

- FROMBO, F., R. MINICARDI, M. ROBBA, F. ROSSO und R. SACILE (2009): Planning woody biomass logistics for energy production: A strategic decision model. *Biomass & Bioenergy* **33**(3): 372–383.
- GRONALT, M. and P. RAUCH (2007): Designing a regional forest fuel network. *Biomass & Bioenergy* **31**(6): 393–402.
- GUNNARSSON, H., M. RÖNNQUIST und J. LUNDGREN (2004): Supply chain modelling of forest fuels. *European Journal of Operations Research* **158**: 103–123.
- HAKKILA, P. (2004): Developing technology for large-scale production of forest chips. Wood Energy Technology Programme 1999–2003. Technology Programme Report 6/2004, TEKES.
- JOHANSSON, J., J. LISS, T. GULLBERG und R. BJORHEDEN (2006): Transport and handling of forest energy bundles – advantages and problems. *Biomass and Bioenergy* **30**(4): 334–341.
- KÜHMAIER, M., C. KANZIAN, F. HOLZLEITNER und K. STAMPFER (2007): Wertschöpfungskette Waldhackgut. Optimierung von Ernte, Transport und Logistik. Eigenverlag, Wien, 282.
- MÖLLER, B. und P. NIELSEN (2007): Analyzing transport costs of Danish forest wood chip resources by means of continuous cost surfaces. *Biomass & Bioenergy* **31** (5): 291–298.
- NOON, C. und M. DALY (1996): GIS-Based Bionass Resource Assessment with BRAVO. *Biomass and Bioenergy* **10**(2-3): 101–109.
- PARIKKA, M. (2000): Biosims – a method for the calculation of woody biomass for fuel in Sweden. *Ecological Engineering* **16**: 73–82.
- RANTA, T. (2002): Logging residues from regeneration fellings for biofuel production – a GIS-based availability and supply cost analysis. *Acta Universitatis Lappeenrantaensis* 128.
- RAUCH, P., M. GRONALT und H. HÄUSLMAYER (2007): „BioLog I. Überregionales Logistik- und Versorgungsnetzwerk für Holz-Biomasse“. Schriftenreihe „Berichte aus Energie- und Umweltforschung“ 51, bmvit, 89.
- RAUCH, P., M. GRONALT und P. HIRSCH (2010): Co-operative forest fuel procurement strategy and its saving effects on overall transportation costs. *Scandinavian Journal of Forest Research* **25**(3): 251–261.
- SÜSS, W. (2007): Interaction and Conflicts in Wood Supply and Policy Measures. Experience from Vienna-Simmering and other ÖBf supplied CHPs. In: HETSCH S. (ed.): Geneva Timber and Forest Discussion Papers 48. Mobilizing Wood Resources: Can Europe's Forests Satisfy the Increasing Demand for Raw Material and Energy under Sustainable Forest Management? Workshop Proceedings, 11–12.
- WITTKOPF, S., U. HÖMER und S. FELLER (2003). Bereitstellungsverfahren für Hackschnitzel – Leistungen, Kosten, Rahmenbedingungen. LWF.

Mortalitätsschätzungen in strukturreichen Mischbeständen im Bundesstaat Durango, Mexiko

Aus dem Technischen Institut El Salto, Durango, Mexiko

(Mit 5 Abbildungen und 5 Tabellen)

B. VARGAS-LARRETA^{1),✉}, CH. WEHENKEL²⁾ und J. J. CORRAL-RIVAS³⁾

(Angenommen Juni 2010)

SCHLAGWÖRTER – KEY WORDS

Logistisches Model; Konkurrenz; Überleben, Mortalität, Pinus, Quercus, Durango.

Logistic model; competition; survival; Mortality; Pinus, Quercus; Durango.

1. EINLEITUNG

Zu den schwierigsten Aufgaben der waldwachstumskundlichen Modellforschung gehört ein besseres Verständnis und die darauf aufbauenden Modelle der natürlichen Absterbevorgänge der Waldbäume (BUCHMAN, 1979; HAMILTON, 1986; ÁVILA und BURKHART, 1992; GADOW, 2005). Das liegt u.a. daran, dass der Absterbeprozess aufgrund der grossen Komplexität von Waldökosystemen in vielfältiger Weise verlaufen kann (CLUTTER und ALLISON, 1974; GLOVER und HOOL, 1979). Bäume üben Konkurrenz aus, indem sie mit ihren Kronen und Wurzeln ober- und unterirdisch verfügbaren Wuchsraum besetzen (GADOW, 2005). Die Dichte beeinflusst das Bestandesklima, insbesondere die räumliche Verteilung von Licht

und Temperatur. Darauf reagieren die Bäume wiederum durch individuelles Wachstum.

Die Schätzung der Sterbewahrscheinlichkeit von Bäumen als Folge nachbarschaftlicher Konkurrenz ist ein wesentlicher Bestandteil der Waldwachstumsforschung. Die Mortalitätswahrscheinlichkeit kann sich aufgrund der Baumgrösse, Baumvitalität, Baumart, Dichte, Artmischung, Standort und vorhandenem Wuchsraum verändern (PEET und CHRISTENSEN, 1987; OLIVER und LARSON, 1990). In einem vollbestockten Bestand ist nur Wachstum von Bäumen möglich, wenn andere absterben. Allerdings ist die maximal mögliche Bestockung in der Regel nicht bekannt.

Es gibt verschiedene Ansätze, um die Baumsterblichkeit zu modellieren. Zum Beispiel unterscheiden GLOVER und HOOL (1979) den physiologisch basierten Ansatz und die empirische Mortalitätswahrscheinlichkeit im Vergleich mit einer Zufallszahl. HAWKES (2000) erwähnt eine deterministische und stochastische Modellstrategie. Die deterministischen Modelle berücksichtigen den Tod von Bäumen, der eintritt, wenn ein Schwellenwert überschritten ist. Stochastische Modelle orientieren sich an Eintrittswahrscheinlichkeiten und klassifizieren einen Baum als tot oder lebend aufgrund eines Vergleiches mit den Werten eines Zufallsgenerators.

Ein wichtiger Aspekt in der Abschätzung von Baumsterblichkeiten ist, dass ein Baum prinzipiell nur zwei Zustände annehmen kann – tot oder lebend. Es können zur Schätzung Exponential-, Weibull- und Gamma-Verteilungen genutzt werden (MOSER, 1972; SOMERS et al., 1980; KOBE und COATES, 1997). Allerdings finden logistische Funktionen am häufigsten Verwendung (MONSERUD, 1976; HAMILTON, 1986; MURPHY und GRANEY, 1998; MONSERUD und STERBA,

¹⁾ Instituto Tecnológico de El Salto. Mesa del Tecnológico s/n. 34942 El Salto, Durango, Mexiko.

²⁾ Instituto de Silvicultura e Industria de la Madera, Universidad Juárez del Estado de Durango, Km 5.5 Carretera Mazatlán, 34120 Durango, Mexiko.

³⁾ Facultad de Ciencias Forestales, Universidad Juárez del Estado de Durango, Río Papaloapan y Blvd. Durango s/n, Col. Valle del Sur, 34120 Durango, Mexiko.

✉ Korrespondierender Autor: BENEDICTO VARGAS-LARRETA.
E-Mail: bvargas@itelsalto.edu.mx

1999; BRAVO et al. 2001; YAO et al., 2001; EID und TUHUS, 2001; YANG et al., 2003; MOORE et al. 2004; BRAVO-OVIEDO et al., 2006).

In neueren Untersuchungen wird die Baum mortalität auch mit Hilfe sogenannter Stützvektor-Methoden (*Support Vector Methoden*; s. GUAN und GERTNER, 1991; KING et al., 2000; HASENAUER et al., 2001) geschätzt. Dazu gehört die Anwendung nicht-parametrischer Klassifikatoren oder Baumklassifizierungswerkzeuge, wie CART (DOBBERTIN und BIGING, 1998). Diese Untersuchungen übertreffen aber nicht wesentlich die Ergebnisse der logistischen Funktion (MONSERUD und STERBA, 1999).

