



Erstellung von forstlichen Planungshilfen auf der Basis geostatistischer Methoden

Masterarbeit

**zur Erlangung des akademischen Grades Master of Science (M.Sc.)
an der Studienfakultät Forstwissenschaft und Ressourcenmanagement
der Technischen Universität München**

vorgelegt von

Sebastian Rössert

Freising, 5. März 2018

**Themenbearbeitung am Fachgebiet für Waldinventur und nachhaltige
Nutzung**

Themensteller und Betreuer: Prof. Dr. Thomas Knoke

Inhaltsverzeichnis

1	EINLEITUNG	1
1.1	GEOSTATISTIK IN DER UMWELT- UND FORSTWISSENSCHAFT	1
1.2	ZIEL DER ARBEIT.....	4
1.3	AUFBAU DER ARBEIT.....	5
2	DATENGRUNDLAGE UND METHODEN	6
2.1	BESCHREIBUNG DES UNTERSUCHUNGSGEBIETS	6
2.2	DARSTELLUNG DER DATENGRUNDLAGE.....	8
2.2.1	<i>Geschichte der Inventuren im Universitätswald der LMU</i>	8
2.2.2	<i>Aufnahmeverfahren</i>	9
2.2.3	<i>Verdichtungsinventur 2018</i>	9
2.3	AUFBEREITUNG DER DATEN	11
2.3.1	<i>Vervollständigung der Datensätze</i>	11
2.3.2	<i>Berechnete Zwischenergebnisse</i>	12
2.3.2.1	Grundfläche	13
2.3.2.2	Standfläche	13
2.3.2.3	Volumen in Vorratsfestmetern.....	14
2.3.3	<i>Variablen zur geostatistischen Modellierung</i>	15
2.3.3.1	Durchschnittliche Variable: Durchmesser des Grundflächenmittelstammes d_g [cm].....	15
2.3.3.2	Kontinuierliche Variable: Mittlerer Vorrat [Efm/ha]	16
2.3.3.3	Anteilvariablen: Standflächenanteil der Fichte bzw. des Laubholzes pro ha [%].....	17
2.3.4	<i>Räumliche Eingangsdaten</i>	17
2.4	GRUNDLAGEN DER GEOSTATISTIK.....	18
2.4.1	<i>Das Konzept der regionalisierten Variablen</i>	19
2.4.2	<i>Das Semivariogramm</i>	19
2.4.3	<i>Semivariogramm-Modellfunktionen</i>	22
2.5	GEOSTATISTISCHE AUSWERTUNG DER INVENTURDATEN	23
2.5.1	<i>Berechnete Modellversionen</i>	24
2.5.1.1	Erste Modellversion	25
2.5.1.2	Zweite Modellversion.....	25
2.5.1.3	Dritte Modellversion	25
2.5.1.4	Vierte Modellversion.....	26
2.5.2	<i>Räumliche Interpolation durch Block-Kriging</i>	27
2.5.3	<i>Erzeugung der Ergebniskarten zur Darstellung der Interpolationsergebnisse</i>	29
2.5.4	<i>Überprüfung der Ergebnisse</i>	30

3	ERGEBNISSE	31
3.1	ERGEBNISSE DER VERDICHTUNGSINVENTUR	31
3.2	BERECHNETE VARIABLEN ZUR GEOSTATISTISCHEN MODELLIERUNG	33
3.3	ERARBEITETE UND ANALYSIERTE GEOSTATISTISCHE MODELLE	34
3.3.1	<i>Erste Modellversion</i>	34
3.3.1.1	Standflächenanteil der Baumart Fichte pro ha [%]	34
3.3.1.2	Standflächenanteil der Baumart Buche pro ha [%]	38
3.3.1.3	Weitere Variablen	41
3.3.1.4	Zusammenfassung	42
3.3.2	<i>Zweite Modellversion</i>	42
3.3.2.1	Standflächenanteil der Baumart Fichte pro ha [%]	43
3.3.2.2	Standflächenanteil des Laubholzes pro ha [%]	46
3.3.2.3	Durchmesser des Grundflächenmittelstamms d_g [cm]	47
3.3.2.4	Mittlerer Vorrat [Efm/ha]	48
3.3.2.5	Zusammenfassung der Modelle des Inventurjahres 2002	48
3.3.2.6	Zusammenfassung	49
3.3.3	<i>Dritte Modellversion</i>	49
3.3.3.1	Standflächenanteil der Baumart Fichte pro ha [%]	50
3.3.3.2	Standflächenanteil des Laubholzes pro ha [%]	52
3.3.3.3	Durchmesser des Grundflächenmittelstamms d_g [cm]	52
3.3.3.4	Mittlerer Vorrat [Efm/ha]	53
3.3.3.5	Zusammenfassung	54
3.3.4	<i>Vierte Modellversion</i>	54
3.3.4.1	Standflächenanteil der Baumart Fichte pro ha [%]	54
3.3.4.2	Standflächenanteil des Laubholzes pro ha [%]	56
3.3.4.3	Durchmesser des Grundflächenmittelstamms d_g [cm]	57
3.3.4.4	Mittlerer Vorrat [Efm/ha]	57
3.3.4.5	Zusammenfassung	57
3.3.5	<i>Zusammenfassende Gegenüberstellung der Modellversionen</i>	58
3.4	INTERPOLATIONSERGEBNISSE DES BLOCK-KRIGING	59
3.4.1	<i>Kartographische Darstellung und Analyse der Interpolationsergebnisse</i>	59
3.4.1.1	Standflächenanteil der Baumart Fichte pro ha [%]	60
3.4.1.2	Standflächenanteil des Laubholzes pro ha [%]	63
3.4.1.3	Durchmesser des Grundflächenmittelstamms d_g [cm]	65
3.4.1.4	Mittlerer Vorrat [Efm/ha]	67
3.4.2	<i>Kartographische Darstellung und Analyse der Krige-Standardabweichungen</i>	69
3.5	ÜBERPRÜFUNG DER ERGEBNISSE	71
3.5.1	<i>Kreuzvalidierung der Interpolationsergebnisse anhand der Inventurpunkte</i>	71
3.5.2	<i>Überprüfung der erzeugten Karten im Rahmen einer Expertenbefragung</i>	72
3.5.2.1	Gesamteinschätzung und beobachtete Unterschiede zwischen den Modellversionen	72

3.5.2.2	Punktuelle Überprüfung ausgewählter Bestände im Rahmen eines Begangs	73
3.5.2.3	Verbesserungsvorschläge zur kartographischen Darstellung der Interpolationsergebnisse..	73
3.6	ÜBERARBEITETE KARTOGRAPHISCHE DARSTELLUNG DER INTERPOLATIONSERGEBNISSE ...	74
3.6.1	<i>Standflächenanteil der Baumart Fichte pro ha [%]</i>	75
3.6.2	<i>Standflächenanteil des Laubholzes pro ha [%]</i>	76
3.6.3	<i>Durchmesser des Grundflächenmittelstammes d_g [cm]</i>	77
3.6.4	<i>Mittlerer Vorrat [Efm/h]</i>	78
4	DISKUSSION.....	79
4.1	DISKUSSION DER DATENGRUNDLAGE	79
4.1.1	<i>Verdichtungsinventur</i>	79
4.1.2	<i>Datengrundlage zur geostatistischen Auswertung</i>	79
4.1.3	<i>Empfehlungen für forstliche Datenerhebungen aus geostatistischer Sicht</i>	81
4.2	DISKUSSION DER METHODEN.....	82
4.3	DISKUSSION DER ERGEBNISSE	83
4.3.1	<i>Geostatistische Modelle</i>	83
4.3.2	<i>Kartendarstellungen der Interpolationsergebnisse</i>	84
4.4	SCHLUSSFOLGERUNG UND AUSBLICK	85
5	ZUSAMMENFASSUNG.....	87
6	ABSTRACT.....	88
7	DANKSAGUNG.....	89
8	LITERATURVERZEICHNIS.....	90
9	ABBILDUNGSVERZEICHNIS	93
10	FORMEL- UND TABELLENVERZEICHNIS	98
11	EIDESSTATTLICHE ERKLÄRUNG ZUR SELBSTÄNDIGEN ANFERTIGUNG DIESER ARBEIT	100

1 Einleitung

Wie interessant elektronische Daten sein können, zeigt sich derzeit im digitalen Hacker-Angriff auf ein internes Netzwerk der Bundesregierung. Auch Facebook, Google, Amazon und viele weitere weltweit erfolgreiche Unternehmen generieren einen Großteil ihres Erfolgs durch das geschickte Sammeln, Aufbereiten und Nutzen von Informationen. Hätte Mr. Zuckerberg sich damit begnügt die Anzahl und das durchschnittliche Alter der Nutzer seiner Plattform auszurechnen, wäre Facebook heute vermutlich kein milliardenschweres Unternehmen.

Auch die Umweltwissenschaften arbeiten in den überwiegenden Fällen mit Daten, auch wenn sie hier meist selbst erhoben werden müssen und nicht von selbst auf einem Silbertablett wie bei den sozialen Medien daherkommen.

Ein solches Beispiel eines besonders großen Messaufwands stellt die 2016 zum dritten Mal wiederholte, permanente Stichprobeninventur im Forstbetrieb der Ludwig-Maximilians-Universität dar. Um eine Informationsgrundlage nicht nur für die praktische Bewirtschaftung, sondern auch zur wissenschaftlichen Analyse des gut 430 ha großen Waldes zu erhalten, wurden über mehrere Monate 436 Inventurpunkte aufgesucht. Wie FRIEDRICH, DÖLLERER und KNOKE (2017) in dem Zusammenhang anmerken, stellt eine solche Betriebsinventur im Raster von 100 x 100 m einen wahren Datenschatz dar, dessen Betrachtung aus unterschiedlichsten Perspektiven lohnend erscheint. Vor dem Hintergrund, dass auf eine klassische Forsteinrichtung verzichtet wurde, werden derzeit neue Forstplanungsverfahren untersucht.

1.1 Geostatistik in der Umwelt- und Forstwissenschaft

Bereits der südafrikanische Bergbauingenieur KRIGE stand in den fünfziger Jahren des vergangenen Jahrhunderts vor dem Problem aus einem relativ spärlichen Datensatz ein Maximum an Information beschaffen zu müssen. Die hohen Kosten für die Beprobung brachten ihn dazu ein Modell zu entwickeln, dass, basierend auf der räumlichen Korrelation von Variablen, Vorhersagen für das gesamte Untersuchungsgebiet ermöglichte. Diese Methode wurde später von MATHERON 1962 formalisiert sowie wissenschaftlich bearbeitet und ist seither als „Kriging“ bekannt (vgl. LE und ZIDEK 2006, S. 102). In den Geowissenschaften

und der Bodenkunde ist das Kriging ein häufig angewendetes Verfahren, Beispiele dazu finden sich in der Literatur in großer Anzahl, unter anderem von ELDEIRY und GARCIA (2009) oder HINTERDING *et al.* (2003). Ebenso werden geostatistische Methoden in weiteren Umweltwissenschaften, von der Hydrologie über die Klimaforschung bis zu den Agrarwissenschaften (vgl. z.B. OCHSENBAUER *et al.* 2013), regelmäßig angewendet (vgl. STOYAN, STOYAN und JANSEN 1997).

Auch in den Forstwissenschaften wurden bereits geostatistische Analysen durchgeführt. FU *et al.* (2013) analysieren beispielsweise die räumliche Verteilung des Kohlenstoffgehalts von Waldstreu in der chinesischen Provinz Zhejiang. Eine größere Anzahl von Arbeiten entstammt dem Bereich der Plantagenwirtschaft Südamerikas oder Neuseelands. SOUZA *et al.* (2015) modellieren die dendrometrischen Parameter *BHD* (Brusthöhendurchmesser), Höhe und Volumen von Eukalyptus-Hybriden in einer kommerziellen Plantage in Brasilien. Aus den gefundenen räumlichen Korrelationen und guten Vorhersagemodellen für verschiedene Altersstufen, leiten sie einen großen Wert der Geostatistik für die forstliche Plantagenwirtschaft ab. Ebenfalls in Brasilien erzeugten PELISSARI *et al.* (2017) Volumenkarten von *Tectona grandis* mittels Kriging-Interpolation, um Effekte von waldbaulichen Behandlungen darzustellen.

In Neuseeland testeten PALMER *et al.* (2009) die Prognosequalität verschiedener Interpolationsmodelle am Beispiel über das gesamte Land verteilter *Pinus radiata*-Plantagen. Als Eingangsdaten wurden Messungen aus permanenten Stichprobepunkten verwendet.

PAYN *et al.* (1999) konzentrierten sich im selben Land auf die Kombination forstlicher Daten wie Wachstum und Blatternährungsstatus mit Boden- und Standortinformationen. Daraus wurde versucht ein räumliches Vorhersagemodell abzuleiten. Ein Zusammenhang konnte für den Blattstickstoffgehalt gefunden werden, scheiterte beim Phosphorgehalt jedoch an der zu geringen Datengrundlage.

Mit historischen Aufzeichnungen von ca. 1850 beschäftigte sich BROWN (1998) in den USA um daraus Karten historischer Waldtypen in Michigan zu erzeugen.

Ebenfalls in den USA befassten sich MENG, CIESZEWSKI und MADDEN (2009) mit einer fernerkundungsbasierten Inventur von Kiefernbeständen in Georgia. Die gewonnenen Daten zur Grundfläche wurden mittels verschiedener Kriging-Verfahren interpoliert und an 200 Punkten validiert, um neben der Modellierung auch den Einfluss verschiedener Frequenzbänder der Satellitenbilder zu prüfen.

Auch in Europa wurden geostatistische Methoden im Forstbereich bereits eingesetzt, TRÖLTZSCH, BRUSSELEN und SCHUCK (2008) entwickeln aus einer Vielzahl von Datenquellen, maßgeblich Plot-Daten des ICP Forests, europaweite Verteilungskarten für sechs Hauptbaumarten mit einer Auflösung von 1 km.

Im deutschsprachigen Raum modellierte REIMEIER (2001) Daten der Waldzustandserhebung in Bayern zum Blattverlust der Fichte (*Picea abies* [L.]), erreichte dabei jedoch einen nicht zufriedenstellenden Fehler von ca. 24,5 %. Ähnliche, aber etwas einfachere Darstellungen entwickelten zuvor schon KÖHL und GERTNER (1992) aus den Erhebungen der schweizerischen Waldschadensinventuren 1986 und 1990.

In einer Strukturanalyse von Waldbeständen am Beispiel ausgewählter Bannwälder in Baden-Württemberg setzte WEBER (2000) die Geostatistik dazu ein, die räumliche Autokorrelation der α -Strukturdiversität zu modellieren. Der Vergleich verschiedener Bann- und Wirtschaftswälder ergab deutliche Unterschiede in den maximalen Korrelationsentfernungen. Eine Darstellung der Kriging-Interpolationsergebnisse in Form von Polygonen ermöglichte die Identifikation der γ - Strukturdiversität.

Bereits Untersuchungen im Zusammenhang mit der Forstplanung führten WALLERMANN *et al.* 2002 durch und verwendeten die geostatistische Analyse mit Kriging-Interpolation dazu die klassische bestandsweise Planung durch ein dynamisches Verfahren auf der Basis georeferenzierter Stichproben zu ersetzen. Eingangsdaten aus Inventurkreisen mit 10 Metern Radius lieferten Volumenkarten mit einem mittleren Fehler von 41 % für einen knapp 6.000 ha großen, als homogen beschriebenen Forst in Schweden. Dem Stichproben- und Interpolationsverfahren voraus ging eine Stratifizierung um ältere, wertvollere Bereiche intensiver zu beproben als junge im Regenerationsstadium. Zum Vergleich wurde auch ein Modell ohne Stratifizierung gerechnet, das jedoch schlechtere Vorhersagequalitäten bot.

Ebenfalls in Schweden befassten sich fünf Jahre zuvor bereits HOLMGREN und THURESSON (1997) mit der Forstplanung auf der Basis geostatistischer Methoden. Am Beispiel eines ca. 100 ha großen, fichtendominierten Privatwaldes wurde versucht, dynamische Planungsverfahren und -einheiten zu entwickeln, die beispielsweise eine Reaktion auf die Änderung von Holzpreisen ermöglichen sollten. Im Ergebnis wurde eine Verbesserung des ökonomischen Outputs im Gegensatz zu statischen Bewirtschaftungseinheiten erzielt.

Einen weiteren Beitrag zur Geostatistik in der Forstplanung lieferte KLOBUCAR (2010) für südeuropäische Verhältnisse am Beispiel eines knapp 70 ha großen kroatischen Staatswaldbereiches. Die Inventurdaten wurden hier zur Darstellung von Baumzahl, Grundfläche und Volumen pro Hektar geostatistisch aufbereitet.

Fasst man die genannten Untersuchungen zusammen so ist festzuhalten, dass geostatistische Methoden im Forstbereich bereits erfolgreich eingesetzt werden konnten. Auch Daten aus permanenten Stichprobeninventuren kamen unter anderem zum Einsatz. Jedoch wurden überwiegend homogene Untersuchungsgebiete betrachtet, was insbesondere bei den beschriebenen Arbeiten in Zusammenhang mit Plantagen deutlich wird. Die zitierten Artikel zur Forstplanung stammen aus Nord- und Südeuropa, eine ähnliche Analyse für mitteleuropäische Verhältnisse konnte in der Literatur nicht gefunden werden.

1.2 Ziel der Arbeit

Vor dem Hintergrund des dargelegten wissenschaftlichen Kenntnisstandes stellt eine geostatistische Analyse von Inventurdaten eines mitteleuropäischen Forstbetriebs eine bisher nicht durchgeführte Möglichkeit dar. Da für den strukturreichen Forstbetrieb der LMU 2016 zudem keine klassische Forsteinrichtung mehr durchgeführt wurde, bietet es sich an nach neuen Forstplanungsverfahren Ausschau zu halten (vgl. FRIEDRICH, DÖLLERER und KNOKE 2017). Die Grundlage stellt dabei der für forstwirtschaftliche Verhältnisse umfangreiche Datensatz der Forstbetriebsinventur 2016 mit seinen über 7.000 Einzelmessungen dar. Mit den Methoden der Geostatistik soll im Zuge dieser Arbeit ein im Forstbetrieb bislang noch nicht verwendetes Analyseverfahren zum Einsatz kommen. Daraus lässt sich folgende erste zu prüfende Hypothese ableiten:

Hypothese 1

Auf der Datengrundlage einer permanenten Stichprobeninventur eines strukturreichen, mitteleuropäischen Forstbetriebs kann kein geostatistisches Modell zur räumlichen Korrelation verschiedener forstlicher Kennwerte (dg, Vorrat in Efm/ha, prozentualer Standflächenanteil der Baumart Fichte beziehungsweise des Laubholzes pro ha) erzeugt werden.

Neben den theoretischen Analysen des Raummusters liegt der Fokus zudem auf der kartographischen Aufbereitung und Darstellung der gewonnenen Informationen, um sie für die Verwendung im Bewirtschaftungsalltag des Forstbetriebs nutzbar zu machen. Dieses Ziel führt zur zweiten Hypothese, die im Rahmen dieser Arbeit geprüft werden soll:

Hypothese 2

Die durch ein geostatistisches Modell berechneten Interpolationswerte einer Variable können nicht als praxistaugliche forstliche Planungshilfen dargestellt und verwendet werden.

1.3 Aufbau der Arbeit

Beschreibungen der Datengrundlage und der verwendeten Methoden sind in Kapitel zwei zusammengestellt. Darin wird zunächst die Datenerhebung im Rahmen der permanenten Stichprobeninventur, sowie der nachträglich durchgeführten Verdichtungsinventur skizziert. Auch die Zwischenschritte und Berechnungsverfahren der analysierten Variablen d_g [cm], mittlerer Vorrat [Efm/ha] und der prozentualen Standflächenanteile der Fichte (*Picea abies* [L.]) beziehungsweise des Laubholzes pro Hektar und weiterer Daten werden beschrieben. Anschließend wird ein Überblick über die Grundannahmen und die Vorgehensweise bei der geostatistischen Analyse von Umweltdaten gegeben. Die Beschreibung des angewendeten Interpolationsverfahrens, eine Zusammenstellung der analysierten Datenversionen und die zur Überprüfung der Ergebnisse genutzten Methoden schließen diesen Teil ab.

