

Modelle zur Korrektur von Ertragstafelzuwächsen aus Daten der permanenten Stichprobeninventur

Von Simon Reimeier, Freising

Ertragstafeln als Mittel zur Schätzung von Volumenzuwächsen werden zu wichtigen Aufgaben herangezogen, z. B. zur Herleitung und Verprobung des Hiebssatzes im Rahmen der Forsteinrichtung, im Privatwald mit Konsequenzen für die Steuerveranlagung. Deshalb ist ihre allgemein kritisierte mangelhafte Abbildung realer Bestandesentwicklung nicht hinnehmbar. Um die Genauigkeit von Zuwachsprognosen zu verbessern, wurden für das Bundesland Bayern, analog zur überregionalen Anwendung der Ertragstafeln, Korrekturfaktoren für Tafelzuwächse ermittelt.

Datengrundlage

1984 wurde, beginnend mit einer Aufnahme im Forstamt Ebrach, die permanente Stichprobeninventur in der Bayerischen Staatsforstverwaltung eingeführt. Von allen Forstämtern, in denen seitdem Erst- und Wiederholungsaufnahmen durchgeführt wurden, flossen Daten in die Auswertungen ein (Abb. 1 und Tab. 1).

Vor Beginn der eigentlichen Auswertungsphase wurde eine umfangreiche Datenaufbereitung mit Plausibilitätsprüfungen durchgeführt. Anschließend erfolgte die Stratifizierung nach Probekreis-, Baumarten- und Schichtzugehörigkeit. Mittels eines FORTRAN-Prognoseprogramms [5] mit den Unterprogrammen des Bayerischen Forsteinrichtungs-Auswerteprogramms wurde pro Stratum eine Ertragstafelprognose (vgl. Tab. 2) anhand der Aufnahmen der Erstinventur für den Zeitraum von 10 Jahren durchgeführt. Der ermittelte Wert kann mit dem bei der Inventur gemessenen Zuwachs des gleichen Stratums verglichen werden.

Methode

Anhand der aufbereiteten Daten werden nun getrennt nach Baumarten Regressionsmodelle aufgestellt, die die Differenz zwischen Ertragstafelprognose und tatsächlich geleistetem Zuwachs durch bestimmte Einflussgrößen erklären sollen. Abhängige Variable ist jeweils die prozentuale Abweichung des in der Inventur bestimmten Zuwachses vom Prognosewert aus der Ertragstafel zum Zeitpunkt der Erstaufnahme. Die erklärenden Variablen

lassen sich in regionale Einflussfaktoren und lokale Standorts- und Bestandesfaktoren trennen. Zu den regionalen Einflussfaktoren zählen Klimavariablen aus dem Klimaatlas von Bayern [1]. Daten über Stickstoffemissionen werden dem Bayerischen Agrarbericht [2] entnommen. Lokale Einflussfaktoren wie Bestandesstruktur und Standortverhältnisse können aus den Inventurdaten abgeleitet werden.

Die unabhängigen Variablen sind zum Teil metrisch, zum Teil ordinal oder nominal skaliert. Durch die Quantifizierung der qualitativen Variablen ist es jedoch möglich, alle unabhängigen Variablen auf metrisches Skalenniveau zu heben [6]. Die nichtmetrischen Variablen werden dabei getrennt voneinander durch so genannte Dummyvariablen einem Teilmodell aus bereits metrisch skalierten Variablen hinzugefügt. Eine bestimmte Ausprägung wird als Referenz festgelegt. Im Falle ihres Auftretens werden alle Dummyvariablen mit 0 kodiert. Für die übrigen Ausprä-