Zweifellos führt der Weg zur Verbesserung der Mortalitäts-schätzung über Mortalitäts – oder Überlebensmodelle. Zur Erzeugung dieser Modelle sind periodische Informationen über die Baumdynamik erforderlich, insbesondere über Wachstumseigenschaften, und deren Vielfalt, wenn eine Modellextrapolation anstrebt wird (CASTEDO, 2003). Solche Modelle stehen bisher für die vielschichtigen, ungleichaltrigen und baumartenreichen Bestände der Region von El Salto, Durango, Mexiko nicht zur Verfügung.

In diesen komplexen Beständen ist eine Vorhersage schon wegen vielfältiger Störungen und intensiver Bestandesdynamiken schwierig (OLIVER und LARSON, 1996). So besitzen dort einige Baumarten und Einzelbäume die Fähigkeit, unter einem vielschichtigen Kronendach und kargen Bestandesbedingungen zu überleben und andere nicht. Unter diesen Verhältnissen sind Einzelbaum-Wachstums- und Mortalitätsmodelle für die Schätzung von Wachstum und Ertrag ausserordentlich wertvoll (TEMESGEN und MITCHEL, 2005).

Ziel dieser Arbeit ist die Abschätzung von dichtebedingter Mortalität auf Einzelbaumbasis unter Verwendung der logistischen Funktion und einem umfangreichen und vor allem repräsentativ für die forstliche Region von El Salto, Durango, Mexiko erhobenen Datensatz der wichtigsten Baumarten. Dieser Datensatz beinhaltet alle in der Region vorkommenden Bestandestypen von Kiefer und Eiche und stellt daher eine ausgezeichnete Datengrundlage für die Nachbildung von Baum mortalitäten dieser Region dar.

2. MATERIAL UND METHODEN

2.1 Die forstliche Region El Salto, Durango, Mexiko

Die forstliche Region von El Salto, umfasst ca. 580,000 Hektar. Sie befindet sich im Bundesstaat Durango innerhalb der Gebirgsregion Sierra Madre Occidental im Nordwesten Mexikos, zwischen dem 23°30'–24°15' Breiten- und 105°15'–105°45' Längengrad, 100 km südwestlich von Durangos Hauptstadt (Abb. 1). Das Gebiet erstreckt sich über einer Höhenlage von 1.700 bis 2.600 m ü. NN. Es herrscht überwiegend gemäßigtes Klima. Die durchschnittliche Temperatur liegt bei 18,8–22°C, und der durchschnittliche jährliche Niederschlag beträgt 800 bis 1200 Millimeter.

Die Waldbewirtschaftung ist in der Region ein erheblicher Wirtschaftsfaktor, bei dem der Rohstoff Holz eine entscheidende Rolle spielt. Im genannten Gebiet werden ca. 920,000 m³ pro Jahr geerntet und verarbeitet. Dies entspricht 44% der gesamten Holzherzeugung im Bundesstaat Durango (VARGAS, 2006).

2.2 Untersuchungsmaterial

Die Untersuchungen in dieser Arbeit basieren auf 58 Intervallflächen (Abb. 1) der Forstlichen Verwaltung Nr. 6 von El Salto, Durango. Die Stichproben in Form von festen Probekreisen mit einer Flächengröße von jeweils 1.000 m² waren zufällig angeordnet, so dass sie die typischen Waldbestände der Region und die je nach Struktur verschiedenen Waldentwicklungsstadien gut widerspiegeln.

Die Daten wurden in einem Intervall von 6 Jahren aufgenommen, während dessen keine forstlichen Eingriffe erfolgten. Bei der

ersten Messung im Jahr 1997 wurden die dendrometrischen Daten der Einzelbäume erfasst. In der zweiten Inventur wurde registriert, ob ein Baum innerhalb des Intervalls überlebt hatte oder nicht.

Die Baumarten, bei denen dichtebedingte Mortalität festgestellt wurde, wurden in zwei Baumartengruppen unterteilt: Kiefern mit *Pinus cooperi*, *P. durangensis*, *P. ayacahuite*, *P. leiophylla*, *P. teocote* und *P. herrerae*; und Eichen mit *Quercus rugosa* Neé, *Q. sideroxyla* Humb. & Bonpl. und *Q. crassifolia* Humb. & Bonpl.

Der Stichprobenumfang setzt sich in diesem Fall zusammen aus gleichen Zahlen lebender und toter Bäume (vgl. ĀURSKÝ, 1997). Insgesamt wurden 298 tote Bäume für die Modellanpassung genutzt (220 für die Kiefern und 78 für die Eichengruppe). Die Häufigkeitsverteilung der abgestorbenen Bäume nach Durchmesser- und Kraft'schen Klassen (als Indikatoren für die soziologische Stellung) sind in Tab. 1 aufgeführt.

2.3 Mortalitätsmodellierung mit Hilfe der logistischen Funktion

Wahrscheinlich ist die logistische Funktion das am häufigsten verwendete Mortalitätsmodell (z.B. MONSERUD, 1976; BUCHMANN et al., 1983; HAMILTON, 1986; VANCLAY, 1991; ÁVILA und BURKHART, 1992; MONSERUD und STERBA, 1999; EID und TUHUS, 2001; BRAVO-OVIEDO et al., 2006). In der vorliegenden Arbeit wird dem Ansatz von ĀURSKÝ (1997) gefolgt:

1. Berechnung von baumindividuellen Funktionswerten P_i über eine logistische Funktion mit $0 < P_i < 1$. Zur Schätzung der P_i -Werte wurde das LOGIT-Modell gewählt, das in mehreren Einzelbaum- und Bestandesmortalitätsmodellen verwendet wurde (MONSERUD, 1976; ÁVILA und BURKHART, 1992; WOOLLONS, 1998; MONSERUD und STERBA, 1999; EID und TUHUS, 2001; YAO et al. 2001; EID und ØYEN, 2003; PRETZSCH et al., 2002; SCHRÖDER, 2004; DIÉGUEZ et al., 2005). Da die natürliche Mortalität ein dichotomes Ereignis ist, sind nur die Werte 0 (tot) oder 1 (lebend) möglich. Das logistische Modell wird wie folgt formuliert:

$$P(y_i = 0 | x_i, \dots, x_k) = \frac{1}{1 + e^{-(b_0 + b_1 x_1 - \dots + b_k x_k)}} \quad (1)$$

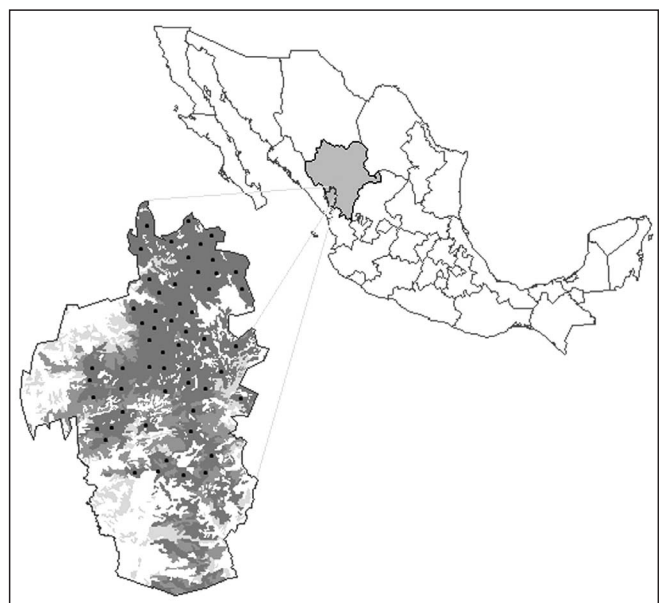


Abb. 1

Geographische Lage der forstlichen Region von El Salto, Durango, Mexiko und der 58 Intervallflächen, markiert durch schwarze Punkte.

Location of the forest region of El Salto, Durango, Mexico and the 58 sample plots marked by black dots.

