

Herleitung des jährlichen Zuwachses für Bäume deren BHD-Zuwachs nur für einen längeren Zeitraum bekannt ist

Georg Kindermann

Bundesforschungs- und Ausbildungszentrum für Wald, Naturgefahren und Landschaft, Institut für Waldwachstum und Waldbau, Seckendorff-Gudent-Weg 8, A-1131 Wien

Zusammenfassung

Der Zeitraum zwischen zwei Waldinventuraufnahmen oder zwei Revisionsaufnahmen auf Dauerversuchsflächen umfasst in der Regel mehrere Jahre. Schwankungen der Zuwachsleistung in der Beobachtungsperiode können mit diesen Beobachtungen nicht abgeleitet werden. In dieser Arbeit wird eine Methode vorgestellt, die es erlaubt, die Jahrringbreitenschwankungen innerhalb der Aufnahmeperiode für alle periodisch erhobenen Bäume zu schätzen. Dies geschieht durch Übertragung von an Bohrkernen beobachteten Jahrringbreitenmustern. Diese Muster wurden baumartenindividuell über Seehöhe und geographischer Lage ausgeglichen und können für jeden beliebigen Punkt in Österreich errechnet werden.

Die Methode wurde an mehr als 4000 systematisch über Österreich verteilten Bohrkernen für den Zeitraum 1931 bis 1996 entwickelt und erprobt. In Perioden mit regelmäßigen Jahrringbreiten wurde die mittlere Jahrringbreite der Periode wenig verändert auf die einzelnen Jahre übertragen. In solchen Fällen ist das Übertragen eines kaum vorhandenen Jahrringmusters entbehrlich. Für Perioden, welche deutliche Sprünge in den Jahrringbreiten aufweisen (Weiserjahre), kann dieses Muster innerhalb der Beobachtungsperiode nachgebildet werden.

Wie zu erwarten war, konnten die Jahrringbreiten bei kürzeren Aufnahmeperiodenlängen besser rekonstruiert werden als bei längeren. Interessant war jedoch, dass die Güte der Jahrringbreitenschätzung in der Mitte einer langen Periode, welche durch Zusammenhängen zweier kurzer Perioden entstand, jene der beiden kurzen Perioden übertraf. Die Korrelation der errechneten mit der beobachteten Abweichung von der mittleren Jahrringbreite der Periode lag im Mittel bei $r=0,25$. Bei besonders gut rekonstruierbaren Jahren lag sie bei $r=0,5$. Die Korrelation der rekonstruierten Jahrringbreitenschwankung einzelner Bäume über alle beobachteten Jahre lag im Mittel bei $r=0,5$. Es zeigte sich, dass die Qualität der Jahrringbreitenrekonstruktion am Anfang und Ende der Periode unter jener in der Periodenmitte lag.

Summary

The period between two observations on forest inventories or permanent plots is usually several years. Variations of the increment in the observation period cannot be derived with these observations. In this work a method is introduced which allows to estimate the annual ring width variations within the observation period for all periodically measured trees. This happens by transferring annual ring width patterns, observed in tree cores. These patterns were calculated depending on species, altitude and geographic position.

The method was developed on more than 4000 systematically over Austria distributed cores for the period 1931 to 1996. Periods with similar ring widths will produce annual ring width estimates which don't deviate much from the average of the period. In such cases transferring a barely available annual ring width pattern is unessential. The periods which show clear jumps in the ring width (pointer years) can be reconstructed with this method.

As it was expected, the ring width could be reconstructed better with shorter observation periods than with longer ones. Nevertheless, it was interesting that the goodness of the annual ring width estimate excelled in the middle of a long period, which originated from connections of two short periods that of both short periods. The correlation calculated with the observed deviation of the middle annual ring width of the period was on average $r=0.25$. In especially well reconstructable years it was $r=0.5$. The correlation of the reconstructed annual ring width variation of single trees in all observed years was on average $r=0.5$. It appeared that the quality of the annual ring width reconstruction was higher in the middle of the period than at the beginning and at the end of the period.

Einleitung

Die Darstellung der Zuwachsleistung und Biomassenveränderung von Wäldern für einzelne Jahre verlangt Beobachtungen derselben. Dieses Aufnahmeintervall wäre mit erheblichen Kosten verbunden und die Verringerung der aufgenommenen Probestellen würde bei einem relativ hohen Messfehler, verglichen mit der zu beobachtenden Veränderung, äußerst unsichere Ergebnisse zur Folge haben. Auch die Modellierung der Zuwächse in Abhängigkeit von jährlichen Witterungsschwankungen benötigt Jahreszuwächse. Der Einsatz von Dendrometern sowie das Werben von Bohrkernen erfolgt in der Regel nur bei wenigen Bäumen und ist meist auch mit Verletzungen des Baumes verbunden. Wenn es möglich ist, das Muster der jährlichen Zuwächse innerhalb einer Beobachtungsperiode zu erfassen und auf alle periodisch gemessenen Bäume zu übertragen, sollten es möglich sein Biomassenveränderung einzelner Jahre darzustellen sowie klimasensitive Zuwachsmodelle zu erstellen. Zur Darstellung der jährlichen Biomassenveränderung sollte auch ein Konzept der erfolgten Entnahmen sowie Neuaufforstungen entwickelt werden.

Bei Waldinventuren werden üblicherweise auf vorgegebenen Rasterpunkten einige Probestämme nach einem bestimmten Verfahren ausgewählt. Von diesen Bäumen wird neben anderen Merkmalen meist der

Brusthöhendurchmesser (BHD) gemessen und die Baumart angesprochen. Bei einer Wiederholungsaufnahme im Rahmen einer permanenten Inventur werden diese zu einem späteren Zeitpunkt gemessen, solange sie nicht in der Zwischenzeit entnommen wurden. Darüber hinaus werden bei einer Wiederholungsaufnahme jene Bäume gemessen, die nun den Aufnahmekriterien entsprechen. Die Intervalllänge zwischen zwei Aufnahmen übersteigt meist die Dauer von einem Jahr. Daher lässt sich aus diesen Beobachtungen der in einzelnen Jahren geleistete BHD-Zuwachs nicht ermitteln. Der Zuwachs, der zwischen den Aufnahmezeitpunkten geleistet wurde, kann hingegen - abgesehen von allfälligen Messfehlern - exakt bestimmt werden.

CAO (2000) und NORD-LARSEN (2006) entwickelten BHD-Zuwachsmodele welche den einjährigen BHD-Zuwachs prognostizieren. Als Eingangsparameter verwenden sie Alter, BHD und Konkurrenzindices. Da meist keine zusätzlichen Informationen zwischen den Aufnahmezeitpunkten vorliegen, kann die Veränderung der Konkurrenz innerhalb der Periode nur durch Annahmen wann Konkurrenten wegfallen (Entnahmen, Mortalität) oder hinzukommen (Verjüngung, Einwüchse) sowie durch eine Annahme wie sich die jeweiligen Baumdimensionen im Laufe der Periode verändern, geschätzt werden. Dieses Vorgehen wird sinnvoller Weise iterativ erfolgen, ist aber nicht in der Lage Jahrringbreitenschwankungen, welche nicht durch Alterstrend und Konkurrenzänderungen verursacht wurden, zu erklären. Die in Mitteleuropa etablierten Waldwachstumsmodelle (Prognaus (MONSERUD und STERBA 1996), Moses (HASENAUER 1994), Bwin (NAGEL et al. 2002), Silva (PRETZSCH et al. 2002)) wurden mit Zuwachsdaten aus meist 5-jährigen Periodenlängen parametrisiert. Die Zuwachsschätzungen dieser Modelle erfolgen daher in der Regel auch für 5-jährige Perioden und lassen ebenfalls eine Abschätzung der jährlichen Zuwachsschwankungen nicht zu.

