächen behoben werden; eine hetero-

gene Bestandesstruktur der Versuchsflächen vorausgesetzt.

- Wo können zukünftige **Modellverbesserungen** ansetzen?

Modellverbesserungen sollten an vier Punkten ansetzen:

- > Erstens sollten die Funktionsparameter für die Baumarten, die seltener im Datenmaterial vertreten sind, überprüft und mit neuem Datenmaterial untermauert werden (z.B. Lärche und die zu den Sonstigen Hart- und Weichlaubhölzern zusammengefassten Baumarten).
 - > Zweitens sollten Modellfunktionen gezielt weiter entwickelt werden. So könnte die Schätzung von Baumattributen bei der Etablierung von Bäumen im Altbestand in Abhängigkeit von der in der Vergangenheit herrschenden Wuchskonstellation erfolgen.
 - > Drittens sollten weitere Einflussfaktoren und neue Modellkomponenten entwickelt werden, die die Benutzerfreundlichkeit des Modells entsprechend den Wünschen der Nutzer erhöhen. Als weitere Einflussfaktoren lassen sich z.B. Mykorrhiza, Klimaextreme, Vegetation oder Genetik nennen. Diese ganzheitliche und ökosystemare Betrachtungsweise erfordert eine interdisziplinäre Forschung und Wissensverknüpfung zwischen verschiedenen Fachdisziplinen.
 - > Viertens sollte ein Schwerpunkt in der Nachbildung der Interaktion zwischen Verjüngung und Altbestand liegen, wie die Modellierung des Holzzuwachsverlustes in Folge von ausgeprägten Masten (BURSCHEL, 1966; DANILOW, 1953; HOLMSGAARD und OLSEN, 1960; HOLMSGAARD und BANG, 1989; JAZEWITSCH, 1953; KENNEL, 1966; ROHMEDER, 1967a, b; SCHUMACHER, 1890). Ebenso sollte auf die Entwicklung von Pflege- und Durchforstungsmodellen, die eine gemeinschaftliche Behandlung beider Kollektive ermöglichen, geachtet werden.
-
- Welche **Entwicklungsmöglichkeiten** existieren bei **anderen** Verjüngungsmodellen?
- Diese ergeben sich hauptsächlich aus vier Bereichen:
- > Erweiterung des Baumartenspektrums (BRUNNER, 2003, 2004; PUKKALA und KÖLSTRÖM, 1992)
 - > Erweiterung des Standortspektrums (SCHALL, 1998) und Einbeziehung weiterer Standortvariablen (BRUNNER, 2003, 2004) oder Einflussfaktoren (DÖBBELER et al., 2003)
 - > Bereitstellung von Simulationsergebnissen und Anbindung an Daten der forstlichen Praxis (BRUNNER, 2003, 2004; EK und MONSERUD, 1974; MONSERUD, 1975; SCHALL, 1998)

Diskussion

5 Verwendete Literatur und elektronische Medien

A

- ABELE, 1909: Die Naturverjüngung der Tanne in den Staatswäldern des Bayerischen Waldes. Forstwissenschaftliches Centralblatt, 31. Jg., S. 187-198
- ABETZ, P., 1977 (Hrsg.): Der europäische Stammzahlversuch in Fichte (*Picea abies* L. Karst). IUFRO-Broschüre, Mitteilungen der Forstlichen Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, Freiburg, H. 80, 84 S.
- AG FORSTEINRICHTUNG, 1985: Forstliche Wuchsgebiete und Wuchsbezirke in der Bundesrepublik Deutschland. Arbeitskreis Standortkartierung in der Arbeitsgemeinschaft Forsteinrichtung, Landwirtschaftsverlag, Münster-Hiltrup, 170 S. und Karte
- AG FORSTEINRICHTUNG, 1996: Forstliche Standortaufnahme: Begriffe, Definitionen, Einteilungen, Kennzeichnungen, Erläuterungen. Arbeitskreis Standortkartierung in der Arbeitsgemeinschaft Forsteinrichtung, 5. Auflage, IHW-Verlag, München, Eching, 352 S.
- ALBERT, M., 2004: Modifikation des BAI-Konkurrenzindex zur Prognose des Durchmesserzuwachses in Mischbeständen. Bericht von der Jahrestagung der Sektion Ertragskunde im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten in Stift Schlägl, Österreich. S. 188-195
- ALBRECHT, J., 1977: Die Keimung der Bucheckern aus der Mast 1976 im südlichen Niedersachsen. Unveröff. Unveröffentl. Diplomarbeit, Institut für Waldbau, Universität Göttingen, 70 S.
- ALEMDAG, I. S., 1978: Evaluation of some competition indexes for the prediction of diameter increment in planted white spruce. Forest Management, Inst. Inf. rep. FMR-X-108, 39 S.
- AMANN, G., 1990: Bäume und Sträucher des Waldes. Verlag Neumann-Neudamm. Melsungen, 16. Auflage, 231 S.
- AMMER, C., 1996: Konkurrenz um Licht: zur Entwicklung der Naturverjüngung im Bergmischwald. Forstliche Forschungsberichte München, Nr. 158, 198 S.
- AMMER, C., 2000: Untersuchungen zum Einfluss von Fichtenbeständen auf die Entwicklung junger Buchen. Berichte aus der Holz- und Forstwirtschaft, Shaker Verlag, 185 S.
- ANDERSEN, A. N., 1988: Insect seed predators may cause far greater losses than they appear to. Oikos, Vol. 52, S. 337-340
- ANDERSEN, M., 1991: Mechanistic models for the seed shadows of wind-dispersed plants. American Naturalist, Vol. 137, S. 476-497
- ANDERSON, J. J., 2000: A vitality based model relating stressors and environmental properties to organism survival. Ecological Monographs, Vol. 70, Nr. 3, S. 445-470
- ARNEY, J. D., 1972: Computer simulation of Douglas-fir tree and stand growth, Ph. D. thesis, Oregon State Univ., 79 S.
- ASHTON, D. H. 1979: Seed harvesting by ants in forests of *Eucalyptus regnans* F. Muell. in central Victoria. Australian Journal Ecology, Vol. 4, S. 265-277
- ASSMANN, E., 1943: Untersuchungen über die Höhenkurven von Fichtenbeständen. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung, 119. Jg., S. 77-88, S. 105-123, S. 133-151
- ASSMANN, E., 1961: Waldertragskunde, organische Produktion, Struktur, Zuwachs und Ertrag von Waldbeständen. BLV Verlagsgesellschaft, München, Bonn, Wien, 490 S.
- ASSMANN, E. und FRANZ, F., 1963: Vorläufige Fichten-Ertragstafel für Bayern. Institut für Ertragskunde der Forstlichen Forschungsanstalt München, 104 S.
- AUGSPURGER, C. K., 1986: Morphology and dispersal potential of wind-dispersed diaspores of neotropical trees. American Journal of Botany, Vol. 73, Nr. 3, S. 353-363
- AUGSPURGER, C. K. und FRANSON, S. E., 1987: Wind dispersal of artificial fruits varying in mass, area and morphology. Ecology, Vol. 68, S. 27-42

B

- BACHMANN, M., 1998: Indizes zur Erfassung der Konkurrenz von Einzelbäumen. Methodische Untersuchung in Bergmischwäldern. Forstliche Forschungsberichte München, Nr. 171, 235 S.
- BACHMANN, M., 2001a: Mündliche Mitteilung.
- BACHMANN, M., 2001b: Aufnahme- und Behandlungskonzept für den Plenterwaldversuch Bodenmais 130 im Herbst '00/Frühjahr '01. Unveröffentliches Manuskript, Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der LMU München, 2 S.
- BADOUX, E., 1939: De l'influence de divers modes et degrés d'éclaircie dans les hêtraies pures. Mitteilungen der Schweizerischen Anstalt für das Forstliche Versuchswesen, 21. Jg., H. 1, S. 59-146
- BADOUX, E., 1945: Relations entre développement de la cime et l'accroissement chez le pin sylvestre: Con-

Verwendete Literatur und elektronische Medien-B

- tribution à l'étude de l'éclaircissement. Mitteilungen der Schweizerischen Anstalt für das Forstliche Versuchswesen, 23 Jg., H. 2, S. 406-516
- BADOUX, E., 1946: Krone und Zuwachs. Mitteilungen der Schweizerischen Anstalt für das Forstliche Versuchswesen, 24 Jg., H. 2, S. 405-513
- BALCI O., 1998: Verification, Validation and Testing, S. 335-396, in: BANKS, J., (Hrsg.): Handbook of simulation: principles, methodology, advances, applications and practise. John Wiley Interscience Publication, New York u.a., 849 S.
- BALZERT, H., 1982: Die Entwicklung von Softwaresystemen: Prinzipien, Methoden, Sprachen, Werkzeuge. Bibliogr. Inst., Mannheim, Reihe Informatik, Bd. 34, 523 S.
- BALZERT, H., 1996: Lehrbuch der Softwaretechnik: Software Entwicklung. Spektrum Akademischer Verlag, Heidelberg, Berlin, 1009 S.
- BALZERT, H., 1999: Lehrbuch der Objektmodellierung: Analyse und Entwurf. Spektrum Akademischer Verlag, Heidelberg, Berlin, 573 S.
- BAMBERG G. und BAUR, F., 1993: Statistik. 8. Auflage, Oldenbourg Verlag, München, Wien, 343 S.
- BANKS, J., 1998 (Hrsg.): Handbook of Simulation: Principles, Methodology, Advances, Applications, and Practice. A Wiley-Interscience Publication, New York u.a., 849 S.
- BANKS, J., CARSON, J. S. und NELSON, B. L., 1996: Discrete-Event System Simulation. 2. Auflage, Prentice Hall International Series, Upper Saddle River, New Jersey, 548 S.
- BATINI, C., CERI, S. und NAVATHE, S. B., 1992: Conceptual Database Design. Addison Wesley Publishing Company, Redwood City, 470 S.
- BATSCHLET, E., 1981: Circular statistics in biology. Academic Press, London u.a., 371 S.
- BATTAGLIA, M. und SANDS, P. J., 1998: Process based forest productivity models and their application to forest management. Forest Ecology and Management, Vol. 102, S.13-32
- BAUR R., 1987: Entwicklung von Oberstand und Verjüngung in Bergmischwaldbeständen des Forstamtes Kreuth 10 Jahre nach versuchsgemäßer Einleitung der Verjüngung. Ergebnisse der 2. ertragskundlichen Aufnahme auf den langfristigen Bergmischwald-Versuchsflächen KRE 120 bis 122. Unveröffentl. Diplomarbeit Nr. 50 am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der LMU München, 110 S.
- BAUER, M. L., 2002: Walddynamik nach Borkenkäferbefall in den Hochlagen des Bayerischen Waldes. Dissertation an der Fakultät Wissenschaftszentrum Weißenstephan für Ernährung, Landnutzung und Umwelt, TU München, 144 S. und 20 S. Anhang (31.12.2004) ebenfalls zu finden unter: <http://tumb1.biblio.tu-muenchen.de/publ/diss/ww/2002/bauer.html>
- BAUKNECHT, K., KOHLAS, J. und ZEHNDER, C. A., 1976: Simulationstechnik, Entwurf und Simulation von Systemen auf digitalen Rechenautomaten. Springer Verlag, Berlin u.a., 218 S.
- BAUMGÄRTNER, P., 1999: Evaluation mediengestütztes Lernens: Theorie - Logik - Modelle, in: KINDT, M., (Hrsg.): Projektevaluation in der Lehre: Multimedia an Hochschulen zeigt Profil(e). Münster u.a., Waxmann, 71 S.
- BAYFORKLIM, 1996: Klimaatlas von Bayern, Bayerischer Klimaforschungsverbund, Meteorologisches Institut der Universität München, 48 S. und 56 Karten
- BAYSTMINELF, 1982: Richtlinien für die Erschließung des Staatswaldes (RES). Ministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten. München. LMS vom 5. März 1982 Nr. 5 – S 110 – 29, 17 S. und 11 Anlagen
- BAYSTMINELF, 1990: Bundeswaldinventur 1986-1990. Band I: Inventurbericht und Übersichtstabellen für das Bundesgebiet nach dem Gebietsbestand bis zum 03.10.1990 einschließlich Berlin (West). Bayerisches Staatsministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten, 118 S.
- BAYSTMINELF, 2003: Forstliche Gutachten zur Situation der Waldverjüngung 2003. Bayerisches Staatsministerium für Landwirtschaft und Forsten, München, 53 S.
- BAYSTMINELF, 2004: Waldzustandsbericht 2003. Bayerisches Staatsministerium für Landwirtschaft und Forsten, München, 67 S. ebenfalls zu finden unter: <http://www.forst.bayern.de/docs/waldschutz-waldzustand2003.html>
- BAYSTMWVT, 2001: Bayerischer Solar- und Windatlas. Bayerischen Staatsministerium für Wirtschaft, Verkehr und Technologie, München, 60 S.
- BECKER, J., ROSEMANN, B. und SCHÜTTE, R., 1995: Grundsätze ordnungsmäßiger Modellierung. Wirtschaftsinformatik, Nr. 37, H. 5, S. 435-445
- BELING, 1877: Über Samenjahre bei der Eiche, Buche und Fichte. Monatszeitschrift für das Forst- und Jagdwesen, 21. Jg., Monat Juni, S. 49-81
- BELLA, J. E., 1971: A new competition model for individual trees. Forest Science, Vol. 17, H. 3, S. 364-

- BENNINGHAUS, H., 2002: Deskriptive Statistik: Eine Einführung für Sozialwissenschaftler. Westdeutscher Verlag, Wiesbaden, 285 S.
- BERGEL, D., 1985: Douglasien-Ertragstafel für Nordwestdeutschland. Niedersächsische Forstliche Versuchsanstalt, Abt. Waldwachstum, Göttingen, 72 S.
- BERGMANN, J. H., 1999: Versuchsanlage zur Stabilisierung und Strukturierung von Kiefernbeständen der Berliner Forsten. Zwischenbericht: Kiefernstangenhölzer. F/E-Bericht, Landesforstanstalt Eberswalde, Dezernat Waldbau/Versuchsreviere, unveröffentlicht
- BERGQUIST, J., BERGSTRÖM, R. und ZAKHARENKA, A., 2003: Responses of Young Norway Spruce (*Picea abies*) to Winter Browsing by Roe Deer (*Capreolus capreolus*): Effects on Height Growth and Stem Morphology. Scandinavian Journal Forest Research, Vol. 18, S. 368-376
- BERKSON, J., 1944: Application of the logistic function to bio-assay. Journal of the American Statistical Association, Vol. 39, S. 357-365.
- BERTALANFFY, VON, L., 1951: Theoretische Biologie II. Band, Stoffwechsel, Wachstum. Verlag A. Francke, 418 S.
- BEYER, W. A., ROOF, R. B. und WILLIAMSON, D., 1971: The lattice structure of multiplicative congruential pseudo-random vectors. Math. Computing, Vol. 25, S. 345-363
- BI, H. und JURSKIS, V., 1996: Crown radius and the zone of influence of old growth trees in regrowth eucalypt forests. S. 11-21 in: SKOVSGAARD, J. P. und JOHANNSEN, V. K., (Hrsg.) 1996: Modelling regeneration success and early growth of forest stands. Proceeding, IUFRO Conference, Kopenhagen, Juni 1996, Danish Forest and Landscape Research Institute, 606 S.
- BIBER, P., 1993: Ertragskundliche Untersuchung der Bergmischwaldversuchsfläche Rohrmoos 107 (ROM 107), Erfassung der Verjüngung mit einem speziell entwickelten EDV-Programm. Unveröffentl. Diplomarbeit Nr. 99 am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der LMU München, 151 S.
- BIBER, P., 1996: Konstruktion eines einzelbaumorientierten Wachstumssimulators für Fichten-Buchen-Mischbestände im Solling. Dissertation, Berichte des Forschungszentrums Waldökosysteme, Reihe A, Bd. 142, 239 S.
- BIBER, P., 1999: Ein Verfahren zum Ausgleich von Randeffekten bei der Berechnung von Konkurrenzindizes. Bericht von der Jahrestagung der Sektion Ertragskunde im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten in Volpriehausen. S. 189-202
- BIBER, P., 2002: Zur Gleichwertigkeit von Stammzahl-Mitteldurchmesser- und Stammzahl-Mittelhöhenbeziehung. Lehrstuhl für Waldwachstumskunde, Technische Universität München, 2 S., unveröffentlicht.
- BIBER, P. und WEYERHAEUSER, H. 1998: Numerical Methods for characterizing Structure and Diversity applied to a natural Tropical Forest and an even aged Teak stand. S. 83-104, in: MIES, E. (Hrsg.): Natural and Socioeconomic Analysis and Modelling of Forest and Agroforestry Systems in Southeast Asia. Publication by the German Foundation for international Development, Zschortau, Germany, 184 S.
- BIBER, P. und HERLING, H., 2002: Modellierung der Verjüngungsdynamik als Bestandteil von einzelbaumorientierten Waldwachstumssimulatoren. Bericht von der Jahrestagung der Sektion Ertragskunde im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten in Schwarzburg, S. 194-216
- BIERMAYER, G., 1999: Aus der Sicht der Bayerischen Staatsforstverwaltung. Naturschutzgerechte Forsteinrichtung und Waldbewirtschaftung. Allgemeine Forstzeitung, 54. Jg., H. 4, S. 162-165
- BIGGS, A. G. und CAWTHORNS, A. R., 1962: Bloodhound Missile Evaluation. Journal of the Royal Aeronautical Society, Astronautics and Guided Flight Section, Vol. 66, ebenso in: HOUSE, P.W. und MCLEOD, J., (Hrsg.), 1972: Large-Scale Models for Policy Evaluation. Wiley, New York, 73 S.
- BIGING, G. S. und DOBBERTIN, M., 1992: A Comparison of Distance-Dependent Competition Measures for Height and Basal Area Growth of Individual Conifer Trees. Forest Science. Vol 38, Nr. 3, S. 695-720
- BIGING, G. S. und DOBBERTIN, M., 1995: Evaluation of competition indices in individual tree growth models. Forest Science, Vol. 41, S. 360-377
- BIGING, S. G., ROBARDS, A. T., TURNBLOM, C. E. und DEUSEN, P. C. V., 1994. The Predictive Models and Procedures Used in the Forest Stand Generator (STAG). Hilgardia, Vol. 61, Nr. 1, S. 1-36
- BIRTWISTLE, G. M., 1979: DEMOS: A System for Discrete Event Modeling on SIMULA. Macmillan Verlag, London, 214 S.
- BITTERLICH, W., 1952: Die Winkelzählprobe. Forstwissenschaftliches Centralblatt, 71. Jg., S. 215-225
- BLÜTHGEN, J. und WEISCHET W., 1980: Allgemeine Klimageographie. de Gruyter Verlag, Berlin, 887 S.

Verwendete Literatur und elektronische Medien-B

- BLUME, K., 1949: Massenerträge der Pappel. Beitrag in: HESMER, H., (Hrsg.) 1951: Das Pappelbuch, Dt. Pappelverein, Bonn, 304 S., ebenso in: BAYERISCHE STAATSFORSTVERWALTUNG (1990): Hilfstafeln für die Forsteinrichtung, Bayerisches Staatsministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten, 334 S.
- BOCK, K., 1993: Wachstum von Eichenverjüngung aus Saat unter Kiefern-Schirm auf mäßig trockenen Sanden im Forstamt Nürnberg (Versuchsflächen NUE 141/2-3). Unveröffentl. Diplomarbeit Nr. 91 am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der LMU München, 124 S.
- BÖCKMANN, Th., 2004: Möglichkeiten und Grenzen von Waldwachstumsmodellen aus Sicht der forstlichen Praxis, S. 95-102, in: HANEWINKEL, M. und TEUFFEL, VON, K., (Hrsg.): Waldwachstumsmodelle für Prognosen in der Forsteinrichtung: Stand der Wissenschaft heute in Mitteleuropa. Bericht von der Tagung der Arbeitsgemeinschaft Forsteinrichtung in Eisenach (2002). Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, Freiburg, H. 50, 102 S.
- BÖCKMANN, Th., SPELLMANN, H. und HÜSING, F., 1998: Neukonzeption und Weiterentwicklung der Forsteinrichtung in den Niedersächsischen Landesforsten. Forst und Holz, 53. Jg., H. 10, S. 298-302
- BOLLINGER, G., HERMANN, A. und MÖNZMANN, V., 1983 BMDP: Statistikprogramme für die Bio-, Human- und Sozialwissenschaften. Gustav-Fischer Verlag, 431 S.
- BONN, S. und POSCHOLD, P., 1998: Ausbreitungsbiologie der Pflanzen Mitteleuropas: Grundlagen und kulturhistorische Aspekte. Quelle und Mayer Verlag, Wiesbaden, 404 S.
- BONNER, J. und LIVERMANN, J., 1953: Hormonal Control of Flower Initiation, S. 283-304, in: LOOMIS, W. E., (Hrsg.): Growth and Differentiation in Plants: A Monograph of the American Society of Plant Physiologists. Iowa State College Press, Ames, Iowa, US, 458 S.
- BORCHERS, K., 1958: Auswirkungen rezenter Klimaschwankungen auf die Häufigkeit von Buchensamenjahren in Niedersachsen. Forst- und Holzwirt, 13. Jg., H. 17, S. 330-333
- BORCHERS, K., 1961: Klimaschwankungen und Buchensamenjahre. Forst- und Holzwirt, 16. Jg., H. 12, S. 268-269
- BORRMANN, K., 1993: Zur Fruktifikation sehr alter Rotbuchen im Naturwaldreservat Heiligen Hallen. Forst- und Holzwirt, 48. Jg., H. 24, S. 700-701
- BORTZ, J., 1999: Statistik für Sozialwissenschaftler. 5. vollständig überarbeitete und aktualisierte Auflage, Springer Verlag, 836 S.
- BOSEL, H., 1992a: Modellbildung und Simulation: Konzepte, Verfahren und Modelle zum Verhalten dynamischer Systeme. Vieweg Verlag, Braunschweig, Wiesbaden, 400 S.
- BOSEL, H., 1992b: Simulation dynamischer Systeme: Grundwissen, Methoden, Programme. 2. Auflage, Vieweg Verlag, Braunschweig, Wiesbaden, 310 S
- BOSEL, H., 1994: TREEDYN3 Forest simulation model. Berichte des Forschungszentrums Waldökosysteme, Universität Göttingen, Reihe B, Vol. 35, 118 S.
- BOTKIN D. B., 1993: Forest dynamics: an ecological model. Oxford University Press, New York, S. 309
- BOTKIN D. B. und SCHENK, H. J., 1996: Review and Analysis of JABOWA and Related Forest Models and their Use in Climate Change studies, NCASI Technical Bulletin Number 717, 62 S.
- BOTKIN, D. B. JANAK J. F. und WALLIS, J. W., 1972a: Some ecological consequences of a computer model of forest growth. Journal Ecology, Vol. 60, S. 849-872
- BOTKIN, D. B., JANAK J. F. und WALLIS, J. W., 1972b: Rationale, limitations and assumptions of a northern forest growth simulator. IBM Journal Research Development, Vol. 16, S. 101-116
- BROCKHAUS, DER GROSSE, 1997: Die Enzyklopädie: in 24 Bänden. 20. überarbeitete und aktualisierte Auflage, Brockhaus, Leipzig, Mannheim
- BROSINGER, F., ROTHE, A., PRETZSCH, H., BIBER, P., MOSHAMMER, R., MÖBMER, R. und MAI, W., 2001: Fichtenstarkholz: einst zu wenig, jetzt zu viel? Aktueller Zustand und zukünftige Nutzungsmöglichkeiten im bayerischen Staatswald – Einschlag kann deutlich gesteigert werden. Holz-Zentralblatt, Nr. 87, Heft vom Freitag, 20. Juli 2001, S. 1123
- BROSINGER, F., 2002: Von der Idee zur Verwirklichung: Naturnaher Waldbau im Bayerischen Staatswald, Bd. 1, S. 227-240, in: BLEYMÜLLER, H., GUNDERMANN, E. und BECK, R., (Hrsg.): 250 Jahre Bayerische Staatsforstverwaltung – Rückblicke, Einblicke, Ausblicke. Mitteilungen aus der Bayerischen Staatsforstverwaltung, München, Band I und II, H. 51, 667 S.
- BROSINGER F. und ROTHE, A., 2002: Die bayerische Staatsforstverwaltung erneuert ihre Waldbaugrundsätze. Allgemeine Forstzeitung, 57. Jg., H. 4, S. 167-169
- BROSIUS, G. und BROSIUS, F., 1996: SPSS Base System und Professional Statistics. International Thomson Publishing Company, 1002 S.
- BRUNNER, A., 1993: Die Entwicklung von Bergmischwaldkulturen in den Chiemgauer Alpen und eine

- Methodenstudie zur ökologischen Lichtmessung im Wald. Forstliche Forschungsberichte München, Nr. 128, 217 S.
- BRUNNER, A., 2003: Regenerator – a forest regeneration model. Danish Forest and Landscape Research Institute. EU-project Nat-Man „nature-based management of beech in Europe“. Workpackage WP8 „Stand model“. 91 S.
- BRUNNER, A., 2004a: Regenerator – a forest regeneration model. Danish Forest and Landscape Research Institute. EU-project Nat-Man „nature-based management of beech in Europe“. Workpackage WP8, Working Report 46, Deliverable 10, 25 und 26. 78 S. (16.11.2004), zu finden unter: <http://www.flec.kvl.dk/natman/html/getfile.asp?vid=463>
- BRUNNER, A., 2004b: Scenarios of regeneration and stand production of beech under different silvicultural regimes with Regenerator. Danish Forest and Landscape Research Institute. EU-project Nat-Man „nature-based management of beech in Europe“. Workpackage WP13. Working Report 47. Deliverable 18, 34 and 35. 94 S. (16.11.2004), zu finden unter: <http://www.flec.kvl.dk/natman/html/getfile.asp?vid=474>
- BRUNOLD, C., RÜEGSEGGER, A. und BRÄNDLE, R., 1996: Stress bei Pflanzen. UTB Verlag, Bern, Stuttgart, Wien, 407 S.
- BÜHL, A. und ZÖFEL, P., 2002: SPSS 11: Einführung in die moderne Datenanalyse unter Windows. 8. Auflage, Addison-Wesley, Imprint der Pearson Education Deutschland GmbH, München, 757 S.
- BUGMANN, H. K. M., 1996: A Simplified Forst Model to Study Species Composition along Climate Gradients. Ecology, Vol. 77, Nr. 7, S. 2055-2074
- BULLOCK, J. M. und CLARK, R. T., 2000: Long distance seed dispersal by wind: measuring and modeling the tail of the curve. Oecologia, Vol. 124, Nr. 4, S. 506-521
- BURCKHARDT, H., 1875: Das Mastjahr 1875. Aus dem Walde, S. 255-264
- BURGER, H., 1939: Holz, Blattmenge und Zuwachs: IV. Mitteilung: Ein 80jähriger Buchenbestand. Mitteilungen der Schweizerischen Anstalt für das Forstliche Versuchswesen, 21. Jg., H. 2, S. 307-348
- BURSCHEL, P., 1961: Untersuchungen über die natürliche Verjüngung der Buche. Allgemeine Forstzeitung, 16. Jg., H. 6, S. 108-113
- BURSCHEL, P., 1966: Untersuchungen in Buchenmastjahren. Forstwissenschaftliches Centralblatt, 85. Jg., H. 4, S. 204-219
- BURSCHEL, P. und HUSS, J., 1964: Die Reaktion von Buchensämlingen auf Beschattung. Forstarchiv, 35. Jg., S. 225-233
- BURSCHEL, P. und BINDER, F., 1993: Bodenvegetation-Verjüngung-Waldschäden. Allgemeine Forstzeitung, 48. Jg., H. 5, S. 216-233.
- BURSCHEL, P. und HUSS, J., 1997: Grundriß des Waldbaus: ein Leitfaden für Studium und Praxis. 2. neu bearbeitete und erweiterte Auflage, Pareys Studentexte, Nr. 49, 487 S.
- BURSCHEL, P., HUSS, J. und KALBHENN, R., 1964: Die natürliche Verjüngung der Buche. Schriftenreihe der Forstlichen Fakultät der Universität Göttingen und Mitteilungen d. Niedersächsischen Forstlichen Versuchsanstalt, Bd. 34, J.D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt a. Main, 186 S.
- BURSCHEL, P., EL KATEB, H., BACHMANN, P. und HAGGENMÜLLER, O., 1986: Waldschäden und Bucheckernqualität. Allgemeine Forstzeitung, 41. Jg., H. 28, S. 70-702
- BUSLENKO, N. P., SCHREIDER, J. A. und EISENREICH, G., 1964: Die Monte-Carlo-Methode und ihre Verwirklichung mit elektronischen Digitalrechnern. B.G.Teubner Verlagsgesellschaft, Leipzig, 189 S.
- BWMELR, 2003: Richtlinie der Landesforstverwaltung Baden-Württemberg zur Feinerschließung von Waldbeständen. Landesforstverwaltung Baden-Württemberg, Ministerium für Ernährung und Ländlicher Raum, Stuttgart, 27 S., (13.02.2004), zu finden unter: http://www.wald-online-bw.de/pdf/feinerschliessung_gesamt.pdf

C

- CAIN, M. L., MILLIGAN, B. G. und STRAND, A. E., 2000: Long distance dispersal in plant populations. American Journal of Botany, Vol. 87, S. 1217-1227
- CANHAM, R. L., PLATT, W. J., RUNKLE, J. R., SPIES, T. A. und WHITE, P. S., 1990: Light regimes beneath closed canopies and tree-fall gaps in temperate and tropical forests. Canadian Journal of Forest Research, Vol. 20, S. 620-631
- CHEN, S. J. und HWANG, C. L., 1992: Fuzzy Multiple Attribute decision Making, Methods and Applications, in Zusammenarbeit mit HWANG, F. P.: Lectures Notes in Economics and Mathematical Systems. Springer Verlag, Berlin, New York, Vol. 375, 536 S.
- CHORAFAS, D. N., 1965: Systems and Simulation. Academic Press, New York, 503 S.
- CHUNG, K. L., 1974: A Course in Probability Theory. 2. Auflage, Academic Press, New York, 365 S.