Tab. 1: Betriebe mit Wiederholungsaufnahme der permanenten Stichprobeninventur

	Stichprobenpunkte	Holzbodenfläche (ha)
Aichach	2.154	4.200
Arnstein	2.064	3.096
Bayreuth	2.053	5.276
Bodenmais	1.926	7.338
Ebersberg	3.510	7.125
Ebrach	2.714	5.346
Eichstätt	2.167	6.544
Flossenbürg	2.130	5.175
Hammelburg	2.257	4.446
Hersbruck	1.757	1.759
Kempton	1.960	5.566
Landsberg a. Lech	1.724	4.564
Lichtenfels	2.078	4.093
Nationalpark Bayerischer Wald	1.430	5.448
Neureichenau	2.032	5.913
Neustadt	2.093	4.123
Roding	2.159	4.253
Steinach	3.092	6.060
Sulzbach-Rosenberg	1.770	3.398
Tännesberg	1.889	5.534
Treuchtlingen	1.725	3.519
Weißenhorn	1.716	2.368
Zusmarshausen	1.961	5.726
Summe	48.361	110.870

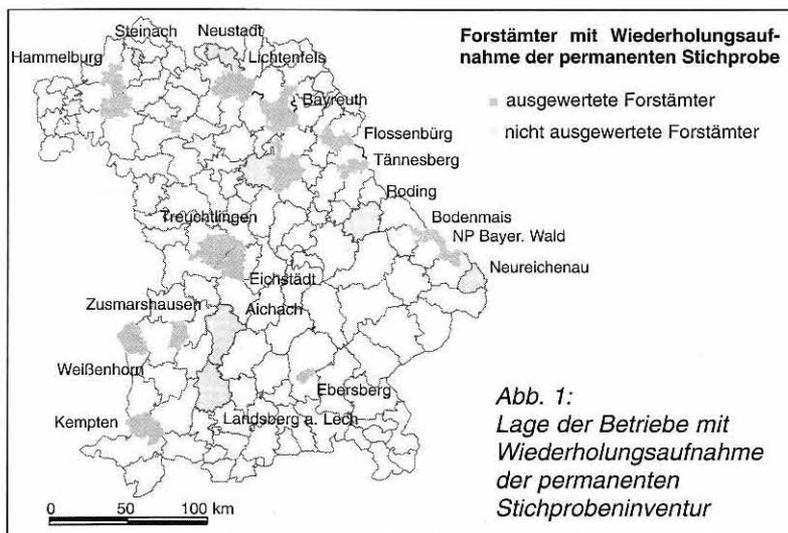


Abb. 1: Lage der Betriebe mit Wiederholungsaufnahme der permanenten Stichprobeninventur

Dipl.-Forstwirt (Univ.) S. Reimeier ist Doktorand am Lehrstuhl für Waldbau und Forsteinrichtung der Ludwig-Maximilian-Universität in Freising.