Tab. 1

Häufigkeitsverteilung der abgestorbenen Bäume nach Durchmesser- und Kraft'schen Klassen, unterteilt nach Baumartengruppen.
Diameter and sociological structure by Kraft of the dead trees divided into groups of tree species pine and oak.

| Gruppe | BHD-Klasse (cm) | | | | | | Insgesamt | Jährliche Mortalitätsrate (%) |
|--------|--------------------|----|----|----|-----|-----------|-------------------------------|-------------------------------|
| | 5 | 10 | 15 | 20 | 25 | 30 | | |
| Kiefer | 23 | 72 | 13 | 7 | 3 | 2 | 220 | 1,23 |
| Eiche | 42 | 23 | 9 | 3 | 1 | - | 78 | 1,28 |
| Gruppe | Kraft'sche Klasse* | | | | | Insgesamt | Jährliche Mortalitätsrate (%) | |
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | | | |
| Kiefer | 0 | 0 | 27 | 84 | 107 | 220 | 1,23 | |
| Eiche | 0 | 1 | 1 | 16 | 68 | 78 | 1,28 | |

* mit den Klassen vorherrschend (1), herrschend (2), mitherrschend (3), zwischenständig (4) und unterständig (5).

P ist die Überlebenswahrscheinlichkeit eines Baumes in einer 6-Jahresperiode (Mortalitätswahrscheinlichkeit = $1-P$), x die Matrix der unabhängigen Variablen, b der Vektor der zu schätzenden Parameter und e die Basis des natürlichen Logarithmus.

2. Nutzung von P_i , um eine Mortalitätswahrscheinlichkeitsfunktion (P_m) bzw. einen Wert (Mortalitätswahrscheinlichkeit) P_{m_i} mit $0 < P_m \leq 100$ zu bestimmen. Die Mortalitätswahrscheinlichkeitsfunktion bildet modellhaft nach, mit welcher Wahrscheinlichkeit ein Baum mit den nach Gleichung (1) für ihn berechneten P-LOGIT-Werte tatsächlich ausgeschieden ist. Diese Funktion ist wie folgt aufgebaut:

$$P_m = \frac{a_0}{e^{[a_1 \cdot P^{a_2}]}} \quad (2)$$

Dabei stellen P_m die Mortalitätswahrscheinlichkeit, P der baumindividuelle P -Wert und a_0 , a_1 und a_2 die Koeffizienten dar.

3. Vergleich von P_{m_i} mit einer Zufallszahl zn_j mit $1 \leq zn_j \leq 100$. Zur Entscheidung über das mögliche Sterben eines Baumes wird der P_m -Wert für alle Bäume im Bestand berechnet. Die Zuordnung einer definitiven Ausscheidungskennung erfolgt schließlich dadurch, dass zufällig auf die laufenden Nummern der Einzelbäume i zugegriffen und deren geschätzte P_{m_i} -Werte den gleichverteilten Zufallszahlen zn_j gegenübergestellt werden. Bei $P_{m_i} > zn_j$ gilt der ausgewählte Baum als *abgestorben*, andernfalls *überlebt*.

Um die Anpassungsgüte der logistischen Funktion zu schätzen, wurden drei Statistiken berechnet. Erstens wurde der Prozentsatz der Konkordanzpaare bestimmt. Ein konkordantes Paar wird berechnet, wenn die geschätzte Mortalitäts- bzw. Überlebenswahrscheinlichkeit für einen Baum, bei der das analysierte Ereignis (abgestorbener Baum) erfolgreich ist, höher ist als die vorausgesagte Mortalitätswahrscheinlichkeit für einen überlebenden Baum.

Zweitens wurde das nach NAGELKERKE (1991) modifizierte Bestimmtheitsmaß \tilde{R}^2 benutzt:

$$\tilde{R}^2 = \frac{R^2}{\max(R^2)} = \frac{1 - \left(\frac{L(0)}{L(\hat{\beta})} \right)^{\frac{2}{n}}}{1 - L(0)^{\frac{2}{n}}} \quad (3)$$

wobei $L(0)$ die maximale *Likelihood*-Funktion des Modells ohne unabhängige Variablen, $L(\hat{\beta})$ die maximale *Likelihood*-Funktion des vollständigen Modells, und n den gesamten Stichprobenumfang darstellen.

Schließlich wird die Güte der Anpassung durch den *Hosmer-Lemeshow* Test (HOSMER und LEMESHOW, 2000) geprüft. Dieses

basiert auf dem Pearsons Chi^2 -Test, der die 2·g beobachtete und erwartete Häufigkeitstabelle mit $g-2$ Freiheitsgraden verwendet.

$$\chi^2_{ill} = \sum_{k=1}^g \frac{(O_k - n_k \cdot \bar{P}_k)^2}{n_k \cdot \bar{P}_k \cdot (1 - \bar{P}_k)} \quad (4)$$

wobei g die benutzte Gruppenzahl zur Berechnung des Chi^2 -Wertes von Pearson und n_k die Totalfrequenz von Beobachtungen in der k -ten Gruppe sind; O_k ist die Totalfrequenz von Ereignisresultaten in der k -ten Gruppe und \bar{P}_k ist die durchschnittliche geschätzte Wahrscheinlichkeit eines Ereignisresultates für die k -te Gruppe.

Für die Schätzung der logistischen Funktion wird die *logistic* Prozedur von SAS (SAS INSTITUTE, 1998) verwendet. Die LOGIT-Analyse basiert auf verallgemeinerten linearen Modellansätzen und leitet die Modellparameter über *Maximum-Likelihood*-Schätzung her (MONSERUD und STERBA, 1999; HASENAUER, 2000). In vorbereiteten Analysen wurden unterschiedliche Baum- bzw. Bestandesvariablen, sowie drei Konkurrenzindizes: (Grundflächenperzentil (BAL) (GADOW, 2005), C66 (NAGEL, 1999) und den iterativen *Hegyi*-Index (LEE und GADOW (1997)) als unabhängige Variablen verwendet. Die Variablenauswahl wurde nach der Methode der *stepwise regression* (schrittweises Verfahren) durchgeführt.

3. ERGEBNISSE UND DISKUSSION

3.1 LOGIT-Ansatz

Die Ergebnisse der LOGIT-Funktionsanpassung sind getrennt nach den zwei Baumartengruppen dargestellt (Tab. 2). Offensichtlich leisten sowohl der *BAL*- als auch der iterative *Hegyi*-Index (mit einem Konkurrenz-Eliminierungswinkel von 30°), im Gegensatz zum *C66*-Index, nur einen geringen Beitrag zur Erklärung der Varianz der Mortalität. Der geringe Einfluss der zwei Indizes wird auch durch ihre Standardfehler deutlich, deren Werte sehr nahe an die Werte der Koeffizienten heranreichen. Nach der schrittweisen Regression erweisen sich für alle Baumarten nur der Konkurrenzindex *C66* (NAGEL, 1999), der Kehrwert des Brusthöhendurchmessers bhd^{-1} sowie das Interzept (b_1) als hochsignifikant ($p < 0,01$).

Für alle Baumartengruppen wurde folglich die folgende logistische Funktion auf Basis der höchstsignifikanten Variablen *C66* und bhd^{-1} verwendet.

$$P = \left[\frac{1}{1 + e^{-\{b_1 + b_2 \cdot bhd^{-1} + b_3 \cdot C66\}}} \right] \quad (5)$$

Abbildung 2 zeigt die beobachtete Mortalität (Säule) im Vergleich zu den Schätzwerten (Linie). Die Mortalitätswahrscheinlichkeit ist bei allen Baumarten umgekehrt proportional zum Ein-

Tab. 2

Anpassungsgüte der getesteten Variablen für das Mortalitätsmodell (Gleichung 5).