Verwendete Literatur und elektronische Medien-D

- CLAPHAM, A. R., 1936: Over-dispersion in grassland communities and the use of statistical methods in plant ecology. *Journal of Ecology*, Vol. 24, S. 232-251
- CLARK, J. S., 1998: Why trees migrate so fast: Confronting theory with dispersal biology and the paleorecord. *American Naturalist*, Vol. 152, Nr. 2, S. 204-224
- CLARK, J. S., MACKLIN, E. und WOOD, L., 1998a: Stages and spatial scales of recruitment limitation in southern appalachian forests. *Ecological Monographs*, Vol. 68, Nr. 2, S. 213-235
- CLARK, J. S., FASTIE, C., HURT, G., JACKSON, S. T., JOHNSON, C., KING, G., LEWIS, M., LYNCH, J., PACALA, S., PRENTICE, I. C., SCHUPP, E. W., WEBB, III, T. und WYCKOFF, P., 1998b: Reid's Paradox of rapid plant migration. *Bioscience*, Vol. 48, S. 13-24
- CLARK, J. S., BECKAGE, B., CAMILL, P., CLEVELAND, B., HILLE RIS LAMBERS, J., LICHTER, J., MCLACHLAN, J., MOHAN, J. und WYCKOFF, P., 1999a: Interpreting recruitment limitation in forests. *American Journal of Botany*, Vol. 86, Nr. 1, S. 1-16
- CLARK, J. S., SILMAN, M., KERN, R., MACKLIN, E. und HILLE RIS LAMBERS, J., 1999b: Seed dispersal near and far: Patterns across temperate and tropical forests. *Ecology*, Vol. 80, Nr. 5, S. 1475-1494
- CLARK, Ph. J. und EVANS, F. C., 1954: Distance to nearest neighbor as a measure of spatial relationships in populations, *Ecology*, Vol. 35, Nr. 4, S. 445-453
- CODD, E. F., 1970: A Relational Model of Data for Large Shared Data Banks, S. 377-387, in: STUART LYNN, M., (Hrsg.): *Communications of the ACM*, Vol. 13, Nr. 6, S. 339-387
- COHEN, J. E., 1995: *How many people can the earth support?* WW Norton and Company, New York, 554 S.
- COMMARMOT, B., 1995: *Seed dispersal and establishment of beech seedlings.* Copenhagen, Miljø- og Energiministeriet, Forskningscentret for Skov and Landskab, 1. S.
- COVEYOU, R. R. und MACPHERSON, R. D., 1967: Fourier analysis of uniform random number generators. *Journal Association Computing Mach.*, Vol. 14, S. 100-119
- COX, D. R., 1969: *Analysis of Binary Data.* Chapman and Hall Verlag, London, 142 S.
- COX, F., 1971: Dichtebestimmung und Strukturanalyse von Pflanzenpopulationen mit Hilfe von Abstandsmessungen. Ein Beitrag zur Weiterentwicklung von Verfahren für Verjüngungsinventuren. *Mitteilung BFA Reinbek, Wiedebusch Verlag, Bd. 87, 182 S.*
- CRAM, W. H. und LINDQUIST, C. H., 1979: Maturity of Scots Pine Cones. *Forestry Chronicle*, Vol. 55, Nr. 5, S. 170-174
- CRAWLEY, M. J. und LONG, C. R., 1995: Alternate bearing, predator satiation and seedling recruitment in *Quercus robur* L. *Journal of Ecology*, Vol. 83, S. 683-696
- CRONAUER, F., 1953: Untersuchungen an einem Fichten-Tannen-Buchen-Mischbestand der Bergmischwaldregion über laufende Durchmesserzuwachsleistungen in Abhängigkeit von den Kronenschirmflächen. *Seminar zur Waldertragslehre*, 13 S.
- D**
- DAGHOFER, M., 2003: Monte Carlo Methoden, Handout zum ProScientia Vortrag - Förderungsjahr 2002/03, 4 S., (27.02.2004), zu finden unter: http://finanz.math.tu-graz.ac.at/~proscientia/Vortraege/Daghofer_MonteCarlo/pro_sci_hand.pdf
- DANILOW, D., 1953: Einfluss der Samenerzeugung auf die Struktur der Jahrringe. *Allgemeine Forstzeitung*, 8. Jg., S. 454-455
- DE WIT, C. T., TOW, P. G. und ENNIK, G. C., 1966: Competition between legumes and grasses. *Agricultural Research Reports* 687. Centre for Agricultural Publications and Documentation, Wageningen, Netherlands, S. 3-30
- DEEGEN, P., STÜMER, W., VILLA, W. und PRETZSCH, H., 2000: Zur finanziellen Analyse der Waldpflegeentscheidung bei Berücksichtigung der Biodiversität, dargestellt am Beispiel der Fichte in Sachsen. *Forstwissenschaftliches Centralblatt*, 119. Jg., H. 4, S. 226-244
- DEGENHARDT, A., 1996: Simulation von Bestandesstrukturen mit Hilfe von markierten Gibbs-Feldern. Bericht von der Jahrestagung der Sektion forstliche Biometrie und Informatik im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten in Oybin/Zittauer Gebirge, S. 49-61
- DEGENHARDT, A., 2003a: Verfahren zur Begutachtung von Waldverjüngung und Verbisschäden. Beitrag zur Forstwirtschaft und Landschaftsökologie, Bd. 37, H. 1, S. 36-39
- DEGENHARDT, A., 2003b: Eine zentrale Datenbank für die Verwaltung ertragskundlicher Versuchsfläche. Beitrag Forstwirtschaft und Landwirtschaftsökologie, Bd. 37, H. 4, S. 156-159
- DEGENHARDT, A. und POFAHL, U., 1997: Simulation der natürlichen Entwicklung von Stammzahl und Stammverteilungsmuster in einem Kiefernreinbestand. Bericht von der Jahrestagung der Sektion forstliche Biometrie und Informatik im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten in Frei-

- burg, S. 61-73
- DEGENHARDT A. und POMMERENING, A., 1999: Simulative Erzeugung von Bestandesstrukturen auf der Grundlage von Probekreisdaten. Bericht von der Jahrestagung der Sektion forstliche Biometrie und Informatik im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten in Göttingen, S. 152-166
- DEMARTONNE, E., 1927: Regions of interior basin drainage. *Geographical Review*, Vol. 17, S. 397-414
- DEMARTONNE, E., 1926: Aréisme et indices d'aridité. *Académie des Sciences, Comptes Rendus*, Vol. 182, Nr. 23, S.1395-1398
- DEMUTH, K., 2001: Modellüberlegungen zur Auswirkung des Wildverbisses auf die Verjüngung. *Allgemeine Forstzeitung*, 56. Jg., H. 4, S. 178-180
- DENGLER, A., 1930: Ökologie des Waldes. Mit besonderer Berücksichtigung d. deutschen Wirtschaftswaldes. Springer Verlag, Berlin, 272 S.
- DENSBORN, S., 1999: Betriebssimulation – Instrument für die strategische Planung im Forstbetrieb. Dr. Norbert Kessel Verlag, Remagen-Oberwinter, 152 S.
- DENT, J. F. und BLACKIE, M. J., 1979: Systems simulations in Agriculture. *Applied Science*, London, 180 S.
- DIACI, J., 1997: Experimentelle Felduntersuchungen zur Naturverjüngung künstlicher Fichtenwälder auf Tannen-Buchenwaldstandorten (*Homogyno sylvestris*-Fagetum) in den Savinja-Alpen (Slowenien) mit besonderer Berücksichtigung der Ansamlungsphase und unter dem Einfluss der Faktoren Licht, Vegetation, Humus und Kleinsäuger. Beiheft zur Schweizerischen Zeitschrift für Forstwesen, Schweizerischer Forstverein, Vol. 80, S. 197.
- DIXON, R. K., MELDAHL, R. S., RUARK, G. A. und WARREN, W. G., 1990 (Hrsg.): Process modelling of forest growth responses to environmental stress. Timber Press, Portland, Oregon, US, 441 S.
- DÖBBELER, H., ALBERT, M., SCHMIDT, M. und NAGEL, J., 2003: BWINPRO: Handbuch zur Version 6.2, Programm zur Bestandesanalyse und Prognose. Abteilung Waldwachstum, Niedersächsische Forstliche Versuchsanstalt, Göttingen, 124 S., (31.12.2003) zu finden unter: <http://www.nfv.gwdg.de/A/BwinPro/Download/bwman60.pdf>
- DOHRENBUSCH, A., 1990: Die Verjüngungsentwicklung der Buche (*Fagus sylvatica* L.). Schriftenreihe der Forstlichen Fakultät der Universität Göttingen und Mitteilungen d. Niedersächsischen Forstlichen Versuchsanstalt, Bd. 97, J.D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt a. Main, 70 S.
- DOHRENBUSCH, A., 1994: Überlegungen zur Optimierung der Strahlungsmessung im Wald. *Forstarchiv*, 65. Jg., S. 151-155
- DOHRENBUSCH, A., 1997: Die natürliche Verjüngung der Kiefer (*Pinus silvestris* L.) im nordwestdeutschen Pleistozän. Schriftenreihe der Forstlichen Fakultät der Universität Göttingen und Mitteilungen d. Niedersächsischen Forstlichen Versuchsanstalt, Bd. 123, J.D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt a. Main, 269 S.
- DÖLLERER, M., 2002: Implementierung von Entscheidungsunterstützungssystemen auf Komponentenbasis. Bericht von der Jahrestagung der Sektion forstliche Biometrie und Informatik im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten in Tharandt, S. 27-33
- DRB, 2004: Lasst die Sau raus! DeutschlandRadio Berlin, Autor: Bettina Weiz, Sendung: LänderReport, Montag bis Freitag, 13:05 Uhr vom 27.02.2004, (06.03.2004) zu finden unter: <http://www.dradio.de/dlr/sendungen/laenderreport/239452/>
- DROSTE, H., 1985: Ertrags Elemente naturgemäß bewirtschafteter Bestände im FoA Ebrach (Versuchsfläche EBR 131). Unveröffentl. Diplomarbeit Nr. 35 am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der LMU München, 106 S.
- DUC, Ph., 2000: Zustand, Entwicklung und Pflege des Nachwuchses in Plenterwäldern des Val-de-Travers (Neuenburger Jura). Dissertation, Institut für Waldbau der Abteilung Forstwirtschaft Eidgenössischen Technischen Hochschule Zürich, 356 S., 24.03.2004, zu finden unter: <http://e-collection.ethbib.ethz.ch/show?type=diss&nr=13584>
- DUDEK, A. und EK, A. R., 1980: A bibliography of worldwide literature on individual tree based stand growth models. Staff Paper Series, Department of Forest Resources, Univ. of Minnesota, 33 S.
- DURSKY, J., 1997: Modellierung der Absterbeprozesse in Rein- und Mischbeständen aus Fichte und Buche, *Allgemeine Forst- und Jagdzeitung*, 168. Jg., H. 6/7, S. 131-134
- DURSKY, J., 1999: Modellvalidierung durch Vergleich von Prognose und Wirklichkeit. Bericht von der Jahrestagung der Sektion Ertragskunde im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten in Volpriehausen, S. 33-44
- DURSKY, J., 2000: Einsatz von Waldwachstumssimulatoren für Bestand, Betrieb und Großregion. Habilitationsschrift an der Forstwissenschaftlichen Fakultät der TU München, Freising, 223 S.

Verwendete Literatur und elektronische Medien-E

- DURSKY, J., PRETZSCH, H. und KAHN, M., 1996: Modellhafte Nachbildung der Mortalität von Fichte und Buche in Einzelbaumsimulatoren. Bericht von der Jahrestagung der Sektion Ertragskunde im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten in Neresheim, S. 267-277
- DUSCHEL, Ch., 2001: Simulation fortbetrieblicher Sachverhalte auf der Basis gegenwärtiger Waldstrukturen. Forstliche Forschungsberichte München, Nr. 181, 178 S.
- DVFFA 2000: Empfehlungen zur Einführung und Weiterentwicklung von Waldwachstumssimulatoren. Herausgeber: Deutscher Verband Forstlicher Versuchsanstalten. Autoren: PRETZSCH, H., BIBER, P., DURSKY, J., GADOW, VON, K., HASENAUER, H., HRADETZKY, J., KÄNDLER, G., KENK, G., KUBLIN, E., NAGEL, J., POMMERENING, A. und STERBA, H. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung, 171 Jg., H. 3, S. 52-57
- DWD, 2004: Homepage des deutschen Wetterdienstes, (13.03.2004), zu finden unter: <http://www.dwd.de/de/de.htm>
- DZIDA, W., HOFMANN, B., FREITAG, R., REDTENBACHER, W., BAGGEN, R., GEIS, T., BEIMEL, J., ZURHEIDEN, C., HAMPE-NETELER, W., HARTWIG, R. und PETERS, H., 2000: Gebrauchstauglichkeit von Software: ErgoNorm: Ein Verfahren zur Konformitätsprüfung von Software auf der Grundlage von DIN EN ISO 9241 Teile 10 und 11. Schriftenreihe der Bundesanstalt für Arbeitsschutz und Arbeitsmedizin, F 1693, 116 S., (30.01.2004), ebenfalls zu finden unter: http://www.ergonorm.org/report/F1693/Abschlussbericht_de_lang.pdf
- ## E
- EBENHÖH, W., 2003: Zur Bedeutung der mathematischen Modellierung. Thema der Ringvorlesung im Studiengang „Marine Umweltwissenschaften“, 1. Sem., 10. S., (12.01.2004), zu finden unter: <http://www.icbm.de/~mathmod/pages/lectures/bedeutungmm.pdf>
- EBERTS, U., 1875: Wiederkehr der Kiefern Samenjahre in Preußen. Zeitschrift. für Forst- und Jagdwesen. 7. Jg., S. 266-271
- EDER, W., 1997: Naturnahe, nachhaltige Forstwirtschaft in Zentraleuropa. Forst und Holz, 52. Jg., Nr. 20, S. 587-592
- EHEBAUER, M., 1997: Analyse der Höhenentwicklung von Kiefern/Buchen-Mischbeständen in der Oberpfalz. Unveröffentl. Diplomarbeit Nr. 108 am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der LMU München, 98 S. und 6 S. Anhang
- EIBERLE, K., 1978: Folgewirkungen eines simulierten Wildverbisses auf die Entwicklung junger Waldbäume. Schweizerische Zeitschrift für das Forstwesen, 129. Jg., H. 9, S. 757-768
- EIBERLE, K., 1989: Über den Einfluss des Wildverbisses auf die Mortalität von jungen Waldbäumen in der oberen Montanstufe. Schweizerische Zeitschrift für das Forstwesen, 140. Jg., S.1031-1042
- EICKE, G., 1972-98: Das Blühen der Waldbäume bzw. Die Prognose der Waldsamenernte. Allgemeine Forstzeitung, der Jahrgänge 27 bis 53 von 1972 bis 1998. Im einzelnen: 1972: 27. Jg., H. 36, S. 717-718; 1973: 28. Jg., H. 43, S. 969-972; 1974: 29. Jg., H. 36, S. 784-785; 1975: 30. Jg., H. 42, S. 907-908; 1976: 31. Jg., H. 42, S. 926-928; 1977: 32. Jg., H. 35, S. 870-871; 1978: 33. Jg., H. 35, S. 998-999; 1979: 34. Jg., H. 37, S. 1005-1006; 1980: 35. Jg., H. 38, S. 1008-1009; 1981: 36. Jg., H. 37, S. 948-949; 1982: 37. Jg., H. 37, S. 1118; 1983: 38. Jg., H. 37, S. 950-951; 1984: 39. Jg., H. 36, S. 888-889; 1985: 40. Jg., H. 33, S. 855-856; 1986: 41. Jg., H. 33, S. 812-814; 1987: 42. Jg., H. 39, S. 1005-1007; 1988: 43. Jg., H. 33, S. 901-903; 1989: 44. Jg., H. 32, S. 833-836; 1990: 45. Jg., H. 32, S. 811-814; 1991: 46. Jg., H. 17, S. 858-861; 1992: 47. Jg., H. 17, S. 886-887; 1993: 48. Jg., H. 18, S. 916-917; 1994: 49. Jg., H. 18, S. 978-979; 1995: 50. Jg., H. 18, S. 958-959; 1996: 51. Jg., H. 18, S. 982-983; 1997: 52. Jg., H. 18, S. 958-959; 1998: 53. Jg., H. 18, S. 926-927
- EK, A. R. und MONSERUD, R. A., 1974: FOREST: A computer model for simulationg the growth and reproduction of mixed species forest stands. University Wisconsin-Madison, College Agriculture and Life Science Research, Report R2635, 90 S.
- ELLENBERG, H., 1986: Vegetation Mitteleuropas mit den Alpen. 4. Auflage. Ulmer Verlag, Stuttgart, 989 S. (Erstaufgabe: 1963)
- ENGLERT, H., 1981: Struktur und Leistung eines Plenterwaldes im Forstmat Ruhpolding (erweiterter Plenterwaldversuch RUH 113). Unveröffentl. Diplomarbeit Nr. 26 am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der LMU München, 84 S.
- ERBRECHT, J., 1960: Buchennaturverjüngung aus dem Mastjahr 1958. Allgemeine Forstzeitung, 15. Jg., S. 289-291
- ERNST, F., 1930: Der Samenertrag von Fichtenbeständen im Jahre 1929/30. Forstwissenschaftliches Centralblatt, 52 Jg., S. 503-512
- ERNST, M., 1983: Wachstumsgang der Douglasie bei unterschiedlicher Begründungsdichte nach Ergeb-

- nissen des Standraumversuches Ansbach 609. Unveröffentl. Diplomarbeit Nr. 33 am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der LMU München, 83 S. und 23 S. Anhang
- ERTELD, W., 1986: Grundriss der Kiefernwirtschaft. Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der Universität München, 259 S.
- ERTL, J., 1980: Ansprache bei der Mitgliederversammlung des Deutschen Forstvereins. Jahresbericht Deutscher Forstverein, Donaueschingen, S. 16-22
- EST, 2002: Erweiterter Sortentarif für die motormanuelle Holzernte. Institut für Forstliche Arbeitswissenschaft und Verfahrenstechnologie der Universität Göttingen. Dupliziert nach einer Vorlage der Waldarbeitsschule des Landes Nordrhein-Westfalen, September 2002, 67 S., (31.07.2004), zu finden unter: <http://www.uni-forst.gwdg.de/forst/iwf/downloads/projekt1/EST.pdf>
- ETLING, D., 1996: Theoretische Meteorologie: Eine Einführung. Vieweg Verlag, Braunschweig, 318 S.
- EWALD, J., 1997: Die Bergmischwälder der Bayerischen Alpen - Soziologie, Standortbindung und Verbreitung. Dissertation botanicae, Nr. 290, Berlin, 234 S.

F

- FABRICIUS, L., 1928: Keimfähigkeit des Samens alter Tannen. Forstwissenschaftliches Centralblatt, 50. Jg., H. Oktober, S. 694-701
- FABRICIUS, L., 1929: Neue Versuche zur Feststellung des Einflusses vom Wurzelwettbewerb und Lichtenzug des Schirmbestandes auf dem Jungwuchs. Forstwissenschaftliches Centralblatt, 51. Jg., H. Juli, S. 477-506
- FABRICIUS, L., 1935: Forstliche Versuche - XVI. Was entscheidet über Ankommen und Fußfassen der natürlichen Verjüngung unter Schirm? Forstwissenschaftliches Centralblatt, 57. Jg., H. 1, S. 1-32
- FÄHNRIK, K. P., 1987: Software-Ergonomie. Oldenbourg Verlag, München, 211 S.
- FERGUSON, D. E. und CROOKSTON, N. L., 1984: User's guide to the regeneration establishment model - a prognosis model extension. Intermountain Forest and Range Experiment Station Ogden, General Technical Report INT-161, 23 S.
- FISHMAN, G. S., 1973: Concepts and methods in discrete event digital simulation. John Wiley and Sons, New York, 385 S.
- FISHMAN, G. S., 1978: Principles of Discrete Event Simulation. Wiley Series on Systems Engineering and Analysis, New York, 534 S.
- FISHMAN G. S. und KIVIAT, P. J., 1968: The Statistics of Discrete-Event Simulation. Simulation, Vol. 10, S. 185-195
- FISHWICK P. A., 1995: Simulation Model Design and Execution: Building Digital Worlds. Prentice Hall PTR, Upper Saddle River, New Jersey, US, 432 S.
- FLEISCH, W., RINGLER, Th. und BELSCHNER, R., 1997: Simulation of Application Software for a TTP Real-Time Subsystem. Proceeding European Simulation MultiConference, Istanbul, Turkey, S. 553-558
- FLEMMING, G., 1962: Strahlung und Wind an Bestandesrändern. Archiv für Forstwesen, 11. Jg., S. 647
- FLEWELLING, J. W. und MONSERUD, R. A., 2002: Comparing methods for Modelling Tree Mortality, S. 168-177, in: CROOKSTON, N. L. und HAVIS, R. N., (Hrsg.): Second Forest Vegetation Simulator Conference, Proceedings, USDA Forest Service, Rocky Mountain Research Station, RMRS-P-25 12.-14.02.2002, Fort Collins, Colorado, US Department of Agriculture, 208 S.
- FLOYD, CH. und KLISCHEWSKI, R., 1998: Modellierung: ein Handgriff zur Wirklichkeit: Zur sozialen Konstruktion und Wirksamkeit von Informatik-Modellen, S. 21-26, in: POHL, K., SCHÜRR, A., VOSSEN, G., (Hrsg.): Modellierung '98 – Proceedings von CEUR Workshop. Schriften zur Angewandten Mathematik und Informatik. Universität Münster, Bericht 6/98-I, 11.-13.03.1998, 121 S.
- FLURL, H., 1982: Programmautor des Programms WWVOLUM – Stand 1982. EDV-Programme des Institutes für Ertragskunde der Forstlichen Forschungsanstalt München, 4 S.
- FOERST, K. und KREUTZER, K., 1978: Forstliche Wuchsgebietsgliederung Bayerns. Karte 1:1.000.000. Bayerisches Staatsministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten
- FOMITSCHEW, A. W., 1908: Ausführliche Untersuchung der Samenernte 1904 in den Fichtenbeständen des Ochtenschen Reviers. Mitteilungen des Forstinstitutes, in: ROHMEDER, E., 1972: Das Saatgut in der Forstwissenschaft. Parey Verlag, Berlin, 273 S.
- FORSTLICHE BUNDESVERSUCHSANSTALT, 1994: Instruktion für die Feldarbeit der Österreichischen Forstinventur. Forstliche Bundesversuchsanstalt, Wien, 194 S.
- FRANK, D. und KLOTZ, S., 1990: Biologisch-ökologische Daten zur Flora der DDR. Wissenschaftliche Beiträge der Martin-Luther-Universität Halle-Wittenberg, 32. Jg., 167 S.
- FRANK, M. und LORENZ, P., 1979: Simulation diskreter Prozesse: eine Einführung für den Anwender.