Das dritte Kapitel enthält die Ergebnisse der Arbeit und beginnt dabei mit der Verdichtungsinventur und den berechneten Eingangsdaten. Den Hauptteil nimmt die Darstellung der erarbeiteten Versionen geostatistischer Modelle ein, an den sich die kartographische Darstellung der interpolierten Schätzwerte anschließt. Darauf folgen die Beobachtungen aus der Überprüfung der erstellten forstlichen Planungshilfen. Eine großformatige Zusammenstellung der überarbeiteten thematischen Karten bildet das Ende des Kapitels.

In die Diskussion von Datengrundlage, Methoden und Ergebnissen sind im vierten Kapitel zudem Empfehlungen zur Verbesserung der Modelle und Interpolationen integriert. Schlussfolgerung und Ausblick fassen am Ende der Arbeit die Einschränkungen und Potentiale geostatistischer Methoden zur Erstellung forstlicher Planungshilfen zusammen.

2 Datengrundlage und Methoden

2.1 Beschreibung des Untersuchungsgebiets

Der Wald der Ludwig-Maximilians-Universität (Universitätswald) liegt, aufgeteilt in zwei Distrikte, wenige Kilometer nordöstlich der Stadt Landshut (vgl. Abbildung 1). Insgesamt umfasst der Forstbetrieb entsprechend der Inventur 2016 eine Holzbodenfläche von 432,5 ha (vgl. FRIEDRICH 2017, S. 2), wovon ca. 20 % auf den kleineren Distrikt Bocksberg entfallen. Die naturräumlichen, klimatischen und standörtlichen Gegebenheiten fasst KNOKE (2003, S. 12) im derzeit gültigen Forstwirtschaftsplan, basierend auf den ausführlichen Beschreibungen von FUCHS (1991), zusammen (vgl. Tabelle 1).

<i>Wuchsgebiet</i>	Tertiäres Hügelland (Nr. 12)
<i>Wuchsbezirk</i>	Niederbayerisches Tertiärhügelland (Nr. 12.9)
<i>Teilwuchsbezirk</i>	Westliches niederbayerisches Tertiärhügelland (Nr. 12.9/1)
<i>Meereshöhe (m)</i>	
Höchsten Punkt	550 (Abt. Kreutbartriegel)
Tiefster Punkt	440 (Abt. Polstererforst)
<i>Temperaturen (C) und Vegetationszeit</i>	
Im Durchschnitt	7,8
In der Vegetationszeit	15,7
Dauer der Vegetationszeit (Tage)	160-170
<i>Niederschläge (mm)</i>	
Im Durchschnitt	700
In der Vegetationszeit	280
Zahl der Tage mit Schnee	30-40
Zahl der Tage mit Schneedecke > 1 cm	40-60
Anteil Schnee am Gesamtniederschlag (%)	10-15
<i>Standortsgruppen (in % der Holzbodenfläche)</i>	
I. Sand und Kies, zur Austrocknung neigend	26,9
II. Lehm, ausgeglichener Wasserhaushalt	41,9
III. Feinlehm, zeitweilige Vernässung	16,3
IV. Ton- und Lettenböden	7,4
V. Mulden u. Bachtälchen mit reichlich Wasser	7,5

Tabelle 1: Kennwerte zum Standort Universitätswald (KNOKE 2003, S. 12 nach FUCHS 1991)

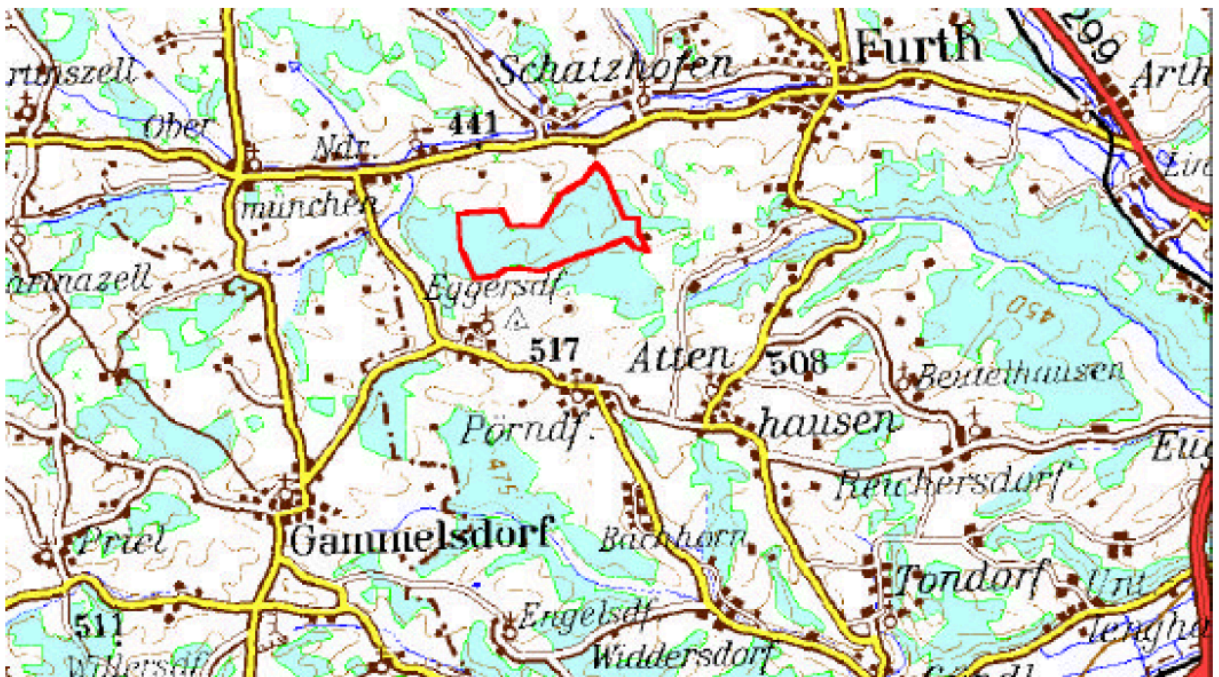
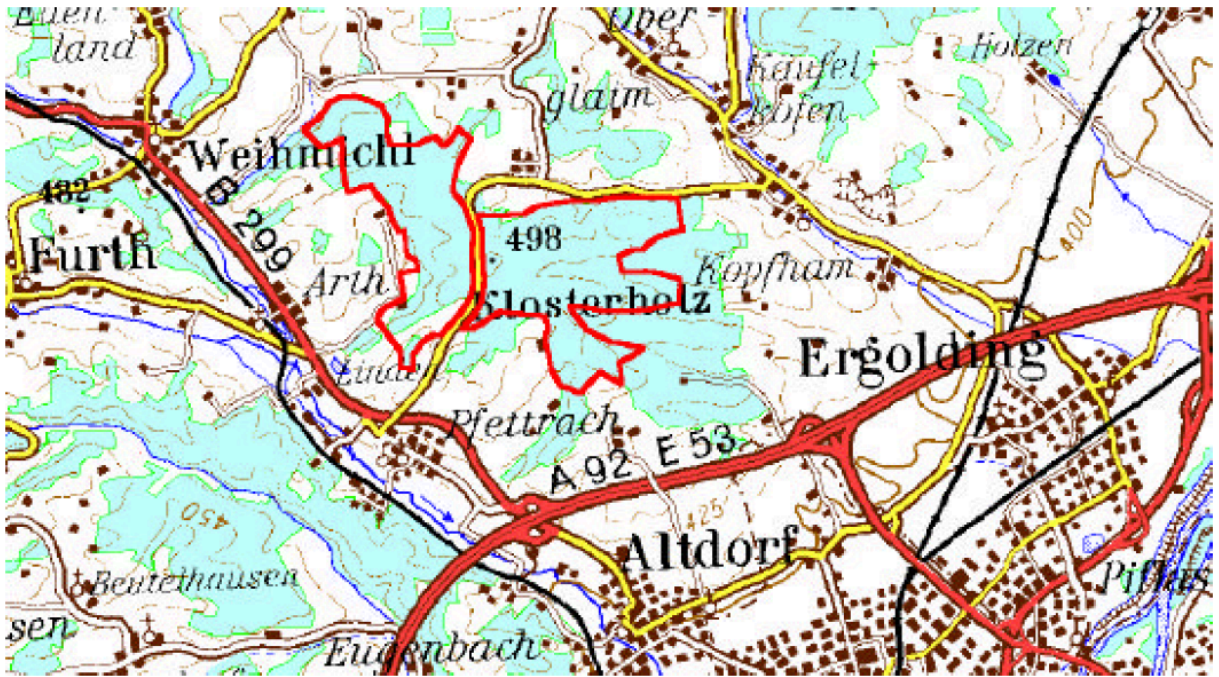


Abbildung 1: Ungefähre Lage der Distrikte Klosterholz (oben) und Bocksberg (unten) des Universitätswaldes der LMU (KNOKE 2003, S. 9)

2.2 Darstellung der Datengrundlage

Bei der Erhebung von Umweltdaten ist es in den seltensten Fällen möglich eine Vollaufnahme durchzuführen. Daher werden üblicherweise Stichproben gemessen, um über statistische Verfahren und Berechnungen Rückschlüsse auf die Grundgesamtheit zu ziehen. Besonders in den Forstwissenschaften, wo oft große Flächen vorliegen und aufwendige Messverfahren zum Einsatz kommen, hat sich das Stichprobenverfahren daher seit vielen Jahren etabliert, wie auch das Beispiel des Universitätswaldes zeigt. Zudem nennt KNOKE *et al.* (2012, S.169) nach COCHRAN (1977) entscheidende Vorteile von Stichproben: die höhere Flexibilität, eventuell höhere Genauigkeit, der größere Anwendungsbereich und insbesondere die Kosteneinsparung.

Wie auch im hier vorliegenden Fall handelt es sich meist um Betriebsinventuren, was bedeutet, dass die relativ grobe räumliche Auflösung der gewonnenen Informationen keine Aussagen für die einzelnen Bewirtschaftungseinheiten zulassen (vgl. KNOKE *et al.* 2012, S. 201). Daher dienen die Daten insbesondere der Analyse des Gesamtbetriebs, wie der Quantifizierung von Vorrat, Baumartenanteilen, Grundflächen etc. und, im Fall von permanent eingerichteten Stichprobenflächen, dem (laufenden periodischen) Zuwachs. Insgesamt ergänzt die Informationserfassung in Form einer Inventur also in der klassischen Forstplanung den Forsteinrichtungsbegang mit Bestandesausscheidung, -beschreibung und Maßnahmenplanung.

2.2.1 Geschichte der Inventuren im Universitätswald der LMU

Die Inventur aus dem Jahr 2016 reiht sich in eine mittlerweile fast fünfzigjährige Inventurgeschichte im Universitätswald ein und stellt die dritte Stichprobeninventur des ganzen Betriebs dar. So wurden 1990 von FUCHS die zuvor 1980 nur auf Schadflächen durch ROTTMANN angelegten Punkte im Raster vom 100 x 100 m auf die gesamte Waldfläche erweitert (vgl. KNOKE 2003, S. 14). In den Jahren 2002 und 2016 wurden Wiederholungsinventuren dieser Punkte durchgeführt, wobei 2016 noch 391 der 425 in 2002 gekennzeichneten Punkte erneut erfasst werden konnten. Zusätzlich wurden 10 % neue Punkte angelegt, so dass die Inventurdaten von 2016 auf insgesamt 436 Inventurpunkten beruhen. Deren Georeferenzie-

nung per GPS ermöglicht erstmals die Darstellung der Punkte in einem GIS (Geoinformationssystem) (vgl. FRIEDRICH 2017, S. 2), womit der Empfehlung von KNOKE (2003, S. 15) entsprochen wurde.

2.2.2 Aufnahmeverfahren

Wie schon 2002 orientierten sich auch 2016 die Messvorschriften an denen von 1990, um so die Vergleichbarkeit und Möglichkeit zur Fortschreibung der Daten über die Jahre zu gewährleisten. In *BHD*-abhängigen, konzentrischen Probekreisen von 3,15 m, 6,31 m und 12,62 m Durchmesser wurden für jeden Baum jeweils *BHD* mit zugehöriger Baumart, das Baumalter ermittelt, sowie zwei Höhenmessungen je Baumart aus dem oberen Durchmesserbereich durchgeführt. Auch Verjüngung, Astung, Totholz und Stammfußkoordinaten sind im Datensatz enthalten (vgl. FRIEDRICH 2016), wurden aber im Zuge dieser Arbeit nicht verwendet.

Zur Messung des *BHD* kam eine Messkluppe zum Einsatz (Rundung auf ganze cm, vgl. FRIEDRICH 2016), für die Höhenmessungen und zur Messung der Abstände zum Probekreismittelpunkt ein *Vertex IV* mit zugehörigem Transponder *T3* der Firma Haglöf. Die Kodierung der Baumarten orientierte sich am System der Bundeswaldinventuren (BWI) (vgl. FRIEDRICH 2016).

2.2.3 Verdichtungsinventur 2018

Auf die Empfehlung des Geostatistik-Spezialisten Prof. Dr. Auerswald hin wurden im Januar 2018 15 zusätzliche Inventurpunkte in den Zwischenfeldern des Rasters von 100 x 100 m zum Datensatz der Inventur von 2016 ergänzt. Die Auswahl der Punkte erfolgte in einem zweistufigen Zufallsverfahren, wobei im ersten Schritt ein Zwischenfeld mit vier Inventurpunkten als Eckpunkte zufällig ermittelt wurde. Dadurch sollte sichergestellt werden, dass stets vier benachbarte Punkte zur geostatistischen Verarbeitung vorlagen. Zum Einsatz kam hierzu die Funktion *ZUFALLSBEREICH* in Microsoft® Excel, um aus den zuvor durchnummerierten Zwischenfeldern 15 Messbereiche auszuwählen. Es wurden, entsprechend der prozentualen Distriktfläche, drei Bereiche (20 %) im Bocksberg und zwölf Bereiche im Klosterholz festgelegt.

Der zweite Schritt, die Bestimmung des konkreten Punktes, geschah im GIS. Dazu generierte die Funktion *Create Random Points* in ESRI® ArcMap in jedem der ausgewählten Zwischenfelder ein Zufallspunkt. Die 15 Punkte wurde auf ein tragbares GPS-Gerät der Firma *ashtech* überspielt und im Wald möglichst genau aufgesucht. Vor Ort bestimmte das Geräts den tatsächlichen Messpunkt aus 25 Einzelmessungen. Die so ermittelten Koordinaten der Verdichtungsinventurpunkte wurden zur weiteren Verarbeitung in das GIS übernommen. Abbildung 2 zeigt beispielhaft am Distrikt Bocksberg die Lage der permanenten Inventurpunkte und -kreise, sowie die Punkte der Verdichtungsinventur.

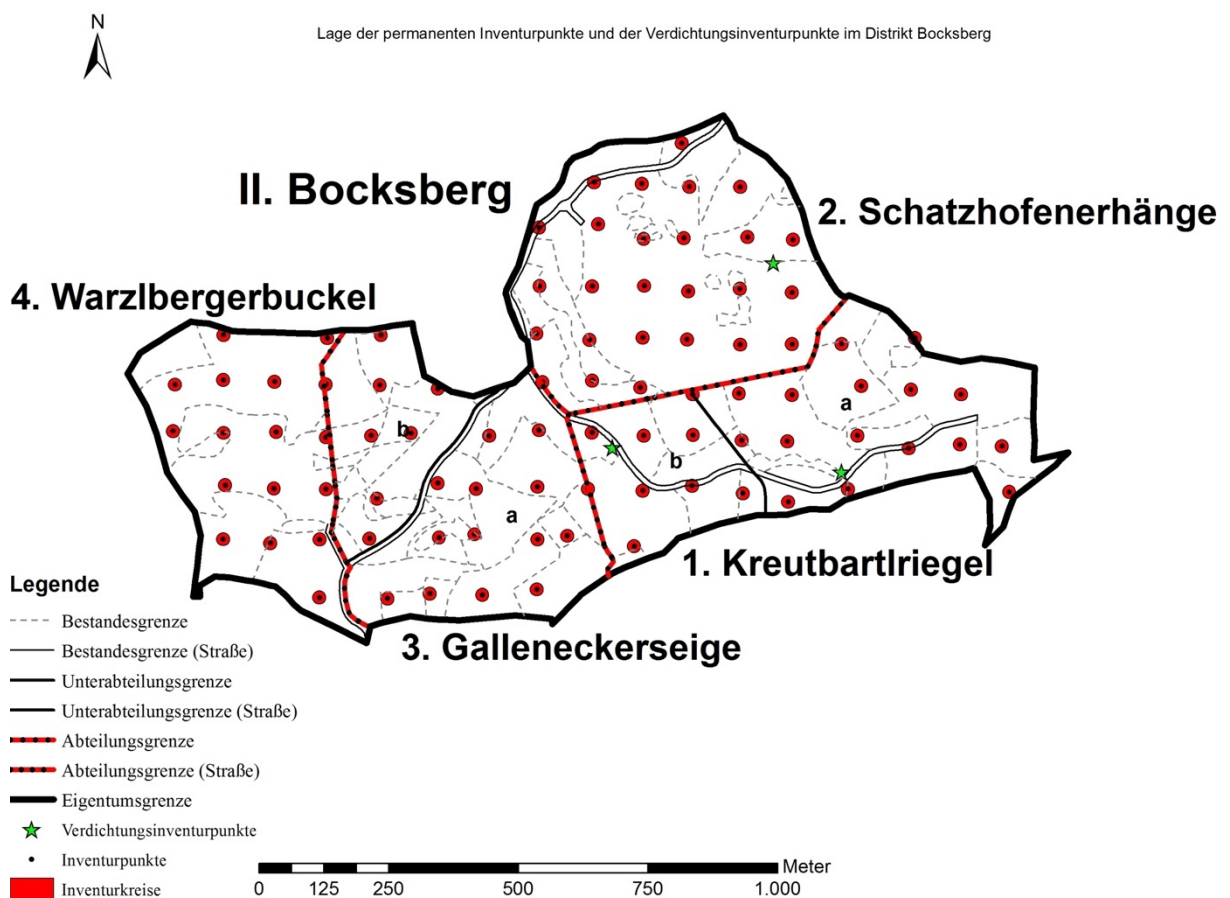


Abbildung 2: Lage der permanenten Inventurpunkte (schwarze Punkte), der Inventurkreise (rote Kreise um die Inventurpunkte) und der Verdichtungsinventurpunkte (grüne Sterne) im Distrikt Bocksberg

Erhoben wurden im Rahmen der Verdichtungsinventur nur *BHD* (mittels Messkluppe), Entfernung zum Probekreismittelpunkt, Alter und Baumart entsprechend FRIEDRICH (2016), da darüber hinaus lediglich die Baumhöhe für die Berechnungen in dieser Arbeit Verwendung fand. Diese wurde mittels eines Regressionsmodells aus *BHD*, Höhe und Alter, sowie

den entsprechenden Koeffizienten (siehe Kapitel 2.3.1) errechnet. Die Entfernung zum Probekreismittelpunkt, zusammen mit dem *BHD* eines Baumes entschied darüber, ob ein Baum im jeweiligen Probekreis enthalten war oder nicht.

Die gemessenen Daten wurden ohne weitere Anpassungen unter den Inventurpunktnummern 985-999 an den Datensatz der Inventur 2016 angefügt. Dabei entfallen die Nummern 985-987 auf die drei Punkte im Bocksberg, die 12 Nummern 988-999 liegen im Klosterholz.

2.3 Aufbereitung der Daten

Alle folgenden Berechnungen wurden zunächst für den Datensatz der Inventur 2016 durchgeführt. Da im Laufe der Arbeit verschiedene Berechnungs- und Optimierungsmöglichkeiten in insgesamt vier Modellversionen getestet wurden, erfolgte schließlich auch die Aufbereitung der vorliegenden Messungen der Inventur von 2002 nach identischem Verfahren.

