

Signifikanz dynamischer Interaktionen zwischen dem jährlichen Radial- und Höhenzuwachs und jährlichen Nadelspiegelwerten von Kiefern unter dem Einfluss von Klima und Witterung

Hans-Peter Kahle

Institut für Waldwachstum, Albert-Ludwigs-Universität Freiburg, Tennenbacher Straße 4, 79106 Freiburg

Einleitung

Die Untersuchung der Zusammenhänge zwischen der Ernährung und Produktionsleistung von Waldbeständen ist ein zentrales Thema der waldwachstumskundlichen Forschung. Auf Standorten mit größerem Wasserspeichervermögen und höherer Nährstoffausstattung des durchwurzelbaren Bodens ist unter sonst gleichen Bedingungen in der Regel die Produktivität höher (ASSMANN 1961, ERTELD und HENGST 1966, MITSCHERLICH 1978). Dieser Befund untermauert die Hypothese der Ressourcenlimitierung der Biomasseproduktion, stellen Wasser und Nährstoffe doch essentielle Grundstoffe für den Betriebs- und Aufbaustoffwechsel der Bäume dar. Während es in der Literatur zahlreiche Beispiele für die allgemeinen Zusammenhänge zwischen dem standörtlich bedingten Ressourcenangebot und der Produktivität von Waldbeständen gibt (z.B. EVERS und MOOSMAYER 1980, FERRAZ 1985, KRAUß et al. 1986, SPIECKER et al. 1992, RIEK 1998, LEMBCKE et al. 2000, LOCKOW 2007, BECK et al. 2007), sind Untersuchungen zu den Zusammenhängen zwischen jährlichen Zuwachsgrößen und jährlichen Nadel- bzw. Blattspiegelwerten von Waldbäumen selten (z.B. HEINSDORF 1973, MELLERT et al. 2008a und 2008b). Dies liegt unter anderem an der mangelnden Verfügbarkeit geeigneter langfristiger Messreihen. In der vorliegenden Studie wird anhand waldwachstums- und ernährungskundlicher Daten von langfristig beobachteten Kiefern-Versuchsflächen in Brandenburg (HEINSDORF und BRANSE 2002) geprüft, ob sich mit dem statistischen Modell der Vektor-Autoregressiven-Prozesse (VAR-Modell) (LÜTKEPOHL und KRÄTZIG 2004) statistisch signifikante, dynamische Wechselbeziehungen zwischen Wachstum und Ernährung unter dem Einfluss von Klima und Witterung aufdecken lassen. Die ernährungskundlichen Daten zu dieser Studie wurden von Prof. Emeritus Dr. Dieter Heinsdorf, Eberswalde, zur Verfügung gestellt. Die waldwachstumskundlichen Daten wurden im Rahmen des EU-Projekts RECOGNITION erhoben (KAHLE et al. 2008a).

Problemstellung

Nährstoffkonzentrationen in den Blättern und Nadeln (Blatt- bzw. Nadelspiegelwerte) der Waldbäume sind das Ergebnis eines dynamischen Wechselspiels zwischen der Verfügbarkeit der Nährstoffe und deren Aufnahme, Transport und Allokation im Baum (FIEDLER et al. 1973, MARSCHNER 1986, HEINZE und FIEDLER 1992). Demzufolge weisen Nadelspiegelwerte (da in dieser Studie nur Nadelbäume untersucht werden, wird im Folgenden nur noch der Begriff 'Nadelspiegelwert' verwendet) eine ausgeprägte zeitliche und auch große standörtliche Variabilität auf (EVERS 1972, HEINSDORF 1973, EVERS und MOOSMAYER 1980, SAUTER 1991, PRIETZEL et al. 1997, RIEK und WOLFF 1999, DUQUESNAY et al. 2000). Über zeitlich variable Verwitterungs- und Mineralisierungsvorgänge werden kontinuierlich Teile des im Boden und Humus vorhandenen Nährstoffreservoirs in pflanzenverfügbare Form überführt. Die Akquisition von Nährstoffen über die Wurzeln ist abhängig von Nährstoffangebot und -verfügbarkeit und wird über die Wachstumsrate der Bäume gesteuert. Bäume nehmen die Nährstoffe in bestimmten Mengenrelationen auf, so dass bezüglich der Aufnahme auch Wechselwirkungen zwischen den verfügbaren Nährelementen bestehen (FIEDLER et al. 1973, MARSCHNER 1986, HEINZE und FIEDLER 1992). Die bodenbürtigen Nährstoffe werden von den Bäumen in gelöster Form aufgenommen und über den Xylemwasserstrom an die Orte des Bedarfs transportiert, so dass der Versorgung mit Wasser als Lösungs- und Transportmedium eine große Bedeutung für die Nährstoffversorgung zukommt. Schließlich ist die Konzentration der Nährstoffe in den Blättern und Nadeln von dem Verhältnis zwischen Nährstoffaufnahme und Biomasseproduktion sowie dem jeweiligen Allokationsmuster abhängig.

Die dargestellten Wirkungszusammenhänge legen nahe, die Variablen jährlicher Radialzuwachs (ir_t), jährlicher Höhenzuwachs (ih_t), sowie die Nadelspiegelwerte der Makronährelemente Stickstoff ($[N]_t$), Phosphor ($[P]_t$) und Kalium ($[K]_t$) als endogene Variablen, und die klimatische Wasserbilanz während der Wachstumsperiode ($CWB_{04-09,t}$) als exogene Variable in einem simultanen System dynamischer Interaktionen darzustellen, und zu analysieren (der Index t in der Variablenbezeichnung bedeutet, dass es sich jeweils um Zeitreihen handelt). Abbildung 1 stellt ein solches System dynamischer Wechselwirkungen schematisch als Flussdiagramm dar.

Eine Klasse statistischer Modelle zur Analyse zeitgleicher und zeitverzögerter Zusammenhänge in multivariaten Zeitreihen stellen die Vektor-Autoregressiven-Modelle, kurz VAR-Modelle, dar (LÜTKEPOHL und KRÄTZIG 2004). Mit Hilfe von VAR-Modellen lassen sich statistische Hypothesen über dynamische Beziehungen zwischen und innerhalb multivariater Datensätze simultan testen. Das geschätzte VAR-Modell ist über die gesetzte bzw. identifizierte Modellstruktur und die geschätzten Modellkoeffizienten bestimmt. Das VAR-Modell kann damit auf biologische Plausibilität geprüft und auf der Grundlage einer schlüssigen fachwissenschaftlichen Theorie als Wirkungsmodell interpretiert werden.

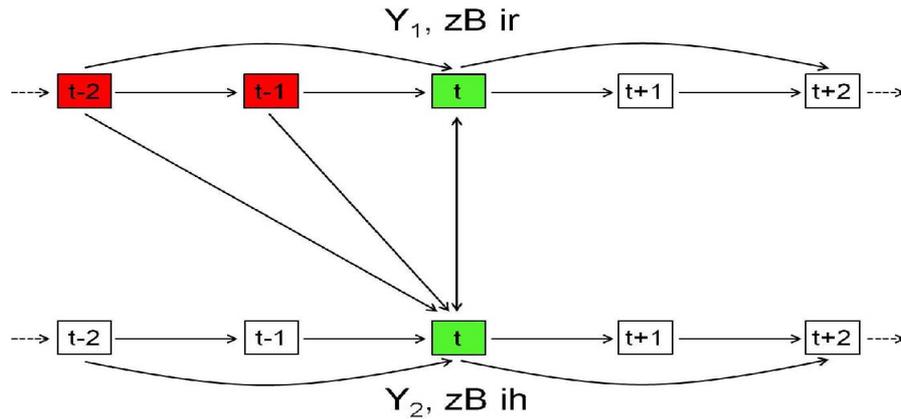


Abbildung 1: Flussdiagramm zur schematischen Darstellung autoregressiver Beziehungen innerhalb der Zeitreihen zweier Variablen (Y_1 und Y_2 , z.B. jährlicher Radialzuwachs: ir und jährlicher Höhenzuwachs: ih) und möglicher zeitversetzter und zeitgleicher wechselseitiger Beziehungen zwischen den Variablen im Zeitablauf ($t-2, \dots, t+2$).