Die jährlichen Zuwächse gewinnen im Kontext der Reaktion des Waldwachstums auf Klimaänderung an Bedeutung. Hierbei wird zwischen Zuwachsreaktionen aufgrund von kurzfristigen Witterungsschwankungen und langfristigen Klimabedingungen zu unterscheiden sein. Die Rekonstruktion von Jahrringbreiten wird eher in den Bereich der kurzfristigen Reaktion auf Witterungsschwankungen fallen. Den jährlichen Einfluss der Witterung kann man an Jahrringbreitenschwankungen, deren Muster zum Synchronisieren von Bohrkernen oder zum Datieren von Holzstücken verwendet werden, erkennen (FRITTS 1976). Diese Jahrringbreitenmuster werden auch dazu verwendet, um Klimasituationen vergangener Jahre zu rekonstruieren (COOK und KAIRIUKSTIS 1992). Demnach sollte es auch möglich sein, bei bekannter Witterung das Jahrringbreitenmuster zu bestimmen.

Wenn nun das Jahrringbreitenmuster aus Bohrkernen oder Stammscheiben bekannt ist, kann dieses auch ohne Verwendung von Wetterdaten auf andere Bäume übertragen werden. Das direkte Übertragen des Jahrringbreitenmusters hat zur Folge, dass auch Einflüsse, welche nicht durch die Witterung verursacht wurden, (z.B. Schädigung durch Luftverschmutzung) erhalten bleiben. SPIECKER (1987) beschrieb eine Methode, bei welcher das Zuwachsmuster einzelner Jahre, welches an Bohrkernen beobachtet wurde, auf einzelne Probestellen aufgeteilt wurde. CLARK et al. (2007) schätzten die Jahrringbreite einzelner Jahre aus der mittleren Jahrringbreite welche über individuelle Einflüsse sowie Einflüsse einzelner Jahre angepasst wird. Diese Ansätze sollen auch hier verfolgt werden jedoch mit der Erweiterung, dass die Jahrringbreitenschwankung neben der Baumart auch über Seehöhe und geographischer Lage modelliert werden, und somit für beliebige Gebiete, welche von den Bohrkerndaten abgedeckt werden, der Jahreszuwachsmuster geschätzt werden kann.

Mit diesen so ergänzten Jahrringbreiten können Wachstumsfunktionen für einjährige Zuwächse, welche sowohl auf Konkurrenz als auch auf Witterung reagieren, erstellt werden. Neben der Modellerstellung können diese Jahrringbreiten dazu verwendet werden, um den Jahreszuwachs in einem Betrieb, einem Bundesland oder für ganz Österreich zu bestimmen.

Daten und Methoden

Im Zuge der Österreichischen Waldinventur wurde im Jahr 1977 von 1291, 1986-1990 von 992 und 2000-2002 von 2000 Bäumen jeweils ein Bohrkern geworben und dessen Jahrringbreiten gemessen. Der Zeitraum 1931 bis 1996 wurde zur weiteren Untersuchung herangezogen. Um Einflüsse durch Jugendwachstumstrends zu vermeiden, wurden von den gemessenen Jahrringbreiten nur jene ausgewählt, welche weiter als 6 cm vom Kern entfernt waren. Die jüngsten 5 Jahrringbreiten sowie alle Bäume die nun weniger als 30 Jahrringe hatten wurden weggelassen.

Von den beprobten Bäumen ist deren Konkurrenzsituation nicht bekannt. Daher ist neben den vom Klima verursachten Jahrringbreitenschwankungen auch noch mit konkurrenz- und phytopathologisch bedingten Schwankungen zu rechnen. Um diesen zusätzlichen Einflüssen Rechnung zu tragen, bzw. um diese nach Möglichkeit zu eliminieren, wurde die Sensitivität (S) für den Einzelbaum (i) für alle Jahre des untersuchten Zeitraumes mit Gleichung (1) aus der gemessenen Jahrringbreite (ir) errechnet.

$$S_{i,Jahr} = \frac{1 + \frac{\dot{ir}_{i,Jahr} - \dot{ir}_{i,Jahr-1}}{\dot{ir}_{i,Jahr} + \dot{ir}_{i,Jahr-1}}}{2} \quad (1)$$

Große Abweichungen der Sensitivität vom Jahresmittel deuten auf Einflüsse hin welche nur einzelne Bäume erfahren haben. Um dem Einfluss der Seehöhe (nn) Rechnung zu tragen wurde die Sensitivität mittels Logitregression für die einzelnen Jahre in Abhängigkeit von der Seehöhe je Baumart ausgeglichen (Gleichung (2)).

$$\hat{S}_{nn,Jahr} = \frac{1}{1 + e^{a_{Jahr} + b_{Jahr} \times nn}} \quad (2)$$

Neben dem Einfluss der Seehöhe können standorts- und regionsspezifische Unterschiede Einfluss auf die Jahrringbreite haben. Um solche Gruppen zu finden wurde eine Clusteranalyse durchgeführt. Dazu wurde für jeden Baum die Abweichung der Sensitivität von der über der Seehöhe ausgeglichen Sensitivität ($\Delta S = S_{i,Jahr} - \hat{S}_{nn,Jahr}$) bestimmt. Die Abstandsmatrix (d) zwischen Baum i und Baum j wurde mit Gleichung (3) berechnet, wobei (Var) die Variation der Sensitivitätsabweichungen aller Beobachtungen in einem Jahr, (Jmin) und (Jmax) den Zeitraum aller beobachteten Jahre, (Jmini,j) und (Jmaxi,j) den Zeitraum in dem von beiden Bäumen Sensitivitäten errechnet wurden, darstellt.

$$d_{i,j} = \sqrt{\frac{\sum_{Jahr=Jmin}^{Jmax} Var_{Jahr}}{Jmax_{i,j}} \times \sum_{Jahr=Jmin_{dmin}}^{Jmax_{dmax}} (\Delta S_{i,Jahr} - \Delta S_{j,Jahr})^2} \quad (3)$$

Bei Bäumen ohne zeitlicher Überdeckung der Sensitivitäten wurde der Mittelwert aller errechenbaren Abstände eingesetzt. Aufgrund dieser Entfernungsmatrix wurde mit dem hierarchischen Clusterverfahren AGNES (Agglomerative Nesting) mit der Methode WARD ähnliche Abweichungsmustergruppen zusammengefasst. Für diese Gruppen wurden die jährlichen Perzentilen P25, P50 und P75 der Sensitivitätsabweichungen gegenüber der geschätzten Sensitivität in Gleichung (2) bestimmt und all jene, die weiter als das Dreifache des interquartilen Abstandes P50-P25 bzw. P75-P50 vom Median entfernt waren, als Ausreißer markiert. Da in weiterer Folge wieder die Jahrringbreite Verwendung fand, wurden die beiden Jahrringe, aus denen die Sensitivität berechnet wurde, als Ausreißer markiert.