Goodness of fit of the tested variables for the mortality model (equation 5).

| Variable | Kiefern | | | Eichen | | |
|-------------------|-----------|------|----------------------|-----------|-------|----------------------|
| | Wert | SF | Signifikanz | Wert | SF | Signifikanz (p) |
| Konstante | 3,66*** | 0,37 | 0.0000 | 8,10*** | 1,58 | 0.0000 |
| C66 | -0,80** | 0,24 | 0.0013 | -3,76*** | 1,17 | 0.0000 |
| BAL | -0,73* | 0,55 | 0.0491 | -2,23 | 1,92 | 0.0526 ^{NS} |
| Hegyí-index | -0,22 | 0,83 | 0.0602 ^{NS} | -1,09 | 0,99 | 0.0603 ^{NS} |
| bhd ⁻¹ | -28,45*** | 2,86 | 0.0000 | -56,02*** | 13,14 | 0.0011 |

Anm. C66 = Konkurrenzindex, bhd^{-1} = Kehrwert des Brusthöhendurchmessers (cm^{-1}), BAL Index (Grundflächenperzentil), iterativer Hegyí-Index, (Gruppe 1 = Kieferarten, Gruppe 2 = Eichenarten, SF = Standard Fehler der Modellparameter, * = signifikant bei einem Vertrauensniveau von 95%, ** = hoch signifikant (signifikant bei einem Vertrauensniveau von 99%), *** = höchst signifikant (signifikant bei einem Vertrauensniveau von 99,9%), NS = nicht signifikant.

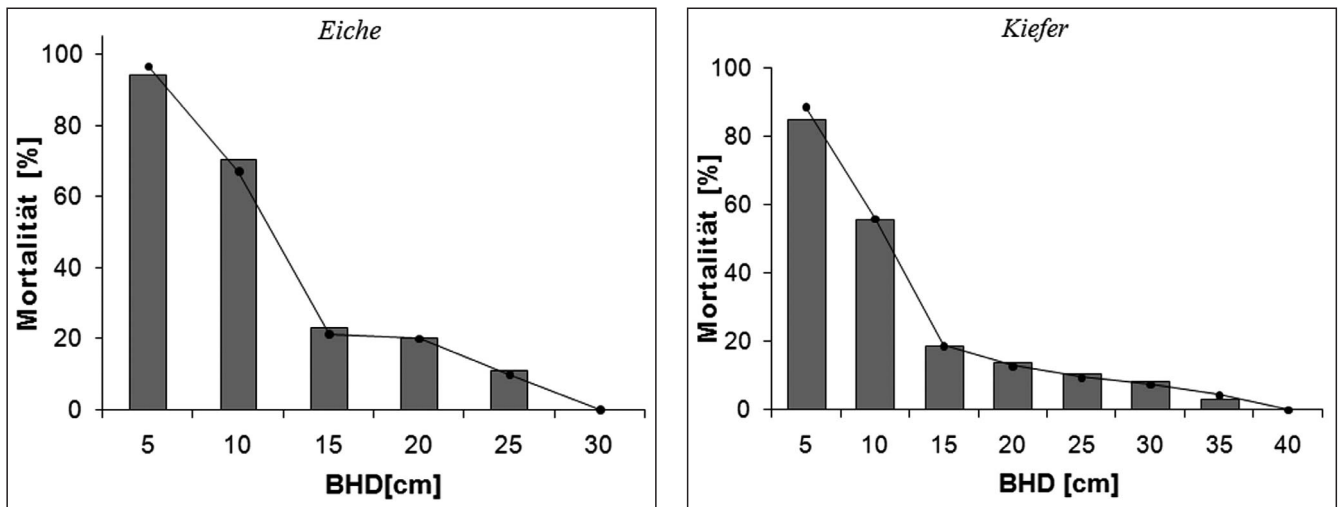


Abb. 2

Darstellung der beobachteten (Säule) und geschätzten (Linie) Mortalität über dem Brusthöhendurchmesser.

Observed (bar) and predicted (line) mortality rates over the breast height diameter.

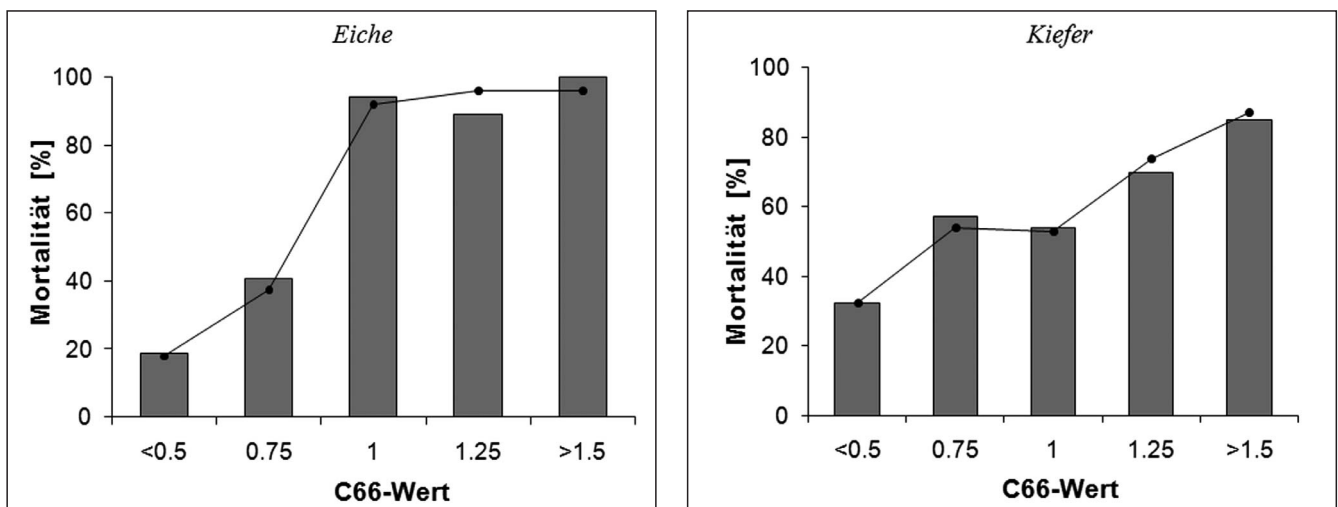


Abb. 3

Darstellung der beobachteten (Säule) und geschätzten (Linie) Mortalitätsrate über dem Konkurrenzindex C66.

Observed (bar) and predicted (line) mortality rates over the competition index C66.

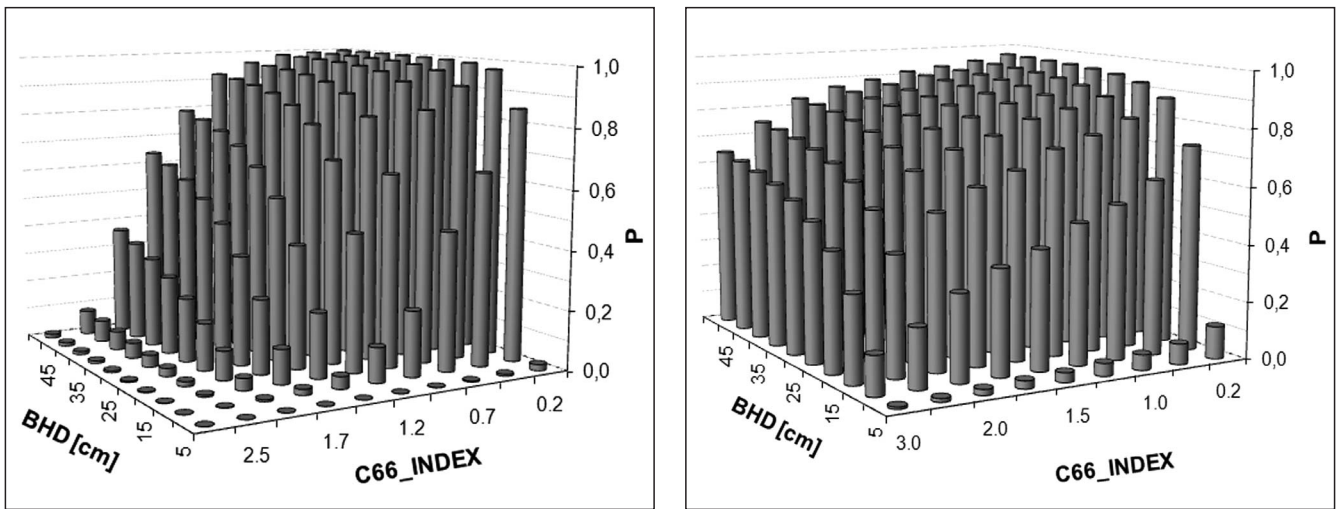


Abb. 4

Überlebenswahrscheinlichkeit für verschiedene Durchmesser-C66-Kombinationen für die Baumartengruppen Kiefer (links) und Eiche (rechts).
Probability of survival for different Diameter-C66-index values for pine (left) and oak (right) groups.