In der vorliegenden Studie werden mit Hilfe von VAR-Modellen die folgenden Fragestellungen untersucht:

1. Besteht ein statistisch signifikanter Zusammenhang zwischen dem jährlichen Radial- und dem jährlichen Höhenzuwachs?
2. Besteht ein statistisch signifikanter Zusammenhang zwischen dem jährlichen Zuwachs (Radial- und Höhenzuwachs) und den jährlichen N-, P-, und K-Nadelspiegelwerten?
3. Übt die klimatische Wasserbilanz einen signifikanten Einfluss auf die unter 1. und 2. genannten Zusammenhänge aus?

Material

Die ernährungs- und waldwachstumskundlichen Daten stammen von sieben Kiefern-Versuchsflächen auf charakteristischen pleistozänen Standorten Brandenburgs (HIPPELI und BRANSE 1992, HEINSDORF und BRANSE 2002). Die Versuchsflächen wurden 1964 in 44 bis 59 Jahre alten Kiefernbeständen angelegt. Die Lage der Versuchsflächen ist Abbildung 2 zu entnehmen. Tabelle 1 stellt ausgewählte Standorts- und Bestandesmerkmale der Versuchsflächen dar.

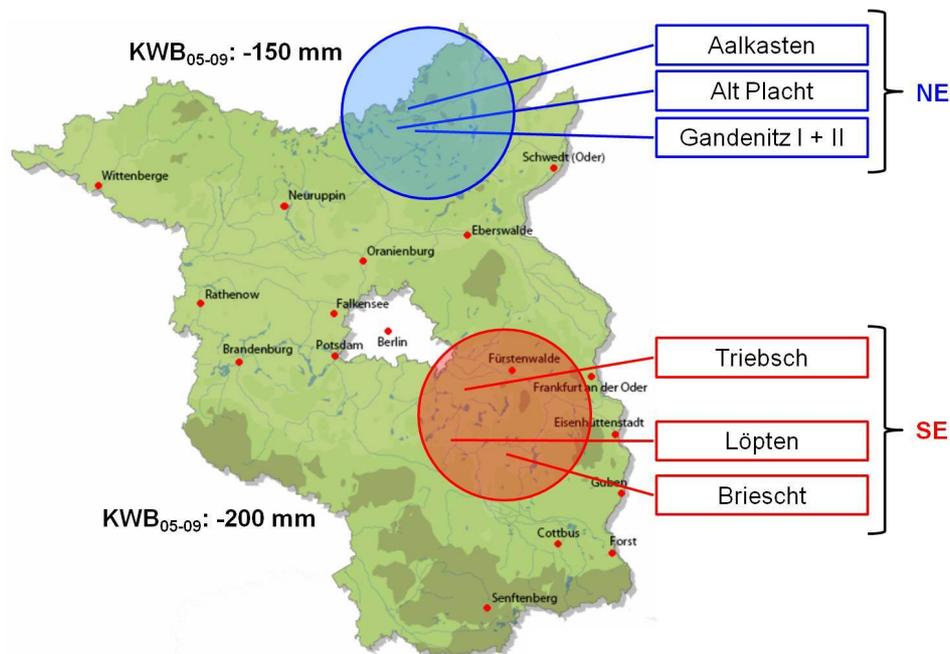


Abbildung 2: Lage der Untersuchungsstandorte in Brandenburg und Zusammenfassung zu den Standortsgruppen Nordost (NE) und Südost (SE). Angaben zur mittleren klimatischen Wasserbilanz in den Monaten Mai-September (KWB₀₅₋₀₉ in mm) nach RIEK und STÄHR (2004).

Tabelle 1: Standorts- und Bestandescharakteristika der Kiefern-Versuchsflächen (im Anhalt an HEINSDORF und BRANSE 2002).

Versuchsflächen	NE			SE		
	Alt Placht	Gandenitz I+II	Aalkasten	Löpten	Briescht	Triebisch
Höhe üNN (m)	65-88 / 73			37-44 / 41		
Tp (°C) (1964-1999)	8,4			8,6		
Nd (mm) (1964-1999)	555-594 / 568			518-567 / 551		
Standortsgruppe	mittel bis kräftig			ziemlich arm		
Bodenform	S-Braunerde			S-Braunpodsol		
Humusform 1999	typ. Rohhumus bis Moder			typ. Rohhumus		
Wasserhaushaltsstufe	mäßig frisch			trocken	frisch	
Humusauflage 1964 pH _{KCl}	3,3	3,0	4,0	3,2	3,1	3,7
Humusauflage 1999 pH _{KCl}	3,0	3,2	3,3	3,0	3,0	3,3
Humusauflage 1964 C:N	34	31	30	31	35	32
Humusauflage 1999 C:N	30	25	22	29	27	23
C:N-Änderung (%)	-13,0	-19,0	-25,0	-9,4	-22,9	-28,1
Alter 1964	49	59	44	58	54	59
Bonität (h _{g100}) 1964 (m)	26,4	25,4	29,4	16,2	25,0	23,2
Bonität (h _{g100}) 1999 (m)	28,6	28,6	29,2	18,9	27,6	26,2
Bonitätsänderung (%)	8,3	12,6	-0,7	16,7	10,4	12,9

Gemäß der forstlichen Standortansprache sind die Standorte der Standortsgruppe SE im Mittel ärmer als die der Standortsgruppe NE (vgl. Tab. 1). Die Wasserversorgung während der Hauptwachstumsperiode ist in der Standortsgruppe SE ebenfalls angespannter (klimatische Wasserbilanz Mai bis September, vgl. Abb. 2). Dies schlägt sich auch in den mittleren Oberhöhenbonitäten der Kiefernbestände nieder, diese sind in der Standortsgruppe SE mit 24,2 m deutlich geringer als in der Standortsgruppe NE mit 28,8 m (Bezugsjahr 1999). Mit einer Oberhöhenbonität von 18,9 m weist die Versuchsfläche Löpten mit großem Abstand die geringste Bonität auf. Zwischen 1964 und 1999 hat sich das C:N-Verhältnis auf allen Standorten verengt, und gleichzeitig haben sich die Oberhöhenbonitäten der Kiefernbestände im Mittel erhöht.

Für die ernährungskundlichen Analysen wurden von den ungedüngten Kontrollvarianten der Düngungsversuchsflächen (je drei Parzellen pro Versuch) jeweils zwölf, den Kreisflächenmittelstamm repräsentierende Probestämme ausgewählt und jährlich im Spätjahr (Zeitraum Oktober bis Dezember) beprobt. Die Nadelproben (halbjährige Nadeln) wurden durch Zapfenpflücker aus den oberen Kronenbereichen (3. bis 5. Quirl) entnommen. In den Jahren 1964 bis 1988 wurden die Nadelproben jeweils von den gleichen nummerierten Bäumen gewonnen. In den Folgejahren wurden auch benachbarte Kiefern beerntet, um größere durch das Besteigen verursachte Rindenschäden zu reduzieren bzw. auszuschließen. Von den vier Bäumen je Parzelle wurden Mischproben gebildet, und für die chemische Analyse vorbereitet. Die angewendeten Laboranalyseverfahren sind in HIPPELI und BRANSE (1992) und HEINSDORF und BRANSE (2002) beschrieben. Bis 1985 wurde auch das Trockengewicht von 100 Nadelpaaren bestimmt. HIPPELI und BRANSE (1992) berichten über die Entwicklung der Nährelementgehalte in den Jahren 1964 bis 1988. Die Datenserien wurden von HEINSDORF und BRANSE (2002) bis zum Jahr 1999 weitergeführt und zusammenfassend ausgewertet (Auswertungszeitraum: 1964-1999). MELLERT et al. (2004, 2008) haben anhand der ernährungskundlichen Daten Trendanalysen durchgeführt.