In Abbildung 1 ist die Anzahl der ausreißerbereinigten Jahrringe in den einzelnen Jahren dargestellt. Es konnten von der Fichte auf bis zu 1675, von der Weißkiefer auf bis zu 308 und von der Lärche auf bis zu 213 Jahrringe in einem Jahr zurückgegriffen werden.

Von den Jahrringbreiten wurde für vorgegebene Periodenlängen (z.B. 5 Jahre) ein Periodenmittel gebildet. Dies würde dem mittleren Zuwachs entsprechen, wie er aus typischen Inventuren ermittelt werden kann. Perioden, in denen als Ausreißer markierte Jahrringe vorhanden sind, wurden zur Parametrisierung nicht verwendet. Für die einzelnen Bäume (i) wurde für jedes Jahr ein Index (IDX) nach Gleichung (4) bestimmt wobei (ir) die Jahrringbreite und (mir) die mittlere Jahrringbreite einer Periode ist.

$$IDX_{i,Jahr} = \frac{1 + \frac{ir_{i,Jahr} - mir_{i,Peri,Jahr}}{ir_{i,Jahr} + mir_{i,Peri,Jahr}}}{2} \quad (4)$$

Dieser Index wurde mittels Logitregression (Gl. (5)) je Jahr und Baumart (Ba) über die Seehöhe (nn) und seine Position – Längengrad (lon) und Breitengrad (lat) – ausgeglichen.

$$IDX_{i,Jahr} = \frac{1}{1 + e^{c_{0,BA,Jahr} + c_{1,BA,Jahr} \times nn_i + c_{2,BA,Jahr} \times lat_i + c_{3,BA,Jahr} \times lon_i}} + \varepsilon_{i,Jahr} \quad (5)$$

Mit diesem geschätzten Index kann nun für jeden Baum (i), für den die mittlere Jahrringbreite (mir) einer Periode bekannt ist, die Jahrringbreite (bir) nach Gleichung (6) bestimmt werden.

$$\hat{bir}_{i,Jahr} = \frac{mir_{i,Peri,Jahr} \times \hat{IDX}_{i,Jahr}}{1 - \hat{IDX}_{i,Jahr}} \quad (6)$$

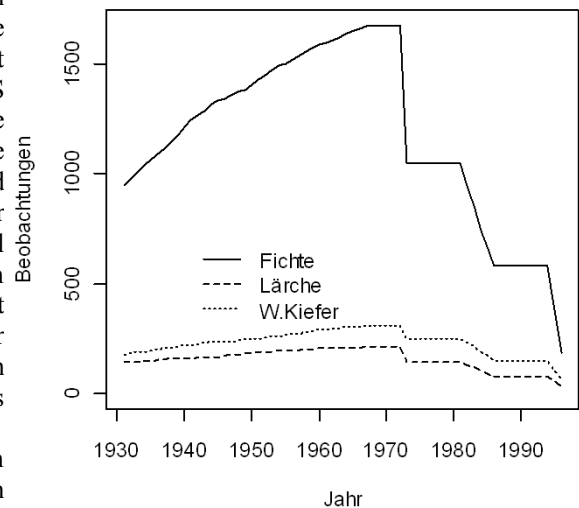


Abbildung 1: Anzahl der Probestämme im Zeitraum 1931 bis 1996

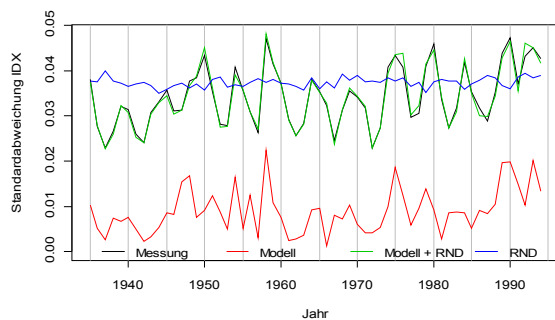
Da die Jahrringbreiten der einzelnen Jahre unabhängig voneinander geschätzt werden, muss die mittlere Jahrringbreite ($mbir_{i,Peri_Jahr}$) einer Periode, errechnet aus den geschätzten Jahrringbreiten, nicht mit der beobachteten ($mir_{i,Peri_Jahr}$) übereinstimmen. Um diese Übereinstimmung zu gewährleisten wird die geschätzte Jahrringbreite (bir) in Gleichung (7) transformiert.

$$\hat{ir}_{i,Jahr} = \hat{bir}_{i,Jahr} \times \frac{mir_{i,Peri_Jahr}}{mbir_{i,Peri_Jahr}} \quad (7)$$

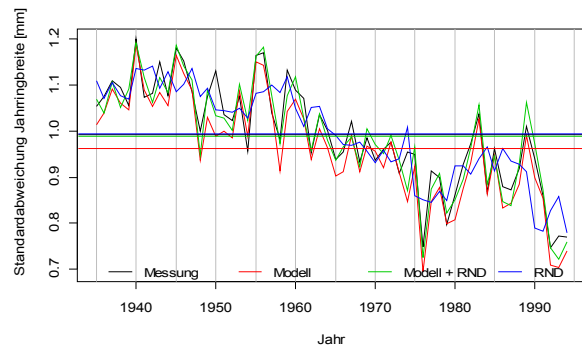
Die auf diese Weise geschätzten Jahrringbreiten wurden mit Jahrringbreiten, die mit Hilfe eines normalverteilten Zufallsindex (RND) generiert wurden, verglichen. Dieser Zufallsindex wurde je Baumart erzeugt und entspricht dem mittleren tatsächlichen Index sowie dessen Streuung über alle Perioden. Die Variation der geschätzten Indices ist in der Regel geringer als die der gemessenen. Um die Streuung auf jene des Parametrisierungsdatensatzes zu bringen, wurde eine Zufallszahl zum geschätzten Index addiert, sodass die Streuungen des geschätzten Index jener der Beobachtung innerhalb eines Jahres entsprachen. Auch mit diesem streuungsangepassten Index wurde die Jahrringbreite errechnet. Es konnte die Korrelation dieser Indices und auch der errechneten Jahrringbreiten mit den Messwerten untersucht werden. Des Weiteren wurde überprüft wie sich die Sensitivität, errechnet aus den geschätzten Jahrringbreiten, gegenüber den Messwerten verhielt. Zusätzlich zur Sensitivität, welche sich auf die Jahrringbreite des Vorjahres bezieht, wurde die Jahrringbreite eines bestimmten Jahres auch auf die mittlere Jahrringbreite der 5 vorangegangenen sowie 5 folgenden Jahre bezogen.