2.3.1 Vervollständigung der Datensätze

Im ersten Schritt wurde der jeweilige Datensatz anhand eines Regressionsmodells hinsichtlich der Baumhöhen h vervollständigt. Verwendung fand dazu die allgemeine Regressionsgleichung, wie sie in Formel 1 dargestellt ist. Die nach Baumartengruppen gegliederten Regressionskoeffizienten sind in Tabelle 2 aufgeführt.

$$h_x [m] = \beta_0 + \beta_1 * \ln(BHD_x [cm]) + \beta_2 * \ln(BHD_x [cm]) * Alter_x [yr]$$

Formel 1: Allgemeine Regressionsgleichung zur Ermittlung der Baumhöhe h_x anhand des BHD_x und des $Alter_x$ eines Einzelbaumes x und der Regressionskoeffizienten β_0 , β_1 und β_2 (PRETZSCH 2009, S. 188-193)

Baumartencodierung			Koeffizienten Höhenregression		
Kennung	Baumart	Baumartengruppe	β_0	β_1	β_2
10	Fi	Fichte	-27,1529	14,5509	0,008827
20	Ki	Kiefer	-10,1311	10,5834	0
21	Str	Kiefer	-10,1311	10,5834	0
22	Ski	Kiefer	-10,1311	10,5834	0
30	Ta	Tanne	-25,9291	14,5981	0
40	Lae	Laerche	-7,6306	9,6358	0,009338
41	Jlae	Laerche	-7,6306	9,6358	0,009338
50	Dgl	Douglasie	-27,4179	14,7478	0,011018
60	Bu	Buche	-13,7675	10,2606	0,012925
61	Hbu	SoLaub	-13,3512	10,9745	0
62	Li	SoLaub	-13,3512	10,9745	0
63	Es	Edellb	-15,9857	11,9945	0
64	Bah	Edellb	-15,9857	11,9945	0
65	Sah	Edellb	-15,9857	11,9945	0
66	Fah	SoLaub	-13,3512	10,9745	0
67	Rob	SoLaub	-13,3512	10,9745	0
68	Kir	Edellb	-15,9857	11,995	0
69	Wiob	SoLaub	-13,3512	10,9745	0
70	Ei	Eiche	-13,1023	10,9709	0
71	Rei	Eiche	-13,1023	10,9709	0
72	Ul	Edellb	-15,9857	11,995	0
75	Bir	SoLaub	-13,3512	10,9745	0
76	Vbe	SoLaub	-13,3512	10,9745	0
80	Solh	SoLaub	-13,3512	10,9745	0
81	Wer	SoLaub	-13,3512	10,9745	0
82	As	SoLaub	-13,3512	10,9745	0
83	Pa	SoLaub	-13,3512	10,9745	0
84	Wei	SoLaub	-13,3512	10,9745	0
86	Ser	SoLaub	-13,3512	10,9745	0

Tabelle 2: Regressionskoeffizienten zur Berechnung der Baumhöhe (nach FRIEDRICH 2018 [E-Mail])

2.3.2 Berechnete Zwischenergebnisse

Für die folgenden Berechnungen der im Rahmen der geostatistischen Auswertung modellierten vier Variablen d_g , Vorrat in Efm/ha und prozentuale Standflächenanteile/ha der Fichte (*Picea abies* [L.]) und des Laubholzes, wurden zunächst einige Zwischenergebnisse für jeden Einzelbaum kalkuliert. Entsprechend der forstlichen Konvention erfuhren ab diesem Punkt nur noch Bäume oberhalb der Derbholzgrenze, also einem $BHD \geq 7$ cm, Berücksichtigung.

2.3.2.1 Grundfläche

Mittels Formel 2 wurde die Grundfläche g in m^2 für jeden Einzelbaum kalkuliert und in den nachfolgenden Berechnungen des d_g , der Standfläche und des Vorrats verwendet. Die Grundfläche entspricht der Kreisfläche eines Baumes in Brusthöhe, also 1,3 m.

$$g [m^2] = \left(\frac{BHD [cm]}{100} \right)^2 * \frac{\pi}{4}$$

Formel 2: Formel zur Berechnung der Grundfläche g eines Einzelbaumes auf der Basis seines BHD

2.3.2.2 Standfläche

Die zweite kalkulierte Größe für weiterführende Berechnungen stellte die Standfläche dar. Sie entspricht der Fläche in m^2 die ein Baum entsprechend seiner Grundfläche g einnimmt und wurde nach Formel 3 berechnet. Die Zuordnung der Konstanten anhand der Baumartengruppen ist in Tabelle 3 aufgeführt.

$$sfl [m^2] = \alpha + \beta * g [m^2]$$

Formel 3: Standflächenformel zur Berechnung der Standfläche sfl eines Baumes anhand der Koeffizienten α und β sowie seiner Grundfläche g (DAHM 2006, S. 14)

Baumartengruppe	α	β
Fichte	2,85	195
Tanne	2,85	200
Douglasie	5,00	200
Kiefer	1,00	300
Europäische Lärche	5,00	285
Japanische Lärche	5,00	260
Buche	1,33	300
Eiche	1,11	395
Roteiche	2,50	350
Esche	2,50	330
Erle	2,50	435
Birke	2,50	525
Pappel	23,00	320

Tabelle 3: Koeffizienten zur Berechnung der Standflächen entsprechend der Baumartengruppen (DAHM 2006, S.14)

2.3.2.3 Volumen in Vorratsfestmetern

Weiter wurde das Volumen jedes Einzelbaumes in Vorratsfestmetern unter Anwendung der Formel 4 kalkuliert. Die baumartenspezifischen Koeffizienten sind in der anschließenden Tabelle 4 aufgeführt.

$$\begin{aligned}
 V [Vfm] &= g [m^2] \\
 & * e^{((-K_1 + K_2 * \ln(BHD [cm]) - K_3 * (\ln(BHD [cm]))^2)} \\
 & + \ln(h [m])) \\
 & * (K_4 - K_5 * \ln(BHD [cm]) + K_6 * (\ln(BHD [cm]))^2)} \\
 & + (\ln(h [m]))^2 \\
 & * (K_7 - K_8 * \ln(BHD [cm]) + K_9 * (\ln(BHD [cm]))^2)}
 \end{aligned}$$

Formel 4: Berechnung des Volumens V in Vorratsfestmetern für einen Einzelbaum anhand seiner Grundfläche g , seines BHD und seiner Höhe h , sowie der Koeffizienten K_1 bis K_9 (aus FRIEDRICH 2018 [E-Mail] nach KENNEL 1973)

Baumartencodierung			Koeffizienten der Volumenberechnung								
Kennung	Baumart	Baumartengruppe	K1	K2	K3	K4	K5	K6	K7	K8	K9
10	Fi	Fichte	3,59624	1,80213	0,288243	1,06247	0,128993	0,0353434	0,142264	0,058259	0,00459854
20	Ki	Kiefer	5,80915	3,387	0,494392	3,67116	1,83211	0,273999	0,459282	0,29989	0,0444931
21	Str	Kiefer	5,80915	3,387	0,494392	3,67116	1,83211	0,273999	0,459282	0,29989	0,0444931
22	Ski	Kiefer	5,80915	3,387	0,494392	3,67116	1,83211	0,273999	0,459282	0,29989	0,0444931
30	Ta	Tanne	7,41365	3,33667	0,42426419	4,00998	1,39533	0,165198	0,321612	0,14401	0,0165461
40	Lae	Laerche	9,26182	4,75438	0,672495	5,17159	2,27654	0,311633	0,555379	0,302799	0,041251
41	Jlae	Laerche	9,26182	4,75438	0,672495	5,17159	2,27654	0,311633	0,555379	0,302799	0,041251
50	Dgl	Douglasie	12,5017	6,62441	0,911185	7,27277	3,58346	0,489149	0,87715	0,515586	0,0714395
60	Bu	Buche	2,7284	0,837563	0,105843	1,62283	0,214812	0,0289272	0,0879719	0,0325667	0,00446295
61	Hbu	SoLaub	2,7284	0,837563	0,105843	1,62283	0,214812	0,0289272	0,0879719	0,0325667	0,00446295
62	Li	SoLaub	2,7284	0,837563	0,105843	1,62283	0,214812	0,0289272	0,0879719	0,0325667	0,00446295
63	Es	Edellb	2,7284	0,837563	0,105843	1,62283	0,214812	0,0289272	0,0879719	0,0325667	0,00446295
64	Bah	Edellb	2,7284	0,837563	0,105843	1,62283	0,214812	0,0289272	0,0879719	0,0325667	0,00446295
65	Sah	Edellb	2,7284	0,837563	0,105843	1,62283	0,214812	0,0289272	0,0879719	0,0325667	0,00446295
66	Fah	SoLaub	2,7284	0,837563	0,105843	1,62283	0,214812	0,0289272	0,0879719	0,0325667	0,00446295
67	Rob	SoLaub	2,7284	0,837563	0,105843	1,62283	0,214812	0,0289272	0,0879719	0,0325667	0,00446295
68	Kir	Edellb	2,7284	0,837563	0,105843	1,62283	0,214812	0,0289272	0,0879719	0,0325667	0,00446295
69	Wiob	SoLaub	2,7284	0,837563	0,105843	1,62283	0,214812	0,0289272	0,0879719	0,0325667	0,00446295
70	Ei	Eiche	3,06118	1,45506	0,19992	1,93898	0,689727	0,112653	0,165102	0,120127	0,0202543
71	Rei	Eiche	3,06118	1,45506	0,19992	1,93898	0,689727	0,112653	0,165102	0,120127	0,0202543
72	Ul	Edellb	3,06118	1,45506	0,19992	1,93898	0,689727	0,112653	0,165102	0,120127	0,0202543
75	Bir	SoLaub	3,06118	1,45506	0,19992	1,93898	0,689727	0,112653	0,165102	0,120127	0,0202543
76	Vbe	SoLaub	3,06118	1,45506	0,19992	1,93898	0,689727	0,112653	0,165102	0,120127	0,0202543
80	Solh	SoLaub	2,7284	0,837563	0,105843	1,62283	0,214812	0,0289272	0,0879719	0,0325667	0,00446295
81	Wer	SoLaub	2,7284	0,837563	0,105843	1,62283	0,214812	0,0289272	0,0879719	0,0325667	0,00446295
82	As	SoLaub	2,7284	0,837563	0,105843	1,62283	0,214812	0,0289272	0,0879719	0,0325667	0,00446295
83	Pa	SoLaub	2,7284	0,837563	0,105843	1,62283	0,214812	0,0289272	0,0879719	0,0325667	0,00446295
84	Wei	SoLaub	2,7284	0,837563	0,105843	1,62283	0,214812	0,0289272	0,0879719	0,0325667	0,00446295
86	Ser	SoLaub	2,7284	0,837563	0,105843	1,62283	0,214812	0,0289272	0,0879719	0,0325667	0,00446295

Tabelle 4: Koeffizienten zur Berechnung des Volumens V in Vfm entsprechend der Baumartengruppe (aus FRIEDRICH 2018 [E-Mail] nach KENNEL 1973)

2.3.3 Variablen zur geostatistischen Modellierung

Für die geostatistische Modellierung wurden nach der ersten Modellversion zu drei verschiedenen Variablentypen je ein beziehungsweise zwei Beispiele festgelegt. Als Durchschnittsvariable wurde der Durchmesser des Grundflächenmittelstammes d_g in cm gewählt, als kontinuierliche Variable der mittlere Vorrat in Efm/ha. Für den Typ einer Anteilsvariable wurden die prozentualen Standflächenanteile der Fichte und des Laubholzes pro Hektar berechnet.

Da in der geostatistischen Analyse jeweils nur ein Messwert pro Probepunkt verwendet werden kann, wurden die zuvor einzelbaumweise berechneten Werte nun zu einem Wert pro Inventurpunkt zusammengefasst.

2.3.3.1 Durchschnittliche Variable: Durchmesser des Grundflächenmittelstammes d_g [cm]

Der Durchmesser des Grundflächenmittelstammes (d_g) wird, auf Grund seiner Robustheit gegenüber Durchforstungseinflüssen und Selbstdifferenzierung, in der Forstwissenschaft häufig verwendet. Prominente Beispiele hierfür sind verschiedene Ertragstafeln und Pflegeanweisungen (vgl. PRETZSCH 2002, S. 174). Die Berechnung des d_g für einen Inventurpunkt erfolgte nach der Formel 5, wobei g_i die Grundfläche eines Einzelstammes und N die Stammzahl an einem Inventurpunkt darstellt. Die so erhaltenen Werte wurden auf ganze Zahlen gerundet.

$$d_g [cm] = 100 * \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N g_i [m^2]}{N}} * \frac{4}{\pi}$$

Formel 5: Formel zur Berechnung des d_g für einen Inventurpunkt anhand der Summe der Grundflächen g und der Stammzahl N

2.3.3.2 Kontinuierliche Variable: Mittlerer Vorrat [Efm/ha]

Zur Berechnung des mittleren Vorrates in Efm/ha an einem Inventurpunkt wurde der zuvor ermittelte Vorrat in Vfm der Einzelbäume mit einem baumartenspezifischen Reduktionsfaktor multipliziert (vgl. Tabelle 5). Die so errechneten Einzelbaumwerte in Efm wurden nun mit den Gewichtungsfaktoren (vgl. Tabelle 6) entsprechend ihres *BHD* gewichtet und so der von jedem Einzelbaum repräsentierte Wert in Efm/ha ermittelt. Die Gewichtungsfaktoren ergeben sich entsprechend Formel 6 aus der Fläche des Inventurkreises im Verhältnis zur Fläche von einem Hektar (vgl. Tabelle 6). Abschließend wurden die kalkulierten Einzelbaumwerte für jeden Inventurpunkt aufsummiert und auf ganze Zahlen gerundet.

$$\text{Gewichtungsfaktor} = \frac{10.000 \text{ m}^2}{\text{Probekreisradius [m]}^2 * \pi}$$

Formel 6: Berechnung der Gewichtungsfaktoren entsprechend des Probekreisradius

Baumartencodierung			Reduktionsfaktor
Kennung	Baumart	Baumartengruppe	rf
10	Fi	Fichte	0,81
20	Ki	Kiefer	0,79
21	Str	Kiefer	0,79
22	Ski	Kiefer	0,79
30	Ta	Tanne	0,81
40	Lae	Laerche	0,72
41	Jlae	Laerche	0,72
50	Dgl	Douglasie	0,79
60	Bu	Buche	0,846
61	Hbu	SoLaub	0,846
62	Li	SoLaub	0,846
63	Es	Edellb	0,846
64	Bah	Edellb	0,846
65	Sah	Edellb	0,846
66	Fah	SoLaub	0,846
67	Rob	SoLaub	0,846
68	Kir	Edellb	0,846
69	Wiob	SoLaub	0,846
70	Ei	Eiche	0,79
71	Rei	Eiche	0,79
72	Ul	Edellb	0,846
75	Bir	SoLaub	0,846
76	Vbe	SoLaub	0,846
80	Solh	SoLaub	0,846
81	Wer	SoLaub	0,846
82	As	SoLaub	0,846
83	Pa	SoLaub	0,846
84	Wei	SoLaub	0,846
86	Ser	SoLaub	0,846

Tabelle 5: Reduktionsfaktoren zur Umrechnung des Vorrats von Vfm nach Efm (nach BayStMELF 1990)

BHD	Probekreisradius	Gewichtungsfaktor
7 - 10 cm	3,15 m	320,7960556148050
11 - 29 cm	6,31 m	79,9450187697416
≥ 30 cm	12,62 m	19,9862546924354

Tabelle 6: Probekreisradien und Gewichtungsfaktoren entsprechend des BHD (nach FRIEDRICH 2016)

2.3.3.3 Anteilsvariablen: Standflächenanteil der Fichte bzw. des Laubholzes pro ha [%]

Die kalkulierten Standflächenanteile der Fichte beziehungsweise des Laubholzes pro ha an einem Inventurpunkt basieren auf den jeweiligen Standflächenanteilen pro ha (vgl. DAHM 2006, S. 14). Diese wurden pro Einzelbaum mit dem jeweiligen Gewichtungsfaktor (vgl. Tabelle 6) multipliziert und so die von jedem Baum repräsentierte Standfläche/ha ermittelt. Für die Berechnung der prozentualen Anteile wurden drei Summen von Standflächen gebildet: die aller Fichten/ha, aller Laubbäume/ha und die Gesamtsumme der Standflächen/ha an einem Inventurpunkt. Daraus ergaben sich jeweils der Anteil der Fichten/ha beziehungsweise der Anteil der Laubbäume/ha an der Gesamtsumme der Standflächen/ha. Die so erhaltenen Ergebnisse wurden auf eine Nachkommastelle gerundet.

2.3.4 Räumliche Eingangsdaten

Zusätzlich zu den gemessenen Inventurdaten und den daraus errechneten Variablen wurden räumliche Daten im GIS ermittelt. Dabei handelte es sich zunächst um die Koordinaten der Inventurpunkte, welche im verwendeten Koordinatensystem DHDN 3 Gauß-Krüger Zone 4 exportiert wurden. Darüber hinaus erforderte das gewählte Verfahren des Block-Kriging (vgl. Kapitel 2.5.2) ein Raster von „Berechnungspunkten“ für die das ermittelte Berechnungsmodell neue Werte erzeugen konnte. Gewählt wurde ein Raster von Blöcken der Maße 25 x 25 m, das im GIS mit der Funktion *Create Fishnet* über die Holzbodenflächen des Uniwaldes gelegt wurde. Die Mittelpunkte jedes Blocks wurden, wie zuvor die Koordinaten der Inventurpunkte, zur Weiterverarbeitung exportiert. Insgesamt fielen 6.844 Blöcke an, davon 1.392 im Distrikt Bocksberg und 5.452 im Klosterholz.

Um die vorhandene Forstbetriebskarte aus dem Jahr 2002 als mögliches „a priori“-Wissen verarbeiten zu können, wurde zudem die Information über die in 2002 kartierte Nutzungsart zu jedem Inventur- und Berechnungspunkt im GIS ermittelt und ebenfalls exportiert.

2.4 Grundlagen der Geostatistik

Die räumliche Position von Inventurpunkten wird in den klassischen Verfahren der Forstplanung meist nur dazu verwendet, die Messpunkte per GPS-Gerät zu dokumentieren und wiederzufinden oder zur Übersicht darzustellen. Auch wird der Informationsgehalt eines Einzelpunktes für sich genommen kaum betrachtet, da für die Berechnungen auf Betriebsebene alle Punkte zusammengenommen werden.

Vor dem Hintergrund, dass 2016 auf eine klassische Bestandesauscheidung verzichtet wurde, da diese Einheiten im Universitätswald nicht mehr die Bewirtschaftungspraxis wiedergeben und der Aufwand eines Forsteinrichtungsbegangs sehr hoch ist, werden derzeit andere Methoden zur Visualisierung und kartographischen Darstellung der Inventurdaten getestet (vgl. FRIEDRICH, DÖLLERER und KNOKE 2017). Einen möglichen Ansatz hierfür bietet die Geostatistik. Im Grundsatz werden dabei die Messwerte der einzelnen Inventurpunkte anhand ihrer geographischen Position zueinander statistisch verrechnet, um Informationen über die räumlichen Zusammenhänge und somit die Bereiche zwischen den Punkten zu ermitteln.

STOYAN, STOYAN und JANSEN (1997, S. 193) nennen drei große Ziele der Verarbeitung von Umweltdaten:

- (1) die anschauliche Modellierung der Messwertverteilung
- (2) das Verständnis der Daten sowie, wenn möglich und sinnvoll,
- (3) ihre mathematische Modellierung

Unter „Geostatistik“ werden daher statistische Methoden verstanden, die diese Aufgaben lösen sollen (vgl. STOYAN, STOYAN und JANSEN 1997, S. 195). Im Folgenden sollen die Grundkonzepte und Methoden der Geostatistik erläutert werden

2.4.1 Das Konzept der regionalisierten Variablen

Die Theorie der regionalisierten Variablen wurde, wie in Kapitel 1.1 beschrieben, von MATHERON als Formalisierung der empirischen Ergebnisse von KRIGE entwickelt (vgl. LE und ZIDEK 2006, S. 102). Darunter wird verstanden, dass eine Variable x an allen Messpunkten eines Untersuchungsgebiets in unterschiedlicher Ausprägung vorhanden ist, beispielsweise unterschiedliche Vorratshöhen in Efm/ha an den einzelnen Inventurpunkten. Der Messwert Z der Variable x wird dabei als nur zufälliger Wert einer Verteilung angesehen, die sich aus dem Zusammenspiel der Umweltfaktoren ergibt (vgl. OLIVER und WEBSTER 2015, S. 12 f). An den in dieser Arbeit verwendeten Variablen wird diese Zufallsverteilung besonders anschaulich deutlich, da die für einen Inventurpunkt kalkulierten Werte der Variablen auf den Messwerten aller Einzelbäume der konzentrischen Probekreise basieren (vgl. Kapitel 2.2).