Verwendete Literatur und elektronische Medien-G

Fachbuchverlag, Leipzig, 352 S.

- FRAIKIN, F., HAMBURG, M., JUNG MAYR, St., LEONHARDT, Th., SPILLNER, A. und WINTER, M., 2004: Die trügerische Sicherheit des grünen Balkens. OBJEKTSpectrum, 01/2004, 5 S., (06.02.2004), zu finden unter: http://www.sigs.de/publications/os/2004/01/spillner_OS_01_04.pdf
- FRANKLIN, J. F., SHUGART, H. H. und HARMON, M. E., 1987: Tree Death as an Ecological Process. Bioscience, Vol. 37, Nr. 8, S. 550-556
- FRANZ, F., 1968: Das EDV-Programm STAOET - zur Herleitung mehrgliedriger Standort-Leistungstafeln, unveröffentlichter Manuskriptdruck. Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der LMU München
- FRANZ, F., 1970: Methode der Zuwachsschätzung bei einmaliger Probeflächenaufnahmen. Bericht von der Jahrestagung der Sektion Ertragskunde im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten in Mainz. S. 34-40
- FRANZ, F., 1971: Grundlagen und Verfahren standortbezogener Leistungsschätzung: Mit Fichten-Leistungstafeln für einige Standorteinheiten in Mittelschwaben. Forstliche Forschungsberichte München, Bd. 2, 316 S. und 68 S. Anhang
- FRANZ, F., 1975: Verfahrensmerkmale der Bayerischen Großrauminventur 1970/71. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung, 146. Jg., H. 1, S. 6-10
- FRANZ, F., 1987: Zum Aufbau eines neuzeitlichen Informationssystems für die Forstwirtschaft. Forstarchiv, 58. Jg., H. 4, S. 131-137
- FRANZ, F., BACHLER, J., DECKELMANN, B., KENNEL, E., KENNEL, R., SCHMIDT, A. und WOTSCHIKOWSKY, U., 1973: Bayerische Waldinventur 1970/71, Inventurabschnitt I: Großrauminventur Aufnahme- und Auswertungsverfahren. Forstliche Forschungsberichte München, Bd. 11, 143 S.
- FRANZ, F., PRETZSCH, H. und NÜSSLEIN, S., 1989: Strukturentwicklung und Wuchsverhalten von Buchenbeständen. Ertragskundliche Merkmale des Schirmschlag-Femelschlag-Verjüngungsverfahrens im Spessart. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung, 160. Jg., H. 6, S. 114-123
- FRAZER, G. W., FOURNIER, R. A., TROFYMOW, J. A. und HALL, R. J., 2001: A comparison of digital and film fisheye photography for analysis of forest canopy structure and gap light transmission. Agricultural and Forest Meteorology, Vol. 109, Nr. 4, S. 249-263
- FREESE, F., 1964: Linear Regression Methods for Forest Research. US Forest Service Research Paper, Forest Products Laboratory, Washington, US, 137 S.
- FREIST, H., 1974: Erfahrungen mit der Buchennaturverjüngung im Forstamt Bramwald. Allgemeine Forstzeitung, 29. Jg., S. 775-776
- FRIEND, A. D., SHUGART, H. H. und RUNNING, S. W., 1993: A physiology-based gap model of forest dynamics. Ecology, Vol. 74, Nr. 3, S. 792-797
- FRIEND, A. D., STEVENS, A. K., KNOX, R. G. und CANNELL, M. G. R., 1997: A process-based, terrestrial biosphere model of ecosystem dynamics (Hybrid v3.0), Ecological Modelling, Vol. 95, S. 249-287
- FRÖMBLING, C., 1893: Die natürliche Verjüngung des Buchenhochwaldes. Springer Verlag, Berlin, 68 S.
- FUCHS, A., 1996: Forsteinrichtung im Kreuzberger Plenterwald. Forstwissenschaftliches Centralblatt, 115. Jg., H. 1, S. 51-62
- FUCHS A. und KENNEL, E., 1994: Erste Wiederholungsaufnahme einer Betriebsinventur im bayerischen Staatswald. Forstwissenschaftliches Centralblatt, 113. Jg., H. 3, S. 224-235

G

- GADDUM, J., 1945: Lognormal distribution. Nature, Vol. 156, S. 463-466
- GADOW, VON, K., 1987: Untersuchungen zur Konstruktion von Wachstumsmodellen für schnellwüchsige Plantagenbaumarten. Forstliche Forschungsberichte München, Nr. 77, 147 S.
- GADOW, VON, K., 1997: Waldwachstum: Beilage zur Vorlesung für das Sommersemester 1997. Institut für Forsteinrichtung und Ertragskunde, Georg-August-Universität Göttingen, 200 S.
- GADOW, VON, K., 2004: Forsteinrichtung: Steuerung und Analyse der Waldentwicklung. Beilage zur Vorlesung. Fakultät für Forstwissenschaften und Waldökologie, Georg-August-Universität Göttingen, 346 S., (01.08.2004), zu finden unter: <http://www.uni-forst.gwdg.de/forst/iww/doc/kvfgeskript2004.pdf>
- GASS, S. I., 1979: Computer model documentation: a review and an approach. US Dept. of Commerce, National Bureau of Standards Special Publication 500-39. US Gov. Printing Office, Washington, US, 83 S.
- GASS, S. I., 1981: Documentation for a model: a hierarchical approach, S. 728-733, in: GASS, S. I., HOFFMAN, K. L., JACKSON, R. H. F., JOEL, L. S. und SAUNDERS, P. B., (Hrsg.): Communications of the ACM (Association for Computing Machinery), Vol. 24, H. 11, ACM Press, New York, US, 787 S.,

- (23.03.2004), ebenfalls zu finden unter: <http://portal.acm.org/citation.cfm?id=358790.358792&dl=portal&dl=ACM>
- GAYER, K., 1886: Der gemischte Wald, seine Begründung und Pflege insbesondere durch Horst- und Gruppenwirtschaft. Parey Verlag, Hamburg, 168 S.
- GERTNER, G., und GUAN, B. T., 1992: Using in error budget to evaluate the importance of component models within a large-scale simulation model, S. 62-74, in: FRANKE, J. und RÖDER, A., (Hrsg.): Mathematical Modelling of Forest Ecosystems. Proceedings of a workshop organized by Forstliche Versuchsanstalt Rheinland-Pfalz und Zentrum für Praktische Mathematik, J.D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt a. Main, 174 S.
- GIA, T. D., 1927: Beitrag zur Kenntnis der Schattenfestigkeit verschiedener Holzarten im ersten Lebensjahr. Forstwissenschaftliches Centralblatt, 49. Jg., S. 386-397, S. 425-435, S. 468-483
- GILOI, W., 1967: Simulation und Analyse stochastischer Vorgänge. Oldenbourg Verlag, München, 239 S.
- GINGRAS, J. F., CORMIER, D., RUEL, J. C. und PIN, D., 1991: Comparative study of impact of three skidding methods on advance regeneration. FERIC, Technical Note, TN-163, 12 S.
- GLINZ, M., 2003: Kapitel 1: Einführung in die Modellierung. Skript für die Vorlesung Informatik II: Modellierung, Institut für Informatik, Universität Zürich, 41 S., (15.01.2004), zu finden unter: http://www.ifi.unizh.ch/groups/req/ftp/inf_II/kapitel_01.pdf
- GREBE, C., 1856: Buchenhochwaldbetrieb. Baerecke, Eisenach, 224 S.
- GREEN, D. S., 1980: The terminal velocity and dispersal of spinning samaras. American Journal of Botany, Vol. 67, S. 1218-1224
- GREENE, D. F. und JOHNSON, E. A., 1989: A model of wind dispersal of winged or plumed seeds. Ecology, Vol. 70, Nr. 2, S. 339-347
- GREENE D. F. und JOHNSON, E. A., 1992: Can the variation in samara mass and terminal velocity on an individual plant affect the distribution of dispersal distance? American Naturalist, Vol. 139, S. 825-838
- GREENE, D. F. und JOHNSON, E. A., 1993: Seed mass and dispersal capacity in wind-dispersed diaspores. Oikos, Kopenhagen, Vol. 67, Nr. 1, S. 69-74
- GREENE, D. F. und JOHNSON, E. A., 1995: Long-distance wind dispersal of tree seeds. Canadian Journal of Botany, Vol. 73, S. 1036-1045
- GROB, G., 1993: Numerical Simulation of Canopy Flows. Springer Verlag, Heidelberg, Berlin, 167 S.
- GROTE, R., BELLMANN, K., ERHARD, M. und SUCKOW, F., 1997: Evaluation of the forest growth model FORSANA, PIK Report, 32. Potsdam Institute for Climate Impact Research, Potsdam, 64 S.
- GROTE R., und PRETZSCH, H., 2002: A model for individual tree development based on physiological processes. Plant Biology, Vol. 4, Nr. 2, S. 167-180
- GÜNTHER G. und KUHN, T., 2000: Vorlesungsskript „Praktische Methodenlehre (WS 99/2000)“ zur Vorlesung und Übungen „Praktische Methodenlehre“. 5. Logistische Regression, (31.12.2003), zu finden unter: <http://www.psycho.uni-osnabrueck.de/~vkannen/Pm/allgemein/pm98/pages/logreg.htm>
- GULDER, H. J. und KÖLLING, C., 2001: Forstliche Wuchsgebiete und -bezirke: Das ist neu, S. 14-15 in: Es wächst zusammen was zusammengehört: Die neue Karte der natürlichen Waldzusammensetzung Bayerns. LWF Aktuell, Bayerische Landesanstalt für Wald und Forstwirtschaft, Nr. 31, 51 S., (13.02.2004), ebenfalls zu finden unter: <http://www.lwf.bayern.de/veroef/frame/Startseiten/lwfakt-start.htm>

H

- HACKETT, W. P., 1985: Juvenility, maturation, and rejuvenation in woody plants. Hort. Rev., Vol. 7, S. 109-155
- HÄCKEL, H., 1993: Meteorologie. Eugen Ulmer Verlag, UTB, Stuttgart, Nr. 1338, 402 S.
- HAHN, 1892: Die Buchenverjüngung in Schleswig-Holstein. Zeitschrift für Forst- und Jagdwesen, 24. Jg., S. 435-465
- HAMILTON, G. L., 1969: The dependence of volume increment of individual trees on dominance, crown dimensions and competition. Forestry, Vol. 42, S. 133-144
- HAMILTON, Jr., D. A., 1986: A logistic model of mortality in thinned and unthinned mixed conifer stands of Northern Idaho. Forest Science, Vol. 32, Nr. 4, S. 989-1000
- HAMPEL, R., 1955: Forstliche Ertragsselemente. Mitteilungen der Forstlichen Bundesversuchsanstalt, Mariabrunn, Wien, H. 51 187 S.
- HAMPTON, J. G. und TEKRONY, D. M., 1995 (Hrsg.): Handbook of Vigour Test Methods. 2. Auflage,

Verwendete Literatur und elektronische Medien-H

- The International Seed Testing Association, Zürich, 117 S.
- HANEWINKEL, M., 1998: Plenterwald und Plenterwaldüberführung: Modellstudien zu planungstechnischen, waldbaulichen und ökonomischen Aspekten am Fallbeispiel des Wuchsgebietes Schwarzwald. Schriften aus dem Institut für Forstökonomie der Universität Freiburg, Bd. 9, 308 S.
- HANEWINKEL, M. und PRETZSCH, H., 2000: Modelling the conversion from even-aged stands of Norway spruce (*Picea abies* L. Karst.) with a distance-dependent growth simulator. Forest Ecology and Management, Vol. 134, Nr. 1-3, S. 55-70
- HANN, D. W., 1980: Development and evaluation of an even and uneven-aged ponderosa pine/Arizona fescue stand simulator. USDA Forest Service Research Paper, INT-267, 95 S.
- HARBORDT, S., 1974: Computersimulation in den Sozialwissenschaften. Rowohlt Verlag, Reinbeck, Bd. 1: Einführung und Anleitung, S. 1-232 und Bd. 2: Beurteilung und Modellbeispiele, S. 233-403
- HARCOMBE, P. A., 1987: Tree life tables. Bioscience, Vol. 37, Nr. 8, S. 557-568
- HARLING, J., 1958: Simulations techniques: a review. Operations research, Vol. 6, S. 307-319
- HARPER, J. L., 1961: Approaches to the study of plant competition. S. 1-39, in: MILTHORPE, F. L., (Hrsg.): Mechanismus in biological competition. Symposium, Published for the Company of Biologists on behalf of the Society for Experimental Biology, New York, Vol. 15, 365 S.
- HARPER, J. L., 1989: Population biology of plants. Academic Press, London u.a., 892 S.
- HARPER, J. L., BEGON, M. und TOWNSEND, C. R., 1990: Ecology: individuals, populations and communities. Blackwell Verlag, Boston, 945 S.
- HARTIG, R., 1889: Über den Einfluss der Samenproduktion auf Zuwachsgröße und Reservestoffvorrat der Bäume. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung, 65. Jg., S. 13-17 ebenso erschienen in: HARTIG, R., 1888: Über den Einfluss der Samenproduktion auf Zuwachsgröße und Reservestoffgehalt der Bäume. Botanisches Centralblatt, 36. Jg., S. 388ff.
- HARTIG, M., 1986: Praktische Erfahrungen bei der autovegetativen Anzucht von Fichten. Sozialistische Forstwirtschaft, 36. Jg., H. 6, S. 177-182
- HARTINGER, M., 1988: Urwaldbestand „Höllbachgespreng“ im Forstamt Zwiesel; Waldwachstumskundliche Beobachtungsfläche „ZWI 138“; Ertragskundliche Zustandsaufnahme und Strukturanalyse. Unveröffentl. Diplomarbeit Nr. 65 am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der LMU München, 230 S. und 8 S. Anhang.
- HARTUNG, J. und ELPELT, B., 1984: Multivariate Statistik: Lehr- und Handbuch der angewandten Statistik. Oldenbourg Verlag, München, Wien, 806 S.
- HARTUNG, J., ELPELT, B. und KLÖSNER, K. H., 1989: Statistik: Lehr- und Handbuch der angewandten Statistik. 7. Auflage, Oldenbourg Verlag, München, Wien, 1004 S.
- HASE, W., 1964: Die Buchenmast in Schleswig-Holstein und ihre Abhängigkeit von der Witterung. Mitteilungen des Deutschen Wetterdienstes; Offenbach a. Main, Bd. 5, 52 S.
- HASENAUER, H., 1994: Ein Einzelbaumwachstumssimulator für ungleichaltrige Fichten-, Kiefern- und Buchenmischbestände. Forstliche Schriftenreihe Universität für Bodenkultur, Wien, Bd. 8, 152 S.
- HASENAUER, H., 1999: Methodische Aspekte bei der Evaluierung von Baummodellen. Bericht von der Jahrestagung der Sektion Ertragskunde im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten in Volpriehausen, S. 45-53
- HASENAUER, H., 2000: Die simultanen Eigenschaften von Waldwachstumsmodellen. Akademisches Forum, Parey Verlag, Berlin, 131 S.
- HASENAUER, H., 2001: Konzepte der Waldökosystemmodellierung. Centralblatt für das gesamte Forstwesen, 117. Jg., Nr. 3/4, S. 137-164
- HASENAUER, H., 2004: Waldwachstumsmodelle als Grundlage einer nachhaltigen Waldwirtschaft. S. 15-31 in: HANEWINKEL, M. und TEUFFEL, VON, K., (Hrsg.): Waldwachstumsmodelle für Prognosen in der Forsteinrichtung: Stand der Wissenschaft heute in Mitteleuropa. Bericht von der Tagung der Arbeitsgemeinschaft Forsteinrichtung in Eisenach (2002). Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, Freiburg, H. 50, 102 S.
- HASENAUER, H. und GOLSER, M., 1997: Predicting juvenile tree height growth in uneven-aged mixed species stands in Austria. Forest Ecology and Management, Vol. 97, Nr. 2, S. 133-146
- HASENAUER, H. und KINDERMANN, G., 2002: Methods for assessing regeneration establishment and height growth in uneven-aged mixed species stands. Forestry, Vol. 75, Nr. 4, S. 385-394
- HASENAUER, H., KINDERMANN, G., und MERKL, D., 2000. Zur Schätzung der Verjüngungssituation in Mischbeständen mit Hilfe Neuraler Netze. Forstwissenschaftliches Centralblatt. 119. Jg., S. 350-366
- HAUCK, W. W. und DONNER, A., 1977: Wald's Test as Applied to Hypotheses in Logit Analysis. Journal of the American Statistical Association, Vol. 72, S. 851-853

- HAUSKELLER-BULLERJAHN, K., 1997: Wachstum junger Eichen unter Schirm. Berichte des Forschungszentrums Waldökosysteme, Reihe A, 142 S.
- HAUSRATH, H., 1931: Einfluss des Alters des Mutterbaumes auf den Samen der Fichte. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung, 107. Jg., S. 102-104
- HAUSSER, K., 1956: Tannenertragstafel, in: SCHOBER, R., (Hrsg.) 1975: Ertragstafeln wichtiger Baumarten. J.D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt a. Main, 154 S.
- HAWKES, C., 2000: Woody plant mortality algorithms: description, problems and progress. Ecology Modelling, Vol. 126, S. 225-248
- HE, H. S. und MLADENOFF, D. J., 1999: The Effects of Seed Dispersal on the Simulation of Long-Term Forest Landscape Change. Ecosystems, Vol. 2, S. 308-319
- HEGNER, M., 2003: Methoden zur Evaluation von Software. Informationszentrum Sozialwissenschaften der Arbeitsgemeinschaft Sozialwissenschaftlicher Institute, Bonn, IZ-Arbeitsbericht, Nr. 29, 98 S., (19.10.2004), ebenfalls zu finden unter: http://www.gesis.org/Publikationen/Berichte/IZ_Arbeitsberichte/pdf/ab_29.pdf
- HEGYI, F., 1974: A simulation model for managing jack-pine stands, S. 74-90, in: FRIES, J., (Hrsg.): Growth models for tree and stand simulation. Royal College of Forest, Stockholm, 379 S.
- HEISEKE, D., 1969: Untersuchungen über Samenproduktion und Samenflug, Keimung und Keimlingentwicklung bei der Fichte. Dissertation an der Forstwissenschaftlichen Fakultät der Georg-August-Universität zu Göttingen in Hann. Münden. 158 S.
- HEISEKE, D., 1984: Untersuchungen über Eichelmasten und Pflanzenausbeute in der Görhde von 1971-1981. Der Forst- und Holzwirt, 39 Jg. Nr. 5, S. 107-113
- HENIZE, J., 1984: Critical Issues in Evaluating Socio-Economic Models, S. 557-590, in: ÖREN, T., ZIEGLER, B., TUNCER, I. und ELZAS, M., (Hrsg.): Proceedings: Simulation and model-based Methodologies: an Integrative View. Nato Advanced Science Institutes Series, Series F: Computer and Systems Science, Springer Verlag, Berlin, Vol 10, 651 S.
- HERLING, H., 1999: Zur Modellierung der Verjüngungsentwicklung in Rein- und Mischbeständen aus Fichte, Tanne und Buche. Unveröffentl. Diplomarbeit Nr. 125 am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der LMU München, 91 S. und 17 S. Anhang.
- HERLING, H., 2003: Ausbreitung von Verjüngung in einzelbaumabhängigen Waldwachstumsmodellen. Bericht von der Jahrestagung der Sektion Ertragskunde im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten in Torgau, S. 28-45
- HERLING, H. und PRETZSCH, H., 2002: Exkursionsführer zur Wuchsreihe Krumbach 861 zur Erfassung und Nachbildung der Wuchsdynamik in Douglasienbeständen. Exkursionsführer EF 130/2, Lehrstuhl für Waldwachstumskunde, TU München, 21 S.
- HERLING, H. und PRETZSCH, H., 2004: Managementmodell für Douglasie – Weiterentwicklung des Wuchsmodells SILVA 2.2 – Methodische Grundlagen. Abschlussbericht zum Teilprojekt Waldwachstum im Rahmen des Verbundprojektes ZEUS, 121 S., im Druck
- HEB, R., 1895: Die Eigenschaften und das forstliche Verhalten der wichtigeren in Deutschland vorkommenden Holzarten. Parey Verlag, Berlin, 238 S.
- HESSE, W., 2000: Software-Projektmanagement braucht klare Strukturen: Kritische Anmerkungen zum „Rational Unified Process“, S. 143-150, in: EBERT, F. und FRANK, U., (Hrsg.): Modelle und Modellierungssprachen in Informatik und Wirtschaftsinformatik. Proceedings der Tagung „Modellierung 2000“ in St. Goar von 5.-7. April 2000, Koblenzer Schriften zur Informatik, Bd. 15, Fischbach Verlag, Koblenz, 214 S., (01.01.2004), ebenfalls zu finden unter: http://www.mathematik.uni-marburg.de/~hesse/papers/Hes_00a.pdf
- HESSE, W., MERBETH, G. und FRÖLICH, R., 1992: Software-Entwicklung - Vorgehensmodelle, Projektführung, Produktverwaltung. Handbuch der Informatik, Bd. 5.3, Oldenbourg Verlag, 292 S.
- HESSELMANN, H., 1934: Einige Beobachtungen über die Beziehungen zwischen Samenproduktion von Fichte und Kiefer und der Besamung der Kahlhiebe. Deutsche Fassung. Mitteilungen der forstlichen Versuchsanstalt Schwedens, Nr. 27
- HESSELMANN, H., 1938: Weitere Studien über die Beziehungen zwischen Samenproduktion von Fichte und Kiefer und der Besamung der Kahlhiebe. Mitteilungen der forstlichen Versuchsanstalt Schwedens, Nr. 31
- HESSISCHES LANDESAMT FÜR UMWELT UND GEOLOGIE, 2002: Hindernisbereinigte Jahresmittelwerte der Windgeschwindigkeit im Bezugszeitraum 1981 bis 1990 in 10 m Höhe über Grund, (31.12.2003), zu finden unter http://atlas.umwelt.hessen.de/servlet/Frame/atlas/klima/wind/wind_txt.htm
- HIGGINS, S. I. und RICHARDSON, D. M., 1999. Predicting plant migration rates in a changing world: the

Verwendete Literatur und elektronische Medien-H

- role of log-distance dispersal. *American Naturalist*, Vol. 153, Nr. 5, S. 464-475
- HILDEBRAND, E. E., 1983: Der Einfluß der Bodenverdichtung auf die Bodenfunktionen im forstlichen Standort. *Forstwissenschaftliches Centralblatt*, 102. Jg., H. 2, S. 111-125
- HILF, R. B., 1927: Wie wirken Erntezeit, Alter des Mutterbaumes und Höhenlage auf die Güte des Fichtensaatgutes? *Zeitschrift Forst- und Jagdwesen*, 59. Jg., S. 65-87
- HILLE RIS LAMBERS, J. und CLARK, J. S., 2003: Effects of dispersal, shrubs, and density-dependent mortality on seed and seedling distributions in temperate forests. *Canadian Journal Forest Research*, Vol. 33, Nr. 5, S. 783-795
- HILTON, G. M. und PACKHAM, J. R., 1997: A sixteen-year record of regional and temporal variation in the fruiting of beech (*Fagus sylvatica* L.) in England (1980-1995). *Forestry*, Vol. 70, S. 7-16
- HILTON, G. M. und PACKHAM, J. R., 2003: Variation in the masting of common beech (*Fagus sylvatica* L.) in northern Europe over two centuries (1800-2001). *Forestry*, Vol. 76, Nr. 3, S. 319-328
- HINRICHS, A., OESTEN, G. und STEINBRENNER, M., 1993: Die Betriebsinventur der Landesforstverwaltung Baden-Württemberg. Arbeitspapier 14-93. Institut für Forsteinrichtung und Forstliche Betriebswirtschaft, Albert-Ludwigs-Universität Freiburg, 74 S.
- HOEFLE, S., 2003: Modelle und Modell-Qualität. Proseminar: „Algorithmen zum Wirkstoffdesign“, 18 S., (30.12.2003), zu finden unter http://www-ra.informatik.uni-tuebingen.de/lehre/ss03/pro_wirkstoffdesign_ausarbeitung/SebastianHoefle.pdf
- HOLDAWAY, M. R., 1984: Modeling the effect of competition on tree diameter growth as applied in STEMS. General Technical Report NC-94. St. Paul, MN: US Dept. of Agriculture, Forest Service, North Central Forest Experiment Station, USA, 12 S., (17.07.2004), ebenfalls zu finden unter: <http://216.48.37.142/pubs/viewpub.jsp?index=10158>
- HOLL, F., 1887: Über den Einfluss des Baumalters auf den Samen der Fichte. *Österreichische Forst- und Jagdzeitung*, 5. Jg., S. 183-185
- HOLMSGAARD, E., 1955: Åringsanalyser af danske skovtrøer. „Tree Ring Analysis of Danish Forest Trees“. Trykt i kandrup und Wunsch's Bogtrykkeri, Kopenhagen, 246 S.
- HOLMSGAARD, E. und OLSEN, H. C., 1960: Vejrets indflydelse på bøgens frugtsætning. *Det Forstlige Forsøgsvæsen i Danmark*, 26. Jg., S. 346-370
- HOLMSGAARD, E., und BANG, C., 1989: Loss of Volume Increment due to Cone Production in Norway Spruce. *Det Forstlige Forsøgsvæsen i Danmark: Tilvæksttabet ved koglebæring hos rødgran*, Berichte, H. 4, S. 217-231
- HOLZ AUF DER HEIDE, B., 1993: PROTOS: Methoden zur Entwicklung und Bewertung von Prototypen für Dialogsysteme. Lehrstuhl für Psychologie, Technische Universität München, 49 S.
- HOMANN, M., 2004: Die Entwicklung von Forstkulturen auf Waldschadensflächen unter besonderer Berücksichtigung ihrer oberirdischen Biomasse. Dissertation, Lehrstuhl für Waldbau und Forsteinrichtung der TU München, 163 S.
- HOPPES, W. G., 1988: Seedfall pattern of several species of bird-dispersed plants in an Illinois woodland. *Ecology*, Vol. 69, S. 320-329
- HORN, H. S., NATHAN, R. und KAPLAN, S. R., 2001: Long-distance dispersal of tree seeds by wind. *Ecological Research*, Vol. 16, S. 877-885, (01.01.2004), ebenfalls zu finden unter: <http://www.bgu.ac.il/~rnathan/pdf/Horn2001ER.pdf>
- HOSMER, D. W. und LEMESHOW, S., 1989: Applied logistic regression. Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics. John Wiley and Sons, New York u.a., 307 S.
- HOSTENBACH, I., 2002: Zum Einfluss der Vorratsstruktur auf die Verjüngung im Kreuzberger Plenterwald. Unveröffentl. Diplomarbeit Nr. 139 am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der LMU München, 73 S. und 13 S. Anhang
- HOWE, H. F. und SMALLWOOD, J., 1982: Ecology of seed dispersal. *Annual Review of Ecology and Systematics*, Vol. 13, S. 201-228
- HÜGLI, A. und LÜBCKE, P., 1991: Philosophielexikon. Personen und Begriffe der abendländischen Philosophie von der Antike bis zur Gegenwart. Rowohlt Verlag, Reinbek bei Hamburg, 646 S.
- HULME, P. E., 1998: Post-dispersal seed predation and seed bank persistence. *Seed Science Research*, Vol. 8, S. 513-519
- HUSS, J., 1964: Untersuchungen über die natürliche Verjüngung der Buche: die Entwicklung des Aufschlages nach der Mast 1960. Dissertation der Forstwissenschaftlichen Fakultät der Georg-August-Universität zu Göttingen in Hann. Münden, 187 S.
- HUSS, J., KRATSCH, H. D. und RÖHRIG, E., 1972: Ein Erfahrungsbericht über Maßnahmen zur Förderung der Buchennaturverjüngung, bei der Mast 1970 in acht Forstämtern Südniedersachsens. Forst- und

Holzwirt, 27. Jg., S. 365-370

I

IHRIG, 1860: Ueber Wiederkehr der Mastjahre. Natürliche Verjüngung und Eckernertrag in Buchen-hochwäldungen. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung, 36. Jg., H. September, S. 341-350

J

JAKOBI, K. P., 1989: Struktur und Wachstum von Altbestand und Naturverjüngung auf dem seit 1953 beobachteten Bergmischwald-Verjüngungsversuch RUH 110 im Forstamt Ruhpolding. Unveröffentl. Diplomarbeit Nr. 74 am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der LMU München, 165 S. und 35 S. Anhang.