Ergebnisse

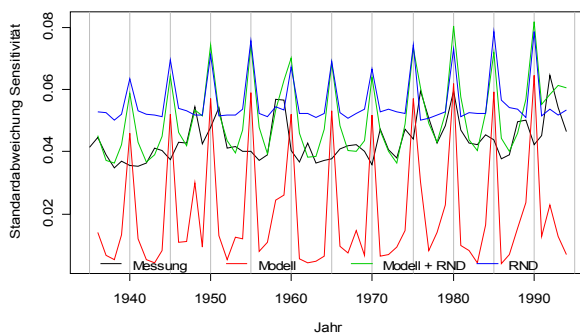
In den dargestellten Ergebnissen wurde eine Periodenlänge von 5 Jahren angenommen. Wie sich die Streuungen des geschätzten und des errechneten Index in den einzelnen Jahren entwickeln ist in Abbildung 2 links oben dargestellt. Man sieht, dass die direkte Schätzung des Modells (Modell) nur in etwa $\frac{1}{4}$ der Streuung der Messung (Messung) aufweist. Das Muster der Streuungen einzelner Jahre bleibt jedoch weitgehend erhalten, was durch eine Korrelation von $r=0,72$ zwischen Streuung der gemessenen und Streuung des Index aus der Modellberechnung unterstützt wird. Das streuungsangepasste Modell (Modell + RND) ist so gut wie deckungsgleich mit der Messung. Die rein zufallsbasierte Streuung (RND) stimmt im Mittel mit der tatsächlichen überein. Die jährlichen Schwankungen werden jedoch nicht wiedergegeben und die Korrelation zwischen der Streuung der Messwerte und der Streuung des Zufallsindex ist mit $r=-0,06$ erwartungsgemäß niedrig.



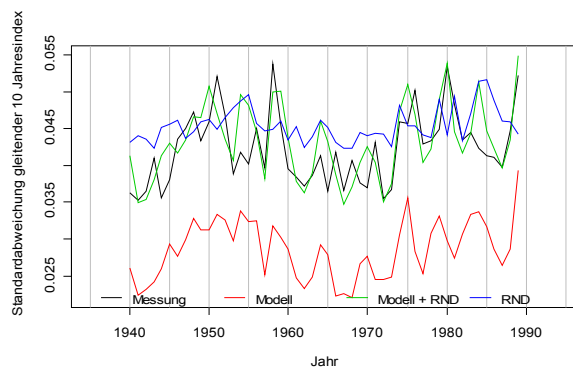
Periodischer Jahrringbreitenindex



Jahrringbreite



Sensitivität



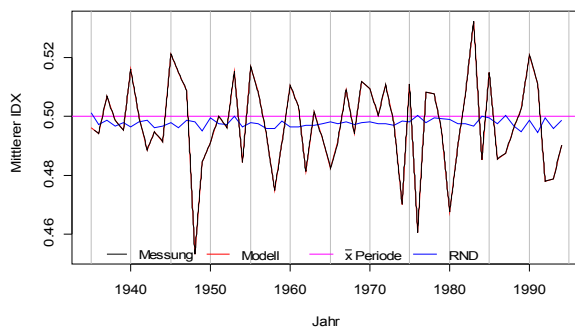
Gleitender Index

Abbildung 2: Jährliche Streuung des periodischen Jahrringbreitenindices (IDX), der Jahrringbreite, der Sensitivität und des gleitenden Index für Fichte

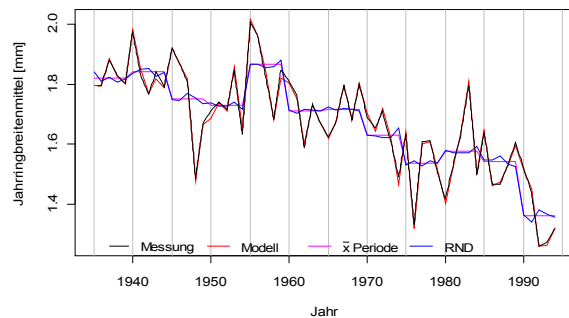
Beim Vergleich der Standardabweichungen der Jahrringbreiten innerhalb eines Jahres (Abbildung 2 rechts oben) liegt die des Modells um 3 % unter jener der Beobachtung. Die Zufallsstreuung und das zufallsergänzte Modell haben mit der Messung vergleichbare Streuungen. Die Korrelation der mittleren Streuungen über die Jahre liegt zwischen Messung und Modell bei $r=0,966$. Die Korrelation zwischen Modell und reiner Zufallsstreuung liegt bei $r=0,878$. Diese hohen Korrelationen sind dadurch bedingt, dass ein Teil der Jahrringbreite zwar durch den unterschiedlichen Index, der andere Teil durch die, für alle gleiche, mittlere Jahrringbreite bestimmt wird.

Die Streuung der Sensitivität in den einzelnen Jahren ist in Abbildung 2 links unten dargestellt. Besonders auffällig ist der starke Anstieg der Modellstreuungen alle 5 Jahre. Die Sensitivität wird aus der Jahrringbreite zweier aufeinanderfolgender Jahrringbreiten berechnet. Unterschiede in den Jahrringbreiten innerhalb einer Periode werden nur durch Unterschiede des berechneten IDX bedingt. An der Grenze zwischen zwei Perioden kommt zusätzlich noch der Unterschied in der mittleren Jahrringbreite hinzu. Das streuungskorrigierte Modell deckt sich innerhalb der Perioden in etwa mit den Messwerten und springt zwischen den Perioden auf die Werte der rein zufälligen Indexberechnung. Dieses Pulsieren ist bei der gleitenden Indexberechnung (Abbildung 2 rechts unten) nicht zu beobachten.

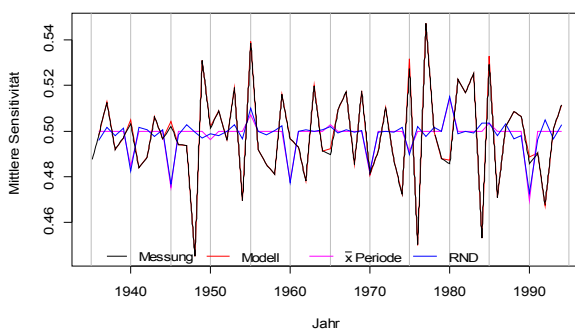
Der Indexmittelwert der einzelnen Jahre muss sich zwischen Beobachtung und Modell decken, was auch in Abbildung 3 links oben zu sehen ist. Jahrringe die gleich breit wie der Mittelwert der Periode sind haben einen Index von 0,5. Der Zufallsindex, welcher aus dem mittleren Index sowie dessen Streuung über alle Perioden erzeugt wurde, liegt, wie der Mittelwert des Index, unter 0,5. In dieser Abbildung sind die Jahre 1948 und 1976 als Jahre mit unterdurchschnittlichen und das Jahr 1983 mit überdurchschnittlichen Jahrringbreiten zu erkennen. Diese Jahre sind auch in Abbildung 3 rechts oben, welche den Mittelwert der Jahrringbreite darstellt, zu erkennen. Es ist auch zu sehen, dass die Jahrringbreiten im Laufe der Zeit abnehmen. Diese Abnahme kann durch einen Alterstrend verursacht sein. Ein deutliches Schwanken der Jahrringbreite ist zwischen den einzelnen Jahren zu beobachten. Diese Schwankungen sind in den periodischen Mittelwerten deutlich abgeschwächt zu erkennen.