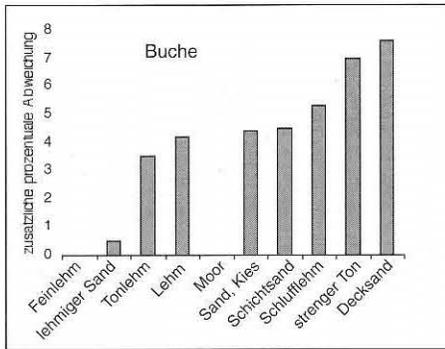


Abb. 2: Metrische Skalierung für das Standortselement „Substrat“

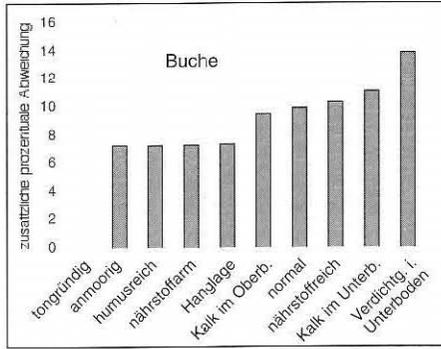


Abb. 3: Metrische Skalierung für „Besondere Standortmerkmale“

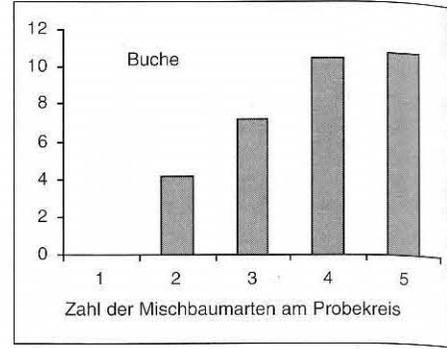


Abb. 4: Metrische Skalierung für „Mischung am Probekreis“

gungen erhält je eine Dummyvariable den Wert 1, alle übrigen den Wert 0 [3].

Das Belassen der bereits als einflussreich erkannten metrischen Variablen im Modell schafft dabei eine einheitliche Grundlage von Standorts- und Bestandesverhältnissen, auf der dann die Unterschiede bei verschiedenen Ausprägungen der aktuell zu untersuchenden nichtmetrisch skalierten Variable quantifiziert werden. Soweit sich Koeffizienten von Dummyvariablen signifikant von 0 unterscheiden, wird ihr Absolutwert als metrischer Unterschied zur Ausprägung der Referenzgruppe angenommen. Nachdem alle nichtmetrisch skalierten Variablen auf diese Weise in ihrem Skalenniveau angehoben sind, beginnt der Modellierungsprozess von neuem. Auf der Basis aller potenziellen Einflussfaktoren kann nun in schrittweiser Regression ein endgültiges Korrekturmodell aufgestellt werden.

Ergebnisse

Die Modellierungsschritte sollen am Beispiel der Baumart Buche erläutert werden:

In das erste Teilmodell mit ausschließlich metrischen Variablen gingen die in Tab. 3 zusammengefassten Einflussfaktoren ein. Für die abhängige Variable sowie für die Variable Baumartenanteil wurde logarithmische Transformation gewählt. Nach Transformation der nichtmetrisch skalierten Variablen wurden zusätzliche Parameter in die Regressionsgleichung

aufgenommen. Die Skalierung der neu hinzugekommenen Variablen ist aus Abb. 2 bis Abb. 4 ersichtlich. Insgesamt zeigt sich im Vergleich zum Teilmodell nur eine geringe Erhöhung des Bestimmtheitsmaßes (vgl. Tab. 4). Eine Übersicht zum Erklärungsbeitrag einzelner Variablen bei verschiedenen Baumartenmodellen zeigt Abb. 5.

Bei der Mehrzahl der Modelle liefern die untersuchten lokalen und regionalen standortsbeschreibenden Variablen nur einen geringen Einfluss auf die Zuwachsdifferenz. Offensichtlich haben sich seit der Zeit der Ertragstafelkonstruktionen keine größeren Verschiebungen in der Zuwachsleistung auf unterschiedlichen Standorten ergeben. Entsprechend dieser Beobachtung wird die Variable „Bonität“ meist nicht in die Modelle aufgenommen.

Der Bestockungsgrad besitzt in allen Modellen, in denen er vorkommt, einen positiven Regressionskoeffizienten. Bisweilen geht er auch in quadratischer Transformation ein. Ein Abfall des Zuwachses in überbestockten Beständen, wie er in den Ertragstafeln durch Verwendung von Reduktionsfaktoren berücksichtigt wird, lässt sich demnach nicht bestätigen. Dies kann Hinweis auf eine allgemein höhere Leistungsfähigkeit von Waldbeständen zu sein, wie sie UNTHEIM [10] in Fichten- und Buchenreinbeständen der Schwäbischen Alb feststellt.