Die waldwachstumskundlichen Analysen wurden Ende 1999 im Rahmen des EU-Forschungsprojekts RECOGNITION durchgeführt (KAHLE et al. 2008). Je Versuchsfläche wurden dazu neun vorherrschende und herrschende Untersuchungsbäume (drei Untersuchungsbäume je Parzelle) ausgewählt und stammanalytisch erfasst (insgesamt 63 Untersuchungsbäume) (vgl. BOROWSKI 2001, KAHLE et al. 2008b). Die jährlichen Radialzuwächse wurden im Jahrringlabor des Instituts für Waldwachstum der Albert-Ludwigs-Universität Freiburg auf Stammscheiben aus Brusthöhe entlang von acht Radien vermessen und quadratisch gemittelt. Die jährlichen Höhenzuwächse wurden im Gelände am liegenden Stamm anhand der Knospenspuren und Astquirle vermessen. Unter Verwendung multipler linearer Regressionsmodelle haben MELLERT et al. (2008) Trendanalysen der ernährungs- und waldwachstumskundlichen Daten unter Einbeziehung von Klimavariablen durchgeführt.

Bei den in der vorliegenden Studie verwendeten Zeitreihen monatlicher Lufttemperatur- und Niederschlagsdaten handelt es sich um 1 km x 1 km Rasterdaten die vom Deutschen Wetterdienst (DWD) aus den Stationsdaten des DWD-Messnetzes mittels räumlicher Interpolation abgeleitet wurden (vgl. MÜLLER-WESTERMEIER 1995, 1999). Für jeden Untersuchungsstandort wurden die entsprechenden Datensätze anhand der Lagekoordinaten extrahiert, und die monatliche klimatische Wasserbilanz nach THORNTHWAITE und MATHER (1955, 1957) berechnet.

Vektorautoregressive-Modelle (VAR-Modelle)

VAR-Modelle sind in der Ökonometrie weit verbreitete stationäre Zeitreihenmodelle zur simultanen Schätzung multivariater Gleichungssysteme (LÜTKEPOHL 2007). Die vom Modell zu erklärenden (endogenen) Variablen werden dabei sowohl durch ihre eigenen Vergangenheitswerte, als auch durch die Vergangenheitswerte der anderen endogenen Variablen bestimmt. VAR-Modelle lassen sich jedoch auch um „echte“ exogene stochastische Variablen erweitern. Damit wird in dem VAR-Modell die strikte Unterscheidung in endogene und exogene Variablen weitgehend aufgehoben. Gleichung 1 stellt ein solches VAR-Gleichungssystem mit zwei endogenen Variablen (Y_1 und Y_2), einer exogenen Variable (X_1), einer Konstanten (c), einem Zufallsrauschen für jede endogene Variable (Z) und den dazugehörigen Koeffizienten (Φ , β , α) mit einer maximalen Länge der Zeitverzögerung (Lag) von p -Jahren dar (Gl. 1):

$$\begin{pmatrix} Y_{1,t} \\ Y_{2,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \phi_{11,1} & \phi_{12,1} \\ \phi_{21,1} & \phi_{22,1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{1,t-1} \\ Y_{2,t-1} \end{pmatrix} + \dots + \begin{pmatrix} \phi_{11,p} & \phi_{12,p} \\ \phi_{21,p} & \phi_{22,p} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{1,t-p} \\ Y_{2,t-p} \end{pmatrix} \\ + \begin{pmatrix} \beta_{11,0} \\ \beta_{21,0} \end{pmatrix} (X_{1,t}) + \begin{pmatrix} \beta_{11,1} \\ \beta_{21,1} \end{pmatrix} (X_{1,t-1}) + \dots + \begin{pmatrix} \beta_{11,p} \\ \beta_{21,p} \end{pmatrix} (X_{1,t-p}) + \begin{pmatrix} a_1 \\ a_2 \end{pmatrix} (c) + \begin{pmatrix} Z_{1,t} \\ Z_{2,t} \end{pmatrix}$$

Gleichung 1 verdeutlicht, dass die Anzahl der Koeffizienten der Φ - und β -Systemmatrizen in einem VAR-Modell mit der Anzahl k der Y -Variablen und Anzahl l der X -Variablen sowie der Lag-Länge p rasch ansteigen ($k^2 \cdot p$ bzw. $k \cdot l \cdot p$). Zur Reduktion der Dimension des zu schätzenden VAR-Modelles, ist es daher sinnvoll, dieses möglichst „sparsam“ zu formulieren und theoriegestützte, das heißt fachwissenschaftlich begründete Modellrestriktionen a priori einzubauen. Da wir im vorliegenden Fall Wirkungszusammenhänge aufdecken wollen, soll der Zustand einer Variable zum Zeitpunkt t nicht aus der eigenen Vergangenheit erklärt, sondern als das Ergebnis der Wirkung einer oder mehrerer anderer Variablen zum Zeitpunkt $t-p$ dargestellt werden. Aus Gründen der inhaltlichen Logik und Sparsamkeit des Modells wurden die Hauptdiagonalen der quadratischen Φ -Systemmatrizen deshalb gleich null gesetzt.

Die Aufhebung der Unterscheidung in endogene und exogene Variablen erzeugt ein Identifikationsproblem, so dass Wirkungszusammenhänge anhand der Systemmatrizen nur unter Beachtung von Kausalitätsprinzipien identifiziert werden können. Eine immanente Eigenschaft von Kausalität ist, dass ein kausales Ereignis eine feste zeitliche Richtung hat: die Ursache geht der Wirkung zeitlich voraus. Anhand der Systemmatrizen lassen sich verschiedene Kausalbeziehungen aufdecken: (i) Monokausalität: genau ein Ereignis verursacht ein anderes Ereignis oder mehrere andere Ereignisse, (ii) Multikausalität: mehrere Ereignisse verursachen zusammen ein oder mehrere andere Ereignisse, sowie (iii) Kausalketten: ein Ereignis verursacht ein anderes, das selbst wiederum ein weiteres Ereignis bewirkt (indirekte Wirkung). Im VAR-Modell erfolgt der Test auf Kausalität anhand der Überprüfung der Signifikanz der Φ - und β -Modellkoeffizienten. Zum Beispiel liegt dem Test der Kausalität für Y_2 auf Y_1 folgende Hypothese zugrunde (Gl. 2):

$$H_0: \phi_{12,1} = \phi_{12,2} = \dots = \phi_{12,p} = 0$$

Für den Test auf indirekte Wirkungen, ist die in Gl. 2 formulierte Nullhypothese zu einem Test auf Blockexogenität zu erweitern. Die Nullhypothese für den Test der indirekten Wirkung von Y_2 auf Y_1 über Y_3 lautet (Gl. 3):

$$H_0: \phi_{12,1} = \phi_{12,2} = \dots = \phi_{12,p} = \phi_{13,1} = \phi_{13,2} = \dots = \phi_{13,p} = 0$$

Für den Nachweis zeitgleicher Kausalität ist das zeitliche Ordnungsprinzip nicht anwendbar. Hier kommt das von GRANGER (1969) eingeführte erweiterte Kausalitätsprinzip zur Anwendung: Y_2 ist kausal zu Y_1 wenn die Vorhersage von $Y_{2,t+1}$ die Vorhersage von $Y_{1,t+1}$ verbessert (Test auf Granger-Kausalität, LÜTKEPOHL 2004).