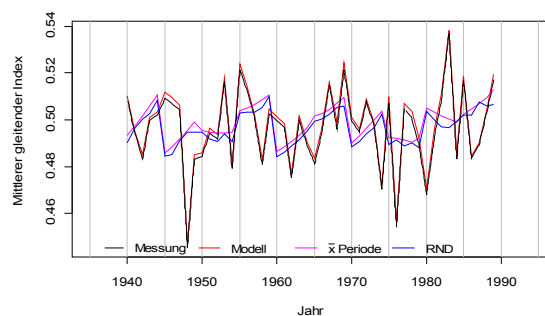
Periodischer Jahrringbreitenindex



Jahrringbreite



Sensitivität

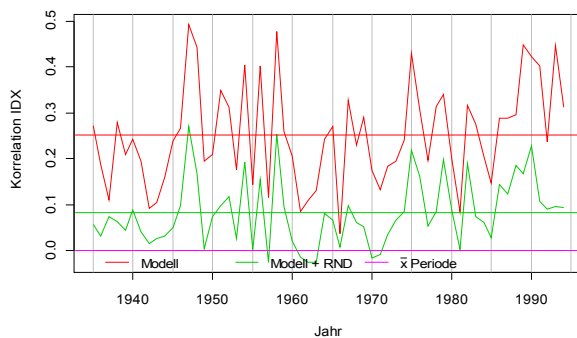


Gleitender Index

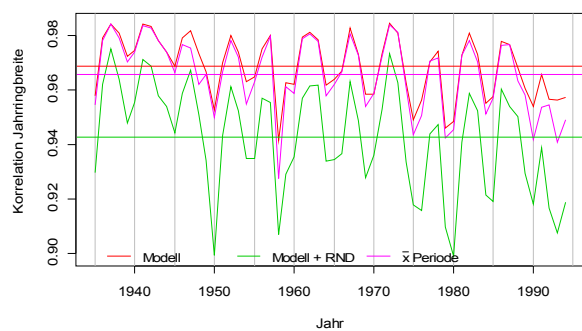
Abbildung 3: Jährlicher Mittelwert des periodischen Jahrringbreitenindices (IDX), der Jahrringbreite, der Sensitivität und des gleitenden Index für Fichte

Der Mittelwert der Sensitivität (Abbildung 3 links unten) zeigt, im Gegensatz zu seiner Streuung in den einzelnen Jahren (Abbildung 2 links unten), kein Ansteigen an den Periodengrenzen. Die Modellschätzung ist deckungsgleich mit der Messung. Auch hier sind die Weiserjahre 1948 und 1976 deutlich zu erkennen. Die Sensitivität, berechnet aus der mittleren Jahrringbreite der Periode, liegt innerhalb der Periode zwangsläufig bei 0,5, und zeigt zwischen den Perioden Ausschläge nach oben oder unten, je nachdem ob das Mittel des Folgejahres größere oder kleinere Jahrringbreiten hatte. Dieses Pulsieren macht der Zufallsindex ebenfalls mit. Auch beim mittleren gleitenden Index sind die Jahre 1948 und 1976 deutlich zu erkennen (Abbildung 3 rechts unten). Auch hier sind Messung und Modell deckungsgleich.

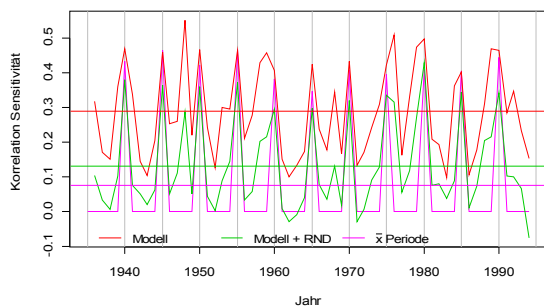
Die Korrelation zwischen gemessenem IDX und berechnetem IDX einzelner Jahre liegt im Mittel bei $r=0,25$ (Abbildung 4 links oben). Bei einzelnen Jahren (1947, 1958) erreicht die Korrelation beinahe $r=0,5$ in anderen Jahren (1966) nicht einmal $r=0,04$. Die Methode, welche den berechneten IDX mit einer Zufallsstreuung ergänzt, hat eine mittlere Korrelationen von $r=0,07$. Die Verwendung der mittleren Jahrringbreite einer Periode zeigt naturgemäß keine Korrelation mit den gemessenen IDX. Mit dem IDX wird die tatsächliche Jahrringbreite geschätzt. Die Korrelation des Periodenmittels mit der tatsächlichen Jahrringbreite liegt im Schnitt bereits bei $r=0,966$ (Abbildung 4 rechts oben). Die Korrelation der geschätzten Jahrringbreite mit der gemessenen liegt bei $r=0,969$. Auffällig ist ein periodisches Auf und Ab der Korrelationen. Am Beginn und am Ende der Periode sind die Korrelationen in der Regel geringer als in der Mitte der Periode. Die Jahre 1958, 1948 und 1976 zeigen eine gewisse Überlegenheit der modellhaften Jahrringbreitenschätzung, da die starke Abweichung vom Periodenmittel in diesen Jahren vom Modell berücksichtigt wird. In diesen Jahren zeigt die Korrelation der mittleren Jahrringbreite einen recht starken Abfall gegenüber dem Vorjahr.



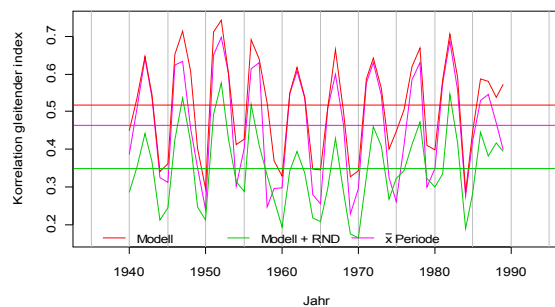
Periodischer Jahrringbreitenindex



Jahrringbreite



Sensitivität

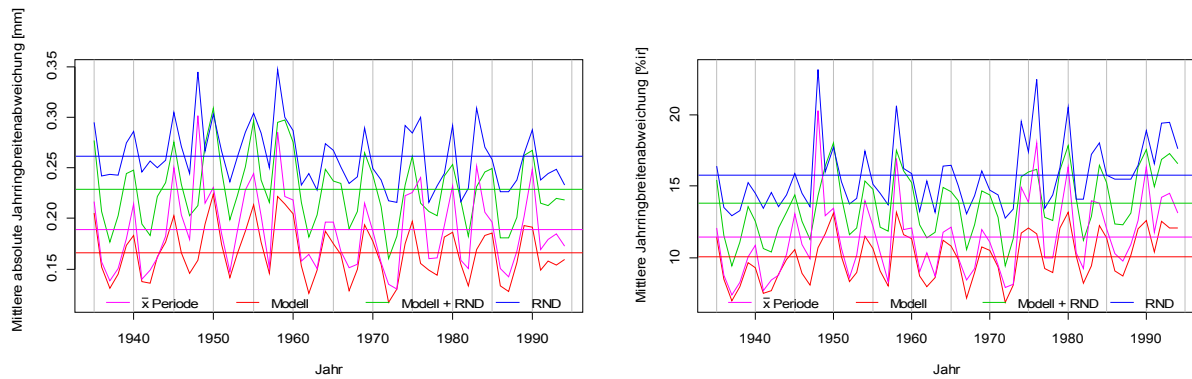


Gleitender Index

Abbildung 4: Jährliche Korrelation zwischen Beobachtung und Modellschätzung des periodischen Jahrringindices (IDX), der Jahrringbreite, der Sensitivität und des gleitenden Index für Fichte.