Tab. 3

Dichotome Klassifikation und statistische Werte zur Anpassungsevaluierung der LOGIT-Mortalitätsfunktion.
Dichotomous classification and goodness of fit of the LOGIT-mortality function.

| Obs | Kiefer | | | Eiche | | | \tilde{R}^2 | Hosmer-Lemeshow-Anpassungsgüte | |
|-----|--------------|------|-------------|------------|-----|-------------|---------------|--------------------------------|----------------------|
| | vorhergesagt | | | vorhersagt | | | | χ^2_{HM} | P-Wert _{HM} |
| | 0 | 1 | Korrekt(%) | 0 | 1 | Korrekt(%) | | | |
| 0 | 172 | 48 | 78,2 | 61 | 17 | 87,0 | 0,60 | 0,586 | 0,989 |
| 1 | 591 | 2170 | 78,6 | 120 | 817 | 94,3 | 0,25 | 5,123 | 0,744 |
| | | | 78,6 | | | 93,7 | | | |

zelbaumdurchmesser. Für kleine Bäume ist sie sehr hoch und nimmt für überlebende Bäume der größeren Durchmesserklassen schnell ab.

Der Koeffizient des Konkurrenzindex *C66* zeigt, dass die Mortalitätswahrscheinlichkeit – erwartungsgemäß – mit zunehmender Konkurrenz (steigenden *C66*-Werten) ebenfalls zunimmt (Tab. 2, Abb. 3 und 4).

Wie in anderen Arbeiten (MONSERUD und STERBA, 1999) zeigen kleine Bäume des Gesamtbestandes eine höhere Sterblichkeit. Diese Ergebnisse stimmen mit den Ergebnissen überein, die in Alberta, Kanada, für Mischbestände von Aspen, White spruce und Lodgepole gewonnen wurden (YAO et al., 2001). Ähnliche Ergebnisse wurden von BRAVO-OVIEDO et al. (2006) festgestellt, die als Einflussfaktoren für die Mortalität von *Pinus silvestris* den Konkurrenzindex *BAL* (Grundfläche der stärkeren Bäume), den *bhd*⁻¹ und die Oberhöhenbonität identifizierten. Auch andere Autoren wie TEMESGEN und MITCHEL (2005) kamen zu ähnlichen Ergebnissen.

ĎURSKÝ (1997) nahm in sein Mortalitätsmodell den Durchmesserzuwachs als erklärende Variable auf. In der vorliegenden Arbeit wurde diese Variable jedoch nicht verwendet, weil der exakte Todeszeitpunkt der Bäume nicht bestimmt wurde und somit auch der genaue Zuwachs nicht bekannt war.

Anhand des Untersuchungsmaterials können keine bedeutenden Abweichungen oder unterschiedlichen Tendenzen zwischen den geschätzten und den beobachteten Mortalitätsratenwerten fest-

gestellt werden, wenn die entsprechenden Werte als Funktion der erklärenden Variablen dargestellt werden.

Zur Anpassungsüberprüfung des Modells werden die Werte der prozentualen Konkordanzpaare (die durch NAGELKERKE (1991) modifizierten Bestimmtheitsmaße (\tilde{R}^2) und die zur Beschreibung des „Goodness of fit“ Hosmer-Lemeshow-Tests genutzt (Tab. 3). Ein Kriterium für die Trennschärfe der Mortalitätsschätzung ist der Anteil korrekt klassifizierter Bäume (ĎURSKÝ, 1997). Dafür wird für alle Bäume der P-Wert berechnet. Beim Schwellenwert $S = 0,5$ ordnet die logistische Funktion durchschnittlich 78,6% der Kiefer und 93,7% der Eichen der richtigen Gruppe zu (Tab. 3). Unter den Fehlklassifikationen überwiegen Bäume, die kleine bhd- und hohe *C66*-Werte aufweisen und trotzdem die Nachperiode überlebten. Bei 291 Bäumen mit geschätzter 6-jähriger Mortalität entspricht das, bezogen auf die Gesamtbaumzahl, einer Unterschätzung von

Tab. 4

Abgeleitete Koeffizienten zur Bestimmung der Mortalitätswahrscheinlichkeit (*P_m*) in Abhängigkeit von der P-LOGIT Funktion.
Estimated parameters for estimating probability of mortality occurrence (*P_m*) subject to the P-LOGIT function.

| Gruppe | a_0 | a_1 | a_2 | R^2_{adj} |
|--------|---------|-------|-------|-------------|
| Kiefer | 95,236 | 2,946 | 1,955 | 0,99 |
| Eiche | 95,3986 | 3,253 | 3,140 | 0,96 |

Tab. 5

Bestimmung der Mortalitätswahrscheinlichkeit (P_m) in Abhängigkeit vom P-LOGIT Wert.Estimating probability of mortality occurrence (P_m) subject to the P-LOGIT value.

| P-LOGIT-Intervall | | 0-0,049 | 0,05-0,1 | 0,11-0,2 | 0,21-0,3 | 0,31-0,5 | 0,50-0,7 | 0,71-0,8 | 0,81-1,0 |
|-------------------|--------|---------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| Kiefer | Lebend | 0,45 | 2,27 | 2,73 | 3,64 | 12,27 | 20,91 | 14,09 | 43,64 |
| | Tot | 6,36 | 17,73 | 19,09 | 15,00 | 20,00 | 12,73 | 2,73 | 6,36 |
| | Pm (%) | 93,33 | 88,64 | 83,33 | 70,73 | 47,89 | 22,97 | 10,81 | 8,18 |
| Eiche | Lebend | 1,32 | 1,32 | 1,32 | 2,63 | 17,11 | 21,05 | 23,68 | 31,58 |
| | Tot | 56,58 | 11,84 | 10,53 | 7,89 | 3,95 | 5,26 | 1,32 | 2,63 |
| | Pm (%) | 97,73 | 90,00 | 88,89 | 75,00 | 18,75 | 20,00 | 5,26 | 7,69 |

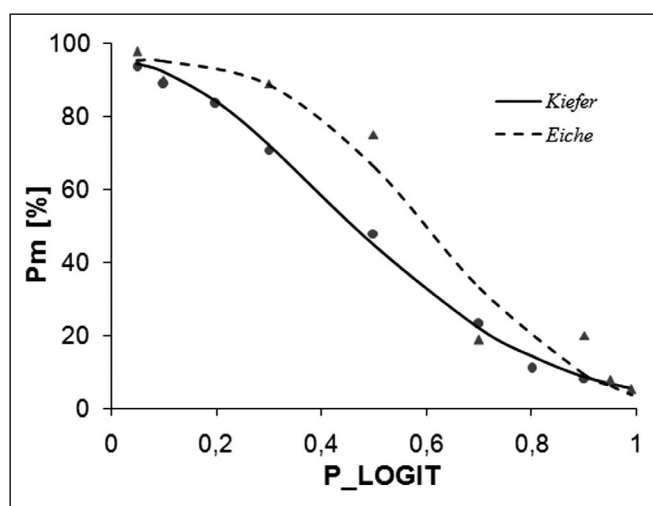


Abb. 5

Mortalitätswahrscheinlichkeit (P_m) im Vergleich zu realen Ausscheidungsprozenten (real) in Abhängigkeit von bestimmten P-LOGIT-Werten.