Vorausgesetzt für eine geostatistische Analyse wird nun die Annahme, dass $Z(x)$ zudem abhängig von $Z(x+h)$ ist, also einem benachbarten Messwert im Abstand h . Diese Distanz h wird in der Geostatistik häufig als *lag* bezeichnet. Auf Grund der Abhängigkeit muss also eine Korrelation zwischen den benachbarten Messwerten $Z(x)$ und $Z(x+h)$ bestehen (vgl. OLIVER und WEBSTER 2015, S. 12 f).

2.4.2 Das Semivariogramm

Diese Korrelation wird mit Hilfe des Semivariogramms als eine Funktion $\gamma(h)$ des Abstandes h beschrieben. Die Formel 7 zeigt, dass nach dieser Annahme alle benachbarten $Z(x)$ und $Z(x+h)$ im selben Abstand h voneinander den selben Wert für γ ergeben müssen.

$$\gamma(h) = \frac{1}{2} \sigma^2 (Z(x) - Z(x+h))$$

Formel 7: Berechnung der Semivarianz γ in Abhängigkeit vom Abstand h zweier Zufallswerte Z der Variable x aus deren Varianz σ^2 (STOYAN, STOYAN und JANSEN 1997, S.200)

Dementsprechend ergeben sich für geringe Abstände h in der Regel auch geringe Semivarianzen $\gamma(h)$, mit steigendem Abstand steigen meist auch die Werte. Diese werden im sogenannten Semivariogramm graphisch dargestellt, wobei auf der x-Achse der Abstand (*lag*) h

aufgetragen wird und auf der y-Achse die Semivarianz γ (vgl. STOYAN, STOYAN und JANSEN 1997, S. 200 ff).

Weitere dem Semivariogramm zu entnehmende Kenngrößen zur geostatistischen Analyse stellen der (Teil-)Schwellenwert (*partial sill*), die Korrelationsreichweite *range* und die Nugget-Varianz *nugget (variance)* (auch „Klumpenkonstante“) dar.

Der Schwellenwert *sill* entspricht dem Grenzwert von $\gamma(h \rightarrow \infty)$, also der Semivarianz für (unendlich) große Abstände der Messpunkte. Für diesen Fall unendlich großer h sind die Zufallsgrößen $Z(x)$ und $Z(x+h)$ unabhängig voneinander, weshalb die Semivarianz γ der Feldstreuung, also der Varianz σ^2 der Messwerte, entspricht (vgl. Formel 8).

$$\gamma(h = \infty) = \sigma^2$$

Formel 8: Semivarianz γ für (unendlich) große Abstände h (STOYAN, STOYAN und JANSEN 1997, S.201)

Meist wird die Annäherung der Semivarianz an die Varianz jedoch nicht erst im Unendlichen erreicht, sondern ab einem bestimmten Abstand h_{Korr} , der Korrelationsreichweite *range*. Es handelt sich also um denjenigen Abstand, ab dem keine räumlich-statistische Abhängigkeit zweier Messpunkte mehr besteht (vgl. STOYAN, STOYAN und JANSEN 1997, S. 200 ff).

Die Nugget-Varianz oder „Klumpenkonstante“, oft schlicht als *nugget* abgekürzt, beschreibt die Semivarianz für den Abstand $h = 0$, also durch Messfehler und Schwankungen innerhalb der Daten eines Inventurpunktes beziehungsweise für beliebig kleine Abstände h hervorgerufene Streuung (vgl. STOYAN, STOYAN und JANSEN 1997, S. 200 ff). Ein hoher *nugget* bedeutet damit eine hohe Schwankung im kleinräumigen Raummuster und/oder hohe Messungenauigkeiten am Inventurpunkt, ein geringer Wert geringe Messfehler beziehungsweise ein erklärbares Raummuster.

Als *partial sill*, oder Teil-Schwellenwert, wird schließlich die Differenz von *sill* und *nugget* verstanden, also der Anteil der Streuung, also des Raummusters, der durch das Semivariogramm-Modell erklärt wird. Je größer also der *partial sill*, desto geringer ist der Anteil des *nugget* an der Gesamtvarianz.

Unterschieden wird nun zwischen dem empirischen Semivariogramm und dem theoretischen Semivariogramm, welche meist zusammen in einer Grafik dargestellt werden. Das empirische Semivariogramm besteht dabei aus den für eine Mehrzahl Messpaare (*pairs*) in

identischem Abstand (*distance*) h berechneten Semivarianzen (*gamma*) $\gamma(h)$. Diese werden im Diagramm mit den x-Werten h , den y-Werten $\gamma(h)$ und der Anzahl an *pairs* als Datenbeschriftungen abgebildet.

Beim theoretischen Semivariogramm handelt es sich um das bestangepasste Modell, das aus den empirischen Werten ermittelt wurde. Anhand dieses Modells, zusammen mit den jeweils benachbarten Messpunkten, können nun Schätzwerte für Punkte oder Blöcke in den Zwischenfeldern der Messpunkte errechnet werden (vgl. OLIVER und WEBSTER 2015, S. 15 ff). Die folgende Abbildung 3 veranschaulicht die zuvor beschriebenen Kennwerte *sill*, *partial sill*, *nugget* und *range* eines Semivariogramms beispielhaft.

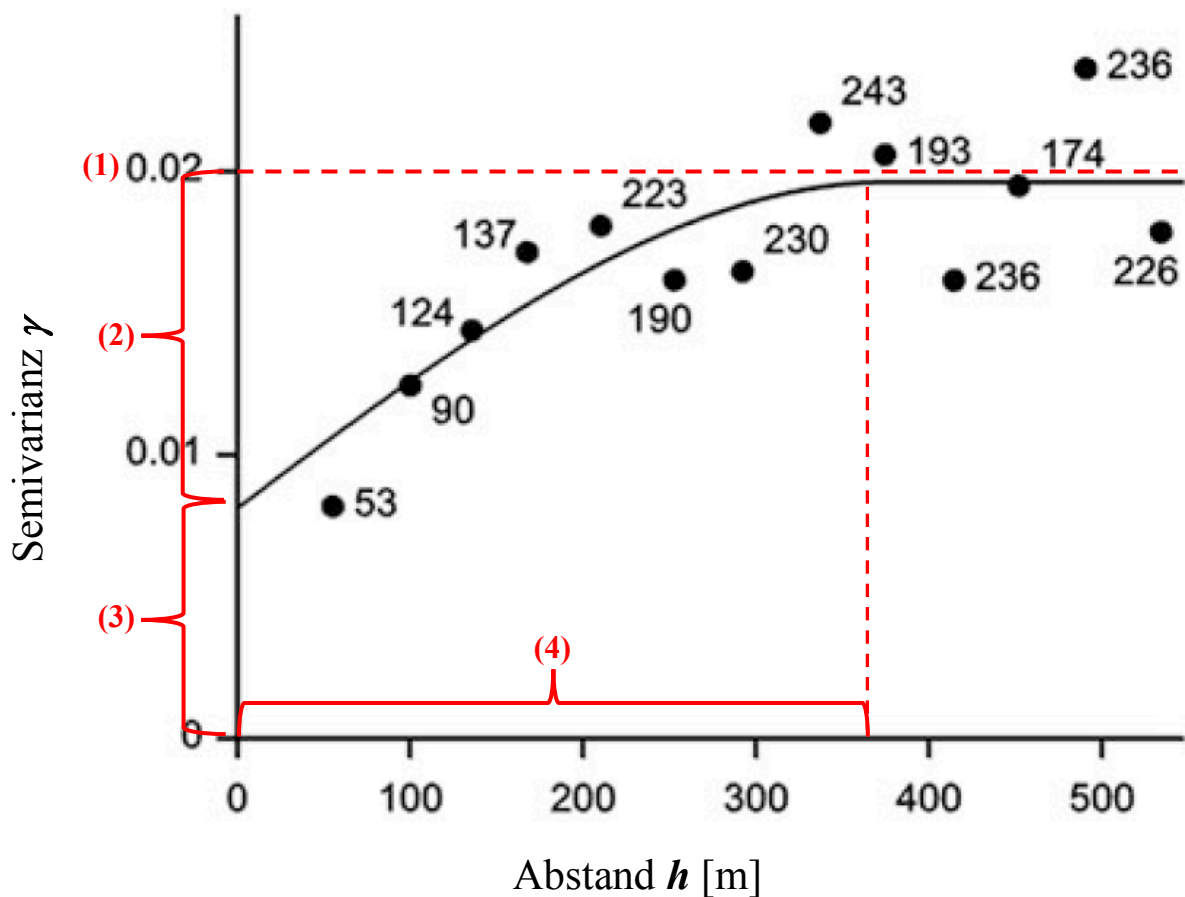


Abbildung 3: Beispiel eines Semivariogramms mit den Kennwerten *sill* (1), *partial sill* (2), *nugget* (3) und *range*(4); die Punkte stellen die für die nebenstehende Zahl an Wertepaaren berechnete Semivarianz γ entsprechend des Abstands h dar, die durchgezogene Linie zeigt das theoretische Semivariogramm, hier auf der Basis des bestangepassten sphärischen Modells (verändert nach OLIVER und WEBSTER 2015, S.21)

2.4.3 Semivariogramm-Modellfunktionen

Für die Berechnung des theoretischen Semivariogramms stehen verschiedene Modellfunktionen zur Verfügung, die je nach Datengrundlage zum Einsatz kommen. OLIVER und WEBSTER (2015) nennen als drei meistverwendete Modellfunktionen:

- (1) die *Power-Funktion* (lineares Modell)
- (2) das sphärische Modell nach MATHERON und
- (3) das exponentielle Modell nach FORMERY

Bei der Erstgenannten handelt es sich um eine lineare Funktion. Das sphärische Modell könnte als Mischtyp von linear und exponentiell bezeichnet werden, da es bis kurz vor Erreichen des *sill* annähernd linear verläuft und sich dann an den Grenzwert annähert (vgl. Abbildung 4). Beim exponentielle Modell hingegen wird der *sill* niemals geschnitten, die Funktion nähert sich lediglich asymptotisch an (vgl. Abbildung 4). Beim linearen Modell wird ebenfalls nie ein Grenzwert erreicht, er liegt theoretisch im Unendlichen.

Die Modelle der Semivarianz $\gamma(\mathbf{h})$ werden durch folgende Formeln, in Abhängigkeit von *range* r , *nugget* c_0 , *sill* $c_0 + c$ und *lag* \mathbf{h} charakterisiert (vgl. OLIVER und WEBSTER 2015, S. 32 ff):

Lineares Modell:

$$\begin{aligned}\gamma(h) &= c_0 && \text{für } h = 0 \\ \gamma(h) &= c_0 + c \left(\frac{h}{r}\right) && \text{für } h > 0\end{aligned}$$

Sphärisches Modell:

$$\begin{aligned}\gamma(h) &= c_0 && \text{für } h = 0 \\ \gamma(h) &= c_0 + c && \text{für } h > r \\ \gamma(h) &= c_0 + c \left(\frac{3h}{2r} - \frac{1}{2} * \left(\frac{h}{r}\right)^3\right) && \text{für } 0 < h \leq r\end{aligned}$$

Exponentielles Modell:

$$\begin{aligned}\gamma(h) &= c_0 && \text{für } h = 0 \\ \gamma(h) &= c_0 + c \left(1 - e^{-\frac{h}{a}}\right) && \text{für } h > 0; a \text{ ist der „Distanzparameter“, da kein } range \\ &&& \text{erreicht wird}\end{aligned}$$

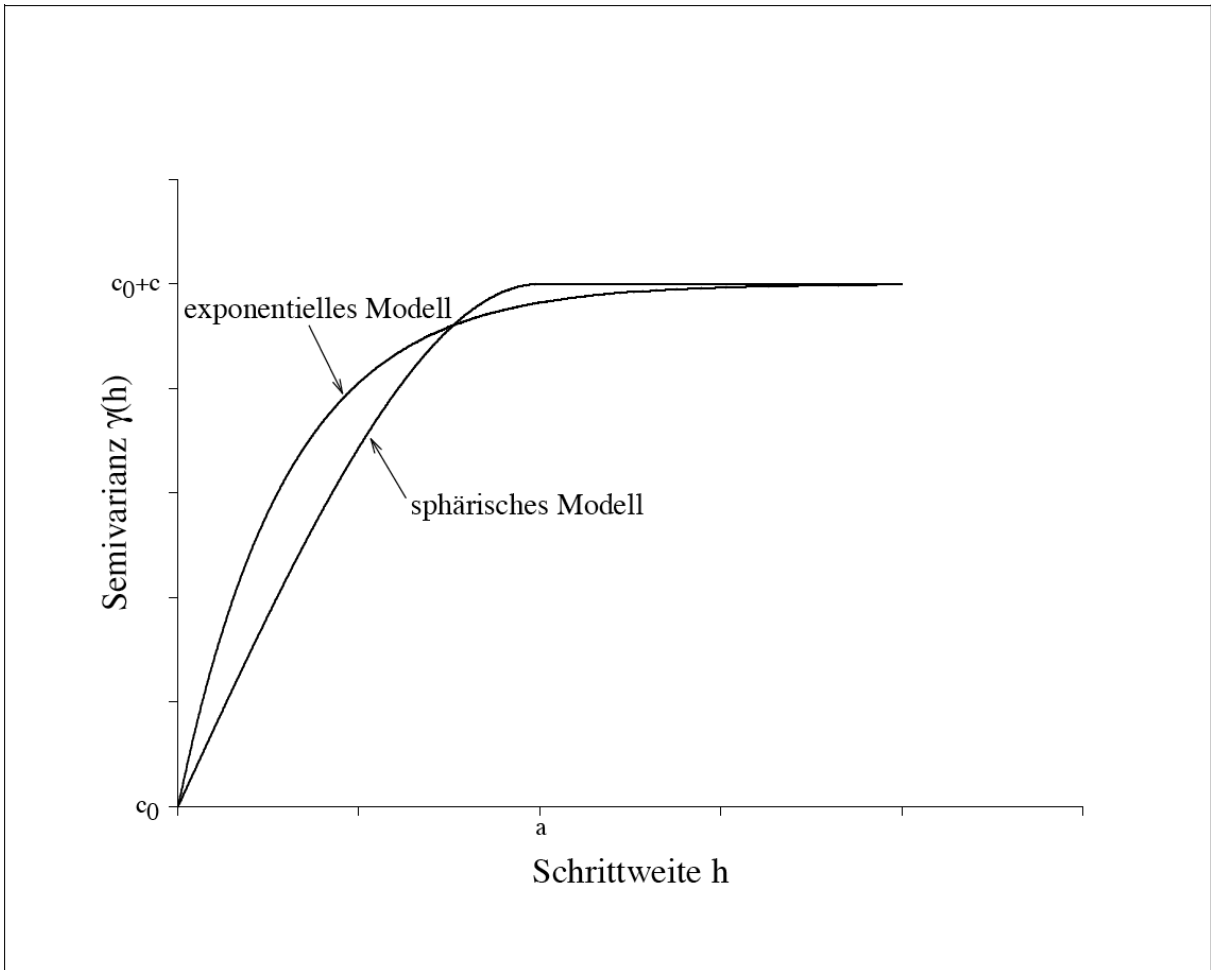


Abbildung 4: sphärisches und exponentielles Semivariogramm-Modell; c_0 = nugget; c_0+c = sill; a = range (aus REIMEIER 2001, S.31)

In dieser Arbeit wurde für die folgenden Berechnungen, entsprechend der Analyse des experimentellen Semivariogramms, das sphärische Modell verwendet und daraus das bestangepasste theoretische Semivariogramm abgeleitet. Es kann als Standardmodell bezeichnet werden. Ein Hinweis der die Verwendung eines anderen Modells rechtfertigen würde, konnte für keine der Variablen ermittelt werden.

2.5 Geostatistische Auswertung der Inventurdaten

Im ersten Versuch einer geostatistischen Analyse der Inventurdaten wurden die in der Software ESRI® ArcGIS Desktop 10.5 enthaltenen Möglichkeiten des *Geostatistical Analyst* getestet. Dabei handelt es sich um ein Paket an Funktionen für verschiedene räumliche In-

terpolationsverfahren. Einen Überblick über die Grundfunktionen ermöglichte das im Programm enthaltene Tutorial. Darüber hinaus traten jedoch Schwierigkeiten auf, an Informationen hinsichtlich der Funktionsweise und präzisen Anwendung des Programms zu gelangen. Im Rahmen einer Beratung durch einen Experten auf dem Gebiet der Geostatistik, Prof. Dr. Auerswald vom Lehrstuhl für Grünlandlehre am WZW der TUM, wurde die Verwendung des *Geostatistical Analyst* schließlich verworfen. Insbesondere die speziellen Herausforderungen, die die Inventurdaten des Uniwaldes mit sich brachten, erforderten verschiedene Variationen in der Berechnung und Verarbeitung der zur Verfügung stehenden Daten, was mit der ESRI®-Software nicht möglich gewesen wäre.

Für alle im Folgenden beschriebenen Berechnungen und Auswertungen wurde daher die Statistiksoftware *R* in der Version 3.2.0 (vgl. R Core Team, 2015) in Verbindung mit dem Hilfspaket für Geostatistik *gstat* (vgl. PEBESMA 2004) verwendet.

2.5.1 Berechnete Modellversionen

Im Rahmen der geostatistischen Datenauswertung wurden vier verschiedene Versionen mit den Datensätzen der Inventuren von 2002 und 2016 erarbeitet. Tabelle 7 zeigt eine Übersicht, die Versionen werden im Folgenden genauer erläutert.

Variante	verwendeter Datensatz	Distrikte	Modellanpassung
Version 1	2016 ohne Verdichtung	nur Klosterholz	automatisch
Version 2	2002	beide gepoolt	automatisch
	2016 inkl. Verdichtung	beide gepoolt	automatisch
Version 3	2002 und 2016 (inkl. Verdichtung) gepoolt	beide gepoolt	händisch optimiert
Version 4	Residuen von 2002 und 2016 (inkl. Verd.) gepoolt	beide gepoolt	händisch optimiert

Tabelle 7: Datengrundlage und Modellanpassung der berechneten Versionen

2.5.1.1 Erste Modellversion

Diese erste Version diente primär dazu, einen Überblick über die vorhandenen Inventurdaten des Jahres 2016 aus geostatistischer Sicht zu gewinnen. Daher wurde zunächst nur ein Distrikt, allerdings mit einer Vielzahl von Variablen, modelliert. Die Anpassung des theoretischen Semivariogramm-Modells erfolgte automatisch durch das Statistikprogramm.

2.5.1.2 Zweite Modellversion

Basierend auf den Erkenntnissen der Ergebnisse von Version 1 wurden die in Kapitel 2.3.3 beschriebenen vier Variablen zur weiteren Analyse festgelegt. Berechnet wurden zwei Modelle, das Erste davon für den Datensatz von 2002. Das zweite Modell basiert auf dem Datensatz von 2016 inklusive der hinzugekommenen Daten der Verdichtungsinventur aus 2018 (vgl. Kapitel 2.2.3). Zudem wurden nun die Messwerte beider Distrikte zu einem gesamten Datensatz gepoolt, was unter der getroffenen Annahme zulässig ist, dass sich die Distrikte Bocksberg und Klosterholz hinsichtlich der naturräumlichen Gegebenheiten und ihrer Bewirtschaftung nicht unterscheiden. Vor dem Hintergrund der relativ geringen räumlichen Entfernung und der Tatsache, dass beide Distrikte von demselben Forstbetrieb und Revierleiter bewirtschaftet werden, erscheint die Annahme gerechtfertigt. Auch muss angemerkt werden, dass eine eigenständige Modellierung des Bocksbergs auf Grund der geringen Zahl von Inventurpunkten nicht sinnvoll möglich gewesen wäre.