Die VAR-Modelle wurden mit der Software JMulTi Version 4.24 (vgl. KRÄTZIG 2004) auf der Basis des verallgemeinerten Regressionsmodells (GLS) geschätzt. Die Prüfung der Modellvoraussetzungen und die diagnostischen Tests wurden ebenfalls mit JMulTi durchgeführt.

Explorative Analyse der waldwachstumskundlichen und ernährungskundlichen Daten

Abbildung 3 stellt die Verläufe der mittleren jährlichen Radial- und Höhenzuwächse für die Untersuchungsbäume nach Standortsgruppen dar. Im Zeitraum 1964-1999 beträgt der mittlere jährliche Radialzuwachs (\pm SD) bei den Standortsgruppen NE und SE 1.76 ± 0.046 mm bzw. 1.50 ± 0.045 mm, der mittlere jährliche Höhenzuwachs 0.31 ± 0.009 m bzw. 0.25 ± 0.009 m. Die Interserienkorrelation zwischen den Zeitreihen der mittleren Radial- bzw. Höhenzuwächse der beiden Standortsgruppen im Zeitraum 1964-1999 beträgt 0.693 bzw. 0.707 (jeweils signifikant auf dem 1% Niveau).

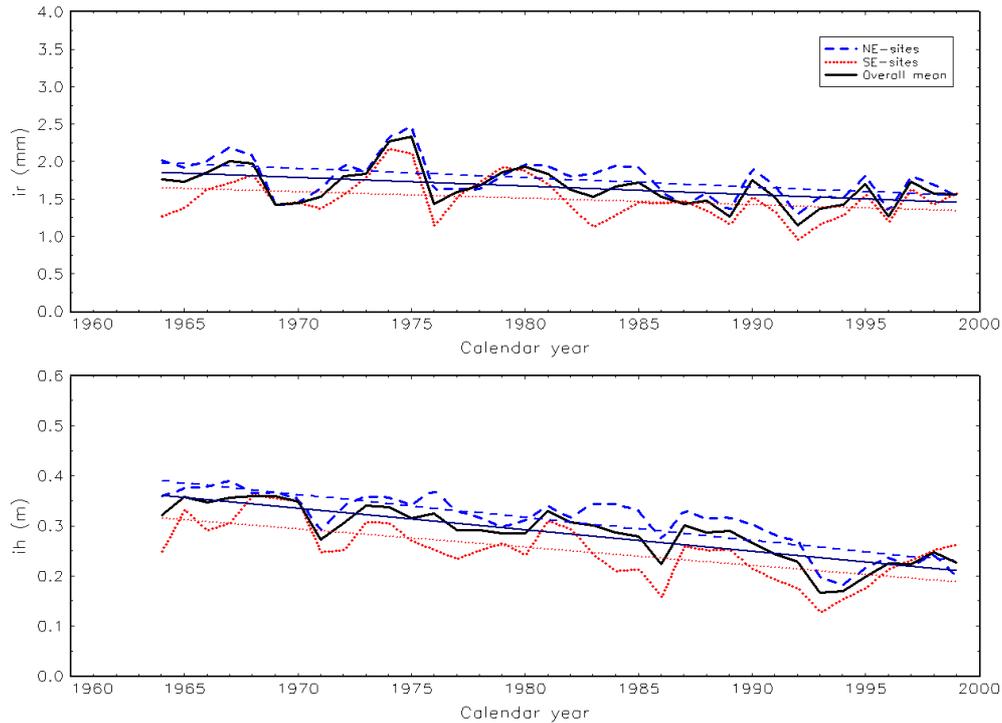


Abbildung 3: Verlauf der mittleren jährlichen Radial- und Höhenzuwächse (ir oben, ih unten) der Untersuchungsbäume nach Standortsgruppen (NE und SE) sowie Gesamtmittelwert. Zeitraum 1964-1999. Zur Darstellung langfristiger Trends ist zu jeder Kurve eine Ausgleichsgerade eingezeichnet.

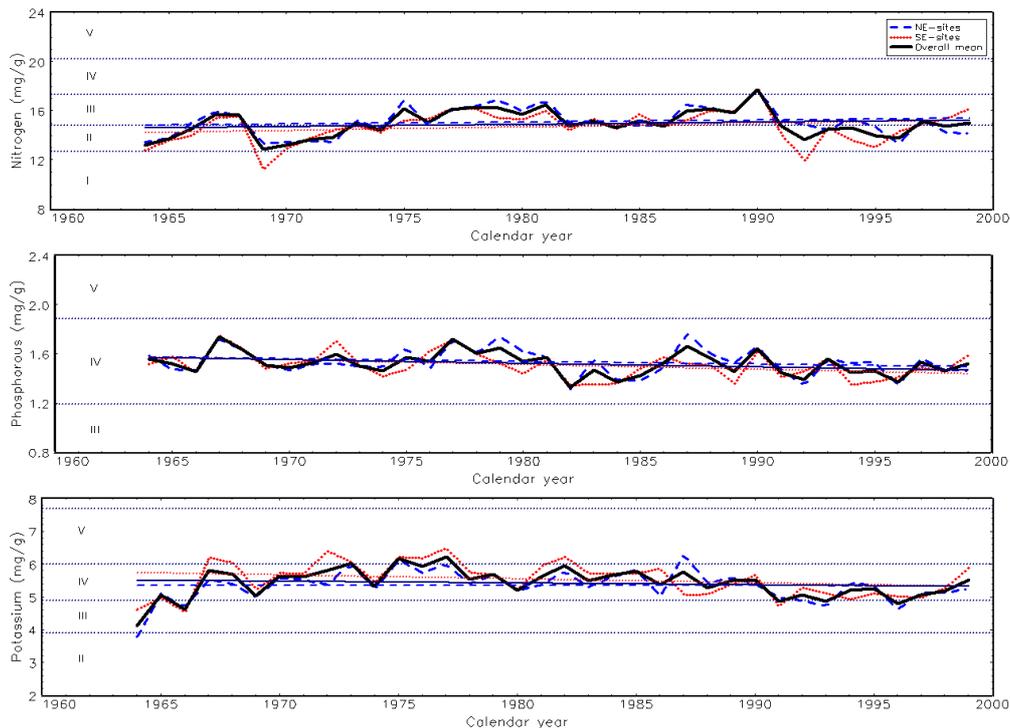


Abbildung 4: Verlauf der mittleren jährlichen N-, P- und K-Nadelspiegelwerte (oben, Mitte, unten) der Untersuchungsbäume nach Standortsgruppen (NE und SE) sowie Gesamtmittelwert. Als gepunktete horizontale Linien sind die Rahmenwerte der Ernährungsstufen für Kiefer nach KRAUß et al. (1986) eingezeichnet: I: sehr niedrig, II: niedrig, III: mittelmäßig, IV: hoch, V: sehr hoch. Zeitraum 1964-1999. Zur Darstellung langfristiger Trends ist zu jeder Kurve eine Ausgleichsgerade eingezeichnet.