JANZEN, D. H., 1971: Seed predation by animals. Annual Review Ecology and Systematics, Vol. 2, S. 465-492

JANZEN, D. H., 1972: Escape in space by *Sterculia apetala* seeds from the bug *Dysdercus fasciatus* in a Costa Rican deciduous forest. Ecology, Vol. 53, S. 350-361

JANZEN, D. H., 1980: Specificity of seed-attacking beetles in a Costa Rican deciduous forest. Journal of Ecology, Vol. 68, S. 929-952

JASINSKI M. F. und CRAGO, R. D., 1999: Estimation of vegetation aerodynamic roughness of natural regions using frontal area density determined from satellite data. Agricultural and Forest Meteorology, Vol. 94, Nr. 1, S. 65-77

JAZEWITSCH, VON, W., 1953: Jahrringchronologie der Spessart-Buchen. Forstwissenschaftliches Centralblatt, 72. Jg., H. 4, S. 234-247

JEZ, J., 2002: Variabilität der Energie des Windes im Erzgebirge und im Böhmisches Mittelgebirge im Zeitraum 1994-2001, "Variabilita vetru v Krusnych horách a Českém středohorí v období 1994 az 2001". Zeitschrift Vetřna energie, Nr. 16, H. 1, S. 16-18

JOHANN, K., 1982: Der „A-Wert“ – ein objektiver Parameter zur Bestimmung der Freistellungsstärke von Zentralbäumen. Bericht von der Jahrestagung der Sektion Ertragskunde im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten in Weibersbrunn, S. 146-158

JOHANN, K., 1990: Adjustierung von Bestandeshöhenkurvenscharen nach der Methode des Koeffizientenausgleichs. Methodenvorschlag in der Arbeitsgruppe „Auswertemethodik bei langfristigen Versuchen“ der Sektion Ertragskunde im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten in München, 2 S.

JOHANN, K., 1993: DESER-Norm 1993. Normen der Sektion Ertragskunde im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten zur Aufbereitung von waldwachstumskundlichen Dauerversuchen, Tagungsbericht von der Jahrestagung der Sektion Ertragskunde im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten in Unterreichenbach-Kapfenhardt, S. 96-104

JONGEJANS, E. und SCHIPPERS, P., 1999: Modeling seed dispersal by wind in herbaceous species. Oikos, Vol. 87, S. 362-372

JÜTTNER, O., 1955: Eichenertragstabellen, in: SCHÖBER, R., (Hrsg.) 1975: Ertragstabellen wichtiger Baumarten. J.D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt a. Main, 154 S.

K

KAHL, A., 1883: Der Buchenhochwald auf dem Vogesensandstein der Oberförsterei Bannstein (Canton Bitsch, Lothringen) nach Standort und Art der Verjüngung. Falk, Mainz, 32 S.

KAHN, M., 1994: Modellierung der Höhenentwicklung ausgewählter Baumarten in Abhängigkeit vom Standort. Forstliche Forschungsberichte München, Nr. 141, 204 S.

KAHN, M. und PRETZSCH, H., 1997: Das Wachstumsmodell SILVA – Parametrisierung der Version 2.1 für Rein- und Mischbestände aus Fichte und Buche. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung, 168. Jg., H. 6/7, S. 115-123

KAHN, M. und PRETZSCH, H., 1998a: Forschungsvorhaben „Konzeption und Konstruktion von Wuchs- und Prognosemodellen für Mischbestände Bayerns“. Abschlußbericht Projekt W28, Teil 2. Konzeption und Konstruktion des Wachstumsmodells SILVA 2.2 – methodische Grundlagen, 279 S.

KAHN, M. und PRETZSCH, H., 1998b: Forschungsvorhaben „Konzeption und Konstruktion von Wuchs- und Prognosemodellen für Mischbestände Bayerns“. Abschlußbericht Projekt W28, Teil 3. Anlage der Wuchsreihen und Auswertung der Daten, 279 S.

KAHN, M., PRETZSCH, H. und SCHÜTZE, G., 1996: Aufbau der Datenbank. Unveröffentlichtes Manuskript, Lehrstuhl für waldwachstumskunde der LMU München, 17 S.

KAHN, M., PRETZSCH, H. und SCHÜTZE, G., 1998: Zur Modellierung von Naturverjüngung von Eiche und Buche. Unveröffentlichtes Manuskript, Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der LMU München,

Verwendete Literatur und elektronische Medien-K

6 S.

- KALBHENN, R., 1963: Untersuchungen über die natürliche Verjüngung der Buche, Samenproduktion der Mast des Jahres 1960, Überwinterung und Keimung der Bucheckern. Dissertation Hann. Münden, Göttingen, 140 S.
- KALLINA, H. und ROHMEDER, M., 1949: Untersuchungen und Erfahrungen bei der Birkensamenernte 1948. Allgemeine Forstzeitung, 4. Jg., H. 8/9, S. 75-79
- KAST, K., 1890: Die horst- und gruppenweise Verjüngung im k. bay. Forstamte Siegsdorf. Rieger, München, 26 S.
- KEANE, R. E., AUSTIN, M., FIELD, CH., HUTH, A., LEXER, M. J., PETERS, D., SOLOMON, A. und WYCKOFF, P., 2001: Tree mortality in gap models: application to climate change. Climatic Change, Kluwer Academic Publishers, Vol. 51, S. 509-540
- KECH, G., 1994: Beziehungen zwischen Rehdichte, Verbiß und Entwicklung der Verjüngung in einem gegatterten Fichtenforst als Basis einer waldgerechten Rehwildbewirtschaftung. Dissertation, Forstwissenschaftliche Fakultät, Freiburg, 148 S.
- KENNEL, R., 1966: Soziale Stellung, Nachbarschaft und Zuwachs. Forstwissenschaftliches Centralblatt, 85 Jg., H. 4, S. 193-204
- KENNEL R., 1972: Buchendurchforstungsversuche in Bayern von 1870 bis 1970. Forstliche Forschungsberichte München, Nr. 7, 264 S.
- KENNEL, E., 1974: Programmator des Programms WWVOLUM – Stand 1974. EDV-Programme des Institutes für Ertragskunde der Forstlichen Forschungsanstalt München, 4 S.
- KENNEL, E., 1980: Programmator des Programms WWÜBERS – Stand 1980. EDV-Programme des Institutes für Ertragskunde der Forstlichen Forschungsanstalt München, 1 S.
- KENNEL, E., 2003: Statistische Wertung von Verbissbefunden: Die Überlebensprognose. Allgemeine Forstzeitung, 58. Jg., H. 25, S. 1302-1306
- KIENITZ, M., 1879: Vergleichende Keimversuche mit Waldbaumen-Samen aus klimatisch verschieden gelegenen Orten Mitteleuropas, in: MÜLLER, 1878: Botanische Untersuchungen, 2. Jg., S. 1-54
- KIENITZ, M., 1881: Beobachtungen über die Zapfenmenge an Kiefern im Winter 1880/81. Zeitschrift für das Forst- und Jagdwesen, 13. Jg., S. 549-554
- KIMMINS, J. P., 1997: Forest Ecology: A Foundation for Sustainable Management. 2. Auflage, Prentice Hall, Upper Saddle River, New Jersey, 596 S.
- KLAUS, G. und LIEBSCHER, H., 1976: Wörterbuch der Kybernetik. 4. Auflage, Dietz Verlag, Berlin, 1044 S.
- KLEIJNEN, J. P. C., 1995: Verification and validation of simulation models. European Journal Operations Research, Vol. 82, S. 145-162
- KLEINSCHMIT, J., 1976: Untersuchungen über Fallzeitpunkt und Eichelgewichte bei Stiel- und Traubeneiche, S. 52-63, in: WALKENHORST, R., (Hrsg.): Fortschritte des forstlichen Saatgutwesens III, Mitteilungen der Hessischen Landesforstverwaltung, Festschrift aus Anlass des 130jährigen Bestehens der Staatsdarre Wolfgang, Sauerländer's Verlag, Frankfurt a. Main, Bd. 14, 106 S.
- KLEMMT, H. J., 2004: Anbindung des Wachstumsmodells SILVA 2.2 an die Datenquellen der Forsteinrichtung für den Einsatz in der forstlichen Praxis. Bericht von der Jahrestagung der Sektion Ertragskunde im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten in Stift Schlägl, Österreich, S. 38-42
- KLEMMT, H. J. und PRETZSCH, H., 2004: Bäume wachsen am PC. Bayerisches Landwirtschaftliches Wochenblatt, H. 31 vom 31.07.2004, 3 S.
- KLEYER, M., 1995: Biological traits of vascular plants: A database. Arbeitsberichte des Institutes für Landschaftsplanung und Ökologie, Universität Stuttgart, Bd. 2, 23.S.
- KLINS, U., 2004: Ergebnisse des BMBF-Projektverbunds in Bayern: Entscheidungshilfen für eine naturnahe Waldbewirtschaftung: Ökologische, sozioökonomische und technologische Untersuchungen in Wirtschaftswäldern und Nationalparks, S. 1-3, in: Forschungsschwerpunkte des Bundes in Bayern. LWF Aktuell, Bayerische Landesanstalt für Wald und Forstwirtschaft, Nr. 41, 33 S., (13.02.2004), ebenfalls zu finden unter: <http://www.lwf.bayern.de/veroeff/frame/Startseiten/lwfaktstart.htm>
- KNOKE, Th. und AMMER, Ch., 1995: Exkursionsführer Gemeindewald Kreuzberg: Der Plenterbetrieb. Unveröffentl. Exkursionsführer des Lehrstuhls für Waldbau und Forsteinrichtung, 27 S.
- KNOKE, Th., 1998: Analyse und Optimierung der Holzproduktion in einem Plenterwald- zur Forstbetriebsplanung in ungleichaltrigen Wäldern. Forstliche Forschungsberichte München, Nr. 170, 198 S.
- KNUTH, D. E., 1998: The Art of Programming, Vol. 2: Seminumerical Algorithms. 3. Auflage, Addison-Wesley Professional, Massachusetts, 784 S.
- KOBE, R. K. und COATES, K. D., 1997: Models of sapling mortality as a function of growth to characte-

- size interspecific variation in shade tolerance of eight tree species of northwestern British Columbia. Canadian Journal of Forest Research, Vol. 27, Nr. 2, S. 227-236
- KÖHLER, P., 2000: Modelling anthropogenic impacts on the growth of tropical rain forests: using an individual-oriented forest growth model for analyses of logging and fragmentation in three case studies. „Modellierung anthropogener Einflüsse auf das Wachstum tropischer Regenwälder: Analyse von Holznutzung und Fragmentierung in drei Fallstudien unter Verwendung eines individuen-orientierten Waldwachstumsmodells“. Inaugural-Dissertation, Fachbereich Physik der Universität Gesamthochschule Kassel, 214 S., (18.03.2004), ebenfalls zu finden unter: a) <http://www.oesa.ufz.de/huth/papers/preprints/printed/phd.pdf> oder b) <http://www.oesa.ufz.de/koehler/papers/preprints/printed/phd.pdf>
- KÖSTLER, J. N., 1953: Waldpflege. Parey Verlag, Hamburg, Berlin, 200 S.
- KÖSTLER, J. N., 1956: Allgäuer Plenterwald Typen. Forstwissenschaftliches Centralblatt, 75. Jg., S. 423-458
- KOHH, E., 1936: „Vaatlusi seemnete valmimise ja varisemise kohta“ Beobachtungen über Reifen und Fallzeit der Samen im Lehr- und Versuchsforstamt (Tartu) im Jahre 1930-1935. Tartu Ülikooli Metsaosakonna toimetused „Mitteilung der Forstwissenschaftlichen Abteilung der Universität Tartu“, Nr. 27, 124 S.
- KOHLAS, J., 1976: Simulationsmethoden, S. 223-246, in: NOLTEMEIER, H., (Hrsg.): Computergestützte Planungssysteme, Physica Verlag, Würzburg, 447 S.
- KOHLERMANN, L., 1950a: Untersuchung Über die Verbreitung der Samen und Früchte mitteleuropäischer Bäume durch den Wind. Dissertation, LMU München, 75 S.
- KOHLERMANN, L., 1950b: Untersuchungen über die Windverbreitung der Früchte und Samen mitteleuropäischer Waldbäume. Forstwissenschaftliches Centralblatt, Jg. 69, H. 10, S. 606-624
- KORSUN, H., 1935: Život normalniho porostu ve vzoroich (Das Leben des normalen Waldes in Formeln). Lesnicka prace, S. 289-300
- KORTEN, S., 1999: Art und Höhe von Fäll- und Rückeschäden an der Naturverjüngung eines naturgemäß bewirtschafteten Fichten-Tannen-Buchen-Bestandes im FoA Griesbach. Unveröffentlichte Unveröffentl. Diplomarbeit am Lehrstuhl für Forstliche Arbeitswissenschaft und Angewandte Informatik der Ludwig-Maximilians Universität München, 87 S.
- KORTEN, S., 2002: Schäden an Naturverjüngung durch Windwurf und anschließende Sturmholzaufbereitung. Allgemeine Forstzeitung, 57. Jg., H. 3, S. 112-113
- KORTEN, S. 2003: Harvester, die auf die Berge klettern: Neue Technik für die Holzernte im Hochgebirge, S. 27-28, in: Forsttechnik. LWF Aktuell, Bayerische Landesanstalt für Wald und Forstwirtschaft, Nr. 39, 39 S., (13.02.2004), ebenfalls zu finden unter: <http://www.lwf.bayern.de/veroeff/frame/Startseiten/lwfaktstart.htm>
- KORTEN, S., 2004a: Arbeitsergebnisse des Teilprojektes Holzernteschäden. Abschlussbericht ZEUS (Zukunftsorientiertes Entscheidungsunterstützungssystem). Lehrstuhl für Forstliche Arbeitswissenschaft und Angewandte Informatik der TU München, 21 S.
- KORTEN S., 2004b: Holzernteschäden an Fichten-Buchen-Verjüngung - Ausmaß, Verteilung, Prognose und Bewertungsansätze. Dissertation an der Fakultät Wissenschaftszentrum Weihenstephan für Ernährung, Landnutzung und Umwelt der Technischen Universität München, Freising, im Druck, 177 S.
- KOSKI, V. und TALLQVIST, R., 1978: Results of longtime measurements of the quantity of flowering and seed crop of forest trees. Folia forestalia, Vol. 364, ISBN 951-40-0355-1, Metsäntutkimuslaitos, Institutum Forestale Fenniae, Helsinki, 60 S.
- KOSKI, V., 1978: Results of long-time measurements of the quantity of flowering and seed crop of forest trees. Folia Forestalia, Vol. 364, S. 2-4 und S. 30-32
- KOZLOWSKI, Th. T., KRAMER, P. J. und PALLARDY, St. G., 1991: The physiological Ecology of Woody Plants. Academic Press (Harcourt Brace Jovanovich), Publishers, San Diego, California, 657 S.
- KRAFT, G., 1884: Beiträge zur Lehre von den Durchforstungen, Schlagstellungen und Lichtungshieben. Klindworth's Verlag, Hannover, 147 S.
- KRAMER J. und AKÇA, A., 1982: Leitfaden für Dendrometrie und Bestandesinventur. J.D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt a. Main, 251 S.
- KRAMER, H. und AKÇA, A., 1995: Leitfaden zur Waldmeßlehre. 3. Auflage, J.D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt a. Main, 266 S.
- KRAMPE, H., KUBAT, J. und RUNGE, W., 1973: Bedienungsmodelle: ein Leitfaden für die praktische Anwendung. Oldenbourg Verlag, München, 512 S.

Verwendete Literatur und elektronische Medien-L

- KRAUCHI, N. und KIENAST, F., 1993: Modelling subalpine forest dynamics as influenced by a changing environment. *Water, Air and Soil Pollution*, Vol. 68, S. 185-197
- KRIECHBAUM, E., 1985: Struktur und Wachstumsgang naturgemäß behandelte Bestände in der Verjüngungsphase im FoA Ebrach. Unveröffentl. Diplomarbeit Nr. 36 am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der LMU München, 114 S.
- KRIEGER, Ch., 1997: Ergebnisse der Erstaufnahme der Fichten-Tannen-Buchen-Wuchserie Bodenmais 821. Unveröffentl. Diplomarbeit Nr. 111 am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der LMU München, 133 S. und 17 S. Anhang
- KROPAC, I. H., KROPAC, S., PÖTTLER, B., TEIBENBACHER, P. und VASOLD, G., 2002: Grundkurs Angewandte Informatik in den Geisteswissenschaften: Materialien zum gleichnamigen Proseminar an den Instituten für Geschichte und für Volkskunde an der Geisteswissenschaftlichen Fakultät der Karl-Franzens-Universität Graz. 7. aktualisierte und verbesserte Version, Wintersemester 2001/2002, (31.12.2003), zu finden unter: <http://www-fhg.uni-graz.at/lehre/grundkurs/script/gruku.htm>
- KRÜGER, S., 1975: Simulation, Grundlagen, Techniken, Anwendungen. De Gruyter, Berlin, New York 223 S.
- KRÜGER, S., MÖBMER, R. und BÄUMLER, A., 1994: Der Wald in Bayern. Ergebnisse der Bundeswaldinventur 1986 – 1990, Tabellenband. Berichte aus der LWF, Bayerische Landesanstalt für Wald und Forstwirtschaft, Nr. 1, 209 S.
- KÜHNEL, St., 1993: Wachstum von Eichen-Verjüngung aus Saat unter Kiefernschirm auf mäßig frischen Sanden im Forstamt Nürnberg. Versuchsfläche NUE 141/1, NUE 141/4. Unveröffentl. Diplomarbeit Nr. 92 am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der LMU München, 176 S. und 16 S. Anhang.
- KÜSTERS, E., BACHMANN, M., STEINACKER, L., SCHÜTZE, G. und PRETZSCH, H., 2004: Die Kiefer im Rein- und Mischbestand: Produktivität, Variabilität, Wachstumstrend. Mitteilungen aus der Bayerischen Staatsforstverwaltung, München, H. 52, 345 S.
- KUOCH, R., 1965: Der Samenfall 1962/63 an der oberen Fichtenwaldgrenze im Sertigtal. Mitteilungen der Schweizerischen Anstalt für das Forstliche Versuchswesen, Zürich, Bd. 41, S. 61-85
- KUTSCHE, R. D., 1997: Objektorientierte Modellierung - eine Vorgehensweise zur Verbesserung der Dialoge zwischen Anwender und Entwickler. Technische Universität Berlin, FB 13 (Informatik) und Fraunhofer-Institut für Software- und Systemtechnik ISST, in: PÖTSCHKE, D. und WEBER M., (Hrsg.): Anwendungen für Kommunikations-Highways, R. v. Deckers Verlag, S. 313-318, (11.01.2004), zu finden unter <http://www.isst.fhg.de/~ukriegel/info96-oows-paper/rk-info96.pdf>
- KUULUVAINEN, T. und PUKKALA, T., 1989: Effect of Scots pine seed trees on the density of ground vegetation and tree seedlings. *Silva Fennica*, Bd. 23, Nr. 2, S. 159-167
- KUULUVAINEN, T., HOKKANEN, T., JÄRVINEN, E. und PUKKALA, T., 1993: Factors related to seedling growth in a boreal Scots pine stand: a spatial analysis of a vegetation-soil system. *Canadian Journal Forest Research*, Vol. 23, S. 2101-2109
- KWF, 1980: Der Forstwirt: Unterlagen zur beruflichen Bildung. Waldarbeitsschulen in der Bundesrepublik Deutschland, vertreten durch den Arbeitsausschuss der Waldarbeitsschulen des Kuratoriums für Waldarbeit und Forsttechnik, Bad Segeberg, 254 S.
- KWISINSKI, I., 1993: Methodische Untersuchungen zur Erfassung der kleinräumigen Struktur- und Konkurrenzverhältnisse in der nachwachsenden Schicht ungleichaltriger Mischbestände. Dargestellt am Beispiel eines seit 40 Jahren naturgemäß bewirtschafteten Fichten-Kiefern-Altbestandes mit Tanne-Buchen-Voranbau im Süden der Münchener Schotterebene. Unveröffentl. Diplomarbeit Nr. 89 am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der LMU München, 123 S.