In dieser zweiten Version erfolgte die Anpassung des theoretischen Semivariogramm-Modells ebenfalls automatisch durch die Statistiksoftware.

2.5.1.3 Dritte Modellversion

Um eine weitere Verbesserung der geostatistischen Modellierung zu erreichen, wurden in der dritten Version nicht nur die beiden Distrikte, sondern auch die Datensätze der beiden Jahre 2002 und 2016 (inkl. Verdichtungsinventur) gepoolt. Für die Zulässigkeit dieser Kombination gelten dieselben Voraussetzungen wie für das Poolen der beiden Distrikte. Im Hinblick auf den Naturraum kann mit großer Sicherheit angenommen werden, dass Unterschiede hinsichtlich des Standorts innerhalb von 14 Jahren kaum auftreten. Bezüglich der

Bewirtschaftung kann angeführt werden, dass sowohl Grundstruktur und Ausrichtung als auch der Revierleiter des Forstbetriebs innerhalb der betrachteten Zeit nicht gewechselt haben, was die Zulässigkeit der Annahme stützt.

Die Datensätze der beiden Inventurjahre dürfen sich für die betrachteten Variablen sowohl in ihrem Mittelwert als auch im räumlichen Muster der Werte unterscheiden.

Das Poolen der Datensätze ermöglicht es dem Programm, die zu bestimmten Distanzen (*lags*) h gehörenden Semivarianzen γ auf der Basis einer größeren Anzahl von Wertepaaren zu schätzen. Dadurch soll die Genauigkeit der Schätzung erhöht werden, was gleichzeitig die Anpassung des theoretischen Semivariogramm-Modells verbessert.

Um die Modellqualität weiter zu steigern, wurde zudem, zusammen mit dem Geostatistikexperten Prof. Dr. Auerswald, eine manuelle Optimierung der theoretischen Semivariogramme vorgenommen.

2.5.1.4 Vierte Modellversion

Die letzte ermittelte Version Nummer vier unterscheidet sich von der Vorangegangenen dadurch, dass nicht die tatsächlichen Messwerte an den einzelnen Inventurpunkten betrachtet wurden, sondern deren Residuen, abhängig von Inventurjahr, Distrikt und der 2002 kartierten Nutzungsart. Die Berechnung erfolgte nach Formel 9, wobei die in Tabelle 8 aufgeführten Mittelwerte verwendet wurden.

$$\text{Resid}(x_{i,j,k,l}) = x_{i,j,k,l} - \bar{x}_{i,j,k,l}$$

Formel 9: Berechnung eines Residuums, abhängig von der Variable i , dem Inventurjahr j , dem Distrikt k , und der Nutzungsart (2002) l

Klosterholz 2002					Klosterholz 2016				
Variable:	dg	Efm/ha	% Fi	% Laub	Variable:	dg	Efm/ha	% Fi	% Laub
Nutzungsart					Nutzungsart				
JP	16	136	33	40	JP	20	206	20	68
JD	22	254	56	19	JD	33	298	48	26
AD	29	391	37	45	AD	35	438	28	55
VJN	35	519	75	10	VJN	33	403	59	19
Bocksberg 2002					Bocksberg 2016				
Variable:	dg	Efm/ha	% Fi	% Laub	Variable:	dg	Efm/ha	% Fi	% Laub
Nutzungsart					Nutzungsart				
JP	20	208	46	36	JP	18	192	34	54
JD	22	273	35	52	JD	33	464	35	52
AD	23	256	28	49	AD	35	438	33	44
VJN	35	444	77	3	VJN	32	405	64	15

Tabelle 8: Mittelwerte zur Berechnung der Residuen entsprechend der Variable, dem Inventurjahr, dem Distrikt und der Nutzungsart

Die Verwendung der Residuen geschah unter der Annahme, dass zwischen den Nutzungsarten scharfe Grenzen auftreten, die Bereiche innerhalb einer Nutzungsart aber ähnlich sind. Dadurch sollen sich homogenere Werte für die Inventurpunkte ergeben, wodurch das standortbedingte Raummuster deutlicher hervortreten soll. Ein solches Vorgehen empfehlen beispielsweise STOYAN, STOYAN und JANSEN (1997, S. 223 ff) für den Fall, dass ein Untersuchungsgebiet nicht homogen aufgebaut ist. Die Bewirtschaftung des Universitätswaldes in Beständen und Nutzungsarten bedingt eine solche Inhomogenität.

Das Ziel in der Verwendung von Residuen besteht also darin, dass mögliche Unterschiede durch die Bewirtschaftung in zusammenhängenden Einheiten, hier den Nutzungsarten, aus den Daten entfernt werden. So soll das theoretische Semivariogramm-Modell und damit letztendlich die Schätzung der Zwischenfelder zwischen den Messwerten verbessert werden.

2.5.2 Räumliche Interpolation durch Block-Kriging

Um nun aus den Messwerten der Inventurpunkte über die daraus abgeleiteten theoretischen Modelle Karten erzeugen zu können, ist ein räumliches Interpolationsverfahren nötig. Dabei werden Schätzwerte für die Zufallsfelder ermittelt, an denen nicht gemessen wurde. Das am häufigsten verwendete Rechenverfahren in diesem Zusammenhang stellt das Kriging dar,

wobei unterschiedliche Varianten möglich sind. Dazu gehören Kriging des Mittelwerts, Punktkriging, Block-Kriging, Cokriging (vgl. STOYAN, STOYAN und JANSEN 1997, S. 213 ff) sowie Universal Kriging, Disjunctive Kriging, Bayesian Kriging (vgl. LE und ZIDEK 2006, S. 102 ff) und viele weitere. Ein Vorteil des Kriging gegenüber anderen Interpolationsmethoden besteht laut OLIVER und WEBSTER (2015, S. 43 ff) darin, dass der Interpolationsfehler minimiert wird und die kalkulierten Schätzwerte unverzerrt bleiben. Dies führte auch zur häufig verwendeten Bezeichnung *best linear unbiased predictor* (BLUP).

Beim Kriging wird also das aus den Daten ermittelte theoretische Semivariogramm zusammen mit den (gewichteten) Messwerten und ihren geographischen Koordinaten zur Berechnung eines Schätzwerts verwendet. Dies basiert auf der Annahme, dass die Variation innerhalb der Messwerte zufällig aber räumlich abhängig ist, wobei der zugrundeliegende Zufallsprozess allein von der räumlichen Distanz und Richtung, nicht aber von der absoluten Lage abhängt (vgl. OLIVER und WEBSTER 2015, S. 43 ff).

Neben dem Schätzwert für einen bestimmten Punkt beziehungsweise Block, der als Mittelwert einer theoretischen Zufallsverteilung betrachtet wird, kann zudem die mittlere quadratische Abweichung des wahren Wertes $Z(x)$ vom Interpolationswert $\hat{Z}(x)$, die sogenannte Krige-Varianz σ^2 , kalkuliert. Damit ist die Streuung eines Schätzwertes quantifizierbar, sowie über den Mittelwert der Krige-Varianzen aller Schätzwerte die mittlere Streuung der Schätzwerte. Den Interpolationswerten wird dabei unterstellt normalverteilt zu sein. Um Bereiche höherer beziehungsweise geringerer Streuung im Messgebiet sichtbar zu machen, können Karten für die Krige-Varianz σ^2 beziehungsweise -Standardabweichung $\sigma = \sqrt{\sigma^2}$ erzeugt werden (vgl. OLIVER und WEBSTER 2015, S. 43 ff). Das daraus abgeleitete 95 % Konfidenzintervall gibt Aufschluss darüber, in welchem Wertebereich der wahre Wert mit einer Wahrscheinlichkeit von 95 % liegt. Entsprechend der Annahme der Normalverteilung der Schätzwerte berechnen sich die Intervallgrenzen durch die Krige-Standardabweichung $\sigma \pm 1,96$ (vgl. STOYAN, STOYAN und JANSEN 1997, S. 213 ff).

Das Block-Kriging wurde für diese Arbeit als Interpolationsmethode ausgewählt, da es allgemein zu geringeren Krige-Varianzen - die *nugget variance* ist hier in der Block-Kriging-Varianz eines Blocks enthalten - und sanfteren Übergängen als beispielsweise das Punktkriging führt, bei zudem geringerem Rechenaufwand (vgl. OLIVER und WEBSTER 2015, S. 52 ff). Als Blockgröße wurden, als ein Kompromiss aus den oben genannten Vorteilen

und dem Erhalt von Detailschärfe für die zu erzeugenden Karten, 25 x 25 m gewählt. Der Schätzwert eines Blocks stellt dessen arithmetischen Mittelwert dar und wird grundsätzlich nach Formel 10 berechnet (vgl. STOYAN, STOYAN und JANSEN 1997, S. 222), die Details übernimmt das Statistikprogramm. Die enthaltenen Gewichte g_i , mit denen benachbarte Messwerte belegt werden, ergeben sich aus der Lösung eines Gleichungssystems auf der Basis der Formel 11, wobei ihre Summe stets 1 ergibt (vgl. STOYAN, STOYAN und JANSEN 1997, S. 214 ff).

$$\frac{1}{A(B)} \int_B Z(x) dx$$

Formel 10: Berechnung des Mittelwerts eines Blocks B der Fläche A(B) anhand der lokalen Werte Z(x) (STOYAN, STOYAN und JANSEN 1997, S. 222)

$$\sum_{i=1}^n g_j * \gamma(h_{ij}) + v = \sigma^2$$

Formel 11: Berechnung der optimalen Gewichte g_i zur Gewichtung benachbarter Messpunkte (STOYAN, STOYAN und JANSEN 1997, S. 214)

Für alle Versionen und die jeweils betrachteten Variablen wurden somit aus den ermittelten theoretischen Semivariogrammen die Schätzwerte für die Blöcke von 25 x 25 m durch Block-Kriging unter Verwendung des sphärischen Modells (vgl. Kapitel 2.4.3) errechnet. Diese Schätzwerte und ihre Krige-Standardabweichungen bildeten die Eingangsgröße zur Erzeugung der Ergebniskarten im GIS.

2.5.3 Erzeugung der Ergebniskarten zur Darstellung der Interpolationsergebnisse

Die im Rahmen der geostatistischen Analyse mittels Block-Kriging ermittelten Schätzwerte wurden von der Statistiksoftware in *.txt* -Dateien ausgegeben. Die so gewonnenen Daten, bestehend aus x- und y-Koordinate, sowie den Schätzwerten, Krige-Varianzen und -Standardabweichungen für die einzelnen Variablen, konnten nun wieder in Microsoft® Excel importiert und dort für die Übernahme in das GIS vorbereitet werden. Als *.xls*-Tabelle in übernommen war dort die Formatierung und Aufbereitung zu praxistauglichen Karten möglich.

2.5.4 Überprüfung der Ergebnisse

Die Überprüfung der Ergebnisse teilt sich auf in die Analyse der geostatistischen Modelle, insbesondere der Semivariogramme, und eine Prüfung auf Plausibilität sowie Praxistauglichkeit der erzeugten Karten. Die Überprüfung der ermittelten Modellfunktionen wird in Kapitel 3.3 dieser Arbeit beschrieben und erfolgte mit der großzügigen Hilfestellung von Prof. Dr. Auerswald als Kenner der Materie.

Um grobe Abweichungen der durch die Modelle beschriebenen Zusammenhänge auszuschließen, erfolgte eine Kreuzvalidierung der Schätzwerte mittels einer einfaktoriellen Varianzanalyse in Microsoft® Excel.

Um insbesondere die aus den Ergebnissen für das Inventurjahr 2016 erzeugten Karten als mögliche forstliche Planungshilfen zu überprüfen, wurde eine Expertenbefragung des Revierleiters Christoph Dimke durchgeführt. So konnten die Ausdrücke der im GIS generierten Darstellungen der vier Variablen sowohl auf die Plausibilität der interpolierten Schätzwerte hin, als auch auf ihre Praxistauglichkeit in der Bewirtschaftung untersucht werden. Durch die langjährige Erfahrung und Mitarbeit im Forstbetrieb der LMU, sowie durch die detaillierte Ortskenntnis des Revierleiters, wurden einige kritische Stellen in den Karten identifiziert und bei einem Begang vor Ort begutachtet. Dazu stand unterstützend ein GPS-Gerät zur Verfügung. Zudem wurden Anregungen und Vorschläge für eine bessere kartographische Darstellung der Ergebnisse, insbesondere hinsichtlich der Klassenbildung und der Farbpalette, gesammelt und entsprechend im GIS umgesetzt.

3 Ergebnisse

3.1 Ergebnisse der Verdichtungsinventur

Nach dem unter Kapitel 2.2.3 beschriebenen Verfahren wurden im Rahmen der Verdichtungsinventur an den 15 Messpunkten insgesamt 277 Einzelbäume gemessen. Tabelle 9 zeigt am Beispiel der beiden Verdichtungsinventurpunkte 999 und 998 einen Ausschnitt aus den erhobenen Daten. Die Lage der Inventurpunkte der Verdichtungsinventur ist in Tabelle 10 anhand ihrer geographischen Koordinaten und der Nummern der Eckpunkte (permanente Inventurpunkte, Stand 2016) dokumentiert und wird in Abbildung 5 veranschaulicht.

Datensatz	Inventurpunkt	Distrikt	BA-Code	Baumart	BAG	BHD [cm]	Alter	Entfernung [m]
20026	999	1	10	Fi	Fichte	59	100	5,3
20027	999	1	10	Fi	Fichte	38	100	10,7
20028	999	1	10	Fi	Fichte	49	100	10
20029	999	1	10	Fi	Fichte	41	100	11,6
20030	999	1	10	Fi	Fichte	41	100	10,6
20031	999	1	10	Fi	Fichte	41	100	10,8
20032	999	1	10	Fi	Fichte	32	100	10,6
20033	999	1	10	Fi	Fichte	38	100	6
20034	999	1	10	Fi	Fichte	39	100	9,9
20035	999	1	10	Fi	Fichte	39	100	11,7
20036	999	1	10	Fi	Fichte	44	100	3,1
20037	999	1	10	Fi	Fichte	1	10	3
20012	998	1	60	Bu	Buche	26	30	2,5
20013	998	1	60	Bu	Buche	9	30	2,4
20014	998	1	60	Bu	Buche	36	30	4,8
20015	998	1	64	Bah	Edellb	34	75	12,4
20016	998	1	60	Bu	Buche	3	30	2,4
20017	998	1	60	Bu	Buche	8	30	1,7
20018	998	1	68	Kir	Edellb	32	85	11
20019	998	1	60	Bu	Buche	14	30	5,2
20020	998	1	60	Bu	Buche	6	30	2,5
20021	998	1	60	Bu	Buche	11	30	4,5
20022	998	1	60	Bu	Buche	11	30	4,3
20023	998	1	60	Bu	Buche	16	30	3,5
20024	998	1	60	Bu	Buche	3	30	2
20025	998	1	60	Bu	Buche	3	30	2

Tabelle 9: Ausschnitt des Datensatzes der Verdichtungsinventur 2018 (Inventurpunkte 999 und 998)

Inventurpunkt	Distrikt	Nutzungsart_2002	Xcoord_ist	Ycoord_ist	Eck-Inventurpunkte			
999		1 VJN	4505468,053	5384824,074	360	361	371	372
998		1 JP	4505628,608	5384671,809	352	353	362	422
997		1 JP	4506123,916	5384079,225	249	251	274	277
996		1 VJN	4506883,991	5384088,662	256	257	284	285
995		1 VJN	4507339,331	5384185,006	288	289	312	313
994		1 JD	4506785,999	5383721,282	171	172	190	191
993		1 VJN	4506384,927	5383530,715	131	132	150	151
992		1 VJN	4507554,322	5383376,697	122	123	138	139
991		1 VJN	4507970,057	5384113,492	250	267	275	293
990		1 JD	4508083,293	5383956,596	226	246	250	268
989		1 VJN	4507990,521	5383525,924	128	142	147	163
988		1 JP	4508072,669	5383420,254	115	125	128	143
987		2 AD	4499102,283	5382048,033	26	27	46	47
986		2 VJN	4499412,525	5382403,836	100	101	109	110
985		2 VJN	4499543,834	5382001,206	30	50	51	509

Tabelle 10: Lage der Verdichtungsinventurpunkte anhand ihrer geographischen Koordinaten (DHDN 3 Gauß-Krüger Zone 4) und der Eckpunkte (Nummern der permanenten Inventurpunkte, Stand 2016)

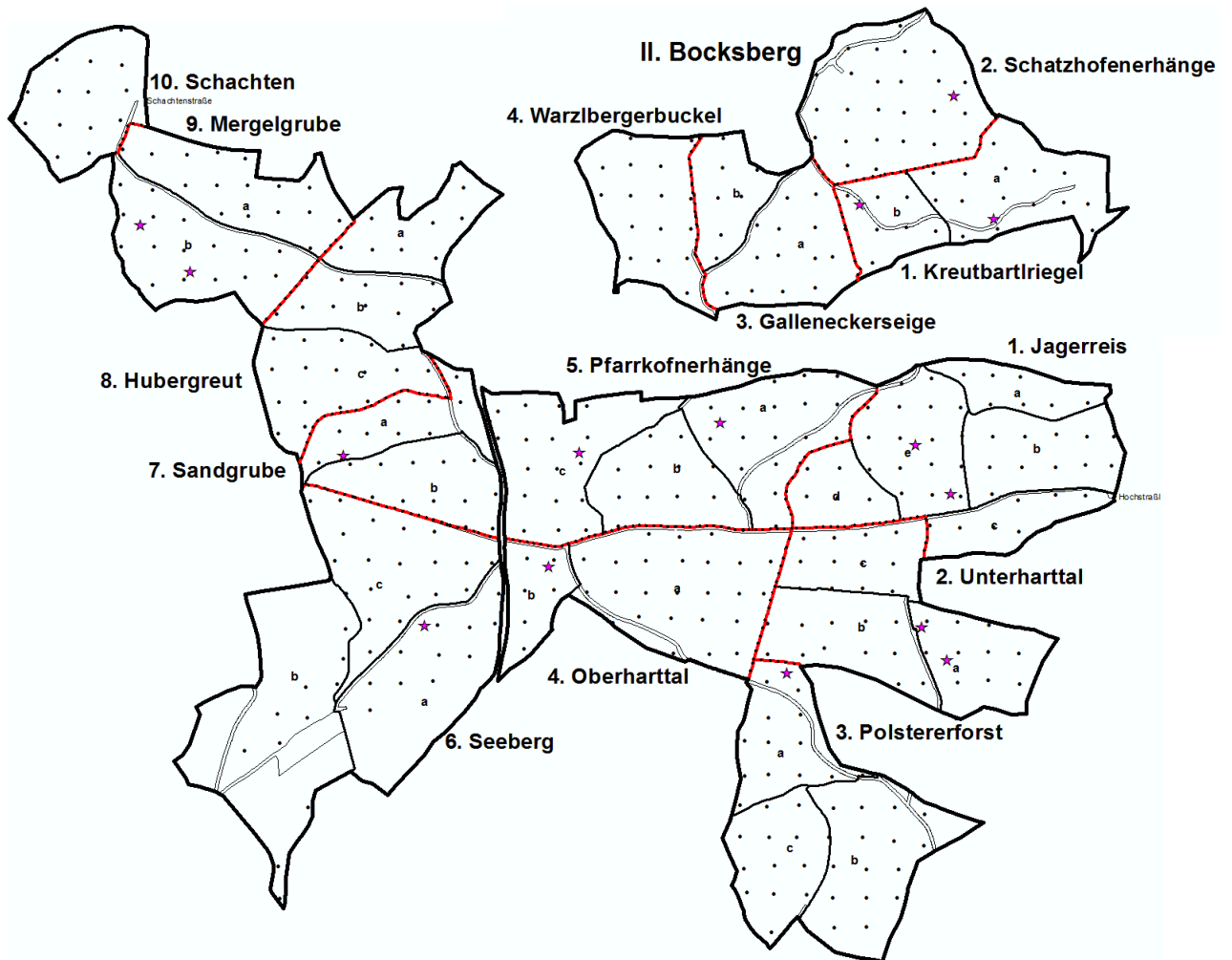


Abbildung 5: Lage der Verdichtungsinventurpunkte (farbige Sterne) zwischen den permanenten Inventurpunkten (schwarze Punkte) in den Distrikten Bocksberg (oben rechts) und Klosterholz

3.2 Berechnete Variablen zur geostatistischen Modellierung

Die entsprechend Kapitel 2.3.3 berechneten Variablen d_g in cm, mittlerer Vorrat in Efm/ha, Fichtenanteil/ha und Laubholzanteil/ha in % werden in Tabelle 11 beispielhaft für die Inventurpunkte 1 bis 25 des Inventurjahres 2016 dargestellt. Zur geostatistischen Modellierung wurden jeweils die gerundeten Werte verwendet.