Probability of mortality occurrence (P_m) in comparison to real mortality percentages (real) subject to defined P-LOGIT values.

0,23% gegenüber der tatsächlich beobachteten Mortalität von 298 Bäumen.

Das Bestimmtheitsmaß (\tilde{R}^2) zeigt bei den Kiefern akzeptable Werte. Der Hosmer-Lemeshow-Test gibt die Schätzgenauigkeit des LOGIT-Modells an und zeigt in allen Fällen, dass beim $\alpha = 0,05$ kein signifikanter Unterschied zwischen realen und modellierten Mortalitätswahrscheinlichkeiten vorliegt (Abb. 4). Dieser Test bestätigt, dass die gefundene Mortalitätsfunktion ein hohes Niveau richtiger Klassifikation aufweist.

Die Negativität der Koeffizienten der LOGIT-Funktion zeigt an, dass die Überlebenswahrscheinlichkeit abnimmt, wenn der Konkurrenzdruck eines Baumes zunimmt, resp. sein Durchmesser abnimmt. Diese Ergebnisse sind plausibel und kohärent mit den dynamischen Konkurrenz- und Mortalitätsprozessen von Wäldern, wie sie von einigen Autoren festgestellt wurden (CLUTTER et al., 1983; VANCLAY, 1994; VAN LAAR und AKÇA, 1997; GADOW und HUI, 1999; CASTEDO, 2003).

Die Bedeutung der Interaktion zwischen einem Konkurrenzmaß und bhd^{-1} ist von Autoren wie WOOLONS (1998) herausgestellt worden, der die Mortalität in *Pinus radiata*-Beständen in Neuseeland untersuchte. Die in der Verwendung verschiedener Konkurrenzindizes zum Ausdruck kommende Bedeutung von Konkurrenzdruck zwischen Bäumen ist auch von anderen Autoren in der Modellierung der Mortalität in Beständen oder von Einzelbäumen dokumentiert worden (LYNCH et al., 1999; YAO et al., 2001; EID und

TUHUS, 2001; BIGLER und BUGMANN, 2003; BRAVO-OVIEDO et al., 2006).

3.2 Die Mortalitätswahrscheinlichkeitsfunktion

Die Klassifizierung (tot oder lebend) eines Baumes wird auf der Basis einer Mortalitätswahrscheinlichkeitsfunktion, die aus dem LOGIT-Ansatz abgeleitet ist, durchgeführt. Dieser Ansatz hat bereits Eingang in die Literatur gefunden (BURKHART et al., 1987; AMATEIS et al., 1989; HASENAUER, 1994; ĀURSKÝ, 1997). Die Beziehung zwischen dem P-LOGIT-Wert und der Mortalitätswahrscheinlichkeit stellt Gleichung (6) dar.

$$P_m = \frac{a_0}{e^{[a_1 \cdot P_LOGIT^{a_2}]}} \quad (6)$$

Wobei P_m die Mortalitätswahrscheinlichkeit in dem Intervall 0,1 ist. Zur Bestimmung der Koeffizienten (Tab. 4) wurden für die P-LOGIT-Werte acht Intervalle gebildet.

Dann wurden die Intervallmortalitätswahrscheinlichkeiten über den entsprechenden P-LOGIT-Werten der Intervalle aufgetragen (Tab. 5, Abb. 5). Das bedeutet, dass z.B. eine Kiefer, die einen P-LOGIT-Wert zwischen 0,05 und 0,1 aufweist, eine Mortalitätswahrscheinlichkeit von 88% hat (Abb. 5).

4. SCHLUSSFOLGERUNGEN

Die Mortalitätsrate hängt deutlich vom Einfluss des Konkurrenzindex $C66$ und dem Kehrwert des Brusthöhendurchmessers bhd^{-1} ab. Für jede Baumartengruppe beschreibt das verwendete logistische Modell die konkurrenzbedingte Sterblichkeit und schätzt die 6-jährige Sterblichkeitsrate mit hoher Genauigkeit. Das Modell zeigt somit ein biologisch plausibles Verhalten.

Die verwendeten Methoden erscheinen geeignet für die Abschätzung der zu erwartenden Mortalität der zahlreichen Kiefern- und Eichenarten von Durango, Mexiko. Das Mortalitätsmodell sollte aber an neuere Wachstumsbedingungen ständig angepasst werden. Von zentraler Bedeutung ist an dieser Stelle, dass es sich um ein altersunabhängiges Modell handelt, was als Beitrag zu den bis heute vorhandenen Alternativen für die Schätzung und Quantifizierung der Mortalität in ungleichaltrigen bzw. strukturreichen Beständen gesehen werden kann. Schließlich präsentiert dieses Mortalitätsmodell auch die ersten wissenschaftlichen Erkenntnisse zu diesem Naturprozess in den ungleichaltrigen Wäldern der Region. Das neue Mortalitätsmodell führt zu einer maximalen Grundflächenhaltung zwischen 15 und 48 m^2 je Hektar.

5. ZUSAMMENFASSUNG

Mortalitätsmodelle sind ein wichtiger Teil der Waldwachstumsprognose. Ziel dieser Arbeit ist die Abschätzung von dichtebedingter Mortalität auf Einzelbaumbasis unter Verwendung der logistischen Funktion. Die Untersuchungen basieren auf repräsentativen Daten aus 58 Intervallflächen der Forstlichen Verwaltung Nr. 6 von

El Salto, Durango, Mexiko (Tab. 1, Abb. 1). Die Ergebnisse zeigen, dass der klassischen LOGIT-Ansatz prinzipiell für Schätzungen der Mortalität in ungleichaltrigen Beständen dieser Region verwendbar ist. Für die Baumartengruppen Kiefern und Eichen erweisen sich der Konkurrenzindex $C66$ und der Kehrwert des Brusthöhendurchmessers bhd^{-1} im Gegensatz zum BAL - und iterativen $Hegy$ -Index als statistisch signifikant (Tab. 2). Die Mortalitätsrate ist bei beiden Baumartengruppen umgekehrt proportional dem Brusthöhendurchmesser und proportional dem Konkurrenzindex $C66$ (Abb. 2, 3 und 4). Das logistische Mortalitätsmodell ergab für die evaluierten Baumartengruppen keine signifikanten Unterschiede zwischen der modellgeschätzten Anzahl abgestorbener Bäume und den beobachteten Werten (Tab. 3, Abb. 2 und 3). Es besteht eine negative Beziehung zwischen dem P-LOGIT-Wert und der Mortalitätswahrscheinlichkeitsfunktion mit drei Koeffizienten (Tab. 4, Tab. 5, Abb. 5).

6. Abstract

Title of the paper: *Estimating mortality in multi-species forests in Durango, Mexico.*

Mortality models are important elements for predicting future forest conditions. The objective of the present study was the estimation of survival probability at tree level using the logistic function. The model was constructed using representative data from two inventories of a trial network involving 58 permanent plots established by the Unidad de Conservación y Desarrollo Forestal de El Salto, Mexico (Tab. 1, Fig. 1). The results show that the classic logistic function approach proved to be helpful for estimating mortality in multi-species and uneven-aged stands in this forest region. For both pine and oak species groups, the competition index $C66$ and the quotient of the diameter at breast height (bhd^{-1}) showed a significantly greater contribution to the model than the BAL - and the iterative $Hegy$ -indices (Tab. 2). The tree number decline is inversely proportional to the diameter at breast height and directly proportional to the competition index $C66$ (Figs. 2, 3 and 4). The logit mortality model confirmed that for the studied tree species groups there were no significant differences among the estimated and observed tree mortalities (Tab. 3, Figs. 2 and 3). A negative relationship between the P-LOGIT value and the probability of tree mortality estimated by the three-parameter logistic model was found (Tab. 4, Tab. 5, Fig. 5).