L

- LAKOM, G. und BULAT, H., 1952: Die Feststellung der Keimfähigkeit der Laubholzsamen nach dem topographischen Tetrazolium-Verfahren. I. Fagaceen. *Saatgut-Wirtschaft*, 168. Jg., Nr.8
- LFU, 2000: Windstatistiken in Baden-Württemberg. Abteilung 3 - Industrie und Gewerbe, Kreislaufwirtschaft. Landesamt für Umweltschutz Baden-Württemberg, (31.12.2003), zu finden unter: <http://www.lfu.baden-wuerttemberg.de/lfu/abt3/luft/umweltmeteorologie/windstatistik/index.html>
- LANDOLT, E., 1866: Der Wald, seine Verjüngung, Pflege und Benutzung. Schweizer Forstverein, Schulthess Verlag, Zürich, 444 S.
- LANDSBERG, J. J., 1986: *Physiological Ecology of Forest Production*. Academic Press, 198 S.
- LANGE, V., 1995: Die Fruktifikation der Buche in verschiedenen Höhenlagen des Harzes. Unveröffentl. Diplomarbeit, Forstliche Fakultät der Universität Göttingen, 65 S.
- LAUPRECHT, 1875: Buchen- und Eichen-Samenjahre im Vergleich mit der Witterung. *Zeitschrift für*

- Forst- und Jagdwesen, 7. Jg., S. 246-265
- LAVINE, M., BECKAGE, B. und CLARK, J. S., 2002: Statistical Modeling of Seedling Mortality. Journal of Agricultural, Biological, and Environmental Statistics, Vol. 7, Nr. 1, S. 21-41
- LAW, A. M., und KELTON, W. D., 2000: Simulation Modeling and Analysis. 3. Auflage, McGraw-Hill Higher Education, Boston u.a., 760 S.
- LAW, A. M. und MCCOMAS, M. G. 1989: Pitfalls to avoid in the simulation of manufacturing systems. Industrial Engineering, Vol. 21, Nr. 5, S. 28-31
- LAW, A. M. und MCCOMAS, M. G. 1990: Secrets of successful simulation studies. S. 21-27, in: NELSON, B. L., KELTON, W. D. und CLARK, G. M., (Hrsg.): IEEE Computer Society Press, Los Alamitos, CA. Proceedings of the 23rd conference on Winter simulation. Phoenix, Arizona, US, 1235 S.
- LAW, A. M. und MCCOMAS, M. G. 2001: How to build valid and credible simulation models. S. 22-29, in: PETERS B. A., SMITH, J. S. MEDEIROS, D. J. und ROHRER, M. W., (Hrsg.): IEEE Computer Society Press, Los Alamitos, CA. Proceedings of the 33nd conference on Winter simulation. Arlington, Virginia, US, 1639 S.
- LAW, R., MARROW, P. und DIECKMANN, U., 1996: On Evolution under Asymmetric Competition. International Institute for Applied Systems Analysis, Laxenburg, Austria, Working Paper, WP-96-03, 29 S., (22.04.2004), ebenfalls zu finden unter: <http://www.iiasa.ac.at/Publications/Documents/WP-96-003.pdf>
- LEARY, R. A., HOLDAWAY M. R. und HAHN, J. T., 1979: Diameter Growth Allocation Rule, S. 39-46, in: A generalized forest growth projection system applied to the Lake States region. General Technical Report NC-49. St. Paul, Minnesota, U.S. Department of Agriculture, Forest Service, North Central Forest Experiment Station, 100 S., (17.07.2004) ebenfalls zu finden unter: <http://216.48.37.142/pubs/viewpub.jsp?index=10114>
- LEDER, B., WAGNER, S., WOLLMERSTÄDT, J. und AMMER, C., 2003: Bucheckern-Voraussaat unter Fichtenschirm: Ergebnisse eines Versuchs des Verbandes Forstlicher Forschungsanstalten/Sektion Waldbau. Forstwissenschaftliches Centralblatt, 122. Jg., H. 3, S. 160-174
- LEE, Y. J., 1971: Predicting mortality for even-aged stands of lodgepole pine. Forest Chronicle, Vol. 47, S. 29-32
- LEEMANS, R., 1992: Simulation and future projection of succession in a Swedish broad-leaved forest. Forest Ecology and Management, Vol. 48, S. 305-319
- LEEMANS, R. und PRENTICE, I. C., 1989: FORSKA, a general forest succession model. Inst. Ecol. Bot., Univ. Uppsala, Uppsala, Meddelanden från Växtbiologiska Institutionen, Vol. 2, S. 1-45
- LEHNHAUSEN, H., 1982: Computerunterstützte zeitliche und räumliche Simulation forstlicher Systeme an den Beispielen Holzrückeprozess und Materialfluss auf einem Holzhof. Dissertation, Forstwissenschaftlicher Fachbereich der Georg-August-Universität Göttingen, 202 S. und 23 S. Anhang
- LEVIN, D. A. und KERSTER, H. W., 1974: Gene flow in seed plants. Evolutionary Biology, Vol. 7, S. 139-220
- LEWANDOWSKI A. und GADOW, VON, K., 1997: Ein heuristischer Ansatz zur Reproduktion von Waldbeständen. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung, 168. Jg., H. 9, S. 170-174
- LI, H., GARTNER, D. I., MOU, P. und TRETTIN, C. C., 2000. A landscape model (LEEMATH) to evaluate effects of management impacts on timber and wildlife habitat. Computer and Electronics in Agriculture, Vol. 27, S. 263-292
- LÖFFLER, H., KNIGGE, W. und DIETZ, P., 1984: Walderschließung: ein Lehrbuch für Studium und Praxis unter besonderer Berücksichtigung des Waldwegebbaus. Parey Verlag, Hamburg u.a., 426 S.
- LÖFFLMANN, H., 1988: Urwaldbestand „Mittelsteighütte“ im Forstamt Zwiesel; Waldwachstumskundliche Beobachtungsfläche „ZWI 137“; Ertragskundliche Zustandsaufnahme und Strukturanalyse. Unveröffentl. Diplomarbeit Nr. 64 am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der LMU München, 221 S. und 17 S. Anhang.
- LOHR, M., 1997: Verjüngungsdynamik und Wuchsleistung naturgemäß bewirtschafteter Eichen-Buchen-Bestände im Kommunalen Forstamt Burgsinn/Spessart. Unveröffentl. Diplomarbeit Nr. 113 am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der LMU München, 117 S. und 10 S. Anhang.
- LOCKOW, K. W., 1994: Roterlen-Ertragstafel. Ministerium f. Landwirtschaft u. Naturschutz (Mecklenburg/Vorpommern), Abt. Forstwirtschaft-Schwerin, 67 S.
- LORENZ, P., 2004: 1. Einführung in Modellierung, Simulation und Animation: 1.1. Modelle und Modellierung. Institut für Simulation und Graphik. Otto-von-Guericke-Universität Magdeburg, 15.01.2004, zu finden unter: <http://isgsim1.cs.uni-magdeburg.de/pelo/sa/sa1/sa1.php>

Verwendete Literatur und elektronische Medien-M

- LUFTENSTEINER, H. W., 1982: Untersuchungen zur Verbreitungsbiologie von Pflanzen-gemeinschaften an vier Standorten in Niederösterreich. Bibliotheca Botanica, Vol. 135, 68 S.
- LÜPKE, VON, B., 1987: Einflüsse der Altholzüberschirmung und Bodenvegetation auf das Wachstum junger Buchen und Traubeneichen. Forstarchiv, 58. Jg., S. 18-24
- LÜPKE, VON, B., 2003: Verjüngungsmodell "Etablierung" am Beispiel von Traubeneichen-Buchen-Mischverjüngungen. Bericht von der Jahrestagung der Sektion Ertragskunde im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten in Torgau, S. 15-27
- LÜPKE, VON, B. und RÖHRIG, E., 1972: Die natürliche Verjüngung der europäischen Lärche: Oekologische Untersuchungen in Staatlichen Forstamt Reinhausen. Mitteilungen aus der Niedersächsischen Landesforstverwaltung, Aus dem Walde, H. 17, 76 S.
- LÜPKE, VON, B. und SPELLMANN, H., 1997: Aspekte der Stabilität und des Wachstums von Mischbeständen aus Fichte und Buche als Grundlage für waldbauliche Entscheidungen, Forstarchiv, 68. Jg., S. 167-179
- LWF, 1994: Der Wald in Bayern: Ergebnisse der Bundeswaldinventur 1986-1990. Bayerische Landesanstalt für Wald und Forstwirtschaft, LWF-Bericht, Nr. 1, 91 S.
- LWF, 2001: Rio, 13d, FFH oder FSC: Welche Instrumente braucht die Biodiversität in Wäldern. LWF Aktuell, Bayerische Landesanstalt für Wald und Forstwirtschaft, Nr. 30, 55 S., 13.02.2004, ebenfalls zu finden unter: <http://www.lwf.bayern.de/veroef/frame/Startseiten/lwfaktstart.htm>
- LYR, H., HOFFMANN, G. und DOHSE, K., 1963: Über den Einfluss unterschiedlicher Beschattung auf die Stoffproduktion von Jungpflanzen einiger Waldbäume: I. Mitteilung. Flora, Vol. 153, S. 291-331
- LYR, H., HOFFMANN, G. und DOHSE, K., 1964: Über den Einfluss unterschiedlicher Beschattung auf die Stoffproduktion von Jungpflanzen einiger Waldbäume: II. Mitteilung. Flora, Vol. 155, S. 305-330
- ## M
- MAGIN, R., 1959: Struktur und Leistung mehrschichtiger Mischwälder in den Bayerischen Alpen. Sonderdruck aus 30. H. der Mitteilungen aus der Staatsforstverwaltung Bayerns, 161 S.
- MAGIN, R., 1963: Standortsgerechte Ertragsermittlung als Teil der Forsteinrichtung. Allgemeine Forstzeitung, 18. Jg., H. 8, S. 128-130
- MAI, W., 1994: Untersuchungen zur ertragskundlichen Charakterisierung langfristiger Verjüngungsgänge naturgemäß bewirtschafteter Buchen-Eichen-Kiefern-Mischbestände des Forstamtes Ebrach, dargestellt am Beispiel der buchendominierten Verjüngungsvariante. Unveröffentl. Diplomarbeit Nr. 101 am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der LMU München, 123 S.
- MAJONE, G., 1977: Pitfalls of analysis and analysis of pitfalls. Urban Ana., Vol. 4, 235 S.
- MANG, K., 1955: Der Föhrenüberhalt in Forstamt Lindau. Dissertation, Ludwig-Maximilians-Universität München, 76 S. und Beilagen-Band
- MARIA, A., 1997: Introduction to Simulation. S. 7-13, in: ANDRADOTTIR, S., HEALY, K. J., WITHERS, D. H. und NELSON, B. L. (Hrsg.): Proceedings of the 1997 Winter Simulation Conference, Atlanta, Georgia, US, 1413 S.
- MARSAGLIA, G., 1968: Random numbers fall mainly in the planes. Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States, Vol. 61, Nr. 1, S. 25-28, (20.08.2004), ebenfalls zu finden unter: <http://www.pubmedcentral.nih.gov/articlerender.fcgi?artid=285899>
- MARSAGLIA, G., 1972: The structure of linear congruential sequences, S. 248-285, in: ZAREMBA, S. K., (Hrsg.): Applications of number theory to numerical analysis. Academic Press, New York, 489 S.
- MARTIN, G. L. und EK, A. R., 1984: A comparison of competition measures and growth models for predicting plantation red pine diameter and height growth. Forest Science, Vol. 30, Nr. 3, S. 731-743
- MARTIN, G. L., EK, A. R. und MONSERUD, R. A., 1977: Control of plot bias in forest growth simulation models. Canadian Journal Forest Research. Vol. 7, S. 100-105
- MARYANSKI, F. J., 1980: Digital Computer Simulation, Rochelle Park, New York, Hayden Book Co., 328 S.
- MATTHEWS, J. D., 1955: The influence of weather on the frequency of beech mast years in England. Forestry, Vol. 28, S. 107-116
- MATTHIES, D., WEIXLER, H., GUGLHÖR, W., LÖFFLER, H. und REHFUESS, K. E., 1995: Bodenuntersuchungen zu befahrungsbedingten Strukturveränderungen auf Waldstandorten in Bayern. Abschlussbericht zum Forschungsprojekt A30 des Kuratoriums der Bayerischen Landesanstalt für Wald und Forstwirtschaft. Lehrstuhl für Forstliche Arbeitswissenschaft und Angewandte Informatik der Universität München, 121 S. und Anhang
- MAURER, E., 1964: Buchen- und Eichensamenjahre in Unterfranken während der letzten 100 Jahre. Allgemeine Forstzeitung, 19. Jg., H. 31, S. 469-470

- MAYER, R., 1957: Untersuchungen über Kronengröße und Zuwachsleistung der Traubeneiche auf süddeutschen Standorten. Dissertation, Ludwig-Maximilians-Universität München, Staatswirtschaftliche Fakultät, 132 S. zuzüglich Anhang
- MAYER, R., 1958a: Kronengröße und Zuwachsleistung der Traubeneiche auf süddeutschen Standorten: Teil 1. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung, 129 Jg., H. 6, S. 105-114
- MAYER, R., 1958b: Kronengröße und Zuwachsleistung der Traubeneiche auf süddeutschen Standorten: Teil 2. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung, 129 Jg., H. 7, S. 151-163
- MAYER, H., 1974: Wälder des Ostalpenraums. Gustav Fischer Verlag, Stuttgart, 344 S.
- MAYER, H., 1976: Gebirgswaldbau Schutzwaldpflege. Ein waldbaulicher Beitrag zur Landschaftsökologie und zum Umweltschutz. Gustav Fischer Verlag, Stuttgart, 435 S.
- MAYER, H., 1992: Waldbau auf soziologisch-ökologischer Grundlage. 4. Auflage, Gustav Fischer Verlag, Stuttgart, 522 S.
- MCCARTNEY, H. A., 1990. Dispersal mechanisms through the air, S. 133-158, in: BUNCE, R. G. H. und HOWARD, D. C., (Hrsg.): Species dispersal in agricultural habitats. Belhaven Press, London, UK, 288 S.
- MCHANEY, R., 1991: Computer Simulation: a practical perspective. Academic Press, Harcourt Brace Jovanovich, Publishers, San Diego, New York u.a., 276 S.
- MEADOWS, D. H. und ROBINSON, J. M., 1985: The Electronic Oracle: Computer Models and Social Decisions. Wiley, Chichester, 445 S.
- MESSER, H., 1948: Die Waldsamenernte. Verlag M. und H. Schaper, Hannover, 64 S.
- MESSER, W., 1954: Untersuchungen über das Fruchten und die Saatguteigenschaften der Sandbirke (*Betula verrucosa*). Allgemeine Forstzeitung, 9. Jg., H. 12/13, S. 129-131 und S. 135-136
- MESSER, H., 1956a: Untersuchungen über das Fruchten der europ. Lärche (*Larix decidua* Mill.). Allgemeine Forst- und Jagdzeitung, 127. Jg., H. 1, S. 8-16
- MESSER, H., 1956b: Untersuchungen über das Fruchten der Weymouthskiefer (*Pinus strobus* L.) und der grünen Douglasie (*Pseudotsuga taxifolia* va. *viridis*), Zeitschrift für Forstgenetik, 5. Jg., H. 2, S. 33-40
- MESSER, H., 1956c: Untersuchungen über das Fruchten der Fichte (*Picea abies*). Abgedruckt in: Fortschritte des forstlichen Saatgutwesens. J.D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt a. Main, S. 79-90
- MESSER, H., 1958: Das Fruchten der Waldbäume als Grundlage der Forstsamengewinnung. I. Koniferen. Mitteilungen der hessischen Landesforstverwaltung, Bd. 1, J.D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt a. Main, 108 S.
- METROPOLIS, N. und ULAM, S., 1949: The Monte Carlo method. Journal of the American Statistical Association, Vol. 44, Nr. 247, S. 335-341
- METROPOLIS, N., ROSENBLUTH, A. W., ROSENBLUTH, M. N., TELLER, A. H. und TELLER E., 1953: Equation of state calculations by fast computing machines. Journal Chem. Phys., Vol. 21, Nr. 6, S. 1087-1092
- MICHAELIS, 1911: Einiges zur Buchenmast 1909. Zeitschrift f. Forst- und Jagdwesen, 43. Jg., H. März, S. 267-283
- MICHAILOFF, I., 1943: Zahlenmäßiges Verfahren für die Ausführung der Bestandeshöhenkurven. Forstwissenschaftliches Centralblatt, 62. Jg., H. 6, S. 273-279
- MILNER, K. S. und COBLE, D. W., 1996: A mechanistic approach to modelling the effects of grass competition on seedling growth and survival, S. 68-76 in: SKOVGAARD, J. P. und JOHANNSEN, V. K., (Hrsg.) 1996: Modelling regeneration success and early growth of forest stands. Proceeding, IUFRO Conference, Kopenhagen, Juni 1996, Danish Forest and Landscape Research Institute, 606 S.
- MITCHELL, K. J., 1969: Simulation of the growth of even-aged stands of white spruce. Yale University, School of Forestry, Bulletin Nr. 75, 48 S.
- MITCHELL, K. J., 1975: Dynamics and simulated yield of douglas-fir. Forest Science Monograph, Vol. 17, 39 S.
- MITSCHERLICH, G., 1945: Ertragstafel für die Schwarzerle, Starke Durchforstung, in: SCHOBBER, R. (Hrsg.), 1975: Ertragstafeln wichtiger Baumarten, J.D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt a. Main, 154 S.
- MITSCHERLICH, G., 1963: Untersuchungen in Schlag- und Plenterwäldern. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung, 134. Jg., S. 1-12
- MITSCHERLICH, G., 1971: Wald, Wachstum und Umwelt, 2. Band: Waldklima und Wasserhaushalt. J. D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt a. Main. 365 S.
- MITSCHERLICH, G., 1972: Ertragskunde und Wohlfahrtswirkungen des Waldes. Bericht von der Jahres-

Verwendete Literatur und elektronische Medien-N

- tagung der Sektion Ertragskunde im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten in Neustadt a. d. W., S. 26-32
- MITSCHERLICH, G. und WEISE U., 1982: Die Fichten-Hemmungsversuche in Abtsgmund (Fi 304) und Crailsheim (Fi 348). Allgemeine Forst- und Jagdzeitung, 163. Jg., S. 97-104
- MÖLLER, ST., 2002: Angewandte Geographie: Grundlagen deskriptiver und analytischer Statistik in der Humangeographie. Skript zur Vorlesung „, Unterlagen zur Geostatistik I: Kapitel 2 Häufigkeitsverteilung, Klassifizierung“ im Wintersemester 2002/03, 20 S., (31.12.2003), zu finden unter: http://www.geog.fu-berlin.de/~moeller/Kapitel_02.pdf
- MONSERUD, R. A., 1975: Methodology for simulating Wisconsin Northern hardwood stand dynamics. Ph.D. thesis, Univ. of Wisconsin, Madison, Vol. 36, Nr. 11, 156 S.
- MONSERUD, R. A., 1976: Simulation of forest tree mortality. Forest Science, Vol. 22, Nr. 4, S. 438-444
- MONSERUD, R. A. und EK, A. R., 1974: Plot edge bias in forest stand growth simulation models. Canadian Journal of Forest Research, Vol. 4, Nr. 4, S. 419-423
- MONSERUD, R. A. und EK, A. R., 1977: Prediction of understory tree heights growth in northern hardwood stands. Forest Science, Vol. 23, Nr. 3, S. 391-400
- MONSERUD, R. A. und 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, Vol. 80, S. 57-80
- MONSERUD, R. A. und STERBA, H., 1999: Modelling individual tree mortality for Austrian forest species. Forest Ecology and Management, Vol. 113, S. 109-123
- MONTEITH, J. L., 1978: Grundzüge der Umweltphysik. Steinkopf, Darmstadt, 178 S.
- MOODY, D. L. und SHANKS, S., 1994: What Makes a Good Data Model? Evaluating the Quality of Entity Relationship Models, S. 94-111, in: LOUCOPOULOS, P. (Hrsg.): Entity-Relationship Approach - ER'94. Business Modelling and Re-Engineering. 13th International Conference on the Entity-Relationship Approach. Berlin, Heidelberg u. a., 579 S.
- MOROSOW, G. F., 1928: Die Lehre vom Walde. Verlag von J. Neumann, Neudamm, 375 S.
- MOSANDL, R. und EL KATEB, H., 1988: Die Verjüngung gemischter Bergwälder: Praktische Konsequenzen aus 10jähriger Untersuchungsarbeit. Forstwissenschaftliches Centralblatt, 82. Jg., S. 18-55
- MOSANDL R. und FELBERMEIER, B., 2004: Griechischer Göttervater als Pate: ein Zukunftsorientiertes forstliches EntscheidungsUnterstützungssystem (ZEUS): Entwickelt aus Untersuchungen verschiedener Waldbehandlungsoptionen in Forstbetrieben Mittelschwabens, S. 13-14, in: Forschungsschwerpunkte des Bundes in Bayern. LWF Aktuell, Bayerische Landesanstalt für Wald und Forstwirtschaft, Nr. 41, 33 S., 13.02.2004, ebenfalls zu finden unter: <http://www.lwf.bayern.de/veroeff/frame/Startseiten/lwfaktstart.htm>
- MOSHAMMER, R., 1996: Einfluß von Pflanzverband und Pflegekonzept auf das Jugendwachstum der Douglasie. Unveröffentl. Diplomarbeit Nr. 110 am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der LMU München, 128 S. und 23 S. Anhang
- MÜLLER, 1952: Über die Witterungsabhängigkeit von Samenerträgen bei der Buche und Eiche. Bericht d. deut. Wetterdienstes in der US-Zone.
- MÜLLER-SCHNEIDER, P., 1977: Verbreitungsbiologie (Diasporologie) der Blütenpflanzen. Veröffentlichung des geobotanischen Institutes der ETH, Zürich, Stiftung Rübel, 61. Jg., 226 S.
- MÜNDER, K., 2003: Anpassung des Waldwachstumssimulators BWINPro an sächsische Verhältnisse unter Einbeziehung von Waldumbaubeständen. Bericht von der Jahrestagung der Sektion Ertragskunde im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten in Torgau, S. 81-90
- MULLER-LANDAU, H. C., LEVIN, S. A. und KEYMER, J. E., 2003: Theoretical perspectives on evolution of long-distance dispersal and example of specialized pests. Ecology, Vol. 84, Nr. 8, S. 1957-1967

N

- NAGEL, J., 1996: Anwendungsprogramm zur Bestandesbewertung und zur Prognose der Bestandesentwicklung. Forst und Holz, 51. Jg., H. 3, S. 76-78
- NAGEL, J., 1999: Konzeptionelle Überlegungen zum schrittweisen Aufbau eines waldwachstumskundlichen Simulationssystems für Norddeutschland. Schriften aus der Forstl. Fakultät der Universität Göttingen und der Niedersächs. Forstl. Versuchsanstalt, J.D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt a. Main, Bd. 128., 122 S.
- NAGEL, J., 2001: Zur Genauigkeit von Ertragstafeln und dem Einzelbaummodell BWINPro, S.145-151, in: AKÇA, A., HOFFMANN, B., SCHUMANN, K. und STAUPENDAHL, K., (Hrsg.): Waldinventur, Waldwachstum und Forstplanung. Festschrift zum 60. Geburtstag von Prof. Dr. K. von GADOW. Zohar Verlag, Göttingen, 241 S.
- NAGEL, J., WAGNER, S., BIBER, P. und GUERICKE, M., 1996: Vergleich von Strahlungswerten aus Fis-

- heye-Fotos und Modellrechnungen. Bericht von der Jahrestagung der Sektion Ertragskunde im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten in Neresheim, S. 306-313
- NAGEL, J., ALBERT, M. und SCHMIDT, M., 2002: Das waldbauliche Prognose- und Entscheidungsmodell BWINPro 6.1. Forst und Holz, 57. Jg., H. 15/16, S. 486-493
- NAGELKERKE, N. J. D., 1991: A note on the general definition of the coefficient of determination. *Biometrika*, Vol. 78, S. 691-692
- NATHAN, R., SAFRIEL, U. N., NOY-MEIR, I. und SCHILLER, G., 2000: Spatiotemporal variation in seed dispersal and recruitment near and far from *Pinus halepensis* trees. *Ecology*, Vol. 81, Nr. 8, S. 2156-2169
- NATHAN, R., HORN, H. S., CHAVE, J. und LEVIN, S. A., 2001: Mechanistic models for tree seed dispersal by wind in dense forests and open landscapes. 16 S., in: LEVEY, D. J., SILVA, W. R. und GALETTI, M., (Hrsg.): *Seed Dispersal and Frugivory: Ecology, Evolution and Conservation*. CAB International Press, Oxfordshire, UK, 530 S.
- NAYLOR, T. H. und FINGER, J. M., 1967: Verification of computer simulation models. *Management Science*, Vol. 14, S. 92-101
- NESSING, G. und ZERBE, S., 2002: Wild und Waldvegetation – Ergebnisse des Monitorings im Biosphärenreservat Schorfheide-Chorin (Brandenburg) nach 6 Jahren. *Allgemeine Forst- und Jagdzeitung*, 173. Jg., H. 10, S. 177-185
- NEUMANN, K. und MORLOCK M., 1993: *Operations Research*. Carl Hansen Verlag, München, 779 S.
- NEWNHAM, R. M., 1964: The development of a stand model for Douglas-Fir. Ph. D. thesis, University of British Columbia, Vancouver, 201 S.
- NIEMEYER, G., 1973: *Systemsimulation*. Akademische Verlagsgesellschaft Frankfurt a. M., 359 S.
- NIEWIERRA, C., 1993: Leistung und Struktur von Kiefern-Buchen-Fichten-Mischbeständen auf Tripelstandorten in der Oberpfalz. Unveröffentl. Diplomarbeit Nr. 95 am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der LMU München, 173 S. und 19 S. Anhang
- NÖRR, R., KOTTKE, I. und BLASCHKE, M., 2003: Das unterirdische Geheimnis von Steinpilz und Trüffel, S. 26-28 in: *Forschungsschwerpunkte des Bundes in Bayern*. LWF Aktuell, Bayerische Landesanstalt für Wald und Forstwirtschaft, Nr. 41, 33 S., (20.08.2004), ebenfalls zu finden unter: <http://www.lwf.bayern.de/waldinfo/wks/stationinfo/atm/klm.htm>
- NORUSIS, M. J., 1990: *SPSS Advanced Statistics Users Guide*. Marketing Department, Chicago, 285 S.
- NÜSSLEIN, S., 1987: Untersuchung zum Wuchsverhalten der Buche in der Verjüngungsphase auf Weiserflächen im Forstamt Rothenbuch im Spessart. Unveröffentl. Diplomarbeit Nr. 54 am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der LMU München, 136 S. und 12 S. Anhang
- NÜSSLEIN, S., 1995: Struktur und Wachstumsdynamik jüngerer Buchen-Edellaubholz-Mischbestände in Nordbayern. *Forstliche Forschungsberichte München*, Bd. 151, 274 S. und 31 S. Anhang
- O**
- BERGFÖLL, P., 2000: Modelle der Nutzungsplanung auf Basis von Wiederholungsinventuren. Dissertation an der Forstwissenschaftlichen Fakultät der Albert-Ludwigs-Universität in Freiburg. 117 S., (31.12.2003), ebenfalls zu finden unter: <http://www.freidok.uni-freiburg.de/volltexte/150/>
- BERLECHNER, K. und VACIK, H., 2003: Anwuchserfolg und Wachstum von Flaumeichen (*Quercus pubescens*) in sekundären Schwarzkiefernbeständen (*Pinus nigra*) im Vinschgau, Südtirol. *Allgemeine Forst und Jagdzeitung*, 174 Jg., H. 12, S. 219-226
- ODERWALD, R. G. und HANS, R. P., 1993: Corroborating models with model properties. *Forest Ecology and Management*, Vol. 62, S. 271-283
- OFD WÜRZBURG, 1993: Eichelmastdaten, zit. in: SCHENK, W., 1994: Eichelmastdaten aus 350 Jahren für Mainfranken – Probleme der Erfassung und Ansätze für umweltgeschichtliche Interpretationen. *Allgemeine Forst- und Jagdzeitung*, 165. Jg., H. 7, S. 122-132
- OKE, T. R., 1987: *Boundary layer climates*. Routledge, an imprint of Taylor and Francis Books Ltd, 2. Auflage, London, 450 S.
- OLBERG, A., 1957: Beiträge zum Problem der Kiefern naturverjüngung. Schriftenreihe Forstliche Fakultät Univ. Göttingen, Bd. 18, 96 S.
- OLSEN, H. G., 1961: Klimaschwankungen und Buchensamenjahre. *Forst- und Holzwirt*, 16 Jg., H. 12, S. 267-268
- OMG, 2004: Unified Modeling Language™ (UML®). Homepage der Objekt Management Group. (12.01.2004) zu finden unter: <http://www.omg.org/>
- OPPERMANN, R., MURCHNER, B., REITERER, H. und KOCH, M., 1992: *Software-ergonomische Evaluation*. 2. Auflage, de Gruyter Verlag, Berlin, New York, 331 S.

Verwendete Literatur und elektronische Medien-P

OTT, B., 2002: Analyse der erfolgsbestimmenden Faktoren buchendominierter Freiflächenkulturen nach Sturmwurf im hessischen Vogeslberg. Berichte des Forschungszentrums Waldökosysteme, Göttingen, Reihe A, Bd. 182, 180 S.

P

PAAR, U., KIRCHHOFF, A., WESTPHAL, J. und EICHHORN, J., 2000: Fruktifikation der Buche in Hessen. Allgemeine Forstzeitung, 55. Jg., H. 25, S. 1262-1363

PACALA, S. W., CANHAM, C. D. und SILANDER, J. A., 1993: Forest models defined by field measurements: I. the design of a northeastern forest simulator. Canadian Journal Forest Research, Vol. 23, S. 175-190

PACALA, S. W., CANHAM, C. D., SAPONARA, J., SILANDER, J. A. Jr., KOBE, R. K. und RIBBENS, E., 1996: Forest models defined by field measurements: estimation, error analysis and dynamics. Ecol. Monographs, Vol. 66, S. 1-43

PAGE, B., 1982: Methoden der Modellbildung in der Gesundheitssystemforschung. Medizinische Informatik und Statistik, Nr. 37, Springer Verlag, Berlin, 377 S.