Das Bestandesalter spielt bei allen untersuchten Baumarten eine entschei-

dende Rolle. Es lässt sich eine enge positive Korrelation zwischen Alter und Zuwachsdifferenz feststellen. Ursache dafür kann ein später als in der Ertragstafel einsetzender und weniger starker Rückgang des Massenzuwachses von Beständen sein. Ähnliche Beobachtungen, dass insbesondere alte Bestände Zuwachs in unerwartet hohem Ausmaß leisten, wurden u.a. von KENK et al. [4] und SPELSBERG [8] beschrieben. Alte Bestände sind zudem bei ihrer Begründung noch nicht den heute vermutlich verbesserten Wuchsbedingungen unterlegen. Unterstellt man, dass sie deshalb in ihren Jugendjahren einen geringeren Höhenzuwachs als vergleichbare, später begründete Bestände geleistet haben, so kann eine weitere Erklärung für die zunehmende Diskrepanz zur Ertragstafel mit steigendem Alter sein, dass die Bestände, gemessen an ihrer aktuellen Leistungsfähigkeit, eine zu geringe Höhe aufweisen und damit zu schlecht bonitiert werden.

Validierung der Modelle

Zur Validierung (Bestätigung) der Modelle wurden die Inventurdaten jener Forstämter herangezogen, die erst 1998 wiederholt aufgenommen worden waren und noch nicht zur Modellbildung verwendet wurden (vgl. Abb. 1). Einige Beispiele sind in den Abb. 6 bis 9 dargestellt. Die Vorhersagegenauigkeit der unkorrigierten Er-

Tab. 2: Verwendete Ertragstafeln

Fichte	ASSMANN-FRANZ, mittleres Ertragsniveau, 1963
Kiefer	WIEDEMANN, mäßige Durchforstung, 1943
Tanne	HAUSSER, mäßige Durchforstung, 1956
Europ. Lärche	SCHÖBER, mäßige Durchforstung, 1946
Douglasie	BERGEL, mäßige Durchforstung, mittl. Ertragsniveau, 1985
Buche	WIEDEMANN, mäßige Durchforstung, 1931
Eiche	JÜTTNER, mäßige Durchforstung, 1955

Tab. 3: Vorläufiges Modell für die Baumart Buche

Einflussgrößen	partielles Bestimmtheitsmaß	aufsummiertes Bestimmtheitsmaß	standardisierter Regressionskoeffizient
Konstante			4,563
Alter	0,27	0,27	0,611
Bestockungsgrad	0,08	0,35	0,323
Baumartenanteil (logarithmiert)	0,01	0,36	0,123
Bonität	0,01	0,37	-0,121
Ariditätsindex nach DE MARTONNE	0,01	0,38	-0,063