InvPkt	Distrikt	x_Koord	y_Koord	Nutzungsart_2002	exakt				gerundet			
					dg	Vorrat_Efm_ha	%_Fi_ha	%_Laub_ha	dg	Vorrat_Efm_ha	%_Fi_ha	%_Laub_ha
1	2	4498537,481	5381759,122	JP	0	0	0	0	0	0	0	0
2	2	4498668,724	5381757,364	JP	4,260281681	27,4614101	0	100	4	27	0	100
3	2	4498750,17	5381766,732	JP	19,65960325	110,9298396	0	100	20	111	0	100
4	2	4498956,621	5381775,07	AD	33,46065428	457,9106863	0	100	33	458	0	100
5	1	4507504,616	5382543,188	AD	39,82364972	754,1047784	0	100	40	754	0	100
6	1	4507707,219	5382557,014	AD	42,41115281	849,2653231	6,119200882	86,23045777	42	849	6,1	86,2
7	1	4507811,709	5382559,417	JD	35,04639782	369,2305264	76,03654112	23,96345888	35	369	76	24
8	2	4498351,957	5381871,646	VJN	31,70736733	521,2777245	92,57255982	0	32	521	92,6	0
9	2	4498443,057	5381864,168	JP	31,56936806	440,2340774	25,99039818	74,00960182	32	440	26	74
10	2	4498634,107	5381872,862	JD	27,1887986	360,856585	0	100	27	361	0	100
11	2	4498768,021	5381874,847	JP	33,69400116	214,0708462	45,76278791	54,23721209	34	214	45,8	54,2
12	2	4498836,145	5381881,029	JP	53,46961754	256,005197	13,99380047	16,69186835	53	256	14	16,7
13	2	4498958,04	5381871,289	JP	16,39867881	219,0888316	0	100	16	219	0	100
14	2	4499015,133	5381878,084	AD	36,39024595	653,2703765	0	100	36	653	0	100
15	2	4499143,939	5381858,135	JD	35,54541026	830,010426	12,71969481	87,28030519	36	830	12,7	87,3
16	1	4507426,641	5382671,418	VJN	6,422616289	8,35455832	0	0	6	8	0	0
17	1	4507618,081	5382662,614	JP	0	0	0	0	0	0	0	0
18	1	4507703,233	5382654,24	AD	30,23243292	646,0815145	0	100	30	646	0	100
19	1	4507811,021	5382653,146	JD	35,61776242	487,6683253	0	78,72381078	36	488	0	78,7
20	1	4507911,723	5382653,881	JD	34,68096352	326,6453145	30,47194502	23,77622084	35	327	30,5	23,8
21	2	4498550,116	5381968,043	JP	20,94569699	421,5934644	0	100	21	422	0	100
22	2	4498648,355	5381949,885	VJN	40,15496299	542,5629796	44,98251957	0	40	543	45	0
23	2	4498765,639	5381979,729	AD	20,29661009	444,2647994	21,14147627	74,29194975	20	444	21,1	74,3
24	2	4498839,629	5381968,633	AD	36,64501525	257,3620401	0	100	37	257	0	100
25	2	4498957,71	5381972,6	JP	19,41326866	157,8700077	0	100	19	158	0	100

Tabelle 11: Ausschnitt der berechneten Werte für die Variablen zur geostatistischen Modellierung der Inventurpunkte 1 bis 25 (Inventurjahr 2016)

3.3 Erarbeitete und analysierte geostatistische Modelle

Im Folgenden sollen jeweils die Ergebnisse der geostatistischen Auswertung in Form der experimentellen und theoretischen Semivariogramme der verschiedenen Versionen und Variablen, dargestellt werden. Ein Vergleich der Versionen im Hinblick auf die Verbesserungsmöglichkeiten, durch beispielsweise die Verdichtungsinventur oder die manuelle Optimierung der Modellparameter, wird abschließend in Kapitel 3.3.5 zusammengefasst.

3.3.1 Erste Modellversion

Wie in Kapitel 2.5.1.1 beschrieben, bestand bei der ersten Version das Ziel primär darin, einen Überblick über die Datenlage zu erhalten. Berechnet wurden folgende Variablen für den Distrikt Klosterholz aus den Inventurdaten 2016 ohne Verdichtungsinventur:

- Fichtenanteil/ha (*Picea abies* [L.])
- Buchenanteil/ha (*Fagus sylvatica* [L.])
- Grundfläche/ha
- Vorrat in Vfm/ha und Efm/ha

und jeweils Min, Max, Mittelwert, Standardabweichung für

- *BHD*
- Alter

Die Berechnungen erfolgten mit automatischer Modellanpassung durch die Statistiksoftware. Am Beispiel der ersten Variable Fichtenanteil/ha werden die von der Software für jede Variable erzeugten Ergebnisse ausführlich beschrieben. Bei den weiteren Variablen werden anschließend die beobachteten Besonderheiten oder Unterschiede hervorgehoben.

3.3.1.1 Standflächenanteil der Baumart Fichte pro ha [%]

Abbildung 6 zeigt zunächst die Verteilung der Messwerte, um eventuelle Trends oder Cluster zu identifizieren. Oben links ist die Verteilung der Messwerte im Raum anhand der geo-

graphischen Koordinaten abgebildet. Die vier unterschiedlichen farbigen Symbole (Quartile) lassen ähnliche Bereich erkennen, jedoch keinen kontinuierlichen Trend in eine Richtung. Die Grafiken oben rechts und unten links zeigen die Messwerte gegen die Y- beziehungsweise X-Koordinate aufgetragen. Auch hier ist kein Trend erkennbar, der in der Modellierung berücksichtigt werden müsste. Das Diagramm unten rechts zeigt abschließend die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion zusammen mit einem Histogramm der Messwerte. Hier ist erkennbar, dass es sich nicht um eine Normalverteilung handelt, sondern eine zweigipflige Funktion. Demnach scheinen mehr Bestände mit sehr hohen (90 – 100 %) oder mit sehr niedrigen (0 – 10 %) Fichtenanteilen vorzukommen als Mischbestände. Diese Beobachtung konnte vom Revierleiter Christoph Dimke bestätigt werden.

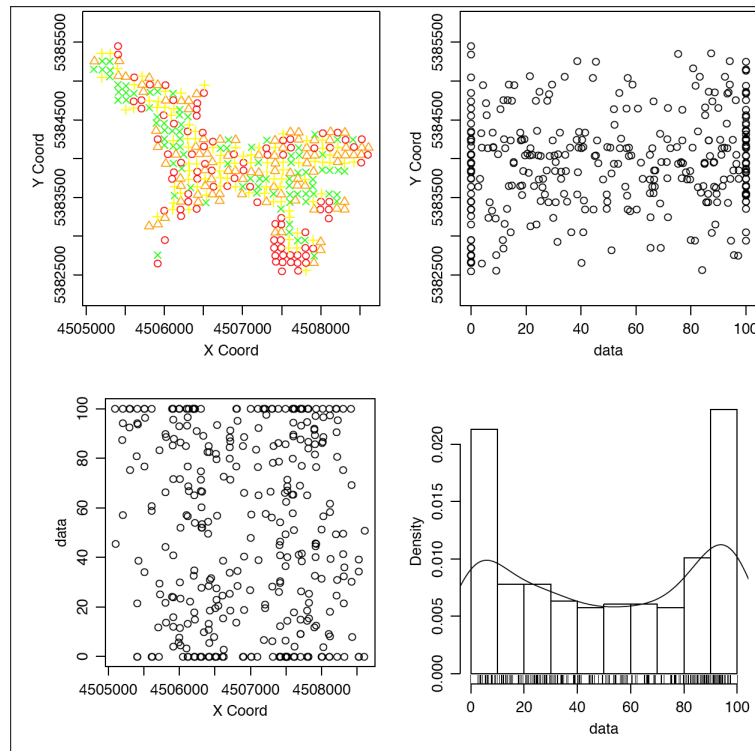


Abbildung 6: Werteverteilung des Fichtenanteils/ha (Version 1); oben links: räumliche Verteilung (Quartile in unterschiedlichen farbigen Symbolen), oben rechts/ unten links: Werte in Abhängigkeit von der Y-/ X-Koordinate, unten rechts: Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion und Histogramm

Da keine Trends oder ähnliche Auffälligkeiten in den Daten zu erkennen waren, konnten sie ohne Korrektur zur Berechnung des experimentellen Semivariogramms herangezogen werden. Als Ergebnis liefert das Statistikprogramm das in Abbildung 7 gezeigte Ergebnis:

distance	gamma	pairs
83.59	930.956	93
94.67	1120.826	127
101.13	1179.302	222
111.38	1200.806	147
128.63	1196.211	150
141.94	1259.033	290
161.68	1334.132	133
188.28	1304.879	148
202.35	1281.144	393
217.94	1248.737	488
230.68	1291.539	348

Abbildung 7: Experimentelles Semivariogramm für die Variable Fichtenanteil/ha (Version 1) mit den Spalten distance (Abstand h), gamma (Semivarianz $\gamma(h)$) und pairs (Anzahl der Wertepaare einer Distanz zur Berechnung von $\gamma(h)$)

Ohne graphische Darstellung können diese Zahlen kaum interpretiert werden und dienen daher primär der Dokumentation. Die folgende Abbildung 8 zeigt daher die ermittelten Werte als Punktdiagramm mit dem Abstand h (*distance*) auf der X- und der Semivarianz (*gamma*) auf der Y-Achse. Neben jedem berechneten Punkt ist zudem die Anzahl der Wertepaare (*pairs*) der jeweiligen Distanz vermerkt.

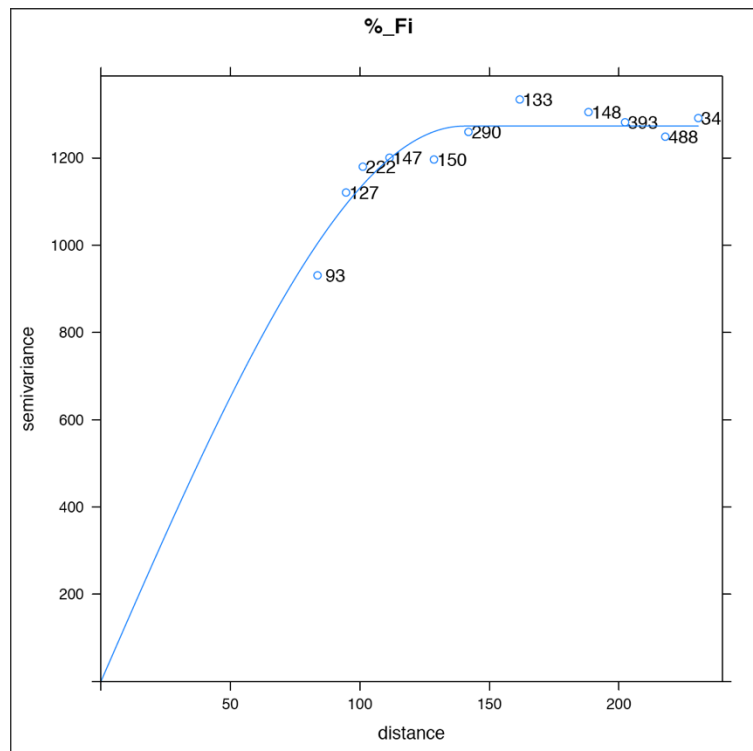


Abbildung 8: Werte des experimentellen Semivariogramms (blaue Kreise) und Modellfunktion des theoretischen Semivariogramms (blaue Linie) der Variable Fichtenanteil/ha (Version 1)

An der Darstellung der Punkte wird zunächst deutlich, dass für kurze Abstände unter 100 m nur sehr wenige Punkte, für unter 83 m keine Distanzen vorhanden sind. Für die anderen berechneten *lags* steigt die Semivarianz bis knapp 150 m an und bleibt dann relativ konstant, es ist also ab dem Grenzabstand *range* der *sill* erreicht.

Neben der Darstellung des experimentellen Semivariogramms wird auch das aus diesen Werten abgeleitete theoretische Semivariogramm in der Abbildung als blaue Linie dargestellt. Ähnlich einer Regressionsfunktion wird das Modell bestmöglich an die Lage der Punkte angepasst. Die üblichen Kennwerte eines Semivariogramms werden für dieses Modell in Abbildung 9 aufgeführt.

%_Fi : theoretisches SV & Kriging

Parameter	Wert
Gridsize	25 m
Blocksize	25 x 25 m ²
Neigh.krig	24
Model	Sph
Sill	1273.092
Range	140.18
Nugget	0

Abbildung 9: Kennwerte des theoretischen Semivariogramms (unten: Model, partial sill, range und nugget) und Rahmenbedingungen für die Block-Kriging-Interpolation der Variable Fichtenanteil/ha (Version 1) (oben: Gridsize, Blocksize, Neighbours for kriging)

Verwendet wurde folglich das sphärische Modell (vgl. Kapitel 2.4.3), bei einem errechneten Grenzwert (*sill*) von ca. 1.270 für die maximale Semivarianz, der ab einem Grenzabstand (*range*) von ca. 140 m zweier Punkte voneinander erreicht wird. Dies bedeutet, dass die geostatistische Analyse für die Variable Fichtenanteil/ha eine räumliche Korrelation bis zu einer Distanz von ca. 140 m feststellt. Ein beliebiger Punkt wird also bei der Ermittlung seines Schätzwertes für den Fichtenanteil/ha durch einen bis zu 140 m entfernten Messpunkt beeinflusst. Oberhalb dieses Abstands kann kein räumlicher Zusammenhang mehr erkannt werden.

Der Nugget-Wert von 0 zeigt, dass das Statistikprogramm keinen Messfehler beziehungsweise keine zufällige Variation bei beliebig kleinen Distanzen identifiziert. Offenbar findet das Programm in den Daten keine Begründung einen solchen Messfehler anzunehmen, was jedoch aus praktischer Sicht höchst unwahrscheinlich erscheint.

Weiter kann am Verhältnis von *range* zu *sill* der Anteil der Messgenauigkeit am Gesamtmodell abgelesen werden, der hier entsprechend 0 ist. Folglich werden im Modell 100 % der Variation in den Messwerten durch die räumliche Korrelation erklärt. Dies beeinflusst insbesondere die im Rahmen der Block-Kriging-Interpolation berechneten Schätzwerte und auch deren angenommene Fehler. So wird bei geringem *nugget* die Gewichtung der benachbarten Punkte sehr stark auf die nächstgelegenen fokussiert, da, durch den als gering angenommenen Fehler für kurze Distanzen, diesen Punkten die höchste Aussagekraft zugesprochen wird.

Die im Rahmen der Block-Kriging-Interpolation ermittelten Schätzwerte für den Fichtenanteil/ha wurden auf der Basis der 24 nächstgelegenen Inventurpunkte erzeugt (vgl. Abbildung 9) und wiesen eine mittlere Krige-Varianz von ca. 556,96 auf. Dies entspricht einer mittleren Krige-Standardabweichung von ca. 23,6 Prozentpunkten und somit einem 95 % Vertrauensintervall von ca. $\pm 46,3$ Prozentpunkten. Damit lag der wahre Wert eines Blocks mit einer Wahrscheinlichkeit von 95 % im Intervall [Schätzwert $\pm 46,3$] [%].

Insgesamt wurde mit dieser ersten Auswertung eine räumliche Korrelation des Fichtenanteils/ha bestätigt. Gleichzeitig ließ das automatisch generierte Modell jedoch vermuten, dass eine manuelle Anpassung, sowie die Ergänzung von Messwerten für kürzere Distanzen zu einer Verbesserung des Modells führen könnten. Dadurch sollte auch die Ermittlung der Schätzwerte verbessert werden und so deren Genauigkeit.

3.3.1.2 Standflächenanteil der Baumart Buche pro ha [%]

Die zweite in Version 1 analysierte Variable, der Buchenanteil/ha, stellte hinsichtlich der ermittelten Ergebnisse ein Beispiel dar, für das auf der Basis der vorliegenden Daten kein geostatistisches Vorhersagemodell entwickelt werden konnte. Abbildung 10 zeigt die Verteilung der Werte im Untersuchungsgebiet (oben links) und deren Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion mit Histogramm (unten rechts). In beiden Grafiken wird deutlich, dass die

Werte fast ausschließlich im Bereich zwischen 0 und 10 % Buchenanteil liegen. Offensichtlich ist die Buche im Klosterholz kaum in hohen Mischungsanteilen in den Beständen vertreten.

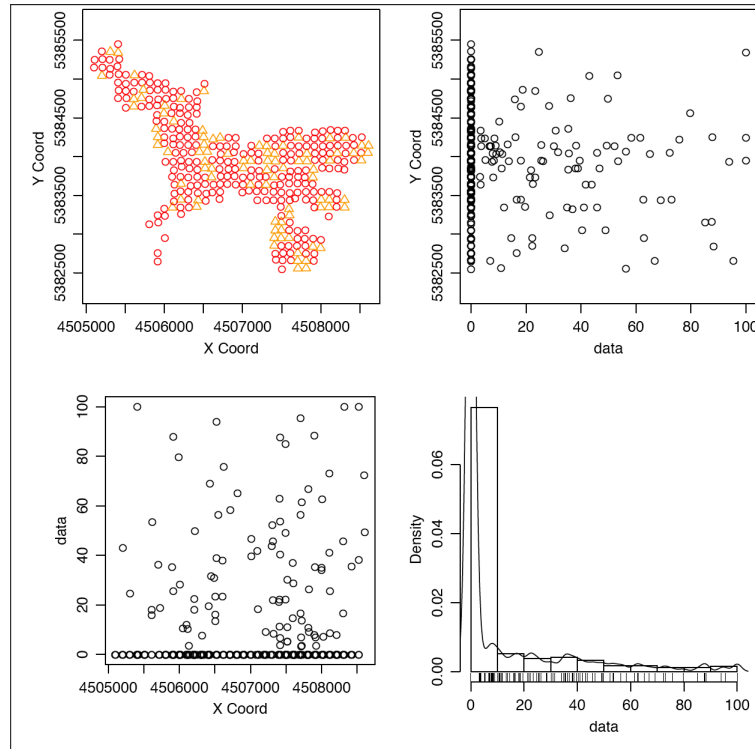


Abbildung 10: Werteverteilung des Buchenanteils/ha (Version 1); oben links: räumliche Verteilung (Quartile in unterschiedlichen farbigen Symbolen), oben rechts/ unten links: Werte in Abhängigkeit von der Y-/ X-Koordinate, unten rechts: Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion und Histogramm

Bereits diese Verteilung der Daten, die zwar keinen Trend zeigen, lässt Schwierigkeiten bei der Ableitung des theoretischen Modells erwarten. Abbildung 11 bestätigt dies anhand des theoretischen Semivariogramms und der eingezeichneten Werte für die Semivarianz in Abhängigkeit von der Distanz.