Die mittleren Zeitreihen der ernährungkundlichen Daten sind in Abbildung 4 nach Standortsgruppen dargestellt. Im Zeitraum 1964-1999 betragen die mittleren jährlichen N-, P-, und K-Nadelspiegelwerte (\pm SD) für die Unter-

suchungsbäume der Standortsgruppe NE: 15.09 ± 0.192 mg/g, 1.53 ± 0.018 mg/g, bzw. 5.35 ± 0.080 mg/g. Für die Untersuchungsbäume der Standortsgruppe SE ergeben sich die folgenden Werte: 14.71 ± 0.218 mg/g, 1.51 ± 0.018 mg/g, bzw. 5.53 ± 0.087 mg/g.

Bezüglich der Charakterisierung der Ernährungssituation wird auf die umfassende Darstellung von HEINSDORF und BRANSE (2002) verwiesen, weshalb hier nur eine kurz gefasste Besprechung erfolgt. Die mittleren N-Nadelspiegelwerte liegen in der Standortsgruppe NE im mittleren N-Ernährungsbereich (III), die der Standortsgruppe SE knapp im N-Mangelbereich (II). In einzelnen Jahren sinken die N-Nadelspiegelwerte sogar auf einen extremen Mangelbereich (I) ab, in der Standortsgruppe SE zum Beispiel in den Jahren 1969 und 1992. Die mittleren P-Nadelspiegelwerte liegen in beiden Standortsgruppen dauerhaft im Bereich der Ernährungsstufe IV und zeigen somit einen guten P-Ernährungszustand an. Dasselbe gilt für den K-Ernährungszustand, in einzelnen Jahren wird hier sogar die Ernährungsstufe V (sehr hoch) erreicht.

Die Interserienkorrelation der jährlichen N-, P-, K-Nadelspiegelwerte zwischen den beiden Standortsgruppen beträgt im Zeitraum 1964-1999 0.682, 0.485, bzw. 0.626 (jeweils signifikant auf dem 1% Niveau). Damit wird für die jährlichen Schwankungen der N-Spiegelwerte das höchste, für die der P-Nadelspiegelwerte das geringste Ausmaß an synchroner Variation angezeigt.

Eine wichtige Voraussetzung für die Anwendung des VAR-Modellansatzes ist die Stationarität der betrachteten Zeitreihen. Ein Prozess wird dann als stationär bezeichnet, wenn er zeitinvariante erste und zweite Momente aufweist. Das heißt, Mittelwert und Varianz sind unabhängig von der Zeit und Zeitperiode, und damit konstant (LÜTKEPOHL 2004). Die stochastische Instationarität der untersuchten Variablen wurde mit dem Augmented Dickey-Fuller Test (ADF-Test) überprüft (siehe Tab. 2).

Tabelle 2: Ergebnisse des ADF-Tests. Angegeben sind die ADF-Teststatistiken. Die kritischen Werte sind *** 1%: -2.56, ** 5%: -1.94, * 10%: -1.62. Getestet wurden die mittleren Zeitreihen der Standortsgruppen Nordost (NE) und Südost (SE) der Variablen ir: jährlicher Radialzuwachs, ih: jährlicher Höhenzuwachs, und der jährlichen Nadelspiegelwerte von [N]: Stickstoff, [P]: Phosphor, [K]: Kalium. Die Auswertung bezieht sich auf den maximalen Überlappungszeitraum abzüglich der getesteten maximalen Lag-Länge ([1969, 1999], T = 31 Jahre).

Variable	NE	SE
ir	-1.2140	-2.1800 **
ih	-0.0920	-1.1994
[N]	-2.1735 **	-2.2978 **
[P]	-3.1497 ***	-3.2437 ***
[K]	-1.5256	-1.7403 *

Der ADF-Test auf stochastische Instationarität hat ergeben, dass für sechs der zehn getesteten Zeitreihen die Nullhypothese mindestens auf dem 10%-Niveau verworfen werden kann (Tab. 2), d.h. die Zeitreihen können als stationär angesehen werden. Für vier Zeitreihen (ir-NE, ih-NE, ih-SE, [K]-NE) ergeben sich Hinweise auf schwache Instationarität. Die Auswirkungen dieser Verletzung der Stationaritätsannahme auf die Ergebnisse der VAR-Modellschätzungen werden als geringfügig eingeschätzt und deshalb für den hier präsentierten Modellierungsansatz toleriert. Auf eine Transformation bzw. Trendbereinigung der Variablen wird deshalb an dieser Stelle verzichtet.

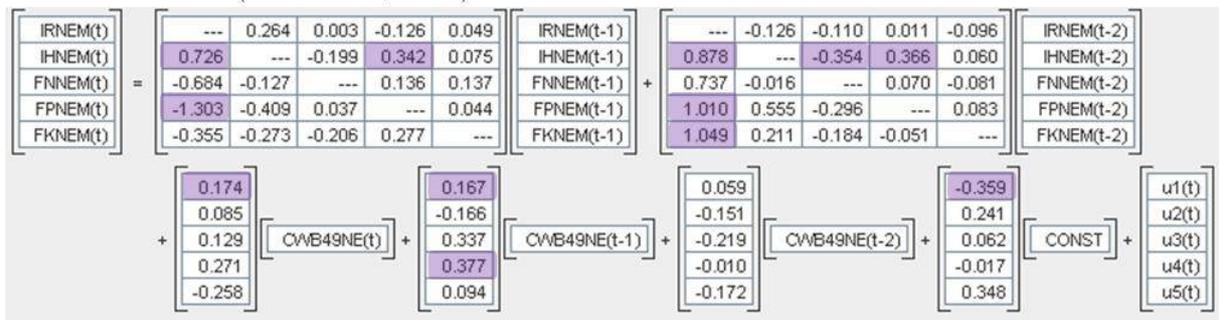
Ergebnisse der VAR-Modellschätzung

Die Ergebnisse der VAR-Modellschätzung sind in Abbildung 5 getrennt für die Standortsgruppen NE (oben) und SE (unten) dargestellt. Aus Gründen der Übersichtlichkeit wurde die Matrixdarstellung gegenüber der Tabellendarstellung gewählt.

Es besteht ein signifikanter positiver Zusammenhang zwischen dem (jährlichen) Höhenzuwachs und dem (jährlichen) Radialzuwachs der beiden Vorjahre (Standortsgruppe NE). Bei der Standortsgruppe SE ist nur der Radialzuwachs mit zweijähriger Verzögerung signifikant für den Höhenzuwachs. Die (jährlichen) P-Nadelspiegelwerte tragen signifikant zur Vorhersage des Höhenzuwachses bei (für NE bei Lag 1 und 2, für SE nur bei Lag 2). Die P- und K-Nadelspiegelwerte sind wiederum signifikant von dem Radial- und Höhenzuwachs des Vorvorjahres beeinflusst. Für die N-Nadelspiegelwerte ergeben sich keine signifikanten Zusammenhänge.

Das VAR-Modell weist für beide Standortsgruppen einen signifikanten Zusammenhang zwischen dem Radialzuwachs und der klimatischen Wasserbilanz (Monate April bis September) des laufenden Jahres und des Vorjahres nach. Der Test auf Granger-Kausalität weist für keine der endogenen Variablen einen signifikanten zeitgleichen Einfluss auf die jeweils anderen endogenen Variablen nach.