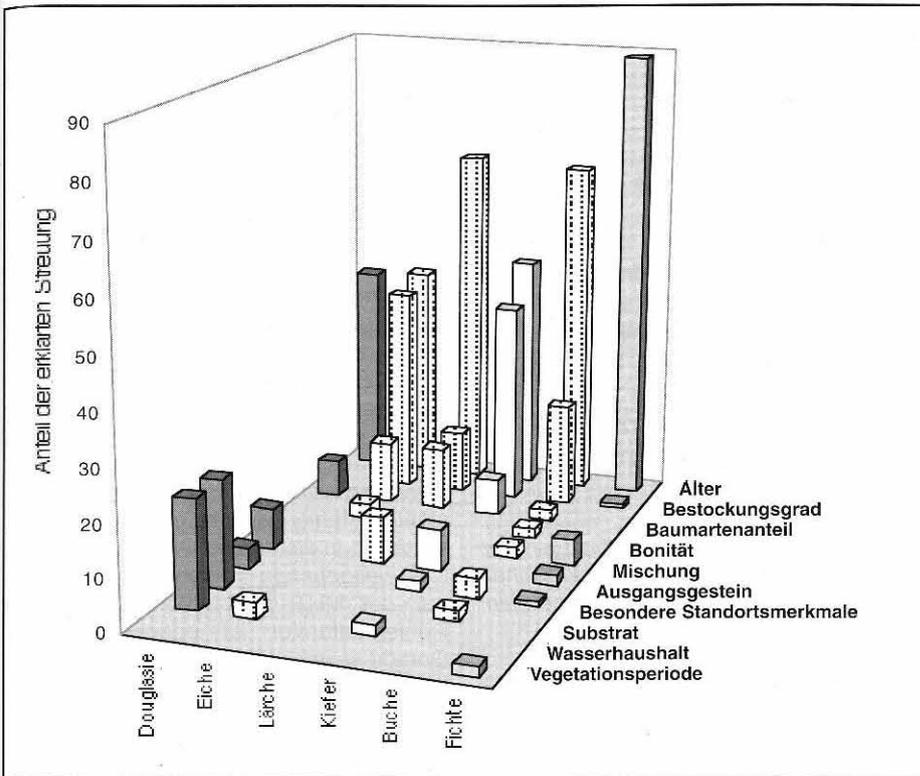


Abb. 5: Einflussvariablen in verschiedenen Modellen

sen anhand der vorgestellten Modelle führt zu einer deutlichen Verbesserung der Vorhersagegenauigkeit. Berücksichtigt man, dass das Alter den entscheidenden Einflussfaktor auf die Zuwachsdifferenz besitzt, so wird die unflexible Struktur von Ertragstafeln deutlich. Die Einganggröße „Baumhöhe“ der zugrunde liegenden Alters-Höhenbeziehung subsumiert über das Bestandesleben alle positiven und negativen Einflüsse auf den Höhenzuwachs. Zuwachs ist aber eine Reaktion des Baumes auf seine aktuelle Umwelt. Die vorliegenden Korrekturmodelle können deshalb nur über einen begrenzten Zeitraum Gültigkeit behalten, da sie auf eben jenem statischen Modell der Ertragstafel beruhen. Die Anwendung und Entwicklung neuer Zuwachsmodelle, die auf Eingangsparametern, die die biologischen Faktoren des Wachstums widerspiegeln, basieren, scheint angebracht. Daten aus der permanenten Stichprobeninventur können hierzu einen Beitrag leisten.

Literaturhinweise:

[1] BAYER, KLIMAFORSCHUNGSVERBUND (1996): Klimaatlas von Bayern. München. [2] BAY. STMIN. ELF (Hrsg.) (1996): Bayerischer Agrarbericht 1996. Wolnzach. 288 S. + Anhang. [3] BORTZ, J. (1993): Statistik für Sozialwissenschaftler. Berlin; Heidelberg [u. a.]: Springer. 753 S. [4] KENK, G.; SPIECKER, H.; DIENER, G. (1991): Referenzdaten zum Waldwachstum. Kernforschungszentrum Karlsruhe, Projekt Europäisches Forschungszentrum für Maßnahmen der Luftreinhaltung 82. 59 S. [5] KENNEL, E. (1998): FORTRAN-Prognoseprogramm. [6] MOOSMAYER, H.-U.; SCHÖPER, W. (1972): Beziehungen zwischen Standortfaktoren und Wuchsleistung der Fichte. AFJZ Nr. 143. S. 203-215. [7] SPELSBERG, G. (1995): Zum Höhenwachstum der Fichte in Nordrhein-Westfalen. AFJZ Nr. 165. S. 77-80. [8] UNTHEIM, H. (1996): Has site productivity changed? A case study in the eastern Swabian Alb, Germany. In: SPIECKER, H.; MIELIKÄINEN, K.; KÖHL, M.; SKOVGAARD, J. P.: Growth Trends in European forests: studies from 12 countries. Berlin; Heidelberg [u. a.]: Springer. S. 133-147.

tragstafelzuwächse schwankt stark von Betrieb zu Betrieb. Tendenziell lässt sich für alle Baumarten in allen Betrieben die Aussage treffen, dass im Falle der unkorrigierten Ertragstafelprognose eine stark rechtsschiefe Verteilung herrscht und der Mittelwert zum Teil erheblich über 0 liegt. Nach Korrektur zeigt sich bei verminderter

Standardabweichung eine annähernd symmetrische Verteilung um 0.