PAGE, B., 1991: Diskrete Simulation: Eine Einführung mit Modula-2. Springer Verlag, Berlin, 422 S.

PAGE, B., 2004. ASI Simulation Lehre: Modellbildung und Simulation. Universität Hamburg, Fachbereich Informatik Vorlesungsskript (Folien), WS 98/99, (28.01.2004), zu finden unter <http://asi-www.informatik.uni-hamburg.de/themen/sim/lehre/simulation1/>

PARK, T., LESLIE, P. H. und MERTZ, D. B., 1964: Genetic strains and competition in populations of *Trifolium*. Physiological Zoology, Vol. 37, S. 97-162

PASTOR, J. und POST, W. M., 1985: Development of a Linked Forest Productivity-Soil Process Model. ORNL/TM-9519, Oak Ridge National Laboratory, Oak Ridge, TN, 108 S., (23.11.2004), ebenfalls zu finden unter: <http://www.esd.ornl.gov/~wmp/LINKAGES/doc/>

PAUSCH, R., 1991: Wachstumsgang und Ertragsleistung der Kiefer bei unterschiedlichem Verband auf der Versuchsfläche Weiden 611. Unveröffentl. Diplomarbeit Nr. 75 am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der LMU München, 93 S. und 18 S. Anhang

PEART, D. R., 1985: The quantitative Representation of seed and pollen dispersal. Ecology, Vol. 66, Nr. 3, S. 1081-1083

PEGDEN, C. D., SHANNON, R. E. und SADOWSKI, R. P., 1990: Introduction to Simulation using SIMAN. McGraw-Hill Verlag, New York, 615 S.

PENTTINEN A., STOYAN, D. und HENTTONEN, H. M., 1992: Marked Point Process in Forest Statistics. Forest Science, Vol. 38, Nr. 4, S. 806-824

PETTERSON, H., 1955: Die Massenproduktion des Nadelwaldes. Mitteilungen der Forstlichen Forschungsanstalt Schwedens, Bd. 45, Nr. 1B, 189 S.

PFISTERER, I., 1996: Struktur und Wachstum von Buchenbeständen in der Verjüngungsphase. Waldwachstumskundliche Analyse des Schirmschlag-Femelschlag-Verjüngungsverfahrens auf Versuchsflächen einer Wuchsreihe im Forstamt Rothenbuch im Spessart. Unveröffentl. Diplomarbeit Nr. 107 am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der LMU München, 142 S. und 14 S. Anhang

PIELOU, E. C., 1975: Ecological diversity. John Wiley and Sons, 165 S.

PIELOU, E. C., 1977: Mathematical Ecology. John Wiley and Sons, 385 S.

PIJL, VAN DER, L., 1982: Principles of dispersal on higher plants. 3. Auflage, Springer Verlag, Berlin, 162 S.

PIOVESAN, G. und ADAMS, J. M., 2001: Masting behaviour in beech: linking reproduction and climatic variation. Canadian Journal Botany, Vol. 79, S. 1039-1047

PLANKE, 1922: Samenerzeugung geharzter Föhrenbeständ. Forstwissenschaftliches Centralblatt, 44. Jg., H. Mai, S. 172-175

PLOCHMANN, R., 1982: Förderung als forstpolitisches Instrument zur Steigerung der Holzproduktion. Forstwissenschaftliches Centralblatt, 101. Jg., S. 238-245

POISSON, S. D., 1837: Recherches sur la probabilité des jugements en matière criminelle et matière civile: Precedes, des regles generales du calcul des probabilites. Bachelier, Imprimeur-Libraire, Paris, 442 S.

POLLANSCHÜTZ, J., 1984: Auswirkungen von Wildverbiss auf den Wald. S. 41-49, in: Rehwild: Biologie und Hege. Bayerisches Staatsministerium für Ernährung Landwirtschaft und Forsten, Arbeitstagung am 10. - 12. März 1984 im Nationalpark Bayer. Wald, 150 S.

POMMERENING, A., 1997: Eine Analyse neuer Ansätze zur Bestandesinventur in strukturreichen Wäldern. Dissertation, Forstwissenschaftliche Fakultät Göttingen, Cuvillier Verlag, Göttingen, 150 S. und 36 S. Anhang

- POMMERENING A., 1999: Methoden zur Reproduktion und Fortschreibung einzelner konzentrischer Probekreise von Betriebs- und Landeswaldinventuren. Bericht von der Jahrestagung der Sektion Ertragskunde im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten in Volpiehausen, S. 155-174
- POMMERENING A., 2000: Neue Methoden zur räumlichen Reproduktion von Waldbeständen und ihre Bedeutung für forstliche Inventuren und deren Fortschreibung. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung, 171. Jg., H. 9/10, S. 164-170
- POMMERENING A., BIBER, P., STOYAN, D. und PRETZSCH, H., 2000: Neue Methoden zur Analyse und Charakterisierung von Bestandsstrukturen. Forstwissenschaftliches Centralblatt, 119. Jg., H. 1/2, S. 62-78
- POMMOIS, P., ZIMBARDO, G. und P. VELTRI, P., 2001: A Monte Carlo simulation of magnetic field line tracing in the solar wind. Nonlinear Processes in Geophysics, Vol. 8 S. 151-157
- POTT, M., 1998: Verbindung Wuchsmodell-Geographisches Informationssystem als Beitrag für ein Betriebsinformationssystem. Bericht von der Jahrestagung der Sektion Ertragskunde im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten in Kevelaer, 9 S.
- POTT, M., 2002: Von Strukturparametern zu Nachhaltigkeitskriterien: Ein methodischer Beitrag zur Bewertung der Nachhaltigkeit von Wäldern. Dissertation an der Fakultät Wissenschaftszentrum Weihenstephan für Ernährung, Landnutzung und Umwelt der Technischen Universität München, Freising, 121 S., (30.07.2004), ebenfalls zu finden unter: <http://tumb1.biblio.tu-muenchen.de/publ/diss/ww/2003/pott.pdf>
- PRETZSCH, H., 1981: Ertragskundliche Merkmale des Plenterwaldversuches Kreuzberger Forst. Unveröffentl. Diplomarbeit Nr. 24 am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der LMU München, 161 S. und 20 S. Anhang.
- PRETZSCH, H., 1985: Die Fichten-Tannen-Buchen-Plenterversuche in den ostbayerischen Forstämtern Freyung und Bodenmais. Forstarchiv, 56. Jg., H. 1, S. 3-9
- PRETZSCH, H., 1992a: Konzeption und Konstruktion von Wuchsmodellen für Rein- und Mischbestände. Forstliche Forschungsberichte München, Nr. 115, 358 S.
- PRETZSCH, H., 1992b: Wuchsmodelle für Mischbestände als Herausforderung für die Waldwachstumforschung. Forstwissenschaftliches Centralblatt, 111. Jg., S. 87-105.
- PRETZSCH, H., 1993: Analyse und Reproduktion räumlicher Bestandesstrukturen. Versuche mit dem Strukturgenerator STRUGEN. Schriften aus der Forstlichen Fakultät der Universität Göttingen und der Niedersächsischen Forstlichen Versuchsanstalt, Bd. 114, 87 S.
- PRETZSCH, H., 1994: Zum Einfluß des Baumverteilungsmusters auf den Bestandeszuwachs. Bericht von der Jahrestagung der Sektion Biomtrie und Informatik im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten in Ljubljana, 27 S.
- PRETZSCH, H., 1995a: Perspektiven einer modellorientierten Waldwachstumforschung. Forstwissenschaftliches Centralblatt, 114. Jg., H. 3, S. 188-209
- PRETZSCH, H., 1995b: Analyse und Simulation der räumlichen Verteilung von Naturverjüngung in Mischbeständen. Versuche mit dem Naturverjüngungsmodell NATREG. Unveröffentlichtes Manuskript. Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der LMU München, 16 S.
- PRETZSCH, H., 1995c: Zum Einfluss der Baumverteilung auf den Bestandeszuwachs. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung, 166. Jg., H. 9/10, S. 190-201
- PRETZSCH, H., 1996: Zum Einfluß waldbaulicher Maßnahmen auf die räumliche Bestandesstruktur. Simulationsstudie über Fichten-Buchen-Mischbestände in Bayern. S. 177-199, in: MÜLLER-STARCK, G., (Hrsg.): Biodiversität und nachhaltige Forstwirtschaft, Ecomed Verlagsgesellschaft, 360 S.
- PRETZSCH, H., 1997a: Analysis and modeling of spatial stand structure. Methodological considerations based on mixed beech-larch stands in Lower Saxony. Forest Ecology and Management, Vol. 97, Nr. 3, S. 237-253
- PRETZSCH, H., 1997b: Wo steht die Waldwachstumforschung heute? Denkmuster-Methoden-Feedback. Sonderheft zum 70. Geburtstag von Prof. Dr. Dr. h.c. Friedrich FRANZ. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung, 168. Jg., H. 6/7, J.D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt a. Main, S. 98-102
- PRETZSCH, H., 1999: Zur Evaluierung von Wuchsmodellen. Bericht von der Jahrestagung der Sektion Ertragskunde im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten in Volpriehausen, S. 1-23
- PRETZSCH, H., 2000: Die Regeln von REINEKE, YODA und das Gesetz der räumlichen Allometrie. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung, 171. Jg., H. 11, S. 205-210
- PRETZSCH, H., 2001: Modellierung des Waldwachstums. Parey Verlag, Berlin, 360 S.
- PRETZSCH, H., 2002: Grundlagen der Waldwachstumforschung. Parey Verlag, Berlin, 414 S.
- PRETZSCH, H., 2003a: Diversität und Produktivität von Wäldern. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung,

Verwendete Literatur und elektronische Medien-P

174 Jg., H. 5/6, S. 88-97

- PRETZSCH, H., 2003b: Strategische Planung der Nachhaltigkeit auf Forstbetriebsebene. Beitrag der Waldwachstumsforschung. Forstwissenschaftliches Centralblatt, 122. Jg., H. 4, S. 231-249
- PRETZSCH, H., 2004: Gesetzmäßigkeit zwischen Bestandesdichte und Zuwachs. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung, 175 Jg., H. 12, S. 225-234
- PRETZSCH, H. und Mitarbeiter, 1998: Waldwachstumssimulator - SILVA[®]. Informationstechnologie für ein umfassendes Waldökosystemmanagement. Manuskript. Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der LMU München, 13 S.
- PRETZSCH, H. und SCHÜTZE, G., 2000: Forschungsvorhaben „Konzeption und Konstruktion von Wuchs- und Prognosemodellen für Mischbestände in Bayern“. Abschlußbericht Projekt W28, 2. Arbeitsabschnitt, 141 S.
- PRETZSCH, H. und DURSKY, J., 2001: Evaluierung von Waldwachstumssimulatoren auf Baum- und Bestandesebene, Allgemeine Forst- und Jagdzeitung, 172. Jg., H. 8/9, S. 146-150
- PRETZSCH, H. und Mitarbeiter, 2002: Lehrstuhlinterne Zusammenstellung für die Vorgehensweise bei der Anlage und Aufnahme von Versuchsflächen. Unveröffentl. Manuskript, Lehrstuhl für Waldwachstumskunde, 35 S.
- PRETZSCH, H., KAHN, M. und DURSKY, J., 1998a: Stichprobendaten für die Entwicklungsprognose und die Nutzungsplanung, Entwicklungsprognose und Anwendungsbeispiel: Nutzungsplanung im Stadtwald Traunstein. Allgemeine Forstzeitung, 53. Jg., H. 25, S. 1552-1558
- PRETZSCH, H., KAHN, M. und GROTE, R., 1998b: Die Fichten-Buchen-Mischbestände des Sonderforschungsbereiches „Wachstum oder Parasitenabwehr?“ im Kranzberger Forst. Forstwissenschaftliches Centralblatt, 117. Jg., H. 5, S. 241-257
- PRETZSCH, H., BACHMANN, M. und KRÖLL, G., 1998c: Exkursionsführer Bergmischwald-Behandlungsversuche KRE 120 („Kleinreitbach“) und KRE 125 („Guggenau“) - Forstamt Kreuth. Exkursionsführer des Lehrstuhls für Waldwachstumskunde MWW-EF 29/3, 33 S.
- PRETZSCH, H., BIBER, DURSKY, J., POMMERENING, A., SEIFERT, E. und SEIFERT, Th., 2000: SILVA 2.2: Benutzerhandbuch. Version vom 25.05.2000, Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der Technischen Universität München, 181 S.
- PRETZSCH, H., BIBER, P. und DURSKY, J. 2002a: The single tree-based stand Simulator SILVA: construction, application and evaluation. Forest Ecology and Management, Vol. 162, Nr. 1, S. 3-21
- PRETZSCH, H., UTSCHIG, H. und BACHMANN, M., 2002b: Innovation durch Kontinuität – das ertragskundliche Versuchswesen in Bayern, in Bd. II, S.425-443, in: BLEYMÜLLER, H., GUNDERMANN, E. und BECK, R., (Hrsg.): 250 Jahre Bayerische Staatsforstverwaltung – Rückblicke, Einblicke, Ausblicke. Mitteilungen aus der Bayerischen Staatsforstverwaltung, München, Bd. I und II, H. 51, 667 S.
- PRETZSCH, H., BIBER, P., DURSKY, J.; GADOW VON, K., HASENAUER, H., KÄNDLER, G., KENK, G., KUBLIN, E., NAGEL, J., PUKKALA, T., SKOVSGAARD, J. P., SODTKE, R. und STERBA, H., 2002c: Recommendations for standardized documentation and further development of forest growth simulators. Empfehlungen für die standardisierte Beschreibung und Weiterentwicklung von Waldwachstumssimulatoren. Forstwissenschaftliches Centralblatt, Vol. 121, H. 3, S. 138-151
- PRETZSCH, H., BIBER, GROTE, R., MEIER, H., MOSHAMMER, R., SEIFERT, St. und SODTKE, R., 2002d: SILVA 2.2: User manual. Released version from 15.08.2002, Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der Technischen Universität München, 129 S.
- PRETZSCH, H., SCHÜTZE, G. und BIBER P., 2003a: Forschungsvorhaben „Konzeption und Konstruktion von Wuchs und Prognosemodellen für Mischbestände in Bayern“: Abschlussbericht Projekt W 28, 3. Arbeitsabschnitt, Teil I, Lehrstuhl für Waldwachstumskunde, TU München, 30 S.
- PRETZSCH, H., SCHÜTZE, G. und BIBER P., 2003b: Forschungsvorhaben „Konzeption und Konstruktion von Wuchs und Prognosemodellen für Mischbestände in Bayern“: Abschlussbericht Projekt W 28, 3. Arbeitsabschnitt, Teil II - Datengrundlage, Lehrstuhl für Waldwachstumskunde, TU München, 158 S.
- PRETZSCH, H., SCHÜTZE, G. und BIBER P., 2003c: Forschungsvorhaben „Konzeption und Konstruktion von Wuchs und Prognosemodellen für Mischbestände in Bayern“: Abschlussbericht Projekt W 28, 3. Arbeitsabschnitt, Teil III – Das Wuchsmodell SILVA, Lehrstuhl für Waldwachstumskunde, TUMünchen, 155 S.
- PRETZSCH, H., SCHÜTZE, G. und BIBER P., 2003d: Forschungsvorhaben „Konzeption und Konstruktion von Wuchs und Prognosemodellen für Mischbestände in Bayern“: Abschlussbericht Projekt W 28, 3. Arbeitsabschnitt, Teil IV - Diversität und Produktivität von Mischbeständen, Lehrstuhl für Waldwachstumskunde, TU München, 142 S.

- PREUHSLER, T., 1979: Ertragskundliche Merkmale oberbayrischer Bergmischwald-Verjüngungsbestände auf kalkalpinen Standorten im Forstamt Kreuth. Forstliche Forschungsberichte München, Nr. 45, 372 S.
- PREUHSLER, T., 1981: Ertragskundliche Merkmale oberbayrischer Bergmischwald-Verjüngungsbestände auf kalkalpinen Standorten im Forstamt Kreuth. Forstwissenschaftliches Centralblatt, 100. Jg., H. 5, S. 313-345
- PREUHSLER, T., 1989: Die Entwicklung von Oberstand und Naturverjüngung in Bergmischwald-Verjüngungsbeständen des Forstamtes Kreuth. Centralblatt für das gesamte Forstwesen, 106. Jg., H. 1, S. 23-54
- PREUHSLER, T., 1991: Bergmischwald-Verjüngungsversuch im Forstamt Ruhpolding - Versuchsfläche RUH 110. Exkursionsführer des Lehrstuhls für Waldwachstumskunde, MWW-EF 74, 38 S.
- PREUHSLER, T., 1997: Waldwachstumskundliche Beobachtungen im Fichten/Tannen/Buchen-Urwaldreliktbestand „Höllbachgespreng“ bei Zwiesel. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung, 168 Jg., H. 6/7, S. 106-110
- PREUHSLER, T., 1999: Mündliche Mitteilung vom 21.01.1999 über Versuchsanlage, Fragestellung und Versuchsentention der Versuchsflächen Kreuth 120-126.
- PREUHSLER T. und JAKOBI, K. P., 1996: Auswirkungen eines Nachlichtungshiebes auf die Naturverjüngung. Forst und Holz, 51. Jg., S. 205-211
- PREUHSLER T., KÜHNEL, St. und BOCK, K., 1994: Zum Wachstum von Eichensaat unter Kiefernschirm im Forstamt Nürnberg. Forst und Holz, 49. Jg., H. 5, S. 123-128
- PRODAN, M., 1951: Messung der Waldbestände. J.D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt a. Main, 260 S.
- PRODAN, M., 1965: Holzmesslehre. J.D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt a. Main, 644 S.
- PUCHNER, H., 1922: Die verzögerte Keimung von Baumsamereien. Forstwissenschaftliches Centralblatt, 44. Jg., H. Dezember, S. 445-455
- PUKKALA, T., 1987: Simulation model for natural regeneration of *Pinus sylvestris*, *Picea abies*, *Betula pendula* und *Betula pubescens*. Silva Fennica, Bd. 21, Nr. 1, S. 37-53.
- PUKKALA, T. und KOLSTRÖM, T., 1987: Competition indices and prediction of radial growth in Scots pine. Silva Fennica, Vol. 21, Nr. 1, S. 55-67
- PUS, V. und ZAHRADNIK, D., 1999: On Simulation and exploration of point processes. Bericht von der Jahrestagung der Sektion forstliche Biometrie und Informatik im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten in Göttingen, S. 183-193

Q

-

R

- RACZ., J., 1966: Feinerschließung und Waldwegenetz. Forst und Holz. 21. Jg., H. 11, S. 247-261
- RADIKE, W. D., 2004: Möglichkeiten und Grenzen von Waldwachstumsmodellen aus Sicht der Praxis, S. 74-84 in: HANEWINKEL, M. und TEUFFEL, VON, K., (Hrsg.): Waldwachstumsmodelle für Prognosen in der Forsteinrichtung: Stand der Wissenschaft heute in Mitteleuropa. Bericht von der Tagung der Arbeitsgemeinschaft Forsteinrichtung in Eisenach (2002). Forstliche Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg, Freiburg, H. 50, 102 S.
- RADTKE, Ph. J. und BURKHART, H. E., 1998: A comparison of methods for edge-bias compensation. Canadian Journal of Forest Research, Vol. 28, S. 942-945
- RAPAUCH, M. R., 1994: Simplified expressions for vegetation roughness length and zero-plane displacement as function of canopy height and area index. Boundary Layer Meteorology, Vol. 71, S. 211-216
- RAPOPORT, A., 1980: Mathematische Methoden in den Sozialwissenschaften. Physica Verlag, München, Wien, 377 S.
- RAPP, G., 2001: Untersuchungen zur ertragskundlichen Charakterisierung langfristiger Verjüngungsgänge naturgemäß bewirtschafteter Buchen-Eichen-Kiefern-Mischbestände des Forstamtes Ebrach – dargestellt am Beispiel der buchendominierten Verjüngungsvariante – Auswertung der zweiten Wiederholungsaufnahme 1999. Unveröffentl. Diplomarbeit Nr. 136 am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde, Studienfakultät für Forstwissenschaft und Ressourcenmanagement, Wissenschaftszentrum Weihenstephan für Ernährung, Landnutzung und Umwelt, TU München, 82 S. und 6 S. Anhang.
- RAUSCHER, G., 1981: Ertragskundliche Merkmale des Plenterwaldversuches BOM 130 im FoA Bodenmais. Unveröffentl. Diplomarbeit Nr. 25 am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der LMU München, 114 S. und 17 S. Anhang

Verwendete Literatur und elektronische Medien-R

- REBEL, K., 1922: Waldbauliches aus Bayern. Huber Verlag, Diessen vor München, 293 S.
- REIMOSER, F., ODERMATT, O., ROTH, R. und SUCHANT, R., 1997: Die Beurteilung von Wildverbiß durch SOLL-IST-Vergleich. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung, 168. Jg., H. 11/12, S. 214-227
- REINEKE, L. H., 1933: Perfecting a stand density index for even aged forests. Journal of Agric. Research, Vol. 46, S. 627-638
- RENNOLS, K. und SMITH, W. R., 1993: Zone of Influence Models for Inter Tree Forest Competition, S. 27-36, in: RENNOLS, K. (Hrsg.): Stochastic Spatial Models in Forestry. Proceedings of a IUFRO Unit S 4.11 Conference held in Thessaloniki, Greece; published by The University of Greenwich, 254 S.
- REYNOLDS, JR., M. R., 1984: Estimating the error in model predictions. Forest Science, Vol. 30, Nr. 2, S. 454-469
- RICHARDS, F. J., 1959: A flexible growth function for empirical use. J. Exp. Bot., Vol. 10, Nr. 29, S. 290-300
- RICHTER, J., 1992: Untersuchungen über den Zusammenhänge von Witterung, Wilddichte und Wildschaden im Forstbetrieb Ballenstedt. Unveröffentl. Diplomarbeit, Technische Universität Dresden, 123 S.
- RITTERSHOFER, M., 1993: Struktur und Leistung eines seit 40 Jahren naturgemäß bewirtschafteten Fichten-Kiefern-Altbestandes mit Voranbauten von Buche und Tanne in der südlichen Münchner Schotterebene. Unveröffentl. Diplomarbeit Nr. 90 am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der LMU München, 30 S. und 10 S. Anhang
- RITTERSHOFER, F., 1994: Waldpflege und Waldbau: Für Studierende und Praktiker. Selbst-Verlag, 481 S.
- ROBINSON, ST., 1999: Three sources of simulation inaccuracy (and how to overcome them). S. 1701-1708, in: FARRINGTON, P.A., NEMBHARD, H. B., STURROCK, D. T. und EVANS, G. W., (Hrsg.): Simulation: a bridge to the future - Volume 2. IEEE Computer Society Press, Piscataway, NJ., Proceedings of the 31st conference on Winter simulation. Phoenix, Arizona, USA, 921-1708 S.
- RÖDER, H., PAUSCH R. und QUEDNAU, H. D., 1996: Begriffliche Analyse von Waldbewirtschaftungskriterien. Bericht von der Jahrestagung der Sektion Biometrie und Informatik im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten in Tharandt/Oybin, 10 S., (19.01.2004), zu finden unter: <http://www.forst.tu-muenchen.de/publ/quednau/oybin2.html>
- RÖHLE, H., 1986: Vergleichende Untersuchungen zur Ermittlung der Genauigkeit bei der Ablotung von Kronenradien mit dem Dachlot und durch senkrecht Anvisieren des Kronenrandes. Forstarchiv, 57. Jg., S. 67-71
- RÖHLE, H., 1995: Zum Wachstum der Fichte auf Hochleistungsstandorten in Südbayern. Mitteilungen aus der Staatsforstverwaltung Bayerns, H. 48, 272 S.
- RÖHLE, H., 1999: Datenbank gestützte Modellierung von Bestandeshöhenkurven. Centralblatt für das gesamte Forstwesen, 116. Jg., H. 1/2, S. 35-46
- RÖHLE, H., 2001: Wuchsverhalten und Konkurrenzdynamik von Waldbeständen in der Umbauphase. Beiträge für Forstwirtschaft und Landschaftsökologie, 35. Jg., H. 4, S. 182-187
- RÖHNISCH, F., 2002: Das Wuchsverhalten des Nachwuchses in den Plenterüberführungsbeständen von La Joux Pélichet. Diplomarbeit an der Fachhochschule Hildesheim-Holzminde, Göttingen, 95 S., (20.03.2004), zu finden unter: <http://www.forstingenieur.de/images/DASWUCHS.PDF>
- ROHMEDER, E. 1951: Beiträge zur Keimungsphysiologie der Forstpflanzen. Bayerischer Landwirtschaftsverlag, München, S. 148.
- ROHMEDER, E., 1956: Untersuchungen über Samenausbeute bei Lärchenzapfen, S. 33-42, in: MESSER, H., (Hrsg.): Fortschritte des forstlichen Saatgutwesens. J.D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt a. Main, 117 S.
- ROHMEDER, E., 1967a: Beziehungen zwischen Frucht- und Samenerzeugung und Holzerzeugung der Waldbäume. Mitteilungen aus der Staatsforstverwaltung Bayerns, H. 36, S. 266-288
- ROHMEDER, E., 1967b: Beziehung zwischen Frucht- bzw. Samenerzeugung und Holzerzeugung der Waldbäume. Allgemeine Forstzeitung, 22. Jg., Nr. 1, S. 33-39
- ROHMEDER, E., 1972: Das Saatgut in der Forstwirtschaft, Parey Verlag, Hamburg, Berlin, 273 S.
- ROIS-DÍAZ, M., 2000: Analyse eines Buchen Edellaubholz-Mischbestandes im Göttinger Wald. Diplomarbeit Universität Göttingen, 38 S.
- ROMBAKIS, S., 1947: Über die Verbreitung von Pflanzensamen und Sporen durch turbulente Luftströmungen. Zeitschrift Meteorologie, Vol. 1, S. 359-363
- ROTH, R., 1995: Der Einfluss des Rehwildes (*Capreolus capreolus* L.) auf die Naturverjüngung von Mischwäldern. Mitteilungen der Forstlichen Versuchs- und Forschungsanstalt Baden-Württemberg,