NE-Standorte (1966-1999, n=34):



SE-Standorte (1966-1999, n=34):

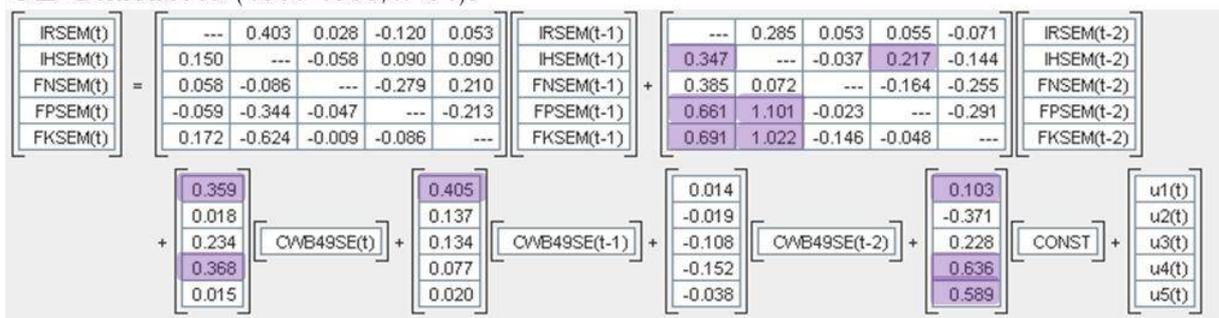


Abbildung 5: Ergebnisse der VAR-Modell-Schätzung in Matrixdarstellung. Signifikante (5%) Koeffizienten der Φ - und β -Systemmatrizen sind dunkel unterlegt. Variablen (NEM, SEM: jeweils Mittelwerte für NE bzw. SE): IR: jährlicher Radialzuwachs, IH: jährlicher Höhenzuwachs, jährliche Nadelspiegelwerte FN: Stickstoff, FP: Phosphor, und FK: Kalium. CWB49: mittlere klimatische Wasserbilanz der Monate April bis September. Die Auswertungen beziehen sich auf den maximalen Überlappungszeitraum abzüglich der getesteten maximalen Lag-Länge [1966, 1999], T = 34 Jahre.

Diskussion und Ausblick

Zur statistischen Analyse und Identifikation dynamischer Interaktionen zwischen dem jährlichen Radial- und Höhenzuwachs und den jährlichen Nadelspiegelwerten der Makronährelemente Stickstoff (N), Phosphor (P) und Kalium (K) wurden Vektor-Autoregressive-Modelle (VAR-Modelle) an Daten von Kiefern-Versuchsflächen in Brandenburg angepasst. Die 7 Kiefern-Versuchsflächen wurden dazu nach ihrer geographischen Lage in 2 Standortgruppen (NE: Nordost, mit 4 Versuchsflächen und SE: Südost, mit 3 Versuchsflächen) eingeteilt. Der lückenlose Datensatz erstreckt sich über einen 36-jährigen Zeitraum (1964-1999).

Diskussion des Materials

Bezüglich der Charakterisierung der Standorte und Bestände ist die Standortgruppe NE homogener zusammengesetzt als die Standortgruppe SE (vgl. Tab. 1). In der Standortgruppe SE unterscheidet sich vor allem die Versuchsfläche Löpten wegen des sehr armen Standorts und der geringen Bonität von den anderen beiden Versuchsflächen in der Standortgruppe. Der Standort Löpten ist durch starke Degradationserscheinungen gekennzeichnet, verursacht durch vormalige Ackernutzung und langjährige Streunutzung (HEINSDORF und BRANSE 2002). Entsprechend wird dort die geringste Bonität aller untersuchten Kiefernbestände verzeichnet.

Die Beurteilung der Stärke des gemeinsamen Signals in den waldwachstumskundlichen und ernährungskundlichen Zeitreihen anhand der Interserienkorrelation zwischen den beiden Standortgruppen zeigt folgende Reihung (Zeitraum 1964-1999): ih: 0.707 \approx ir: 0.693 \approx [N]: 0.682 > [K]: 0.626 > [P]: 0.485 (alle Korrelationskoeffizienten sind signifikant auf dem 1%-Niveau). Überregional synchronisierte kurzfristige Variationen treten demnach am stärksten in den Zeitreihen des jährlichen Höhen- und Radialzuwachses sowie der N-Nadelspiegelwerte ([N]) in Erscheinung.

Die Analyse langfristiger Trends mit linearer Regressionsanalyse weist im Zeitraum 1964-1999 für die Verläufe der mittleren jährlichen Radial- und Höhenzuwächse (vgl. Abb. 3) signifikant abnehmende Entwicklungen auf. Keine trendhaften Änderungen wurden für die mittleren Verläufe der N-, P-, und K-Nadelspiegelwerte (vgl. Abb. 4) nachgewiesen. Der ADF-Test auf stochastische Instationarität stellt für die Zeitreihe der mittleren jährlichen Radialzuwächse der Untersuchungsbäume der Standortgruppe SE keine Instationarität fest, diagnostiziert aber eine schwache Instationarität für die K-Nadelspiegelwerte in der Standortgruppe NE (vgl. Tab. 2). Die Unterschiede im Ergebnis der beiden Tests auf Stationarität lassen sich dadurch erklären, dass bei der linearen Regressionsanalyse auf Trendstationarität getestet wird, während der ADF-Test auf Differenzstationarität testet.

Diskussion der Methode

VAR-Modelle stellen die multivariate Weiterentwicklung des Modellierungsansatzes der simultanen Gleichungssysteme von Zeitreihen dar (LÜTKEPOHL und KRÄTZIG 2004). In VAR-Modellen steht jede Variable mit jeder anderen Variablen in einer dynamischen Beziehung, so dass jede Variable nicht nur von der eigenen Vergangenheit, sondern auch von jener aller anderen Variablen abhängt. In der Praxis der Zeitreihenanalyse wird die Dimensionalität der VAR-Modelle dadurch eingeschränkt, dass eine Konzentration auf wenige, aber relevante Variablen erfolgt.

Stationarität ist eine wichtige Voraussetzung für die Analyse dynamischer Beziehungen in VAR-Modellen. Die Verletzung der Stationaritätsannahme kann zu „Scheinregression“ (GRANGER und NEWBOLD 1974) führen. Scheinregression ist dann gegeben, wenn die Regressionsanalyse zweier Zeitreihen signifikante t-Werte und hohe Bestimmtheitsmaße ergibt, obwohl die beiden Zeitreihen unabhängig voneinander sind. Doch selbst wenn der Test auf Stationarität für die untersuchten Variablen Nicht-Stationarität diagnostiziert, kann es sein, dass eine Regression zwischen den Variablen Sinn macht; dann nämlich, wenn die Variablen kointegriert sind (LÜTKEPOHL 2007). Variablen gelten als kointegriert, wenn sie einen gemeinsamen stochastischen Trend aufweisen (ENGLE und GRANGER 1987). Ein in der angewandten Zeitreihenanalyse etablierter Test auf Kointegration ist der Johansen-Test (JOHANSEN 1988). Für die Parametrisierung kointegrierter Strukturen werden Fehlerkorrektur-Modelle (*vector error correction models*, kurz VEC-Modelle) empfohlen (LÜTKEPOHL 2007).

Linearität der Zusammenhänge zwischen den zu untersuchenden Variablen ist eine weitere Voraussetzung für die Parametrisierung von VAR-Modellen. Sind die Zusammenhänge nicht-linear, können die geschätzten Modellkoeffizienten fehlerhaft sein (LÜTKEPOHL 2007). Dies kann sich vor allem auf die Güte der Vorhersage bei Extrapolation über den durch die Daten abgedeckten Wertebereich hinaus negativ auswirken. Nicht-Linearität kann über die Analyse der Modellresiduen diagnostiziert werden. Eine linearisierende Transformation der betreffenden Variablen stellt eine Möglichkeit dar, nicht-lineare Zusammenhänge mit linearen Systemen zu schätzen (LÜTKEPOHL 2007).