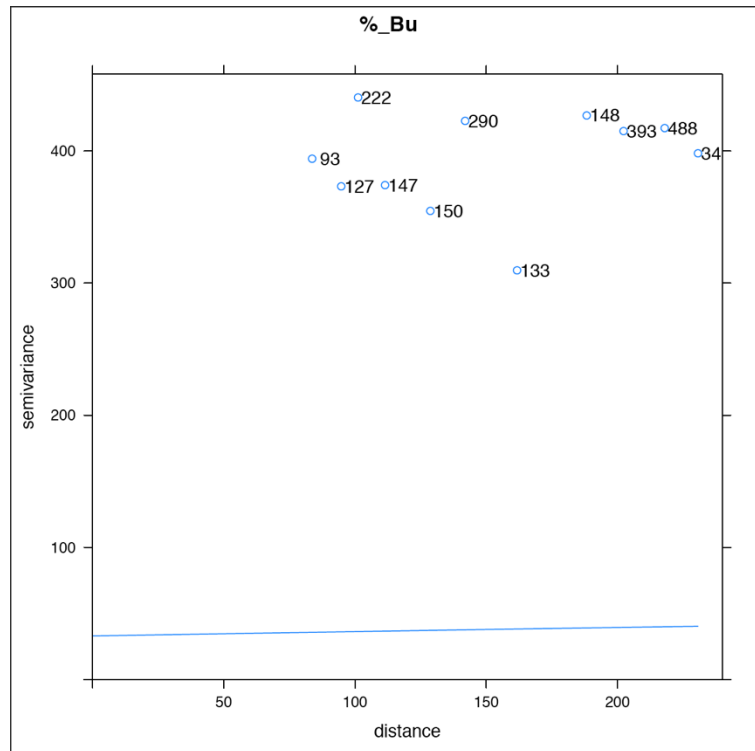


Abbildung 11: Werte des experimentellen Semivariogramms (blaue Kreise) und Modellfunktion des theoretischen Semivariogramms (blaue Linie) der Variable Buchenanteil/ha (Version 1)

Zusammen mit den Kennwerten des Semivariogramms in Abbildung 12 wird deutlich, dass der gefundene „Zusammenhang“ nicht für eine Modellierung tauglich ist. Die Werte folgen keiner typischen Modellfunktion, sondern streuen um eine Semivarianz von ca. 400. Ursächlich dafür, dass die dargestellte Funktion des theoretischen Semivariogramms weit außerhalb der Messwerte liegt ist der automatische Startpunkt für die Anpassung des Modells, von dem das Statistikprogramm ausgeht. Wird dieser nicht manuell an die Eingangsdaten angepasst, liegt das Modell so weit abseits, dass der Anpassungsalgorithmus scheitert.

Die Streuung der Messwerte würde, den Kennwerten nach, zu ca. 70 % durch die Messfehler und nur zu 30 % durch das räumliche Muster erklärt. Diese Zahlen basieren jedoch auf der fehlerhaften, automatisch erzeugten Modellfunktion.

%_Bu : theoretisches SV & Kriging

Parameter	Wert
Gridsize	25 m
Blocksize	25 x 25 m ²
Neigh.krig	24
Model	Sph
Sill	13.763
Range	621.509
Nugget	32.987

Abbildung 12: Kennwerte des (fehlerhaften) theoretischen Semivariogramms (unten: Model, partial sill, range und nugget) und Rahmenbedingungen für die Block-Kriging-Interpolation der Variable Buchenanteil/ha (Version 1) (oben: Gridsize, Blocksize, Neighbours for kriging)

Wegen des Scheiterns der geostatistischen Modellierung, sowie dem allgemein geringen Baumartenanteil von nur gut 11 % (vgl. FRIEDRICH 2017, S. 4), wurde diese Variable für die weiteren Auswertungsversionen verworfen und durch die Variable Laubholzanteil/ha [%] ersetzt.

Wichtig zu erwähnen ist an dieser Stelle jedoch, dass auch bei einem „schlechten“ Modell, wie dem oben beschriebenen, stets Schätzwerte und zugehörige Karten erzeugt werden können. Durch die zwar vermutlich fehlerhafte, aber dennoch mathematisch verwendbare Modellfunktion ergeben sich sogar auf den ersten Blick relativ geringe mittlere Block-Krige-Standardabweichungen von nur 2,4 Prozentpunkten, was einen 95 % Vertrauensbereich von ca. $\pm 4,7$ Prozentpunkten mit sich bringt. Dieser ist zwar um circa eine Zehnerpotenz geringer als der des zuvor beschriebenen Fichtenanteils, darf aber nicht ohne das zugehörige Modell bewertet werden.

3.3.1.3 Weitere Variablen

Ebenfalls auf Grund der schlechten oder gescheiterten Modellierbarkeit auf der Basis der vorliegenden Daten oder der geringen Aussagekraft verworfen wurden die Variablen Min, Max, Mittelwert und Standardabweichung des *BHD* und des Alters. Die Variable *BHD*-Mittelwert konnte dabei zwar modelliert werden, zeigte in Bezug auf das Semivariogramm und

dessen Kennwerte aber eine etwas schlechtere Modellierbarkeit als der Fichtenanteil/ha. Für die Folgeversionen wurde sie durch den Durchmesser des Grundflächenmittelstamms d_g ersetzt, da dessen Aussagekraft als robuster einzustufen ist (vgl. Kapitel 2.3.3.1).

Aus der Gruppe der Variablen Grundfläche/ha, Vorrat in Vfm/ha und Efm/ha wurde die Variable Efm/ha für die Folgeversionen ausgewählt. Im Rahmen der ersten Probeauswertung konnte hierfür jedoch, analog zum beschriebenen Buchenanteil/ha, keine erfolgreiche automatische Anpassung des Semivariogramms vorgenommen werden.

3.3.1.4 Zusammenfassung

Insgesamt wurde aus der ersten Auswertung zunächst der Schluss gezogen, dass eine gezieltere Auswahl weniger aussagekräftiger Variablen nötig war. Die automatisch errechneten Modelle lieferten dabei Hinweise, welche der getesteten Variablen bei der vorhandenen Datengrundlage in Frage kamen. Wie in Kapitel 2.3.3 beschrieben, wurden entsprechend die Variablen d_g , Vorrat in Efm/ha, Fichtenanteil/ha und Laubholzanteil/ha ausgewählt.

Die zweite Schlussfolgerung bestand darin, dass das Fehlen von kürzeren Distanzen als ca. 83 m eine wesentliche Informationslücke zur Ermittlung der Semivariogramme darstellte. Besonders der Parameter *nugget* und damit der Verlauf des Semivariogramm-Modells für kurze Distanzen, kann so nur schwer ermittelt werden. Dementsprechend wurde die in Kapitel 2.2.3 beschriebene Verdichtungsinventur durchgeführt, um, anhand einiger zusätzlicher Messpunkte aus den Zwischenfeldern, die so gewonnenen kürzeren Abstände in die Berechnung der Modelle einfließen zu lassen.

3.3.2 Zweite Modellversion

In dieser Version wurden die zusätzlichen Messwerte aus der Verdichtungsinventur in den Datensatz 2016 integriert, sowie die Distrikte Bocksberg und Klosterholz als gepoolter Datensatz gemeinsam analysiert. Die Anpassung des theoretischen Semivariogramms erfolgte erneut automatisch durch die Software. Auffällig und auch enttäuschend war dabei, dass die Messwerte der Verdichtungsinventur nicht in Form von kürzeren *lags* berücksichtigt werden konnten, da dies zu einer Verschlechterung der Semivariogramme geführt hätte. Entgegen

den Erwartungen ergaben sich für die kürzeren Abstände höhere Semivarianzen als für Wertepaare in größerer Entfernung, so dass die hinzugekommenen Informationen nicht wie geplant zu verwerten war.

Wie zuvor für Version 1 wird nachfolgend die Variable Fichtenanteil/ha (2016+2018) ausführlich erklärt, für die weiteren Variablen (2016+2018) werden die markanten Merkmale und Unterschiede festgehalten. Die Auswertungsergebnisse des Inventurjahres 2002 werden zusammengefasst betrachtet.

3.3.2.1 Standflächenanteil der Baumart Fichte pro ha [%]

Abbildung 13 zeigt die Verteilung der Messwerte, diesmal für beide Distrikte zusammen. Auch in diesem Fall ist kein Trend oder eine Clusterbildung erkennbar, weshalb für die weiteren Berechnungen keine Korrekturen vorgenommen werden mussten. Histogramm und Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion (unten rechts) behalten ebenfalls ihr Aussehen bei, lediglich die absoluten Zahlen ändern sich entsprechend der hinzugekommenen Messwerte aus dem Distrikt Bocksberg. Damit wird die Zulässigkeit gestützt, dass die Datensätze gepoolt werden dürfen, da keine Unterschiede in der räumlichen Struktur bestehen.

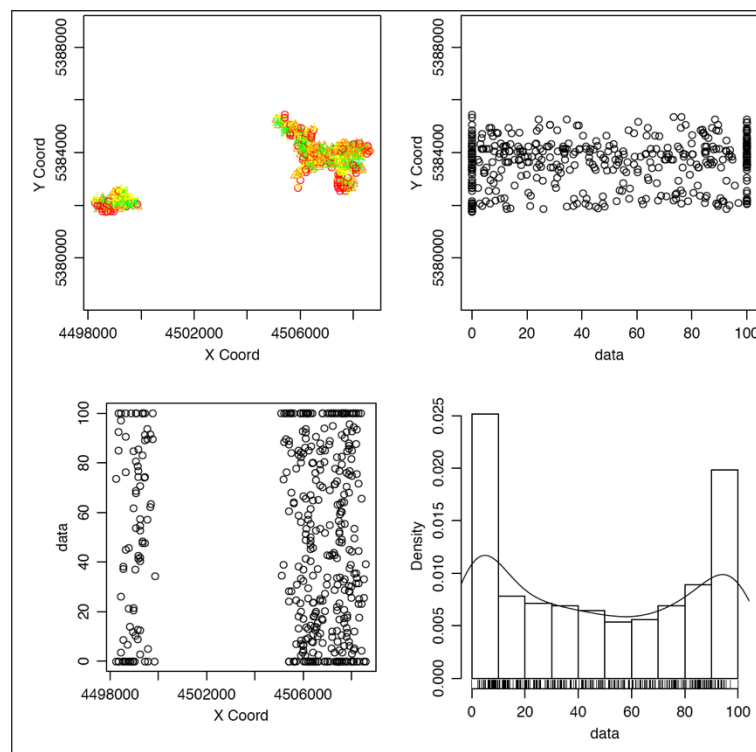


Abbildung 13: Werteverteilung des Fichtenanteils/ha (Version 2); oben links: räumliche Verteilung (Quartile in unterschiedlichen farbigen Symbolen), oben rechts/ unten links: Werte in Abhängigkeit von der Y-/ X-Koordinate, unten rechts: Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion und Histogramm

Das experimentelle Semivariogramm (vgl. Abbildung 14) weist gegenüber Version 1 eine etwas geringere kürzeste Distanz von ca. 78 m auf, bei insgesamt einer größeren Anzahl an Wertepaaren. Diese wurden durch die hinzugekommenen Inventurpunkte des Bocksbergs erzeugt. Allerdings ermöglichte die Ergänzung der Messwerte der 15 Verdichtungsinventurpunkte offenbar nicht die gewünschten noch kürzeren Distanzen.

distance	gamma	pairs
78.33	987.059	164
94.71	978.897	165
101.13	1133.315	268
111.47	1298.221	192
128.85	1179.89	206
142.09	1264.028	376
162.77	1431.412	208
188.33	1229.344	220
202.48	1245.146	493
217.96	1245.769	620
230.68	1306.053	431
248.81	1413.648	182
272.59	1245.59	300
290.54	1247.592	641
309.96	1290.573	870

Abbildung 14: Experimentelles Semivariogramm für die Variable Fichtenanteil/ha (Version 2) mit den Spalten *distance* (Abstand h), *gamma* (Semivarianz $\gamma(h)$) und *pairs* (Anzahl der Wertepaare einer Distanz zur Berechnung von $\gamma(h)$)

Insgesamt konnte die Modellfunktion des theoretischen Semivariogramms etwas besser angepasst werden, wobei auch eine Nugget-Varianz von 222,615 ermittelt wurde (vgl. Abbildung 15 und 16). Als Summe von *nugget* und *partial sill* ergab sich der Wert 1.281,515. Damit nimmt das Modell ca. 83 % der Streuung als räumliches Muster an und 17 % als Messfehler beziehungsweise Rauschen in den Daten. Im Vergleich zu Version 1 sind diese Ergebnisse plausibler, da bei der Erhebung von Umweltdaten stets von einer gewissen Messungenauigkeit ausgegangen werden muss.

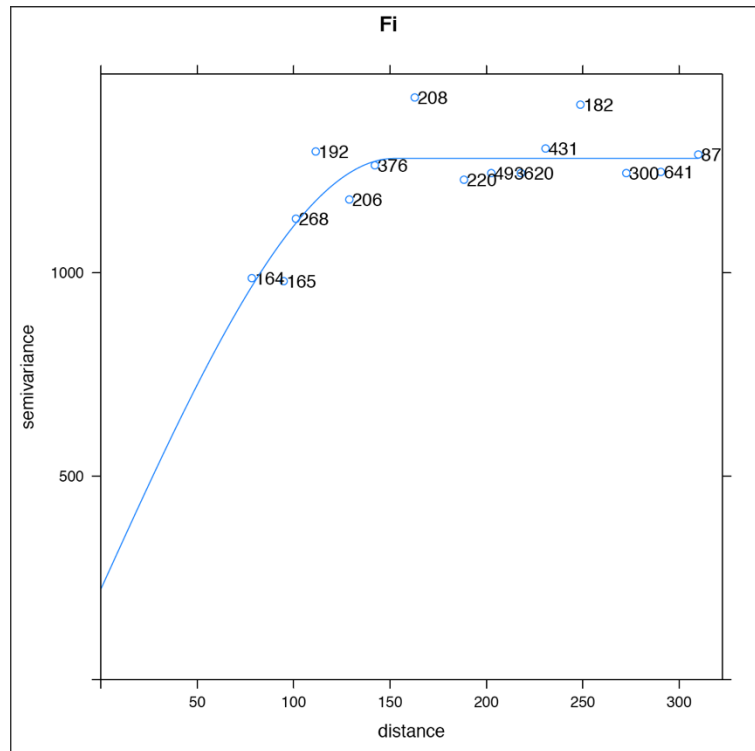


Abbildung 15: Werte des experimentellen Semivariogramms (blaue Kreise) und Modellfunktion des theoretischen Semivariogramms (blaue Linie) der Variable Fichtenanteil/ha (Version 2)

Fi : theoretisches SV & Kriging

Parameter	Wert
Gridsize	25 m
Blocksize	25 x 25 m ²
Min. Neigh.	20
Max. Neigh.	40
Model	Sph
p. Sill	1058.9
Range	152.392
Nugget	222.615

Abbildung 16: Kennwerte des theoretischen Semivariogramms (unten: Model, partial sill, range und nugget) und Rahmenbedingungen für die Block-Kriging-Interpolation der Variable Fichtenanteil/ha (Version 2) (oben: Gridsize, Blocksize, Min. und Max. Neighbours for kriging)

Für das Block-Kriging wurde gegenüber der ersten Version für diese und die folgenden Auswertungen ein Bereich von mindestens 20 und maximal 40 benachbarten Punkten definiert,

die in die Ermittlung eines Schätzwertes einfließen (vgl. Abbildung 16). Durch diesen Spielraum konnte der Berechnungsalgorithmus mögliche Ausreißer unter nahegelegenen Messwerten von der Kalkulation eines Blocks ausschließen. So ergab sich insgesamt eine mittlere Krige-Varianz von 479,61 und damit eine gegenüber Version 1 um 1,7 Prozentpunkte verringerte mittlere Krige-Standardabweichung von 21,9 Prozentpunkten. Der wahre Wert eines Blocks lag also mit einer Wahrscheinlichkeit von 95 % im Intervall [Schätzwert \pm ca. 42,9] [%]. Für die maximale Korrelationsreichweite wurden ca. 152 m errechnet.

Gegenüber Version 1 war also im Ergebnis eine Verbesserung der Schätzfunktion, sowie in der Konsequenz eine leichte Verringerung der Streuung der Schätzwerte zu beobachten.

3.3.2.2 Standflächenanteil des Laubholzes pro ha [%]

Die Variable Laubholzanteil/ha lieferte eine, dem Fichtenanteil/ha relativ ähnliche Modellfunktion für das theoretische Semivariogramm mit den in Abbildung 17 dargestellten Kennwerten. Demzufolge erklärt die Modellfunktion die Streuung zu ca. 77 % durch das räumliche Muster und zu 23 % durch die Messungenauigkeiten. Als maximale Reichweite der Korrelation wurden ca. 160 m ermittelt. Durch die mittlere Krige-Standardabweichung von 20,7 Prozentpunkten liegt sich der wahre Wert für einen Block im Intervall [Schätzwert \pm ca. 40,6] [%].

Laub : theoretisches SV & Kriging

Parameter	Wert
Gridsize	25 m
Blocksize	25 x 25 m ²
Min. Neigh.	20
Max. Neigh.	40
Model	Sph
p. Sill	919.047
Range	160.282
Nugget	277.625

Abbildung 17: Kennwerte des theoretischen Semivariogramms (unten: Model, partial sill, range und nugget) und Rahmenbedingungen für die Block-Kriging-Interpolation der Variable Laubholzanteil/ha (Version 2) (oben: Gridsize, Blocksize, Min. und Max. Neighbours for kriging)

3.3.2.3 Durchmesser des Grundflächenmittelstamms d_g [cm]

Im Gegensatz zu den beiden zuvor betrachteten Variablen wies der d_g annähernd normalverteilte Messwerte auf (vgl. Abbildung 18). Die in Abbildung 19 gezeigte Darstellung der Semivariogramme verläuft gegenüber den Anteilsvariablen deutlich flacher mit einer daher hohen Nugget-Varianz von 87,935 und einem *partial sill* von 35,758. Daher erklärt das Modell die Streuung der Messwerte zu nur ca. 29 % durch die räumliche Korrelation und zu ca. 71 % aus dem Messfehler. Für die maximale Reichweite der räumlichen Korrelation wurden ca. 327 m ermittelt. Eine mittlere Krige-Standardabweichung von 4,5 cm führt zu dem Intervall [Schätzwert \pm ca. 8,8 cm] in dem der wahre Wert im Vergleich zu dem Schätzwert eines Blocks liegt.

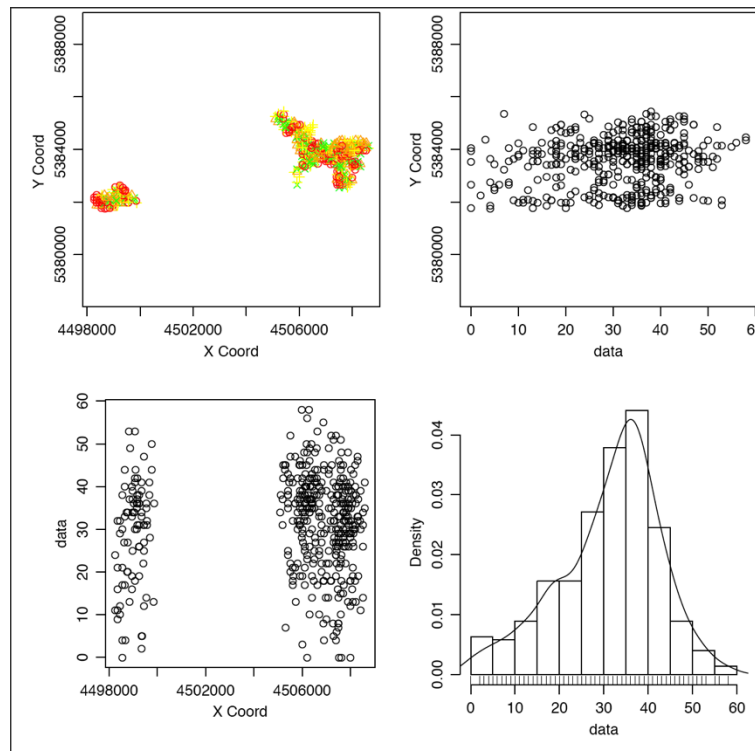


Abbildung 18: Werteverteilung des d_g (Version 2); oben links: räumliche Verteilung (Quartile in unterschiedlichen farbigen Symbolen), oben rechts/ unten links: Werte in Abhängigkeit von der Y-/ X-Koordinate, unten rechts: Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion und Histogramm

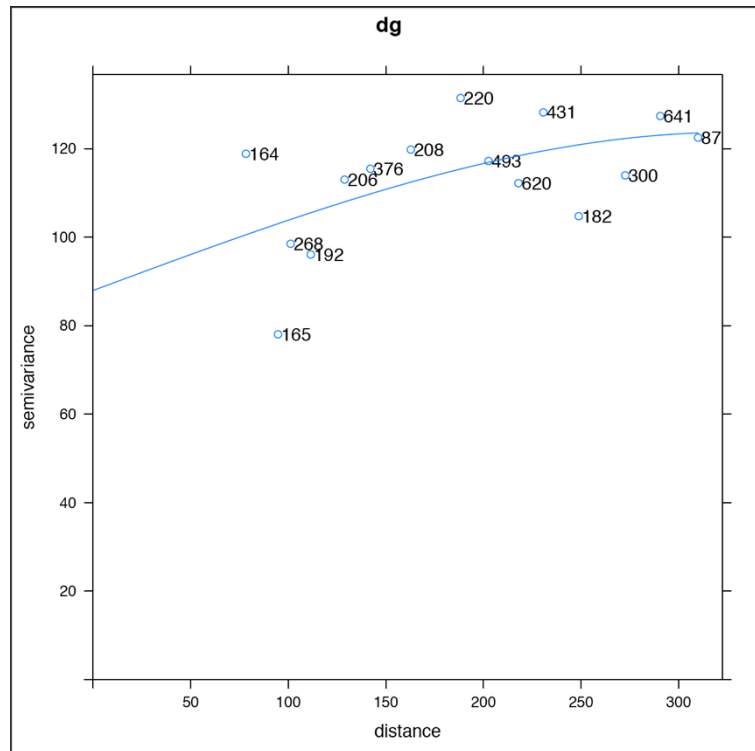


Abbildung 19: Werte des experimentellen Semivariogramms (blaue Kreise) und Modellfunktion des theoretischen Semivariogramms (blaue Linie) der Variable d_g (Version 2)

3.3.2.4 Mittlerer Vorrat [Efm/ha]

Die Variable Vorrat in Efm/ha ähnelt in der Datenverteilung und den Semivariogrammen abgesehen von den absoluten Werten der zuvor beschriebenen Variable d_g . Die ebenfalls flache Modellfunktion des theoretischen Semivariogramms entsteht maßgeblich durch den hohen Anteil des Nugget-Werts von ca. 72 % an der Gesamtstreuung. Ähnlich wie bei der Variablen d_g werden also nur 28 % durch die räumlichen Zusammenhänge erklärt. Für die maximale Korrelationsreichweite wurden ca. 318 m ermittelt. Der wahre Wert bezüglich eines Schätzwerts liegt, bei einer mittleren Krige-Standardabweichung von 79 Efm/ha, zu 95 % im Intervall [Schätzwert $x \pm$ ca. 155 Efm/ha].