- Freiburg, H. 191, 117 S.
- RUMPF, S., 2003: Verjüngungsmodell für die Baumart Fichte. Abschlussbericht BMBF-Teilprojekt FO-1.1.2, 24 S.
- RUMPF, S. und PAMPE, A., 2003: Untersuchungen zu Ankommen und Etablierung von Fichtennaturverjüngung. *Forst und Holz*, 58. Jg., H. 13/14, S. 384-389
- S**
- SAARENMAA, L., 1996: Rule-based expert system for predicting regeneration results. S. 131-138, in: SKOVSGAARD, J. P. und JOHANNSEN, V. K., (Hrsg.): *Modelling regeneration success and early growth of forest stands. Proceeding, IUFRO Conference, Kopenhagen, Juni 1996, Danish Forest and Landscape Research Institute*, 606 S.
- SACHS, L., 1969: *Statistische Auswertungsmethoden*. Springer Verlag, Berlin u.a., 691 S.
- SACKVILLE-HAMILTON, N. R., MATTHEW, C. und LEMAIRE, G., 1995: In defence of the -3/2 boundary rule: a re-evaluation of self-thinning concepts and status, *Annals of Botany*, Vol. 76, S. 569-577
- SALINGER, D. H., ANDERSON, J. J. und HAMEL, O. S., 2003: A parameter estimation routine for the vitality-based survival model. *Ecological Modelling*, Vol. 166, Nr. 3, S. 287-294
- SANIGA, M., 1988a: Felling and skidding damage to natural regeneration caused by Steyr KSK16 cable systems in border cutting of homogeneous beech stands. *Acta Facultatis Forestalis Zvolen*, Nr. 30, S. 39-50
- SANIGA, M., 1988b: Influence of felling and skidding systems on damage to regenerating and parent stands by strip felling in pure beech stands. *Lesnický Casopis*, Nr. 34, H. 3, S. 211-227
- SANIGA, M., 1991: Influence of felling and skidding by LKT-80 and horse teams on subsequent stand damage in border cutting in pure beech stands. *Acta Facultatis Forestalis Zvolen*, Nr. 33, S. 115-124
- SANKTJOHANSER, L., 1983: Geometrische Zusammenhänge beim Schwenken von Holz im Zuge der Holzbringung. *Allgemeine Forstzeitung*. 38 Jg., H. 13, S. 312-313
- SARGENT, R. G., 1983: Simulation Model Validation, S. 333-338 in: ROBERTS, S., BANKS, J. und SCHMEISER, B., (Hrsg.): *IEEE Computer Society Press Los Alamitos, CA. Proceedings of the 15th Winter Simulation Conference in Arlington, Virginia, US, Vol. 1*, 669 S.
- SARGENT, R. G., 1984: Simulation Model Validation, in: ÖREN, T. I., (Hrsg.): *Simulation and model-based methodologies: An Integrative View. Proceedings of the Nato Advanced Study Institut in Ottawa, Ontario, Canada, 1982. Springer Verlag*, 651 S.
- SARGENT, R. G., 1991: Simulation Model Validation, S. 37-47 in: BARRY L. N., KELTON, W. D. und CLARK, G. M., (Hrsg.): *IEEE Computer Society Press Los Alamitos, CA. Proceedings of the 23rd Winter Simulation Conference in Phoenix, Arizona, US, Vol. 1*, 1235 S.
- SARGENT, R. G., 1996: Verifying and validating simulation models, S. 55-64, in: CHARNES, J. M., MORRICE, D. J., BRUNNER, D. T. und SWAIN, J. J., (Hrsg.): *IEEE Computer Society Press, Los Alamitos, CA. Proceedings of the 28th Winter Simulation Conference in Coronado, California, US*, 1487 S.
- SARGENT, R. G., 1998: Verifying and validating simulation models, S. 121-130 in: MEDEIROS, D. J., WATSON, E. F., CARSON, J. S. und MANIVANNAN, M. S., (Hrsg.): *IEEE Computer Society Press, Los Alamitos, CA. Proceedings of the 30th Winter Simulation Conference in Washington, D.C., US*, 1728 S.
- SCHADEL, P., 1994: *Struktur und Wachstumsgang naturgemäss behandelter Buchen-Eichen-Mischbestände in der Verjüngungsphase im Forstamt Ebrach. Unveröffentl. Diplomarbeit Nr. 103 am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der LMU München*, 120 S.
- SCHÄDELIN, W., 1933: Die Transportgrenze als Grundlage einer räumlichen Ordnung im Schlagwald. *Schweizerische Zeitschrift für Forstwesen*, 84. Jg., S. 272-278
- SCHALL, P., 1998: *Ein Ansatz zur Modellierung der Naturverjüngungsprozesse im Bergmischwald der östlichen bayerische Alpen. Dissertation, Berichte des Forschungszentrums Waldökosysteme, Reihe A, Bd. 155*, 213 S.
- SCHARPF, H., 1982: *Einfluss der Begründungsdichte auf Wachstumsgang, Astbildung und natürliche Stammausscheidung junger Fichtenbestände - Erste Aufnahmeergebnisse des Internationalen Fichten-Standraumversuches FFB 612. Unveröffentl. Diplomarbeit Nr. 34 am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der LMU München*, 99 S. und 25 S. Anhang
- SCHENK, W., 1994: *Eichelmastdaten aus 350 Jahren für Mainfranken – Probleme der Erfassung und Ansätze für umweltgeschichtliche Interpretationen. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung*, 165. Jg., H. 7, S. 122-132
- SCHERER, A. W., 1998: *ARIS - Modellierungsmethoden, Metamodelle, Anwendungen. Springer Verlag, Berlin*, 219 S.

Verwendete Literatur und elektronische Medien-S

- SCHEFFER F. und SCHACHTSCHABEL, P., 1970: Lehrbuch der Bodenkunde. 7. Auflage, Ferdinand Enke Verlag, Stuttgart, 448 S.
- SCHMEISER, B. W., 2001: Some myths and common errors in simulation experiments. S. 39-46, in: PETERS, B. A., SMITH, J. S., MEDEIROS, D. J. und ROHRER, M. W., (Hrsg.): IEEE Computer Society Press, Los Alamitos, CA. Proceedings of the 33rd conference on Winter simulation. Arlington, Virginia, US, 1639 S.
- SCHMIDT, W., 1918: Die Verbreitung von Samen und Blütenstaub durch die Luftbewegung. Österreichische Botanische Zeitschrift. 67. Jg., S. 313-328
- SCHMIDT, W., 1923: Bestandesalter und Samengüte im Fichtensamenjahr 1921-22. Zeitschrift für Forst- und Jagdwesen. 55. Jg., H. August, S. 490-495
- SCHMIDT, W., 1925: Der Massenaustausch in freier Luft und verwandte Erscheinungen. Probleme der kosmischen Physik, VII, Grand Verlag, Hamburg 118 S.
- SCHMIDT, A., 1967: Der rechnerische Ausgleich von Bestandeshöhenkurven. Forstwissenschaftliches Centralblatt, 86. Jg., S. 370-382
- SCHMIDT, A., 1970: EDV-Programme des Institutes für Ertragskunde der Forstlichen Forschungsanstalt München. Bericht von der Jahrestagung der Sektion Ertragskunde im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten in Mainz. S. 40-46
- SCHMIDT, B., 1985: Systemanalyse und Modellaufbau: Grundlagen der Simulationstechnik. Springer Verlag, Berlin, 248 S.
- SCHMIDT, A. und KENNEL, R., 1967: Programmautoren des Programms WWHÖHE. EDV-Programme des Institutes für Ertragskunde der Forstlichen Forschungsanstalt München, 3 S.
- SCHMITT, M., 1994: Waldwachstumskundliche Untersuchungen zur Überführung fichtenreicher Baumhölzer in naturnahe Mischbestände mit Dauerwaldcharakter. Forstliche Forschungsberichte München, Nr. 144, 223 S. und 34 S. Anhang.
- SCHMITT, M., 1995: Von faulen Gesellen und Spätberufenen. Neue Ergebnisse aus der Waldwachstumsforschung zum Thema „Zielstärkennutzung und Umsetzungsverhalten bei der Fichte“. Der Dauerwald, S. 4-28
- SCHOBER, R., 1946: Lärchen-ertragstafel, in: SCHOBER, R. (Hrsg.), 1975: Ertragstafeln wichtiger Baumarten, J.D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt a. Main, 154 S.
- SCHOBER, R., 1967: Buchen-Ertragstafel für mäßige und starke Durchforstung, in: SCHOBER, R., 1972: Die Rotbuche 1971. Schriften aus der Forstlichen Fakultät der Universität Göttingen und der Niedersächsischen Forstlichen Versuchsanstalt, J.D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt a. Main, Bd. 43/44, 333 S.
- SCHÖNBORN, VON, A., 1954-71: Das Blühen der Waldbäume. Allgemeine Forstzeitung, der Jahrgänge 9 bis 26 von 1954 bis 1971. Im einzelnen: 1954: 9. Jg., H. 31/32, S. 333, von SIEGL, H.; 1955: 10. Jg., H. 33/34, S. 381-382; 1956: 11. Jg., H. 35/36, S. 453-454; 1957: 12. Jg., H. 40/41, S. 460-462; 1958: 13. Jg., H. 34, S. 472-473; 1959: 14. Jg., H. 40, S. 703-705; 1960: 15. Jg., H. 40, S. 584-586; 1961: 16. Jg., H. 36, S. 518-520; 1962: 17. Jg., H. 38, S. 597-599; 1963: 18. Jg., H. 38, S. 586-588; 1964: 19. Jg., H. 36, S. 539-542; 1965: 20. Jg., H. 45, S. 708-711; 1966: 21. Jg., H. 48, S. 824-833; 1967: 22. Jg., H. 41, S. 695-698; 1968: 23. Jg., H. 42, S. 719-721; 1969: 24. Jg., H. 44, S. 862-865; 1970: 25. Jg., H. 39, S. 814-818; 1971: 26. Jg., H. 42, S. 877-880
- SCHREIBER, M., 1931: Das forstliche Saatgut, in Wald und Holz. Berlin
- SCHREYER, G., 2003: Ist es nötig, dass der Staat über Waldeigentum verfügt? Forstarchiv, 74. Jg., H. 4, S. 131-134
- SCHRÖDER, J., 2004: Zur Modellierung von Wachstum und Konkurrenz in Kiefern/Buchen-Waldumbaubeständen Nordwestsachsens. Dissertation, Forstwissenschaftliche Fakultät der TU Dresden, Tharandt, 271 S.
- SCHÜTT, P., SCHUCK, H. J. und STIMM, B., 1992: Lexikon der Forstbotanik. Ecomed Verlag, Landsberg, 581 S.
- SCHÜTTE, R., 1998: Grundsätze ordnungsmäßiger Referenzmodellierung. Konstruktion konfigurations- und anpassungsorientierter Modelle. Dissertation, Gabler Verlag, Wiesbaden, Bd. 233, 402 S.
- SCHÜTZ, J. PH., 1975: Dynamique et conditions d'équilibre de peuplements jardinés sur les stations de la hêtraie à salpin. Schweizerische Zeitschrift für Forstwesen. 126. Jg., S. 637-671
- SCHÜTZ, J. PH., 1989: Der Plenterbetrieb. Deutsche Übersetzung von Chr. Dietz. Unterlage zur Vorlesung Waldbau III (Waldverjüngung) und zur SANASILVA-Fortbildungskursen. Zürich: Fachbereich Waldbau, ETH Zürich. Unveröffentlicht.
- SCHÜTZ, J. PH., 2001: Der Plenterwald und weitere Formen strukturierter und gemischter Wälder. Parey

- Buchverlag, Berlin, 207 S.
- SCHUMACHER, H., 1890: Der Einfluss der Mast auf die Holzproduktion. Forstl. Blätter, S. 77-81
- SCHUPP, E. W., 1988: Factors affecting post-dispersal seed survival in a tropical forest. *Oecologia*, Vol. 76, S. 525-530
- SCHWANECKE, W. und KOPP, D., 1994: Forstliche Wuchsgebiete und Wuchsbezirke des Landes Sachsen-Anhalt. Haferfeld i.A. der Forstlichen Landesanstalt Sachsen-Anhalt, 203 S.
- SCHWANECKE, W. und KOPP, D., 1996: Forstliche Wuchsgebiete und Wuchsbezirke des Freistaat Sachsen. Schriftenreihe der Sächsischen Landesanstalt für Forsten (LAF), H. 8, 191 S.
- SCHWAPPACH, A., 1895: Die Samenproduktion der wichtigsten Waldbäume in Preußen. *Zeitschrift Forst- und Jagdwesen*, 25. Jg., S. 147-174
- SCHWAPPACH, A., 1906: Mitteilung aus der Prüfungsanstalt für Waldsamen in Eberswalde. *Zeitschrift Forst- und Jagdwesen*, 38. Jg., S. 505-515
- SCHWENCKE, W., 1981: Leitfaden der Forstzoologie und des Forstschatzes gegen Tiere. Pareys Studentexte, Nr. 32, 188 S.
- SCHWINNING, S. und WEINER, J., 1998: Mechanisms determining the degree of size asymmetry in competition among plants. *Oecologia*, Vol. 113, Nr. 4, S. 447-455
- SEDGLEY, M. und GRIFFIN, A. R., 1989: Sexual Reproduction of tree crops. 1. Fruit and timber trees. Academic Press, 378 S.
- SEEGER, 1913: Ein Beitrag zur Samenproduktion der Waldbäume im Großherzogtum Baden. *Naturwissenschaftliche Zeitschrift für Forst- und Landwirtschaft*, Eugen Ulmer Verlag, Stuttgart, 11. Jg., S. 529-554
- SEIFERT, ST., 2002: Visualisierung und Modellierung von Waldlandschaften. Bericht von der Jahrestagung der Sektion forstliche Biometrie und Informatik im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten in Tharandt, S. 131-139
- SEIFERT, TH., 2003: Integration von Holzqualität und Holzsortierung in behandlungssensitive Waldwachstumsmodelle. Dissertation an der Fakultät Wissenschaftszentrum Weihenstephan für Ernährung, Landnutzung und Umwelt der Technischen Universität München, Freising, 314 S. (30.07.2004), ebenfalls zu finden unter: <http://tumb1.biblio.tu-muenchen.de/publ/diss/ww/2003/seifert.pdf>
- SELTZER, E., 1978: Einheitshöhenkurven zur Anwendung bei der Forsteinrichtung im Staatswald Bayerns, unveröffentlichtes Manuskript, 16 S.
- SEVERANCE, F. L., 2001: System Modeling and Simulation: an Introduction. John Wiley and Sons, LTD., Chicester, New York, Weinheim, Brisbane, Singapore, Toronto, 506 S.
- SHANNON, C. E., 1948: The mathematical theory of communication. In: SHANNON, C. E. und WEAVER, W., (Hrsg.): The mathematical theory of communication, Urbana, Univ. of Illinois Press, S. 3-91
- SHANNON, R. E., 1975: Systems Simulation: the Art and Science. Prentice-Hall, Englewood Cliffs, New Jersey, 387 S.
- SHANNON, R. E., 1981: Tests for the verification and validation of computer simulation models. S. 573-577 in: OREN, T. I., DELFOSSE, C. M. und SHUB, C. M. (Hrsg.): IEEE Computer Society Press Los Alamitos, CA. Proceedings of the 13th Winter Simulation Conference in Atlanta, Georgia, USA, Vol. 2, 719 S.
- SHAO, G., SCHALL, P. und WEISHAMPPEL, J. F., 1994: Dynamic simulations of Mixed Broadleaved Pinus koraiensis Forests in the Chagbaishan Biosphere Reserve of China. *Forest Ecology and Management*, Vol. 70, S. 168-181
- SHARPE D. M. und FLIEDS, D. E., 1982: Integrating the effects of climate and seed fall velocities on seed dispersal by wind: a model and application. *Ecological Modelling*, Vol. 17, Nr. 3/4, S. 297-310
- SHUBIK, M., 1960: Bibliography on simulation, gaming, artificial intelligence and applied topics. *Journal American Statistics Association*, Vol. 55, S. 736-751
- SHUGART, H. H., 1984: A Theory of Forest Dynamics. The Ecological Implications of Forest Succession Models. Springer Verlag, New York u.a., 278 S.
- SIEGL, H., 1953: Untersuchungen über den Samenertrag der Fichten im Herbst 1951. *Forstwissenschaftliches Centralblatt*, 72. Jg., H. 5, S. 369-379
- SOARES, P., TOMÉ, M., SKOVSGAARD, J. P. und VANCLAY, J. K., 1995: Validating growth models for forest management using continuous forest inventory data. *Forest Ecology and Management*, Vol. 71, S. 251-266
- SODTKE, R., SCHMIDT, M., FABRIKA, M., NAGEL, J., DURSKEY, J. und PRETZSCH, H., 2004: Anwendung und Einsatz von Einzelbaummodellen als Komponenten von entscheidungsunterstützenden Systeme-

Verwendete Literatur und elektronische Medien-S

- men für die strategische Forstbetriebsplanung. Forstarchiv, 75. Jg., S. 51-64
- SOLOMON, D. S. und LEAK, W. B., 2002: Modeling the Regeneration of Northern Hardwoods with FOREGEN. USDA Forest Service, Northeastern Research Station, Newtown Square, Research Paper NE 719, 9 S., (01.01.2004), zu finden unter: http://www.fs.fed.us/ne/newtown_square/publications/research_papers/pdfs/2002/rpne719.pdf
- SOPER, H. E., 1914: Tables of Poisson's Exponential Limit. Biometrika, Vol. 10, S. 25-35
- SPATHELF, P., 1999: Orientierungshilfe zur Prognose und Steuerung des Wachstums. Schriftenreihe Freiburger Forstliche Forschung, Bd. 4, 191 S.
- SPELLMANN, H. und NAGEL, J., 1996: Zur Durchforstung von Fichte und Buche. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung, 167 Jg., H. 1/2, S. 6-15
- SPIEGEL, VON, C., 2001: Untersuchungen zur ertragskundlichen Charakterisierung langfristiger Verjüngungsgänge naturgemäß bewirtschafteter Buchen-Eichen-Kiefern-Mischbestände des Forstamtes Ebrach dargestellt am Beispiel der eichendominierten Verjüngungsvariante. Unveröffentl. Diplomarbeit Nr. 135 am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde, Studienfakultät für Forstwissenschaft und Ressourcenmanagement, Wissenschaftszentrum Weihenstephan für Ernährung, Landnutzung und Umwelt, TU München, 96 S. und 5 S. Anhang
- STACHOWIAK, H., 1973: Allgemeine Modelltheorie. Springer Verlag, Wien, 494 S.
- STÄHR, F. und PETERS, T., 2000: Hähersaat – Qualität und Vitalität natürlicher Eichenverjüngungen im nordostdeutschen Tiefland. Allgemeine Forstzeitung, 55. Jg., S. 1231-1234
- STEGER, E., 1999: Waldwachstumskundliche Untersuchungen zur Überführung fichtenreicher Baumhölzer in naturnahe Mischbestände mit Dauerwald. Erste Wiederholungsaufnahme eines seit mehr als 40 Jahren naturgemäß bewirtschafteten Fichten-Kiefern-Bestandes in der Münchener Schotterebene. Unveröffentl. Diplomarbeit Nr. 133 am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der LMU, 106 S.
- STEIJLEN, I., NILSSON, M. C. und ZACHRISSON, O., 1995: Seed regeneration of Scots pine in boreal forest stands dominated by lichen and feather moss. Canadian Journal Forest Research, Vol. 25, S. 713-723
- STEENIS, VAN, H., 1992: Informationssysteme - Wie man sie plant, entwickelt und nutzt. Ein Leitfaden für effiziente und benutzerfreundliche Informationssysteme. Carl Hanser Verlag, München, Wien, 271 S.
- STERBA, H., 1975: Assmanns Theorie der Grundflächenhaltung und die „Competition-Density-Rule“ der Japaner Kira, Ando und Tadaki. Centralblatt für das gesamte Forstwesen, 92. Jg., H. 1, S. 46-62
- STERBA, H., 1981: Natürlicher Bestockungsgrad und Reinekes SDI. Centralblatt für das gesamte Forstwesen, 98. Jg., H. 2, S. 101-116
- STERBA, H., 1987: Estimating potential density from thinning experiments and inventory data. Forest Science, Vol. 33, Nr. 4, S. 1022-1034
- STERBA, H., 1999: PROGNAUS - ein Validierungsbeispiel. Bericht von der Jahrestagung der Sektion Ertragskunde im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten in Volpriehausen, S. 24-32
- STERBA, H., 2003: Zwei Konzepte: Maximale versus asymptotische Bestandesdichte. Bericht von der Jahrestagung der Sektion Ertragskunde im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten in Torgau, S. 233-242
- STERBA, H. und MONSERUD, R. A., 1993: The Maximum Density Concept Applied to Uneven-Aged Mixed Species Stands. Forest Science, Vol. 39, Nr. 3, S. 432-452
- STERBA, H., MOSER, M. und MONSERUD, R., 1995: PROGNAUS - Ein Waldwachstumssimulator für Rein- und Mischbestände, Österreichische Forstzeitung, H. 5, S. 19-20
- STIMM, B., 1992: Eichelmengen in den Abteilungen Bomigrain, Schwarztor und Maths im Forstamt Rothenbuch. Unveröffentl. Ergebnisbericht des Lehrstuhls für Waldbau und Forsteinrichtung der LMU München, 5 S.
- STIMM, B. und BÖSWALD, K., 1994: Der Häher im Visier: Zur Ökologie und waldbaulichen Bedeutung der Samenausbringung durch Vögel. Forstwissenschaftliches Centralblatt, 113. Jg., S. 204-223
- STOYAN, D. und WAGNER, S., 2001: Estimating the fruit dispersion of anemochorous forest trees. Ecological Modelling, Vol. 145, Nr. 1, S. 35-47
- STRASSBURGER, E., 1991: Lehrbuch der Botanik. Neubearbeitet von: SITTE, P., ZIEGLER, H., EHRENDORFER, F. und BRESINSKY, A., (Hrsg.), 33. Auflage, Gustav Fischer Verlag, Stuttgart u.a., 1032 S.
- STRAUBINGER, F., 1988: Untersuchungen zur ertragskundlichen Charakterisierung langfristiger Verjüngungsgänge in Buchen-Eichen-Kiefern-Mischbeständen des Forstamtes Ebrach und zu ihrer Erfassung durch Stichproben, Forstliche Forschungsberichte München, Nr. 91, 219 S.
- STÜBEL, G., 1975: Methodologische und Software Engineering-orientierte Untersuchungen für ein Unternehmensmodell verschiedener Strukturiertheitsgrade. Dissertation, Universität Stuttgart, 323

S.

- STURGES, H. A., 1926: The choice of a class intervall. *Journal of American Statistics Association*, Vol. 21, S. 65-66
- SZWILLUS, G., 2002: Modelle und Modellierung. 10 S., (15.01.2004), zu finden unter: http://www.uni-paderborn.de/cs/ag-szwilius/lehre/ss03/MvB/MvB_Modelling.pdf

T

- TABEL, U., GRANCEA, F. und BALCAR, P., 1994: Wird die Naturverjüngung überalterter Buchenbestände durch verminderte Bucheckernmengen oder -qualitäten beeinträchtigt? *Forstarchiv*, 65. Jg., S. 185-193
- TACKENBERG, O., 2001: Methoden zur Bewertung gradueller Unterschiede des Ausbreitungspotenzials von Pflanzenarten: Modellierung des Windausbreitungspotentials und regelbasierte Ableitung des Fernausbreitungspotentials. Dissertation, Fachbereich Biologie der Universität Marburg, 99 S. und 33 S. Anhang
- TASCHNER, S., 1989. Ertragskundliche Merkmale naturgemäß bewirtschafteter Eichenbestände im Revierteil Burgsinn des Forstamtes Gräfendorf in Unterfranken. Unveröffentl. Diplomarbeit Nr. 62 am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der LMU München, 94 S.
- TÄUBER, Th., 1994: Untersuchungen zur ertragskundlichen Charakterisierung langfristiger Verjüngungsgänge naturgemäß bewirtschafteter Buchen-Eichen-Kiefern-Mischbestände des Forstamtes Ebrach - dargestellt am Beispiel der eichendominierten Verjüngungsvariante. Unveröffentl. Diplomarbeit Nr. 102 am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der LMU München, 113 S.
- TESCH, S. D., LYSNE, D. H., MANN, J. W. und HELGERSON, O. T., 1986a: Mortality of regeneration during skyline logging of a shelterwood overstory. *Journal of Forestry*, Vol. 84, Nr. 6, S. 49-50
- TESCH, S. D., LYSNE, D. H., MANN, J. W. und HELGERSON, O. T., 1986b: Damage to regeneration during shelterwood overstory removal on steep terrain: a case study. *Research Note, Forest Research Laboratory, Oregon State University*, Nr. 79, 8 S.
- TESCH, S. D., CRAWFORD, M. S. und BAKER-KATZ, K., 1990: Recovery of Douglas-fir seedlings from logging damage in Southwestern Oregon: preliminary evidence. *Northwest Science*, Vol. 64, Nr. 3, S. 131-139
- TESCH, S. D., BAKER-KATZ, K., KORPELA, E. J. und MANN, J. W., 1993: Recovery of Douglas-fir seedlings and saplings wounded during overstory removal. *Canadian Journal of Forest Research*, Vol. 23, Nr. 8, S. 1684-1694
- TEUFFEL, VON, K., 1998: Aktuelle Anforderungen an die waldwachstumskundliche Forschung aus der Sicht einer Landesforstverwaltung. Bericht von der Jahrestagung der Sektion Ertragskunde im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten in Kevelaer. S. 1-4
- THOMASIU, H., 1990: *Waldbau I: Allgemeine Grundlagen des Waldbaus; Wachstum und Entwicklung; Wesen, Verbreitung und Einteilung der Wälder*. Hochschulstudium Forstingenieurwesen, TU Dresden, 180 S.
- THORNTHWAITE, C. W. und HOLZMAN, B., 1942: In measurement of evaporation from land and water surfaces. *US Department of Agriculture, Technical Bulletin*, Nr. 817, 143 S.
- TOLSKY, A. P., 1924: Über den Samenfall in Weißföhrenbeständen. Referat i. d. *Centralblatt für das gesamte Forstwesen*. 50 Jg., H. 4/6, S. 153-156
- TOMA, G. T., 1940: Kronenuntersuchungen in langfristigen Kieferndurchforstungsflächen. *Zeitschrift für Forst- und Jagdwesen*, 72. Jg., H. 10/11, S. 305-340 und H. 12, S. 379-404
- TOMBROU, M., BOSSIOLO, E. und LALAS, D., 1998: An application of a simple Monte Carlo dispersion model in complex terrain. *Environmental Modelling and Software*, Vol. 13, Nr. 1, S. 45-58
- TOMÉ, M. und BURKHART, H. E., 1989: Distance-dependent competition measures for predicting growth of individual trees. *Forest Science*, Vol. 35, H. 3, S. 816-831
- TOMPPA, E., 1986: *Models and Methods for Analysing Spatial Pattern of Trees*. *Communications Instituti Forestalis Fennica*, Vol. 138, Helsinki, 65 S.
- TROEN, I. und PETERSEN, E. L., 1989: *Europäischer Windatlas*. Risoe National Laboratory, Risoe, Denmark, 240 S.
- TSCHERMAK, L., 1950: *Waldbau auf pflanzengeographisch-ökologischer Grundlage*. Springer Verlag, Wien, 722 S.
- TURCHIN, P., 1998: *Quantitative analysis of movement: measuring and modeling population redistribution in animals and plants*. Sinauer, Sunderland, Massachusetts, USA, 406 S.