Ausblick

Ertragstafelprognosen führen im Mittel zu einer erheblichen Unterschätzung des Zuwachses. Eine Korrektur dieser Prognose

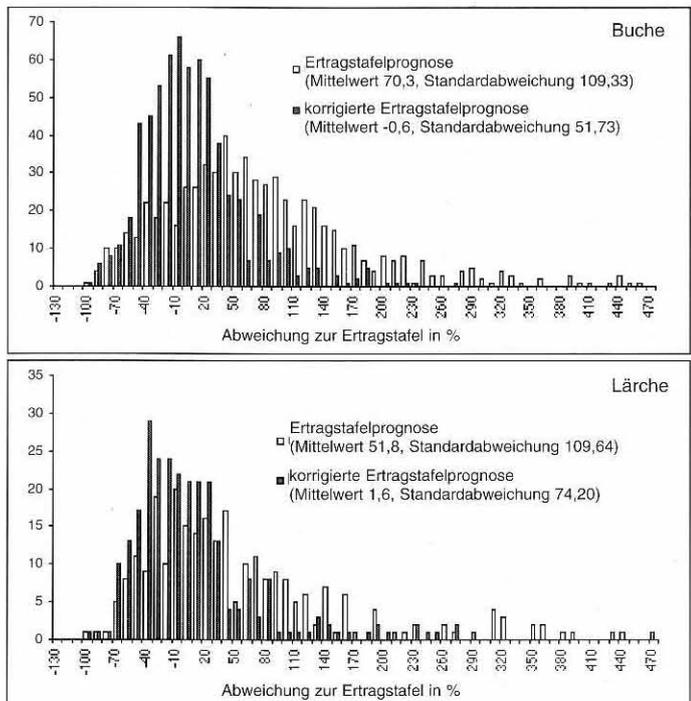
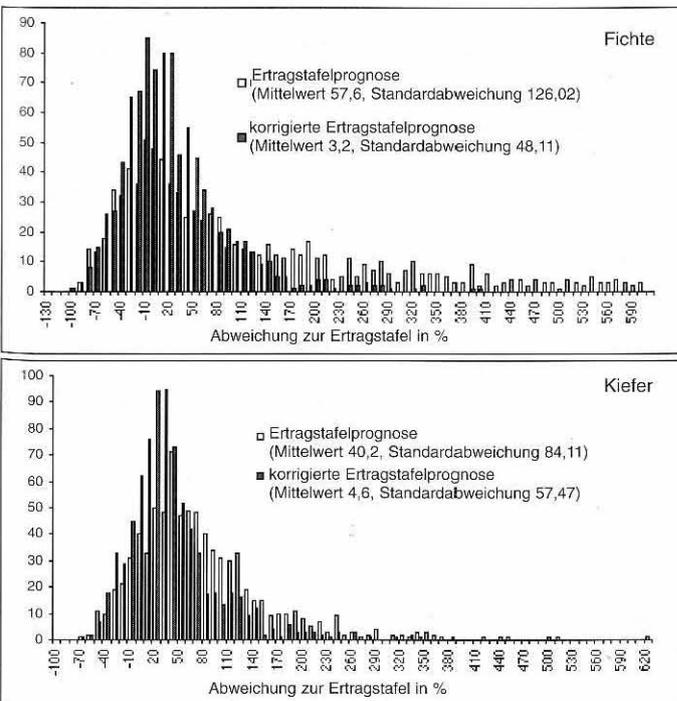


Abb. 6 - 9: Häufigkeitsverteilung für die Zuwachsdifferenz bei korrigierter und unkorrigierter Ertragstafelprognose für Fichte

(Forstamt Roding), Buche (FA Steinach), Kiefer (FA Steinach) und Lärche (FA Steinach)