7. Danksagung

Diese Arbeit wurde durch die finanzielle Unterstützung des DAAD ermöglicht. Wir bedanken uns insbesondere bei Dr. Kai STAUPENTHAL für die sprachliche Überarbeitung des Manuskripts.

8. Literatur

AMATEIS, R. L., H. E. BURKHART and T. A. WALSH (1989): Diameter increment and survival equations for growing in thinned and unthinned plantations on cutover, site prepared lands. *South. J. of Appl. For.* **13**(4): 170–174.
 ARNEY, J. D. (1972): Computer Simulation of Douglas-fir Tree and Stand Growth. Oregon State University, Corvallis.
 ÁVILA, O. B. and H. E. BURKHART (1992): Modeling survival of loblolly pine trees in thinned and unthinned plantations. *Can. J. For. Res.* **22**: 1878–1882.
 BIGLER, C. and H. BUGMANN (2003): Growth-dependent tree mortality models based on tree rings. *Can. J. Forest Res.* **33**: 210–221.
 BRAVO, F., D. W. HANN and D. A. MAGUIRE (2001): Impact of competitor species composition on predicting diameter growth and survival rates of Douglas-fir trees in Southwestern Oregon. *Can. J. For. Res.* **31**, 2237–2247.
 BUCHMAN, R. G. (1979): Mortality functions. In: "A generalized forest growth projection system applied to the Lake States region". USDA Forest Service Gen. Tech. Rep. NC-49, pp. 47–55.
 BUCHMAN, R. G., S. P. PEDERSON and N. R. WALTERS (1983): A tree survival model with applications to species of the Great Lakes region. *Can. J. Forest Res.* **13**, 601–608.
 BURKHART, H. E., K. D. FARRAR, R. L. AMATEIS and R. F. DANIELS (1987): Simulation of individual tree growth and stand development in loblolly pine plantations on cutover, site-prepared areas. *Coll. For. and Wildlife Resources. Virg. Tech. Inst., Blacksburg, Va. Publication FWS-1-87*: 47 S.

CASTEDO, D. F. (2003): Modelo dinámico de crecimiento para las masas de *Pinus radiata* D. Don en Galicia. Simulación de alternativas selvícolas con inclusión del riesgo de incendio. Tesis doctoral. Universidad de Santiago de Compostela, Escuela Politécnica Superior, Dpto. de Ingeniería Agroforestal. 297 S.
 CLUTTER, J. L. and B. J. ALLISON (1974): A growth and yield model for *Pinus radiata* in New Zealand. En: "Growth models for tree and stand simulation". FRIES, J. (Ed.). Royal College of Forestry, Stockholm, Sweden. Department of Forest Yield, Research Notes 30, pp. 136–160.
 CLUTTER, J. L., J. C. FORTSON, J. C. PIENNAR, L. V. BRISTER and R. L. BAILEY (1983): *Timber Management: A quantitative approach*, John Wiley and Sons, New York.
 DIÉGUEZ, A. U., D. F. CASTEDO and G. J. G. ÁLVAREZ (2005): Modelling mortality of Scots pine (*Pinus sylvestris* L.) plantations in the northwest of Spain. *Eur. J. For. Res.* **124**: 143–153.
 DOBBERTIN, M. and G. S. BIGING (1998): Using the non-parametric classifier CART to model forest tree mortality. *For. Sci.* **44**(4), 507–516.
 ĐURSKÝ, J. (1997): Modellierung der Absterbeprozesse in Rein- und Mischbeständen aus Fichte und Buche. *AFJZ* **168**(6–7): 131–134.
 EID, T. and B. H. ØYEN (2003): Models for prediction of mortality in even-aged forest. *Scand. J. For. Res.* **18**: 64–77.
 EID, T. and E. TUHUS (2001): Models for individual tree mortality in Norway. *For. Ecol. Manag.* **154**: 69–84.
 GADOW, K. V. (2005): Forsteinrichtung. Analyse und Entwurf der Waldentwicklung. Universitätsdrucke Göttingen, 342 S.
 GADOW, K. V. and G. Y. HUI (1999): *Modelling forest development*. Kluwer Academic Publisher. 213 S.
 GLOVER, G. R. and J. N. HOOL (1979): A basal area ratio predictor of loblolly pine plantation mortality. *For. Sci.* **25**: 275–282.
 GUAN, B. T. and G. Z. GERTNER (1991): Modelling red pine tree survival with an artificial neural network. *For. Sci.* **37**(5), 1429–1440.
 HAMILTON, D. A. (1986): A logistic model of mortality in thinned and unthinned mixed conifer stands of northern Idaho. *For. Sci.* **32**: 989–1000.
 HASENAUER, H. (1994): Ein Einzelbaumwachstumssimulator für ungleichaltrige Fichten-Kiefern- und Buchen-Fichtenmischbestände. Forstliche Schriftenreihe der Univ. für Bodenkultur Wien, Band 8, Wien, 152 S.
 HASENAUER, H. (2000): Die simultanen Eigenschaften von Waldwachstumsmodellen. Parey, Berlin, 131 S.
 HASENAUER, H., D. MERKL and M. WEINGARTNER (2001): Estimating tree mortality of Norway spruce stands with neural networks. *Adv. Environ. Res.* **5** (4), 405–414.
 HAWKES, C. (2000): Woody plant mortality algorithms: description, problems and progress. *Ecol. Mod.* **126**, 225–248.
 HOSMER, D. W. and S. LEMESHOW (2000): *Applied Logistic Regression*. 2nd Edition, Wiley-Interscience, New York, 392 S.
 KING, S. L., K. P. BENNETT and S. LIST (2000): Modeling non-catastrophic individual tree mortality using logistic regression, neural networks, and support vector methods. *Comp. Electronics Agric.* **27**: 401–406.
 KOBE, R. K. and K. D. COATES (1997): Models of sapling mortality as a function of growth to characterize interspecific variation in shade tolerance of eight tree species of northwestern British Columbia. *Can. J. For. Res.* **27**, 227–236.
 LEAK, W. B. (2001): Origin of Sigmoid Diameter Distributions. United States Department of Agriculture. Forest Service. Northeastern Research Station. Research Paper NE-718.
 LEE, W. K. and K. V. GADOW (1997): Iterative Bestimmung der Konkurrenzbaume in *Pinus densiflora* Beständen. *Allg. Forst u. Jagdztg.* **168**(3/4), 41–44.
 LIOCOURT, F. DE (1898): De l'aménagement des sapinières. *Bull. Soc. For. Franche-Comté et Belfort.* **4**: 396–409, 645.
 LYNCH, T. B., K. L. HITCH, M. M. HUEBSCHWAMM and P. A. MURPHY (1999): An individual-tree growth and yield prediction system for evenaged natural shortleaf forests. *South. J. Appl. For.* **23**: 203–211.
 MONSERUD, R. A. (1976): Simulation of forest tree mortality. *For. Sci.* **22**(4): 438–444.
 MONSERUD, R. A. and H. STERBA (1999): Modelling individual tree mortality for Austrian forest species. *For. Ecol. Manag.* **113**: 109–123.
 MOORE, J. A., D. A. HAMILTON, Y. XIAO and J. BYRNE (2004): Bedrock type significantly affects individual tree mortality for various conifers in the Northwest, U.S.A. *Can. J. For. Res.* **34**: 31–42.
 MOSER, J. W. (1972): Dynamics of a uneven-aged forest stand. *For. Sci.* **18**, 184–191.
 MURPHY, P. A. and D. L. GRANAY (1998): Individual-tree basal area growth, survival, and total height models for upland hardwoods in Boston mountains of Arkansas. *South. J. Appl. For.* **22**(3), 184–192.
 NAGEL, J. (1999): Konzeptionelle Überlegungen zum schrittweisen Aufbau eines waldwachstumskundlichen Simulationssystems für Nordwestdeutschland. Schriften aus d. Forstl. Fak. D. Univ. Göttingen u. d. Nieders. Forstl. Vers., Band 128, 122 S.
 NAGELKERKE, N. J. (1999): A note of a general definition of the coefficient of determination. *Biometrika* **78**: 691–692.