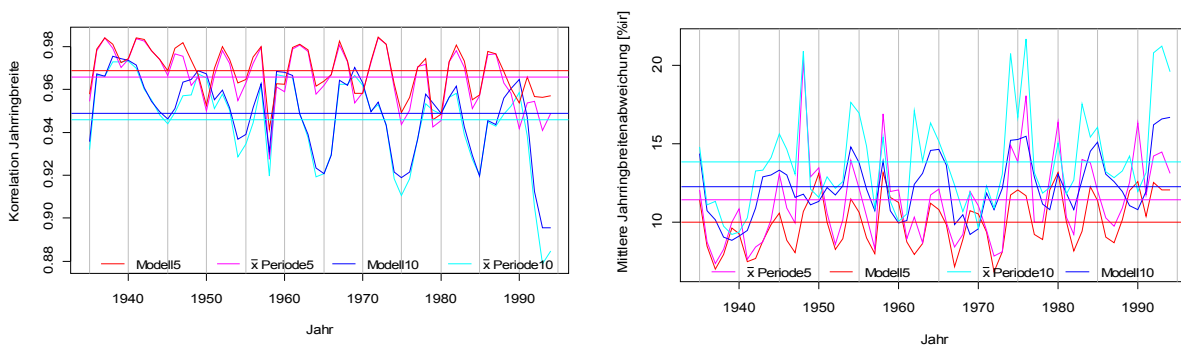
Die Korrelation der Sensitivität innerhalb eines Jahres liegt im Mittel über alle Jahre bei $r=0,29$, wenn sie aus den geschätzten Jahrringbreiten bestimmt wird (Abbildung 4 links unten). Bei der Verwendung des Periodenmittels kann die Sensitivität innerhalb einer Periode nicht streuen, zwischen den Perioden jedoch schon. Es ergibt sich hierbei eine mittlere Korrelation über alle Jahre von $r=0,08$. Wenn nur die Jahre bei einem Periodenwechsel betrachtet werden ergibt sich beim Periodenmittel $r=0,41$ und bei der Schätzung $r=0,44$. Die Korrelation der Sensitivitäten am Anfang und am Ende einer Periode ist in der Regel höher als in der Mitte einer Periode. Jahre mit extremen Jahrringschwankungen zeigen sehr hohe Korrelationen, auch wenn sich diese in der Periodenmitte befinden (z.B. 1948). Bei den gleitenden Indices hat die geschätzte Jahrringbreite eine Korrelation von $r=0,52$ und jene des Periodenmittels $r=0,46$. Die größten Korrelationen sind in der Mitte der Periode zu beobachten.

Die mittlere Abweichung der geschätzten von der gemessenen Jahrringbreite beträgt 0,17 mm (Abbildung 5 links). Die Abweichung der gemessenen Jahrringbreite vom Periodenmittelwert beträgt im Mittel 0,19 mm und ist geringer als jene der streuungsergänzten Schätzung (0,23 mm) und des Zufallsindex (0,26 mm). Die Abweichungen sind in der Periodenmitte am geringsten. Perioden mit starken Jahrringbreitenschwankungen (z.B. 1945-1950) zeigen bei der Verwendung der mittleren Jahrringbreite der Periode naturgemäß starke Abweichungen gegenüber der Messung. Bei der Schätzung des Modells ist diese Steigerung der Abweichung nicht zu beobachten. Wenn die Abweichungen auf die mittlere Jahrringbreite des Jahres bezogen werden, liegen die Abweichungen des Modells bei 10,0% (Abbildung 5 rechts). Die größte Abweichung beträgt 13,1% (1980) und die kleinste 6,8% (1972). Die mittlere Abweichung bei Verwendung des Periodenmittels beträgt 11,4% wobei hier eine minimale Abweichung von 7,4% im Jahr 1937 und eine maximale Abweichung von 20,3% im Jahr 1948 erreicht wurden.



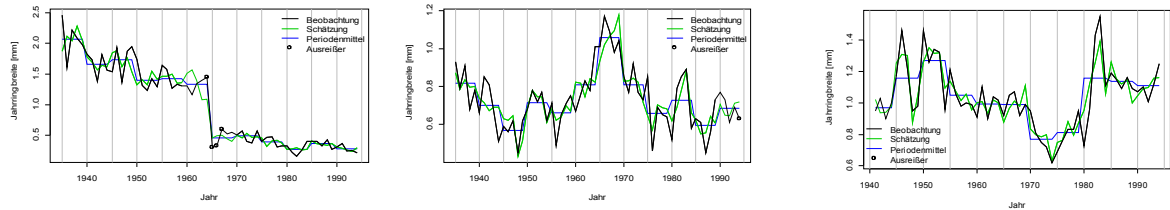
Absolute Jahrringbreitenabweichung Prozentuale Jahrringbreitenabweichung
Abbildung 5: Abweichung von der gemessenen Jahrringbreite für Fichte

Der Einfluss der Periodenlänge auf die Korrelation bzw. auf die Abweichung vom Messwert wird in Abbildung 6 dargestellt. Die mittlere Korrelation der geschätzten mit den gemessenen Jahrringbreiten liegt bei einer 5-jährigen Periodenlänge bei $r=0,969$ und fällt bei einer 10-jährigen auf $r=0,949$ ab. Es ist ein Schwanken der Korrelation zu beobachten, wobei die höchsten Werte in der Mitte der Perioden liegen. Bei der 10-jährigen Periode ist die Frequenz halb so hoch wie bei der 5-jährigen. Die Amplitude ist bei der 10-jährigen Periode in etwa doppelt so groß. Die Korrelationen der 10-jährigen Periode liegen in der Regel unter jenen der 5-jährigen Periode, außer in der Mitte einer Zehnjahresperiode an den Grenzen der Fünfjahresperiode (1939-1940, 1949-1950, 1959-1960, 1969-1970, 1979-1980, 1989-1990). Die Abweichung der Jahrringbreite beträgt bei der Fünfjahresperiode 10,0% und bei der Zehnjahresperiode 12,3%. Auch hier ist ein Oszillieren zwischen den Periodengrenzen zu sehen wobei die Abweichungen an den Periodengrenzen am größten sind. Genau in denselben Jahren, in denen die Korrelation der Zehnjahresperiode jene der Fünfjahresperiode übertrifft, unterbietet die Zehnjahresperiode die Abweichungen der Fünfjahresperiode.