Diskussion der Ergebnisse

Einige der mit dem VAR-Modell geschätzten Modellkoeffizienten sind signifikant. Ein erster Hinweis auf eine Konsistenz der ermittelten Zusammenhänge ist dann gegeben, wenn für beide Standortgruppen übereinstimmende Ergebnisse erzielt werden. Dies ist der Fall für den zeitverzögerten positiven Effekt des jährlichen Radial- auf den jährlichen Höhenzuwachs. Da der jährliche Höhenzuwachs stärker von den im Vorjahr bzw. in den Vorjahren angelegten Reservestoffen abhängig ist (MITSCHERLICH 1978), wird dieser Befund auch durch eine biologisch fundierte Hypothese gestützt. Der positive Effekt der klimatischen Wasserbilanz in den Monaten April bis September des laufenden und des Vorjahres auf den jährlichen Radialzuwachs wird vom VAR-Modell ebenfalls für beide Standortgruppen diagnostiziert. Angesichts der im Mittel angespannten Wasserversorgung auf den untersuchten Standorten ist es deshalb auch biologisch plausibel, von einer Wasserlimitierung des Dickenwachstums der Kiefern auszugehen (vgl. HEINSDORF 1973, BECK 2007, MELLERT et al. 2008a). Damit lässt sich auch eine Kausalkette bezüglich des indirekten Effekts der Wasserversorgung auf den jährliche Höhenzuwachs konstatieren. Für beide Standortgruppen konnte ein signifikanter zeitverzögerter Effekt der P-Nadelspiegelwerte auf den jährlichen Höhenzuwachs nachgewiesen werden. Da sich die mittleren P-Nadelspiegelwerte in beiden Standortgruppen jedoch dauerhaft im Bereich eines günstigen P-Ernährungszustandes bewegen, kann dieser Zusammenhang nicht durch eine fachwissenschaftlich begründete Hypothese gestützt werden. Eine Wachstumslimitierung wäre dagegen bezüglich der N-Ernährung zu erwarten. Für die N-Nadelspiegelwerte konnten jedoch keine signifikanten Zusammenhänge aufgedeckt werden.

Wirkungszusammenhänge zwischen jährlichen Nadelspiegelwerten und dem jährlichen Dicken- und Höhenzuwachs können durch Verdünnungs- und Anreicherungseffekte verschleiert werden. Eine Abnahme der Nadelspiegelwerte (der Nährelementkonzentrationen in mg/g) kann eintreten, wenn die Nadelmasse zunimmt und der Nährelementgehalt (mg/Nadel) gleich bleibt (Verdünnungseffekt). Umgekehrt nehmen bei gleichem Nährelementgehalt die Nadelspiegelwerte zu, wenn die Nadelmasse abnimmt (Anreicherungseffekt).

Ausblick

Es ist geplant, die beschriebenen Untersuchungsansätze fortzusetzen, und dabei inhaltlich zu erweitern und methodisch zu verfeinern. Dazu sollen die zu untersuchenden ernährungskundlichen Variablen um die Nährelementgehalte, und die waldwachstumskundlichen Parameter um den jährlichen Grundflächen- und Volumenzuwachs ergänzt werden. Neben der klimatischen Wasserbilanz in den Monaten April bis September sollen weitere wachstumsrelevante Klimavariablen in die Auswertungen einbezogen werden. Weiteres Erkenntnispotenzial wird darin gesehen, die Auswertungen auf der Basis der einzelnen Versuchsflächen und nicht anhand von Standortgruppen durchzuführen.

Dosis-Wirkungs-Beziehungen zwischen Nährelementgehalten und Wachstum sind in der Regel nicht-linear. Dies soll bei der Variablen- bzw. Modellformulierung zukünftig berücksichtigt werden.

Die Parametrisierung von VEC-Modellen soll dem Phänomen der Kointegration Rechnung tragen. Mit Hilfe von VEC-Modellen ist es möglich, die langfristige Gleichgewichtsbeziehung zwischen kointegrierten Variablen von der kurzfristigen wechselseitigen Dynamik getrennt zu erfassen, und simultan zu parametrisieren (LÜTKEPOHL 2004).

Danksagung

Prof. Emeritus Dr. Dieter Heinsdorf, Eberswalde, hat die Kernfragestellung initiiert und die ernährungskundlichen Daten für diese Untersuchung zur Verfügung gestellt. Für die vertrauensvolle Überlassung dieses in seiner Länge und Vollständigkeit einzigartigen Datensatzes gebührt ihm mein größter Dank.

Literaturverzeichnis

- ASSMANN, E.: Waldertragskunde: Organische Produktion, Struktur, Zuwachs und Ertrag von Waldbeständen. Bayerischer Landwirtschaftsverlag, München: 490 S., 1961
- BECK, W.: Analyse des Wachstumsverhaltens von Kiefern-Beständen auf unterschiedlichen zeitlichen Skalenebenen. Eberswalder Forstliche Schriftenreihe XXXII: 341-356, 2007
- BECK, W. UND HEINSDORF, D.: Dendromassevorräte, Nährelementspeicherung und Nettoprimärproduktion in Kiefern-Ökosystemen des nordostdeutschen Tieflandes. Die Kiefer im nordostdeutschen Tiefland - Ökologie und Bewirtschaftung. Eberswalder Forstliche Schriftenreihe XXXII: 357-362, 2007
- BOROWSKI, M.: Stickstoffernährungszustand und Wachstum von gemeiner Kiefer (*Pinus sylvestris* L.) auf Düngungsversuchsflächen in Brandenburg. Diplomarbeit an der Forstwissenschaftlichen Fakultät der Albert-Ludwigs-Universität Freiburg: 81 S. + Anhang, 2001
- DUQUESNAY, A., DUPOUEY, J.L., CLEMENT, A., ULRICH, E., UND LE TACON, F.: Spatial and temporal variability of foliar mineral concentration in beech (*Fagus sylvatica*) stands in northeastern France. *Tree Physiology* 20: 13-22, 2000
- ENGLER, R.F. UND GRANGER, C.W.J.: Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica* 55: 251-276, 1987
- ERTELD, W. UND HENGST, E.: Waldertragslehre. Neumann Verlag, Radebeul: 332 S., 1966
- EVERS, F.H.: Die jährweisen Fluktuationen der Nährelementkonzentrationen in Fichtennadeln und ihre Bedeutung für die Interpretation nadelanalytischer Befunde. *Allgemeine Forst- und Jagdzeitung* 143: 68-74, 1972
- EVERS, F.H. UND MOOSMAYER, H.U.: Zusammenhänge zwischen Standortseinheiten, Nährstoffverhältnissen des Bodens und Wachstum von Fichtenbeständen im regionalen Vergleich. *Forstwissenschaftliches Centralblatt* 99: 137-146, 1980
- FERRAZ, J.B.S.: Standortbedingungen, Bioelementversorgung und Wuchsleistung von Fichtenbeständen (*Picea abies* Karst.) des Südschwarzwaldes. *Freiburger Bodenkundliche Abhandlungen*: 224 S., 1985
- FIEDLER, H.J., NEBE, W., UND HOFFMANN, F.: Forstliche Pflanzenernährung und Düngung. Gustav Fischer, Stuttgart: 481 S., 1973
- GRANGER, C.W.J. UND NEWBOLD, P.: Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics* 2: 111-120, 1974.
- HEINSDORF, D.: Der Einfluss der Jahreswitterung auf den Nährstoffgehalt der Nadeln und das Wachstum ungedüngter Kiefernjungwüchse. *Beiträge für die Forstwirtschaft* Heft 2: 75-83, 1973
- HEINSDORF, D. UND KRAUSS, H.H.: Schätztafeln für Trockenmasse und Nährstoffspeicherung von Kiefernbeständen. *IFE-Berichte aus Forschung und Entwicklung* 18: 77 S., 1990
- HEINSDORF, D. UND BRANSE, C.: Entwicklung der Nährelementgehalte in den Nadeln von Kiefernbeständen auf charakteristischen pleistozänen Standorten Brandenburgs in den Jahren 1964 bis 1999. *Forst und Holz* 57: 421-428, 2002
- HEINZE, M. UND FIEDLER, H.J.: Ernährung der Gehölze. In: LYR, H., FIEDLER, H.J., UND TRANQUILLINI, W. (EDS.), *Physiologie und Ökologie der Gehölze*. G. Fischer, Jena: 43-115, 1992
- HIPPEL, P. UND BRANSE, C.: Veränderungen der Nährelementkonzentrationen in den Nadeln mittelalter Kiefernbestände auf pleistozänen Sandstandorten Brandenburgs in den Jahren 1964 bis 1988. *Forstwissenschaftliches Centralblatt* 111: 44-60, 1992
- HOFMANN, G., HEINSDORF, D., UND KRAUSS, H.H.: Wirkungen atmosphärischer Stickstoffeinträge auf Produktivität und Stabilität von Kiefern-Forstökosystemen. *Beiträge für die Forstwirtschaft* 24: 59-73, 1990
- JOHANSEN, S.: Statistical analysis of cointegrating vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12: 231-254, 1988
- KAHLE, H.P., KARJALAINEN, T., SCHUCK, A., ÅGREN, G.I., KELLOMÄKI, S., MELLERT, K.H., PRIETZEL, J., REHFUESS, K.E. UND SPIECKER, H. (EDS.): Causes and Consequences of Forest Growth Trends in Europe - Results of the Recognition Project. *European Forest Institute Research Report* 21: 261 S., 2008a
- KAHLE, H.P., SPIECKER, H., UNSELD, R., PÉREZ-MARTÍNEZ, P.J., PRIETZEL, J., MELLERT, K.H., STRAUSSBERGER, R., UND REHFUESS, K.E.: Sampling, measurement and analysis methods. In: KAHLE, H.P. ET AL. (EDS.), *Causes and Consequences of Forest Growth Trends in Europe*. *European Forest Institute Research Report* 21: 35-45, 2008b
- KRÄTZIG, M.: The software JMULTi. In: LÜTKEPOHL, H. UND KRÄTZIG, M. (EDS.): *Applied Time Series Econometrics*. Cambridge University Press, Cambridge: 289-299 S., 2004
- KRAUSS, H.H., HEINSDORF, D., HIPPEL, P., UND TÖLLE, H.: Untersuchungen zu Ernährung und Wachstum wirtschaftlich wichtiger Nadelbaumarten im Tiefland der DDR. *Beiträge für die Forstwirtschaft* 20: 156-164, 1986