U

- UHL, A., 1999: Evaluation. 8 S, in: STIMMER, F., (Hrsg.): Suchtlexikon. Oldenbourg Verlag, München, 645 S. und STIMMER, F., (Hrsg.): Lexikon der Sozialpädagogik und der Sozialarbeit. 4. Auflage, Oldenbourg Verlag, München, 813 S., (19.10.2004), ebenfalls zu finden unter: <http://www.api.or.at/lbi/pdf/evaslex.pdf>
- ULBRICHT, M., 2000: Wachstum von Eichenverjüngung aus Saat unter Kieferschirm im Forstamt Nürnberg. Unveröffentl. Diplomarbeit Nr. 128 am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der LMU München, 163 S.
- ULRICH, B., 1993: Process hierarchy in forest ecosystems - an integrating ecosystem theory, S. 353-397, in: HÜTTERMANN, A. und GODBOLD, D., (Hrsg.), 1994: Effects of acid rain in forest processes. Wiley Publishing, New York, 419 S.
- UPTON, G., und FINGELTON, B., 1990: Spatial data analysis by example: point pattern and quantitative data. Wiley series in probability and mathematical statistics, Volume I, 410 S.
- UTSCHIG, H., 1999: Reconversion of pure spruce stands into mixed forests: an ecological and economic valuation, S. 319-330, in: OLSTHOORN, A. F. M., BARTELINK, H. H., GARDINER, J. J., PRETZSCH, H., HEKHUI, H. J. und FRANC, A. (Hrsg.): Management of mixed-species forest: silviculture and economics. Wageningen, DLO Institute for Forestry and Nature Research (IBN-DLO), 389 S.
- UTSCHIG, H. und PRETZSCH, H., 2000: Wachstumstrends der Fichte in Bayern. Mitteilungen aus der Bayerischen Staatsforstverwaltung, München, H. 49, 170 S.
- UTSCHIG, H., NICKEL, M., DAFFNER, B. und PRETZSCH, H., 2002: Fichten Standraum- und Durchforstungsversuch Fürstenfeldbruck 612: eine Fläche im Rahmen des Europäischen Stammzahlversuches in Fichte IUFRO – WG 1.05.05. Exkursionsführer des Lehrstuhls für Waldwachstumskunde, MWW-EF 111/3, 19 S.

V

- VANCLAY, J. K., 1994: Modelling Forest Growth and Yield: Applications to Mixed Tropical Forests. Cab International, Wallingford, Oxon, UK, 312 S.
- VANCLAY, J. K. und SKOVSGAARD, J. P., 1997: Evaluating forest growth models. Ecological Modelling, Vol. 98, Nr. 1, S. 1-12
- VANSELOW, K., 1931: Theorie und Praxis der natürlichen Verjüngung im Wirtschaftswald. Verlag von J. Neumann, Neudamm, 280 S.
- VATER, H., 1928: Beiträge zur Kenntnis der Humusaufgabe von Fichte und Kiefer. Buchbesprechung von Fabricius. S. 105-107
- VDFV, 1902: Beratungen der vom Vereine Deutscher Forstlicher Versuchsanstalten eingesetzten Kommission zur Feststellung des neuen Arbeitsplanes für Durchforstungs- und Lichtungsversuche, Allgemeine Forst- und Jagdzeitung, 78. Jg., S. 180-184
- VELTSISTAS, T., 1980: Untersuchungen über die natürliche Verjüngung im Bergmischwald: Die Fruktifikation in d. Jahren 1976/77 und 1977/78 auf Versuchsflächen des Forstamt Ruhpolding. Dissertation d. Forstwissenschaftlichen Fakultät der LMU München, 130 S.
- VULLMER, H. und HANSTEIN, U., 1995: Der Beitrag des Eichelhäfers zur Eichenverjüngung in einem naturnah bewirtschafteten Wald der Lüneburger Heide. Forst und Holz, 50. Jg., H. 20, S. 643-646

W

- WACHTER, H., 1964: Über die Beziehungen zwischen Witterung und Buchenmastjahren. Forstarchiv, 35. Jg., S. 69-78
- WAGNER, Ch., 1923: Der Blendersaumschlag und sein System. 3. Auflage, Parey Verlag, Berlin, 376 S.
- WAGNER, S., 1994: Strahlungsschätzung in Wäldern durch hemisphärische Fotos – Methode und Anwendung. Berichte des Forschungszentrums Waldökosysteme, Reihe A, Bd. 123, 172 S.
- WAGNER, S., 1997: Ein Modell zur Fruchtausbreitung der Esche (*Fraxinus excelsior* L.) unter Berücksichtigung von Richtungseffekten. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung, 168. Jg., H. 8, S. 149-155.
- WAGNER, S., 1999: Ökologische Untersuchungen zur Initialphase der Naturverjüngung in Eschen-Buchen-Mischbeständen. Schriften a. d. Niedersächsischen Forstlichen Versuchsanstalt, Bd. 129, J.D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt a. Main, 262 S.
- WAGNER, S., 2001: Relative radiance measurements and zenith angle dependent segmentation in hemispherical photography. Agricultural and Forest Meteorology, Vol.107, Nr.2, S. 103-115
- WAGNER, S., 2003: Konzeptionelle Überlegungen zur Modellierung des Verjüngungsprozesses. Bericht von der Jahrestagung der Sektion Ertragskunde im Deutschen Verband Forstlicher Versuchsanstalten in Torgau, S. 1-14

- WAGNER S. und NAGEL, J., 1992: Ein Verfahren zur PC-gesteuerten Auswertung von Fish-eye Negativ Fotos für Strahlungsschätzungen. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung, 163. Jg., S. 110-116
- WAGNER, S. und RÖKER, B., 2000: Birkenanflug in Stieleichenkulturen: Untersuchungen zur Dynamik der Konkurrenz über 5 Vegetationsperioden. Forst und Holz, 55. Jg., S. 18-22
- WALD, A., 1943: Tests of statistical hypotheses concerning several parameters when the number of observations is large. Transactions of the American Mathematical Society, Vol. 54, S. 426-482
- WALKLATE, P. J., 1987: A random-walk model for dispersion of heavy particles in turbulent air flow. Boundary Layer Meteorology, Vol. 39, S. 175-190
- WALL, VAN DER, S. B., 2003: Effects of seed size of wind-dispersed pines (*Pinus*) on secondary seed dispersal and the caching behavior of rodents. *Oikos*, Vol. 100, S. 25-34
- WALTER, A., 1992: Keimung und Entwicklung heimischer Gehölzpflanzen nach endozooer Darmpassage bei Vögeln. Unveröffentl. Diplomarbeit, Forstwissenschaftliche Fakultät der Ludwig-Maximilians-Universität München, 70 S.
- WEIBULL, W., 1939: A statistical theory of the strength of materials. Royal Technical University of Stockholm, Ingenior Vetenskap Akademiens Handlingar, Nr. 151, 45 S.
- WEIBULL, W., 1951: A statistical distribution function of wide applicability. *Journal Applied Mechanics*, Vol. 18, S. 293-297.
- WEIBULL, W., 1967: Composition and decomposition of bounded variates with special reference to the Gamma and the Weibull distributions. AFML technical report for Contract Nr. 61(052)-552, 23 S. und Anhang
- WEINER, J., 1990: Asymmetric competition in plant population. *Tree*, Vol. 5, Nr. 11, S. 360-364
- WEISBERG, P. J., HADORN, C. und BUGMANN, H., 2003: Predicting understory vegetation cover from overstory attributes in two temperate mountain forests. *Forstwissenschaftliches Centralblatt*, 122. Jg., H. 5, S. 273-286
- WEISE, U., 1997: Langfristige Auswirkungen eines simulierten Rotwildverbisses bei Fichte. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung, 168. Jg., H. 1, S. 12-19
- WEISS, M., 2002. Aufbau einer Datenbank für die ertragskundlichen Versuchsflächen in Bayern. Bericht von der Jahrestagung der Sektion forstliche Biometrie und Informatik im Deutschen Verband Forstlicher Forschungsanstalten in Tharandt, S. 161-167
- WEISS, N., PELIKAN, J. und TANNER, M., 2002: Parasitologie und Parasitismus. Skript (Glossar) zum Blockkurs „Infektionsbiologie und Epidemiologie“ im 5. Semester des neuen Biologie-Curriculums an der Universität Basel in Kooperation mit dem Schweizerischen Tropeninstitut. S. 43, (31.12.2003), zu finden unter: <http://www.infektionsbiologie.ch/parasitologie/seiten/administration/glossar.html>
- WENK, G., ANTANAITIS, V. und SMELKO, S., 1990: Waldertragslehre. Deutscher Landwirtschaftsverlag, Berlin, 448 S.
- WENSEL, L., MEERSCHAERT, W. und BIGING, G. S., 1987: Tree Height and Diameter Growth Models for Northern California Conifers. *Hilgardia*, University of California, Vol. 55, Nr. 8, S. 1-20
- WHITE M. A., THORNTON, P. E., RUNNING, S. W. und NEMANI, R. R., 2000: Parametrisation and sensitivity of the BIOME-BGC terrestrial ecosystem model: net primary production controls. *Earth Interactions*, 4. Jg., Nr. 3, S. 1-85
- WIEDEMANN, E., 1943: Kiefern-Ertragstafel für mäßige Durchforstung, starke Durchforstung und Lichtung, in: WIEDEMANN, E., 1948: Die Kiefer 1948. Schaper Verlag, Hannover, 337 S.
- WILCOXON, F. und WILCOX, R. A., 1964: Some rapid approximate statistical procedures. Lederle Laboratories, Pearl River, New York, S. 36-38
- WILD, Ch., 1994: Struktur und Wachstumsgang naturgemäss behandelter Buchen-Eichen-Kiefern-Mischbestände in der Verjüngungsphase im Forstamt Ebrach. Unveröffentl. Diplomarbeit Nr. 104 am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der LMU München, 139 S.
- WILSON, D. E. und JANZEN, D. H., 1972: Predation on *Scheelea palm* seeds by bruchid beetles: seed density and distance from the parent palm. *Ecology*, Vol. 53, S. 954-959
- WILLSON, M. F., 1992: The ecology of seed dispersal. S. 6-16, in: FENNER, M., (Hrsg.): *Seed Ecology and Regeneration in Plant Communities*. CAB International, Southampton, 384 S.
- WILLSON, M. F., 1993: The ecology of seed dispersal. S. 61-85, in: FENNER, M., (Hrsg.): *The Ecology of Regeneration in Plant Communities*. CAB International, Wallingford, 410 S.
- WILLSON, J. D. und SAWFORD, B. L., 1996: Review of Lagrangian stochastic models for trajectories in the turbulent atmosphere. *Boundary Layer Meteorology*, Vol. 78, S. 191-210
- WIMMENAUER, K., 1897: Die Hauptergebnisse 10jähriger forst-phänologischer Beobachtungen in Deutschland 1885-1895. Springer Verlag, Berlin, 96 S.

Verwendete Literatur und elektronische Medien-X

- WIMMENAUER, K., 1919: Wachstum und Ertrag der Esche. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung, 95. Jg., Heft Januar, S. 9-17 und Heft Februar, S. 37-40, ebenso in: BAYERISCHE STAATSFORSTVERWALTUNG, 1990 (Hrsg.): Hilfstafeln für die Forsteinrichtung. Bayerisches Staatsministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten, 334 S.
- WINDHAGER, M., 1999: Evaluierung von vier verschiedenen Waldwachstumssimulatoren. Dissertation, Universität für Bodenkultur, Wien, 217 S.
- WINTERSPERGER, H., 1987: Entwicklung der Naturverjüngung in verschieden aufgelichteten Bergmischwald-Verjüngungsbeständen des Forstamtes Kreuth in den letzten 10 Jahren. Ergebnisse der 2. ertragskundlichen Aufnahme auf den langfristigen Bergmischwald-Probeflächen KRE 123 bis 126. Unveröffentl. Diplomarbeit Nr. 51 am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde der LMU München, 78 S.
- WMO, 1983: Commission for Climatology and applications of Meteorology. Abridged final report of the eight session. Washington, 19-30 April 1982. World Meteorological Organisation, Nr. 600, Geneve, Secretariat of the World Meteorological Organization, 72 S.
- WOLTERING, F., 1992: Modellbildung bei Langzeitstudien, S. 230-239, in: SLOBODA, B., (Hrsg.): Modelle zur automatisierten Zuwachsmeß- und Auswerttechniken, klimaorientierte Wachstumsmodelle, Inventurmethode und ihre Anwendungen. Schriftenreihe der Forstlichen Fakultät der Universität Göttingen und Mitteilungen d. Niedersächsischen Forstlichen Versuchsanstalt, Bd. 106, J.D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt a. Main, 372 S.
- WYKOFF, P. H. und CLARK, J. S., 2000: Predicting tree mortality from diameter growth: a comparison of maximum likelihood and Bayesian approaches. Canadian Journal of Forest Research. Vol. 30, S. 156-167
- WYKOFF, W. R., CROOKSTON, N. L. und STAGE, A. R., 1982: User's Guide to the stand prognosis model, US Forest Service, Gen. Techn. Report, INT-133, Ogden, Utah, USA, 112 S.-

X

-

Y

- YANG, Y. und TITUS, ST., 2002: Maximum size-density relationship for constraining individual tree mortality functions. Forest Ecology and Management. Vol. 168, S. 259-273
- YODA, K., KIRA, T., OGAWA, H. und HOZUMI, K., 1963: Self-thinning in overcrowded pure stands under cultivated and natural conditions (Intraspecific competition among higher plants XI). Journal of the Institute of Polytechnics, Osaka City University, Series D, Vol. 14, S. 107-129
- YOUNG, J. A. und YOUNG, C. G., 1992: Seeds of Woody Plants in North America. Revised and enlarged Edition. Dioscorides Press, Portland, Oregon, 407 S.

Z

- ZEIDE, B., 1987: Analysis of the 3/2 power law of self-thinning. Forest Science, Vol. 33, Nr. 2, S. 517-537
- ZEIDE, B., 1993: Analysis of growth equations. Forest Science, Vol. 39, Nr. 3, S. 594-616
- ZEIDE, B., 2001. Uniting the bottom-up and top-down approaches to growth modelling. S. 437-449, in: LEMAY, V., und MARSHALL, P., (Hrsg.): Forest Modelling for Ecosystem Management, Forest Certification, and Sustainable Management Conference. Proceedings, Vancouver, Canada, 506 S.
- ZEIDE, B., 2003: The U-approach to forest modeling. Canadian Journal Forest Research, Rev. Can. Rech. Forest, Vol. 33, Nr. 3, S. 480-489
- ZEIDE, B., 2004: Overview of results. Homepage von B. ZEIDE, (26.01.2004), zu finden unter: <http://www.afrc.uamont.edu/zeideb/overview02.htm>
- ZEIGLER, B. P., 1976: Theory of modelling and simulation. John Wiley and Sons, New York, 460 S.
- ZHANG, J., DRUMMOND, F. A., LIEBMAN, M. und HARTKE, A., 1997: Insect Predation of Seeds and Plant Population dynamics. Department of Applied Ecology and Environmental Sciences, University of Maine, Orono, MAFES Technical Bulletin Nr. 163, 32 S., (09.03.2004), ebenfalls zu finden unter: http://www.umaine.edu/mafes/elec_pubs/techbulletins/tb163.pdf
- ZÖHRER, F. und FORSTER, H., 1986: Verfahrensgrundlagen der Bundeswaldinventur. Allgemeine Forstzeitung, 141. Jg., H. 32, S. 788-790
- ZUSER, W., BIFFL, S., GRECHENIG, T. und KÖHLE, M., 2001: Software Engineering mit UML und dem Unified Prozess. Pesraon Studium, 384 S.

6 Register

Ziffern

-3/2-Potenz Gesetz 293

A

- Altbestand 19
 - Trennung Altbestand–Verjüngung 23, 128
- Annäherungsproblem 34, 232
- Aufnahme von Altbeständen 332
- Aufnahme von Verjüngung 333
 - Durchmesser-Höhen-Pärchen 335
 - Stichprobenkonzept 334
 - Triebblängenrückmessung 334
 - Vollaufnahmekonzept 333
- Ausbreitungsmodell 20, 49
 - absolute Samenmengen – Einzelbaum 60
 - Ende der generativen Vermehrung 84
 - Etablierung von Sämlingen als
 - Verjüngungspflanzen 78
 - generative Vermehrung 51
 - Maturitätshöhe 55
 - räumliche Samenverteilung 64
 - zeitliche Verteilung der Samen 55
- Ausbreitungstypen von Samen 304
 - Tierverbreitung 304
 - Wasserverbreitung 304
 - Windverbreitung 305

B

- Baumartenkodierung 53, 191, 292
- Begründungsart 113, 323
 - siehe auch Unterschiede Naturverjüngung, Pflanzung, Saat
- Bewirtschaftungsmodell 176
 - Hiebsstrukturmodell 178
 - Schadensmodell 182

C

- carrying capacity 293
- Cox-Dispersionskoeffizient 194, 210, 328, 353

D

- Daten
 - Richtigkeit 234
- Datengrundlage 21, 315
 - Literatur 348
 - Versuchsflächen 315
- Datenprüfung 365
- Durchmesser-Höhen-Pärchen 335

E

- Effekt-Kodierung 25
 - siehe auch Unterschiede Naturverjüngung, Pflanzung, Saat
- Einzelbäume 19
- Ende der generativen Vermehrung 84
- Entwicklungsmöglichkeiten 240
 - siehe Modellverbesserungen 240
- Ernteziffern 55
- Evaluierung von Modellen 306
 - allgemein 301
 - Waldwachstumssimulatoren 307

F

- Flussdiagramm von SILVA 16

G

- Generierungsmodell

- fehlende Informationen 161
- Höhen 169
- Masthäufigkeit 173
- Maturitätshöhe 173
- räumliche Verteilung 171

H

- Hauptprogramm 20
- höhenabhängiger Trennwert
 - Mortalitätsmodell 149
 - Verbissmodell 97
- Höhenmodell 20, 85
 - Höhenzuwachs einer einzelnen
 - Verjüngungspflanze 124
 - Höhenzuwachs erwarteter 117
 - Höhenzuwachspotenzial 109
 - Baumartenunterschiede 115
 - Standortunterschiede 114
 - maximale Höhenzuwächse 127
 - Streuung der Ausgangshöhe 105
 - Übernahme von Verjüngung in den
 - Hauptbestand 128
- Verbiss 88

K

- Kenntnisstand 236
- Klassenbildung 112
 - siehe Kategorisierung
- Komplexitätsgrad des Modells 234
- Konkurrenz 25, 293
 - interspezifische 294
 - intraspezifische 294
- KKL 43
- Konkurrenzmodellierung 294
- Modellierung 25
- physiologische Indizes 296
- Randeffekte 48
- Standflächenbedarf 28
- Verfahren der Konkurrentenauswahl 295
- waldwachstumskundliche Konkurrenzindizes
 - auf physiologischer Basis 296
 - auf trigonometrischer Basis 297
- Konzeption
 - Ausbreitungsmodell 50
 - Bewirtschaftungsmodell 176
 - Generierungsmodell 157
 - Höhenmodell 86
 - Konkurrenzermittlung 26
 - Mortalitätsmodell 133
 - Verjüngungsmodell 19
- Kriterienliste 369
 - Anwendungsbereich 369
 - Ausgaben 370
 - Eingaben 370
 - Gültigkeitsbereich 369
 - Modellansatz 369
 - Modellgenauigkeit 372
 - Programmsteuerung 370
 - Soft- und Hardware 372
 - Wachstumsmodell 371
 - Zusätzliche Algorithmen 371

L

- Liste der Modelleigenschaften 369

Register

M

- Masthäufigkeit 55
 - Generierungsmodell 173
- Maturitätshöhe 55
 - Generierungsmodell 173
- Modell 299
 - waldwachstumskundliches 300
- Modelleigenschaften 235
- Modellentwicklung 21
- Modellevaluierungen 238
- Modellgrenzen 236
- Modellierung 301
 - biologische Systeme 301
 - siehe Modellentwicklung
 - technische Systeme 301
- Modellierung als Methode 239
- Modellimplementierung 302
- Modellkonzeption des Verjüngungsmodells 20
- Modellverbesserungen
 - andere Verjüngungsmodelle 241
 - SILVA und Verjüngungsmodell 241
 - zukünftige 241
- Monte-Carlo-Simulation 313
- Mortalitätsmodell 20
 - höhenabhängiger Trennwert 149

P

- Potenzial-Modifizier-Ansatz 109
 - Beispiele 85
- Prognosezyklus 15
- Programmierung 239
- Prototyp 19

Q

- Qualitätsansprache 335

R

- Rechenzeit 310
- Reflektierung 239
- Richtigkeit der Daten 234

S

- Simulation 303
 - Gestaltungsmodell 303
 - Lehr- und Erklärungsmodell 303
 - Prognosemodell 303
- Simulator 302
- Standardauswertung von Versuchsflächen 363
 - Datenerfassung 363
 - Datenkontrolle 365
 - D-H-Beziehungen 366
 - fehlerhafte Werte 365
 - Koordinaten 368
 - Übersicht 368
 - Volumen 367
 - Zuwachs 367
- Standort-Leistung-Modell 53, 110
 - Standortvariablen 110
 - WDT10 120
- Suche nach Extremwerten 365
- Summary 5
- System 298

T

- Triebblängenrückmessung 334

U

- Überprüfung

- Ausbreitungsmodell 382
- Höhenzuwachsmodell 398
- Übersicht in der Arbeit verwendeter Symbole und Variablen 287
- Unterschiede Naturverjüngung, Pflanzung, Saat 25, 113, 162, 166, 167, 323

V

- Verbiss von Verjüngungspflanzen 88
 - höhenabhängiger Trennwert 97
- Verhaltensunterschiede
 - System-Modell 235
- Verjüngung 19
 - Trennung Altbestand-Verjüngung 23, 128
- Verjüngungsrelevante Einflussfaktoren 16
- Verjüngungsuntersuchungen 10
- Versuchsfläche
 - Ansbach 609 344
 - Bodenmais 130 336
 - Ebrach 131-133 340
 - Fichtenbeispielbestand
 - Variantenvergleich - Saumschlag 221-224
 - Freyung 129 336
 - Freyung 129-3
 - Anwendungsbeispiel -
 - Generierungsmodell 204-211
 - Höhenverteilung-SILVA 195
 - Leistungstafel-SILVA 194
 - Variantenvergleich - Plenterwald 225-228
 - Fürstenfeldbruck 612 344
 - Geisenfeld 832-3
 - Variantenvergleich -
 - Bewirtschaftungsmaßnahmen 216-220
 - Gräfendorf 136 340
 - Gräfendorf 136-1
 - Variantenvergleich -
 - Bodenvegetation 212-213
 - Variantenvergleich - Verbiss 213-216
 - Heigenbrücken 608 344
 - Kreuth 120-126 339
 - München 145 341
 - Nürnberg 141 340
 - Rohrmoos 107 339
 - Rothenbuch 634 341
 - Ruhpolding 110 339
 - Ruhpolding 113 336
 - Vohenstrauß 622 344
 - Weiden 611 344
 - Wuchsrainen W28 346
 - Zwiesel 137 336
 - Zwiesel 138 336
- Vorwärtsselektion 314

W

- Waldwachstumssimulator SILVA 14

Z

- Zufallszahl 307
 - programmtechnische Generierung 307
- Zusammenfassung 1
 - siehe Summary

Erklärung

Ich versichere hiermit, dass ich die vorliegende Arbeit selbständig angefertigt und keine anderen als die angegebenen Quellen, Hilfsmittel und Anregungen verwendet habe. Die Dissertation wurde keinem anderen Prüfungsverfahren als Prüfungsleistung vorgelegt.

Gleichzeitig erkläre ich mich einverstanden, dass der Leiter meiner Arbeit, Prof. Dr. Hans PRETZSCH, die Ergebnisse meiner Dissertation wissenschaftlich verwenden darf. Diese Zustimmung schließt auch die Verwendung für Veröffentlichungen mit ein, sowie die Erlaubnis, die Dissertation an Dritte weiterzugeben.

Freising im März 2005

Lebenslauf

Persönliche Daten

Eltern: Ludwig Herling und Christa Herling, geb. Weiß

Geburtsdatum: 20. August 1972 in Schwelm (Ennepe-Ruhr-Kreis)

ledig

Schule und Zivildienst

1979-1983: Grundschule der Stadt Ennepetal

1983-1989: Realschule der Stadt Bestwig

1989-1992: Gymnasium der Stadt Meschede, Abschluss mit der allgemeinen Hochschulreife

1992-1993: Zivildienst beim Diakonischen Werk, Bad Berleburg

Studium

1993-1998: Studium der Forstwissenschaften an der Ludwig-Maximilians-Universität München in Freising

10/1996: Abschluss Vordiplom

09/1999: Abschluss Hauptdiplom in Verbindung mit Zusatz-Qualifikation Informatik-Aufbaustudium. Diplomarbeit: Zur Modellierung der Verjüngungsentwicklung in Rein- und Mischbeständen aus Fichte, Tanne und Buche

Berufliche Tätigkeiten

seit 09/1999: Wissenschaftlicher Angestellter am Lehrstuhl für Waldwachstumskunde, Department für Ökosystem- und Landschaftsmanagement, Wissenschaftszentrum Weihenstephan für Ernährung, Landnutzung und Umwelt, TU München, ehemals Ludwig-Maximilians-Universität, München