Korrelation der Jahrringbreiten Prozentuelle Jahrringbreitenabweichung
Abbildung 6: Unterschiede zwischen 5- und 10-jährigen Aufnahmeintervallen

In Abbildung 7 sind die Jahrringbreiten einzelner Bäume aufgetragen. Die schwarze Linie zeigt die gemessenen Jahrringbreiten, die blaue Linie das Mittel einer Fünfjahresperiode, und die grüne Linie die geschätzte Jahrringbreite. Jahrringfolgen, welche als Ausreißer eingestuft wurden, sind mit einem Kreis gekennzeichnet. Perioden, in denen ein Ausreißer vorkommt, wurden durch dünnere Linien gekennzeichnet. Bei der linken Abbildung handelt es sich um eine Weißkiefer in 360 m Seehöhe aus dem Grazer Becken. Sie zeigt eine geringe Übereinstimmung der geschätzten mit der gemessenen Jahrringbreite. Im Jahre 1959-1960 ging die Jahrringbreite von 1,5 mm auf weniger als 0,5 mm zurück. Dieser starke Rückgang wurde als Ausreißer eingestuft. Die Korrelation des IDX in den Perioden ohne Ausreißer ist $r=-0,092$, jene der Jahrringbreite $r=0,967$. Die Jahrringbreite weicht im Mittel um 0,12 mm ab. Die mittlere Abbildung zeigt eine Fichte in 1560 m in der Nähe von Reutte in Tirol mit mittelmäßiger Übereinstimmung. Sehr gute Übereinstimmungen sind in den Jahren 1948 und 1983 zu erkennen. Die Korrelation des IDX beträgt $r=0,54$, jene der Jahrringbreite $r=0,84$. Die Jahrringbreite weicht im Mittel um 0,07 mm ab. Die rechte Abbildung zeigt eine Fichte in 1780 m in der Nähe von Liezen mit recht guter Übereinstimmung der Jahrringbreiten. Die Korrelation des IDX beträgt $r=0,79$ jene der Jahrringbreiten $r=0,91$. Die Jahrringbreite weicht im Mittel um 0,07 mm ab.



(a) gering (b) mittel (c) gut

Abbildung 7: Gegenüberstellung von gemessener und errechneter Jahrringbreite

In Abbildung 8 ist die Häufigkeit der Korrelation zwischen beobachtetem und des geschätztem IDX des Einzelbaumes der Baumart Fichte dargestellt. Die meisten Bäume liegen im Bereich von $r=0,5$ bis $r=0,6$ und auch der Median liegt bei $r=0,51$. 2,8% der Bäume zeigen einen negativen Korrelationskoeffizienten.

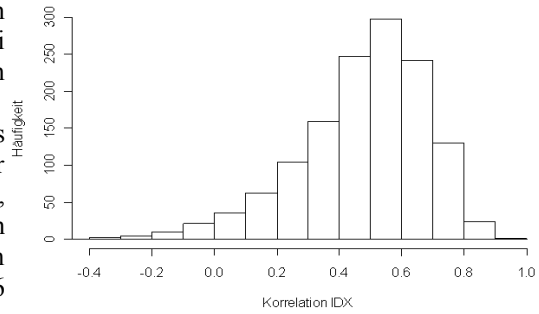


Abbildung 8: Häufigkeitsverteilung der Korrelation der Einzelbaumindices für Fichte

In Abbildung 9 ist die Abhängigkeit des errechneten Indexes von der Seehöhe bzw. von der Baumart dargestellt. In der linken Abbildung sind die Indices der Seehöhen 400 m, 1100 m und 1800 m gezeigt. Der IDX der Seehöhe 1100 m liegt, begründet durch den linearen Ansatz, stets zwischen den Werten von 400 m und 1800 m. Die Jahre 1948 und 1976 zeigen in allen Höhenstufen eine kleinere Jahrringbreite als das Periodenmittel. Der unterdurchschnittliche Zuwachs war jedoch 1948 bei der Hochlage und 1976 bei der Tieflage wesentlich deutlicher ausgeprägt. In den Jahren 1975 und 1990 gab es in der Tieflage überdurchschnittlich breite Jahrringe, in der Hochlage gab es hingegen unterdurchschnittliche Jahrringbreiten. In den Jahren 1947, 1951, 1958, 1969, 1993 und 1994 zeigte die Hochlage überdurchschnittliche Jahrringbreiten und die Tieflage unterdurchschnittliche. In der rechten Abbildung sind die Indexunterschiede zwischen den Baumarten Fichte, Lärche und Weißkiefer für die Höhenstufe 400 m dargestellt. Die Muster der Baumarten ähneln einander, zeigen aber für einzelne Jahre abweichende Trends. So zeigen alle Baumarten im Jahr 1944 eine unterdurchschnittliche Jahrringbreite, wobei Lärche am stärksten und Weißkiefer kaum betroffen ist. Im Jahr 1976 zeigten Fichte und Weißkiefer einen überdurchschnittlich schmalen Jahrring, Lärche zeigte dies erst ein Jahr später.

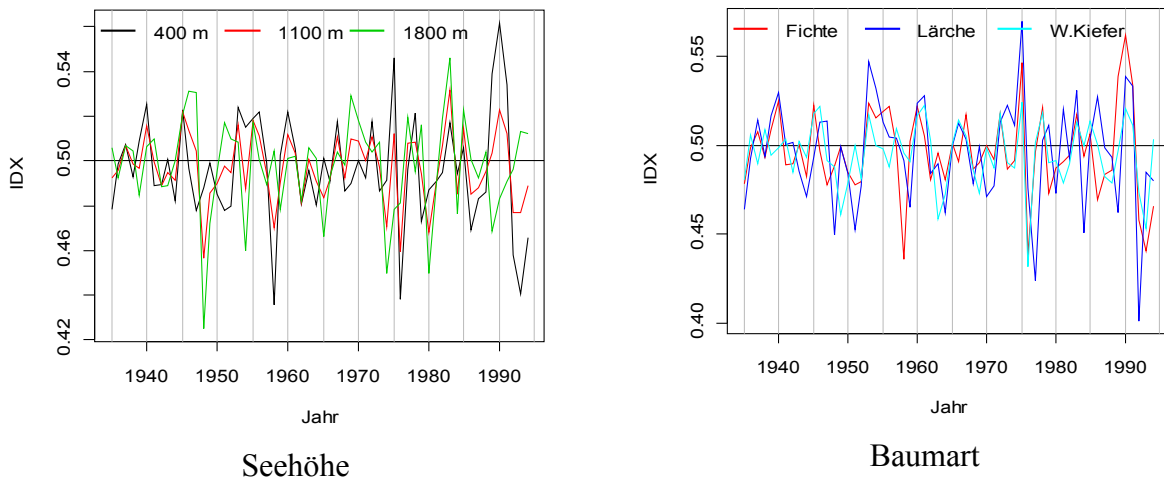


Abbildung 9: Abhängigkeit des errechneten IDX von Seehöhe und Baumart

In Abbildung 10 ist der Einfluss der geographischen Lage auf den errechneten IDX einer Fichte in 400 m Seehöhe dargestellt. Eine der Fichten befindet sich in Bregenz, die andere mehr als 500 km entfernt in Falkenstein im Osten Österreichs. Das Muster zwischen beiden Bohrkernen ist im Prinzip ähnlich. Unterschiede bestehen beispielsweise im Jahr 1958, wo der Zuwachs in Falkenstein stärker zurückging als in Bregenz, sowie im Jahr 1986 wo es genau umgekehrt war.