- LEMBCKE, G., KNAPP, E., DITTMAR, O., UND LOCKOW, K.W.: Ertragstafel für die Kiefer (*Pinus sylvestris* L.) im nordostdeutschen Tiefland. Ministerium für Landwirtschaft, Umweltschutz und Raumordnung, Landesforstanstalt Eberswalde, Land Brandenburg, 2. erg. Auflage, 2000
- LOCKOW, K.W.: Wachstum und Entwicklung, Bestandesbehandlung und Ertragsleistung der Kiefer im Reinbestand. Eberswalder Forstliche Schriftenreihe XXXII: 311-334, 2007
- LÜTKEPOHL, H.: New Introduction to Multiple Time Series Analysis. Springer, Berlin: 764 S., 2007
- LÜTKEPOHL, H. UND KRÄTZIG, M. (EDS.): Applied Time Series Econometrics. Cambridge University Press, Cambridge: 323 S., 2004
- LÜTKEPOHL, H.: Vector autoregressive and vector error correction models. In: LÜTKEPOHL, H. UND KRÄTZIG, M. (EDS.): Applied Time Series Econometrics. Cambridge University Press, Cambridge: 86-158 S., 2004
- MARSCHNER, H.: Mineral Nutrition in Higher Plants. Academic Press: 674 S., 1986
- MELLERT, K.H., PRIETZEL, J., STRAUSSBERGER, R., UND REHFUESS, K.E.: Long-term nutritional trends of conifer stands in Europe: results from the RECOGNITION project. European Journal of Forest Research 123: 305-319, 2004
- MELLERT, K.H., PRIETZEL, J., STRAUSSBERGER, R., DORSCH, B., KAHLE, H.P., PÉREZ-MARTÍNEZ, P.J., REHFUESS, K.E., UND SPIECKER, H.: Historical development of nutrition and climate and their relationships with tree growth for three European tree species. In: KAHLE, H.P. ET AL. (EDS.), Causes and Consequences of Forest Growth Trends in Europe. European Forest Institute Research Report 21: 83-125, 2008a
- MELLERT, K.H., PRIETZEL, J., STRAUSSBERGER, R., REHFUESS, K.E., KAHLE, H.P., PEREZ, P., UND SPIECKER, H.: Relationships between long-term trends in air temperature, precipitation, nitrogen nutrition and growth of coniferous stands in Central Europe and Finland. European Journal of Forest Research 127: 507-524, 2008b
- MITSCHERLICH, G.: Wald, Wachstum und Umwelt. 1. Bd.: Form und Wachstum von Baum und Bestand. Sauerländer's Verlag, Frankfurt, 2., überarb. Aufl. 144 S., 1978
- MÜLLER-WESTERMEIER, G.: Numerisches Verfahren zu Erstellung klimatologischer Karten. Berichte des Deutschen Wetterdienstes: 12 S. + Anhang, 1995
- MÜLLER-WESTERMEIER, G.: Numerical production of climatic maps for parameters with significant correlation to topography. Klimastatusbericht: 82-85, 1999
- PRIETZEL, J., KOLB, E., UND REHFUESS, K.E.: Langzeituntersuchung ehemals streugennutzter Kiefernökosysteme in der Oberpfalz: Veränderungen von bodenchemischen Eigenschaften und der Nährelementversorgung der Bestände. Forstwissenschaftliches Centralblatt 116: 269-290, 1997.
- RIEK, W.: Wirkungszusammenhänge zwischen Standortfaktoren und Wuchsleistung in den stadtnahen Berliner Forsten. Allgemeine Forst- und Jagdzeitung 169: 149-156, 1998
- RIEK, W. UND STÄHR, F.: Eigenschaften typischer Waldböden im Nordostdeutschen Tiefland unter besonderer Berücksichtigung des Landes Brandenburg. Eberswalder Forstliche Schriftenreihe XIX: 180 S., 2004
- RIEK, R. UND WOLFF, B.: Integrierende Auswertung bundesweiter Waldzustandsdaten. Arbeitsbericht des Instituts für Forstökologie und Walderfassung 99/2: 141 S., 1999
- SAUTER, U.: Zeitliche Variationen des Ernährungszustandes nordbayerischer Kiefernbestände. Forstwissenschaftliches Centralblatt 110: 13-33, 1991.
- SPIECKER, H., HILDEBRAND, E.E., UND EVERS, F.H.: Ernährung und Zuwachs von Fichten (*Picea abies* [L.] Karst.) in einem langfristig beobachteten Düngungsversuch im Buntsandstein-Schwarzwald. Forst und Holz 47: 181-185. 1992
- THORNTHWAITE, C.W. UND MATHER, J.R.: The water balance. Publ. in Climatology - Drexel Inst. of Tech., Lab. of Clim Vol 8, No 1: 104 S., 1955
- THORNTHWAITE, C.W. UND MATHER, J.R.: Instructions and tables for computing potential evapotranspiration and the water balance. Publ. in Climatology - Drexel Inst. of Tech., Lab. of Clim Vol 10, No 3: 308 S., 1957