- NEWHAM, R. M. (1964): The Development of a Stand Model for Douglas-fir. University British Columbia, Vancouver, p. 201.
- OLIVER, C. D. and B. C. LARSON (1996): Forest Stand Dynamics. John Wiley & Sons, New York, 537 pp.
- PEET, R. K. and N. L. CHRISTENSEN (1987): Competition and tree death. *Bio-science* **37**: 586–595.
- PRETZSCH, H., P. Biber and J. ĎURSKÝ (2002): The single tree-based stand simulator SILVA: construction, application and evaluation. *For. Ecol. Manag.* **162**: 3–21.
- PUETTMANN, K. J., D. E. HIBBS and D. W. HANN (1992): The dynamics of mixed stands of *Alnus rubra* and *Pseudotsuga menziesii*: extension of site-density analysis to species mixture. *J. Ecol.* **80**: 449–458.
- REINEKE, L. H. (1933): Perfecting a stand density index for even-aged forests. *J. Agr. Res.* **46**: 627–638.
- SAS INSTITUTE INC. (1998): The SAS system for Windows, Release 8.0. SAS Institute Inc., Cary, NC.
- SCHRÖDER, J. (2004): Zur Modellierung von Wachstum und Konkurrenz in Kiefern/Buchen-Waldumbaubeständen Nordwestsachsens. Forstwissenschaftliche Beiträge Tharandt, Contributions to Forest Sciences. Technische Universität Dresden. Diss. 271 S.
- SCHÜTZ, J. P. (2001): Der Plenterwald und weitere Formen strukturierter und gemischter Wälder. Parey, Berlin 207 S.
- SOMERS, G. L., R. C. ODERWALD, W. R. HARRIS and O. G. LANGDON (1980): Predicting mortality with a Weibull function. *For. Sci.* **26**, 291–300.
- STERBA, H. (1975): Assmanns Theorie der Grundflächenhaltung und die „Competition-Density-Rule“ der Japaner Kira, Ando und Tadaki. *Cbl. ges. Forstwesen* **92(1)**: S. 46–62.
- STERBA, H. (1981): Natürlicher Bestockungsgrad und Reinekes SDI. *Cbl. ges. Forstwesen* **98(2)**: 101–116.
- STERBA, H. (1987): Estimating potential density from thinnings experiments and inventory data. *For. Sci.* **33(4)**: 1022–1034.
- TEMESGEN, H. and S. J. MITCHEL (2005): An Individual-Tree Mortality Model for Complex Stands of Southeastern British Columbia. *West. J. Appl. For.* **20(2)**: 101–109.
- UCODEFO 6. (1997): Programa de Manejo Forestal 1997-2007. El Salto, P.N., Dgo.
- VAN LAAR, A. and A. AKÇA (1997): Forest Mensuration, 1. Aufl. Göttingen, Cuvillier Verlag, 418 S.
- VANCLAY, J. K. (1991): Mortality functions for North Queensland rain forest. *J. Trop. For. Sci.* **4**: 15–36.
- VANCLAY, J. K. (1994): Modelling forest growth and yield – applications to mixed tropical forests. CAB International, Wallingford, UK. 312 S.
- VARGAS, L. B. (2006): Analyse und Prognose des Einzelbaumwachstums in strukturreichen Mischbeständen in Durango, Mexiko. Diss. Univ. Göttingen, Deutschland. 173 p.
- WOOLLONS, R. C. (1998): Even-aged stand mortality estimation through a two-step regression process. *For. Ecol. Manag.* **105**: 189–195.
- YANG, Y., S. J. TITUS and S. HUANG (2003): Modeling individual tree mortality for white spruce in Alberta. *Ecol. Model.* **163**, 209–222.
- YAO, X., S. J. TITUS and S. E. MACDONALDS (2001): A generalized logistic model of individual tree mortality for aspen, white spruce, and lodgepole pine in Alberta mixedwood forests. *Can. J. For. Res.* **31**, 283–291.

Buchbesprechung

Wasserschutz im Wald – Betriebswirtschaftliches Bewertungskonzept und institutionelle Umsetzungsinstrumente. Von U. RÜPING, 2009. Schriften zur Forst- und Umweltökonomie, Band 34, 256 Seiten. J. D. Sauerländer's Verlag, Frankfurt a. M., ISBN 3-7939-7034-5.

Wasserschutz im Wald hat sich in den letzten Jahren zu einem viel diskutierten Thema entwickelt. Viele Aspekte haben zu dieser steigenden Wahrnehmung in der Forstwirtschaft geführt. Zu nennen ist hier unter anderem die EU-Wasserrahmenrichtlinie, die die Thematik des Zustands von Gewässern primär unter naturalen bzw. ökologischen Gesichtspunkten betrachtet. Ökonomische Fragestellungen hingegen werden u. a. durch die strukturellen Veränderungen in der Wasserwirtschaft angetrieben, die von einem merklichen Übergang von einer öffentlichen Wasserversorgung zu privatrechtlichen Organisationsformen geprägt ist. Implizit hat damit der Aspekt einer kostendeckenden Versorgungssicherung an Bedeutung verloren, während die privaten Unternehmen – ökonomisch rational – Wasserwirtschaft unter Gewinnerzielungsabsicht betreiben.

In diesem Kontext ist eine Arbeit überfällig, die sich mit ökonomischen Fragestellungen beschäftigt, hier im engeren Sinne mit der Entwicklung eines Bewertungskonzepts für wasserwirtschaftliche Dienstleistungen und möglichen institutionellen Umsetzungsinstrumenten. Ist doch bisher festzustellen, dass die Diskussion um ökonomische Konsequenzen und vice versa potenzielle Ertragsmöglichkeiten oft eher von gefühlten „Werten“ und Emotionen, als von ökonomischen „Hard-facts“ und rationalen und nachvollziehbaren Argumenten geprägt wird. Eine umfassende Aufarbeitung ist damit per se verdienstvoll.

In der Einleitung des Buches werden zunächst die Zielsetzung der Arbeit präzisiert und ein theoretischer Bezugsrahmen aufgebaut, der auf der Neuen Institutionen-Ökonomie einerseits und den Methoden der strategischen Planung andererseits aufbaut. Beide Theoriegebäude werden vorgestellt, wobei der Schwerpunkt eindeutig auf der Darstellung verschiedener Aspekte der Neuen Institutionen-Ökonomie liegt. Im Anschluss folgt eine Aufarbeitung von wasserrechtlichen und institutionellen Rahmenbedingungen der Wasserbereitstellung. In diesem Kontext wird zusätzlich ein kurzer Überblick über das aktuelle Wasserdargebot und dessen Nutzung gegeben. Es schließt sich ein Abschnitt über wasserwirtschaftliche Dienstleistungen aus Sicht der Transaktionskostentheorie an. Danach wird eine systematische Darstellung möglicher wasserwirtschaftlicher Leistungen der Forstwirtschaft vorgenommen. Im Sinne der Fragestellung nimmt dann die Aufarbeitung der Methodik der betriebswirtschaftlichen Bewertung dieser Leistungen einen breiten Raum ein. Nach der Erörterung der sachlichen und methodischen Grundlagen folgt die Vorstellung der Fallstudie. Neben der Beschreibung des Fallstudiengbietes findet sich hier auch die Zusammenstellung der Forschungsergebnisse. Der Leser findet verschiedene Szenarien, auf die das Bewertungskonzept angewendet wird. Zusätzlich wird auch auf Aspekte einer Kosten-Wirksamkeitsbetrachtung eingegangen. Eine Wertung der Untersuchungsergebnisse, die einen Ausblick auf künftige Anwendung und Weiterentwicklung beinhaltet, sowie eine Zusammenfassung schließen sich an.

Das Buch gibt aufgrund der Tatsache, dass ein weiterer thematischer Rahmen gespannt wird und durch eine insgesamt sehr umfassende Darstellung einen guten Überblick über die Materie. Es ist damit insbesondere für den speziell interessierten Leser eine wich-