Diskussion

Die vorgestellte Methode überträgt Jahrringbreitenmuster von Bohrkernen auf Bäume, von denen nur ein mehrjähriger Zuwachs bekannt ist. Ist das Jahrringmuster in der beobachteten Zuwachsperiode wenig ausgeprägt, kann auf das jahresindividuelle Aufteilen der Zuwächse verzichtet werden. Liegt jedoch ein ausgeprägtes Jahrringmuster vor, kann dieses Muster nachgebildet werden.

Kürzere Aufnahmeperiodenlängen ermöglichen eine bessere Jahrringbreitenrekonstruktion, die Rekonstruktionsqualität ist aber nicht ausschließlich von der Periodenlänge abhängig. Großen Einfluss haben auch der Messfehler sowie die Jahrringbreitenhomogenität innerhalb der Beobachtungsperiode. D.h., wenn ein Fehler der Jahrringbreite bis zu einem gewissen Ausmaß erlaubt ist, kann die Aufnahmeintervalllänge abhängig von einer laufend durchgeführten Jahrringbreitenmessung gestaltet werden. Bei einem homogenen Jahrringbreitenmuster kann bei gleichem Ergänzungsfehler die Periodenlänge größer sein. Im

Falle eines inhomogenen Jahrringbreitenmusters sollte ein kürzeres Aufnahmeintervall gewählt werden.

Die vorgestellte Methode verwendet als Eingangsparameter ausschließlich Seehöhe und geographische Lage. Eine Steigerung der Rekonstruktionsgenauigkeit kann durch Hinzunehmen weiterer Parameter erwartet werden. So wird etwa ein Baum, dessen Standort grundwasserbeeinflusst ist, in trocken, warmen Jahren weniger unter dieser Situation leiden als ein Baum, der keinen Grundwasseranschluss hat. Eine Hinzunahme von Standortparametern hat jedoch im Gegenzug zur Folge, dass nur mehr für solche Punkte, wo diese Zusatzinformationen erhoben oder angenommen wurden, die Methode anwendbar ist. Auch wurde bisher ein linearer Zusammenhang z.B. zwischen Seehöhe und Jahrringbreitenabweichung unterstellt. Eine Umstellung auf Nichtlinearität könnte die Prognosegenauigkeit ebenfalls steigern. Auch die Verwendung von Konkurrenz- bzw. Bestandesdichteindices sowie von BHD, Höhe, Kronenlänge oder Alter könnten zu einer Verbesserung beitragen. Viel versprechend ist die Möglichkeit der Jahrringbreitenergänzung im Übergangsbereich zweier Perioden durch Zusammenfassen dieser beiden. Dadurch können jene Sprünge abgeschwächt werden, die aufgrund des Wechsels von einer durchschnittlichen Jahrringbreite der einen Periode auf die einer anderen Periode entstehen.

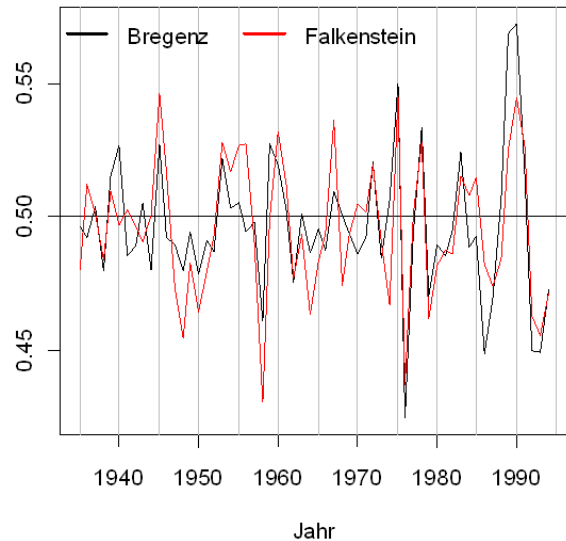


Abbildung 10: Abhängigkeit des errechneten IDX von der Region

Literaturverzeichnis

- CAO, Q.V.: Prediction of annual diameter growth and survival for individual trees from periodic measurements *Forest Science* 46 (1), pp. 127-131, 2000
- CLARK J.S., M. WOLOSINS, M. DIETZE, I. IBANEZ, S. LADEAU, M. WELSH UND B. KLOEPEL: Tree growth inference and prediction from diameter censuses and ring widths, *Ecological Applications*, 17(7):1942-1953, 2007
- COOK, E.R. UND L.A. KAIRIUKSTIS: *Methods of Dendrochronology*, Kluwer, 394S., 1992
- FRITTS, H.C.: *Tree Rings and Climate*, Academic Press Inc. London, 567S., 1976
- HASENAUER H.: Ein Einzelbaumwachstumssimulator für ungleichaltrige Fichten-Kiefern- und Buchen-Fichtenmischbestände, Wien, Univ. für Bodenkultur, Diss., 150S., 1994
- LESSARD, V.C., McROBERTS, R.E., HOLDAWAY, M.R.: Diameter growth models using Minnesota Forest Inventory and Analysis data. *Forest Science* 47 (3), pp. 301-310, 2001
- METSARANTA, J.M., LIEFFERS, V.J.: Using dendrochronology to obtain annual data for modelling stand development: A supplement to permanent sample plots. *Forestry* 82 (2), pp. 163-173, 2009
- MONSERUD, R.A., H. STERBA: A basal area increment model for individual trees growing in even- and uneven-aged forest stands in Austria, *Forest Ecology and Management* 80:57-80, 1996
- NAGEL, J., M. ALBERT, M. SCHMIDT: Das waldbauliche Prognose- und Entscheidungsmodell BWINPro 6.1, *Forst u. Holz*, 57 (15/16), 486-493, 2002
- NORD-LARSEN, T.: Modeling individual-tree growth from data with highly irregular measurement intervals. *Forest Science* 52 (2), pp. 198-208, 2006
- PRETZSCH, H., P. BIEBER UND J. ĎURSKÝ: The single tree-based stand simulator SILVA: construction, application and evaluation, *Forest Ecology and Management* 162:3-21, 2002
- SPIECKER H.: Düngung, Niederschlag und der jährliche Volumszuwachs einiger Fichtenbestände Südwestdeutschlands, *Allgemeine Forst- und Jagdzeitung*, 158(4):70-76, 1987