3.3.2.5 Zusammenfassung der Modelle des Inventurjahres 2002

Gegenüber den zuvor beschriebenen Ergebnissen des Inventurjahres 2016 mit Verdichtungsinventur unterscheiden sich die Modelle für das Inventurjahr 2002 kaum. Zwar ist der Effekt

der Verdichtungsinventur in 2016+2018 insofern erkennbar, als die kürzesten Distanzen für 2002 wieder bei ca. 83 m liegen, die theoretischen Semivariogramme fallen dadurch jedoch kaum anders aus. Auffällig ist jedoch, dass die jeweilige mittlere Krige-Standardabweichung der betrachteten Variablen, mit Ausnahme des Vorrats in Efm/ha, geringer ist als die in 2016. Offenbar war der Universitätswald 2002 etwas homogener strukturiert als es 2016 der Fall ist. Diese Einschätzung konnte auch Revierleiter Christoph Dimke bestätigen.

3.3.2.6 Zusammenfassung

Entsprechend der zuvor beschriebenen Ergebnisse der zweiten Auswertung für das Inventurjahr 2016 muss festgehalten werden, dass durch das Ergänzen der Messwerte der Verdichtungsinventur, sowie das Poolen der beiden Distrikte nur eine geringe Verbesserung der Modellqualität erreicht werden konnte. Die Gegenüberstellung der beiden Analysen der Inventurjahre 2002 und 2016 zeigt zudem, dass die Qualität der Modelle vermutlich stärker durch die Kombination der Distrikte als durch die Verdichtungsinventur gesteigert werden konnte.

3.3.3 Dritte Modellversion

Wie in Kapitel 2.5.1.3 beschrieben wurden in dieser Version nicht nur beide Distrikte, sondern auch die Datensätze beider Inventurjahre 2002 und 2016 inklusive der Verdichtungsinventur gepoolt. Daher gelten die Ergebnisse für beide Modelljahre gleichermaßen. Zudem wurden die Modellfunktionen der theoretischen Semivariogramme per Hand optimiert.

Im Folgenden werden die Ergebnisse dieses weiteren Versuchs zur Verbesserung der theoretischen Modelle und damit des Interpolationsverfahrens beschrieben. Als Beispiel dient wiederum der Fichtenanteil/ha, die weiteren Variablen werden knapp zusammengefasst.

3.3.3.1 Standflächenanteil der Baumart Fichte pro ha [%]

Um die beiden Datensätze aus 2002 und 2016 nebeneinander darstellen zu können, wurde bei der Y-Koordinate der Messungen von 2002 der Wert 4.000 addiert. So werden die Darstellungen der Daten aus 2002 nach oben verschoben (vgl. Abbildung 20). Die graphische Darstellung der Werteverteilung im Raum als Histogramm und Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion, ist in Abbildung 20 dokumentiert. Erkennbar ist, dass sich die Verteilung der Werte im Raum zwischen den Jahren nicht wesentlich unterscheidet, ein Unterschied in Verteilungsmuster und Mittelwert ist zulässig (vgl. Kapitel 2.5.1.3). Daher darf der gepoolte Datensatz zu Berechnung des Modells verwendet werden.

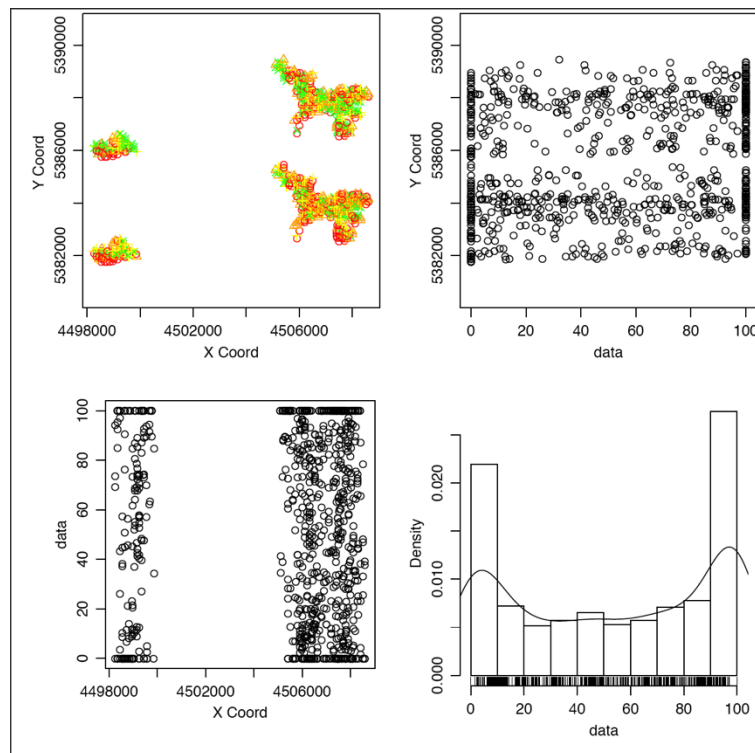


Abbildung 20: Werteverteilung des Fichtenanteils/ha (Version 3), Werte des Inventurjahres 2002 um $Y + 4.000$ nach oben verschoben, Werte aus 2016 darunter; oben links: räumliche Verteilung (Quartile in unterschiedlichen farbigen Symbolen), oben rechts/unten links: Werte in Abhängigkeit von der Y-/X-Koordinate, unten rechts: Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion und Histogramm

Das in Abbildung 21 gezeigte experimentelle Semivariogramm lässt den gepoolten Datensatz anhand der deutlich größeren Zahl an Wertepaaren erkennen. Der Effekt der Verdichtungsinventur in Form von kürzeren Distanzen verschwindet jedoch im Vergleich zu Version 2 wieder.

distance	gamma	pairs
84.77	1004.642	431
100.06	1140.982	685
111.41	1229.477	362
128.82	1229.748	385
142.05	1291.547	721
171.17	1373.205	589
200.92	1285.731	1122
220.41	1316.081	1607
240.59	1404.059	721
272.76	1275.814	541
290.56	1283.674	1213
309.95	1299.01	1667

Abbildung 21: Experimentelles Semivariogramm für die Variable Fichtenanteil/ha (Version 3) mit den Spalten distance (Abstand h), gamma (Semivarianz $\gamma(h)$) und pairs (Anzahl der Wertepaare einer Distanz zur Berechnung von $\gamma(h)$)

Die kombinierte Darstellung der Semivariogramme und der Kennwerte in Abbildung 22 bildet die ermittelte Modellfunktion ab. Im Vergleich zu Version 2 liegen die Punkte des experimentellen Semivariogramms dichter beieinander. Mit einer Nugget-Varianz von 91 werden nur 7 % der Gesamtstreuung dem Messfehler zugeschrieben und 93 % dem räumlichen Muster. Bei einer Grenzweite der räumlichen Korrelation von ca. 150 m liegt die mittlere Krige-Standardabweichung bei 22,5 Prozentpunkten. Daraus ergibt sich ein 95 % Vertrauensintervall für den wahren Wert eines Blocks von [Schätzwert \pm ca. 44,1] [%]. Gegenüber Version 2 bedeutet dies eine Vergrößerung des Intervalls.

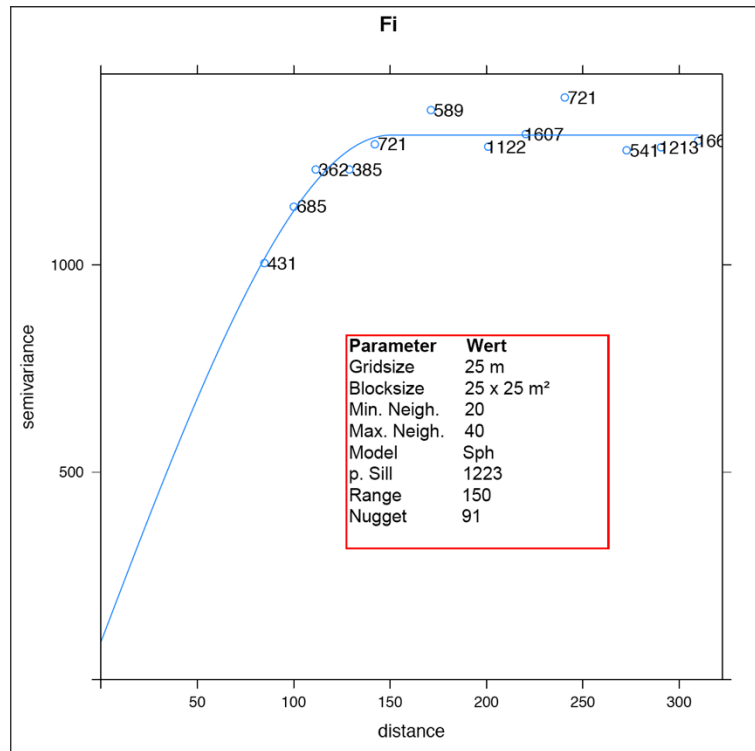


Abbildung 22: Diagramm: Werte des experimentellen Semivariogramms (blaue Kreise) und Modellfunktion des theoretischen Semivariogramms (blaue Linie) der Variable Fichtenanteil/ha (Version 3); roter Kasten: Kennwerte des theoretischen Semivariogramms (unten: Model, partial sill, range und nugget) und Rahmenbedingungen für die Block-Kriging-Interpolation der Variable Fichtenanteil/ha (Version 3) (oben: Gridsize, Blocksize, Min. und Max. Neighbours for kriging)

3.3.3.2 Standflächenanteil des Laubholzes pro ha [%]

Wie in Version 2 verhält sich die Variable Laubholzanteil/ha sehr ähnlich zum Fichtenanteil/ha. Auffällig ist, dass in dieser Version ein *nugget* von 0 erreicht wird, also der Erklärungsanteil des Raummusters rechnerisch bei 100 % liegt. Mit 149 m ist die Grenzdistanz der Korrelation nahezu identisch mit der des Fichtenanteils/ha. Ebenfalls vergleichbar mit Version 2 ist die mittlere Kriging-Standardabweichung von 20,6 Prozentpunkten, was sich auch im 95 % Vertrauensintervall für den wahren Wert eines Blocks von [Schätzwert \pm ca. 40,4] [%] zeigt.

3.3.3.3 Durchmesser des Grundflächenmittelstamms d_g [cm]

Auch für den d_g gelten die beim Fichtenanteil/ha beschriebenen Grundzüge dieser Version. Die Nugget-Varianz sinkt leicht auf 74 bei einer insgesamt geringeren Streuung der Punkte

des experimentellen Semivariogramms. Daher verbessert sich der Erklärungsanteil des Raummusters an der Gesamtstreuung auf ca. 66 %, nur 33 % werden der kleinräumigen Variation zugeschrieben. Eine mittlere Krige-Standardabweichung von 4,7 cm ergibt ein 95 % Vertrauensintervall von [Schätzwert \pm ca. 9,2 cm] für den wahren Wert.

3.3.3.4 Mittlerer Vorrat [Efm/ha]

Wiederum eine dem d_g ähnliche Modellfunktion ergibt sich für die Variable Efm/ha. Aus Abbildung 23 wird ersichtlich, dass die Werte des experimentellen Semivariogramms sogar deutlich dichter beieinanderliegen.

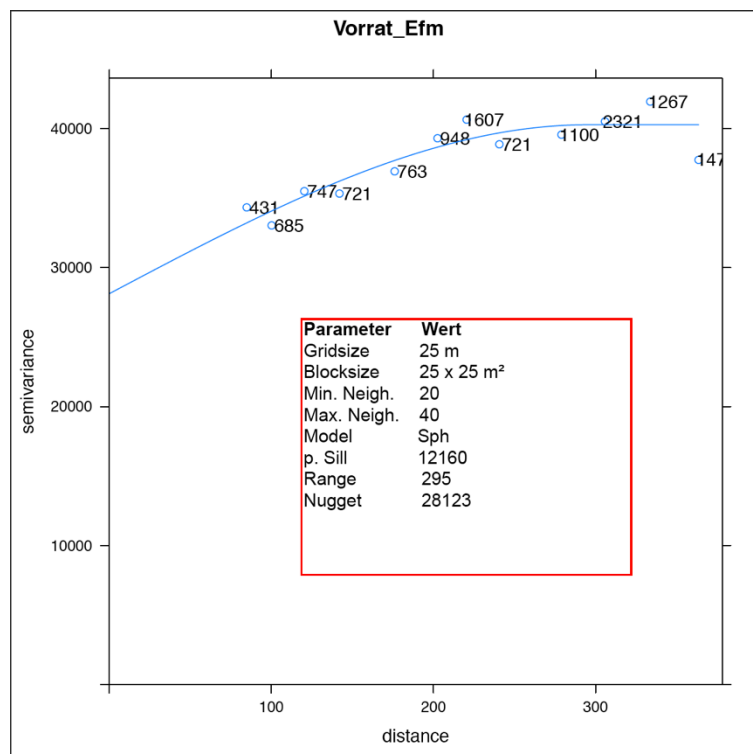


Abbildung 23: Diagramm: Werte des experimentellen Semivariogramms (blaue Kreise) und Modellfunktion des theoretischen Semivariogramms (blaue Linie) der Variable Vorrat in Efm/ha (Version 3); roter Kasten: Kennwerte des theoretischen Semivariogramms (unten: Model, partial sill, range und nugget) und Rahmenbedingungen für die Block-Kriging-Interpolation der Variable Vorrat in Efm/ha (Version 3) (oben: Gridsize, Blocksize, Min. und Max. Neighbours for kriging)

Anhand der Kennwerte ist eine leichte Verbesserung der durch das Raummuster erklärten Streuung auf ca. 30 % zu verzeichnen, die mittlere Krige-Standardabweichung erhöht sich jedoch auf 84,3 Efm/ha. Das 95 % Vertrauensintervall für den wahren Wert eines Blocks ändert sich entsprechend zu [Schätzwert \pm ca. 165 Efm/ha].

3.3.3.5 Zusammenfassung

Insgesamt ist festzuhalten, dass die Qualität der theoretischen Semivariogramme insbesondere durch die geringere Streuung innerhalb der experimentellen Semivariogramme verbessert werden konnte. Die leicht gestiegenen Krige-Standardabweichungen liegen vermutlich in der Vergrößerung des Datensatzes begründet.

3.3.4 Vierte Modellversion

Wie in Kapitel 2.5.1.4 beschrieben, wurde in der letzten Auswertungsversion versucht einen möglichen Einfluss der Bewirtschaftung für die geostatistische Analyse aus den Daten zu entfernen. Als Eingangswerte dienten daher die Residuen der vier Variablen (vgl. Kapitel 2.5.1.4). Analog zu Version 3 gelten die abgeleiteten Modelle gleichermaßen für beide Inventurjahre 2002 und 2016. Wie auch für die zuvor beschriebenen Versionen dient die Variable Fichtenanteil/ha als ausführliches Beispiel.

3.3.4.1 Standflächenanteil der Baumart Fichte pro ha [%]

Entsprechend der Berechnungsweise der Residuen verteilen sich die Werte relativ gleichmäßig um 0 (vgl. Abbildung 24). Wie auch bei den Versionen 1 bis 3 zeigt sich kein Trend innerhalb oder zwischen den Inventurjahren, so dass der Datensatz für die Berechnung der Semivariogramme auch hier ohne weitere Anpassung verwendet werden konnte.

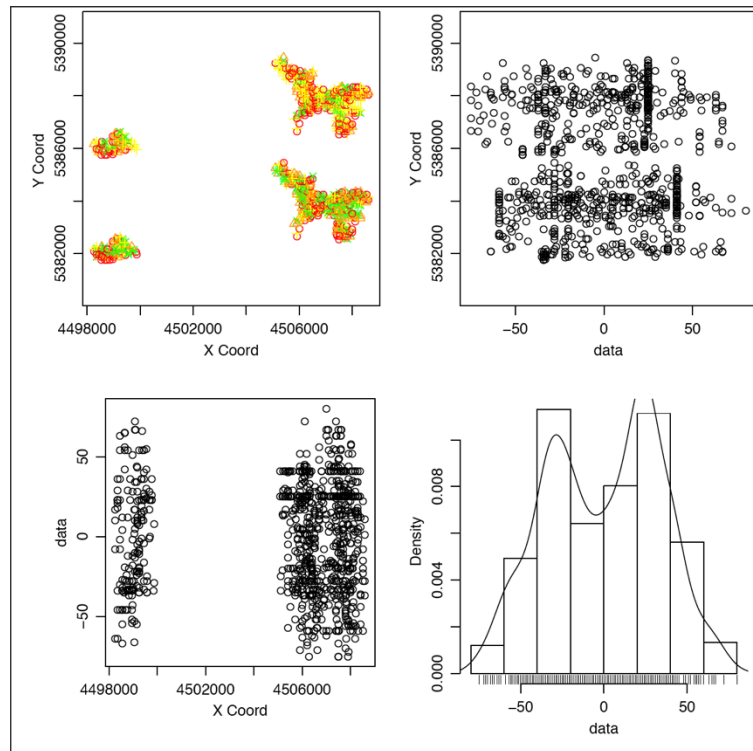


Abbildung 24: Werteverteilung der Residuen des Fichtenanteils/ha (Version 4), Werte des Inventurjahres 2002 um $Y + 4.000$ nach oben verschoben, Werte aus 2016 darunter; oben links: räumliche Verteilung (Quartile in unterschiedlichen farbigen Symbolen), oben rechts/ unten links: Werte in Anhängigkeit von der Y-/ X-Koordinate, unten rechts: Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion und Histogramm

Die errechneten Werte für das experimentelle Semivariogramm unterscheiden sich in den betrachteten Abständen und der Anzahl an Wertepaaren nicht von Version 4, lediglich für die daraus abgeleitete Semivarianz ergaben sich andere Beträge. In Abbildung 25 wird deutlich, dass diese im Vergleich zu Version 3 wiederum eine geringere Streuung aufweisen. Folglich ist die Anpassungsgüte des theoretischen Semivariogramms höher und liegt damit näher an den Beobachtungen. Aus den Kennzahlen *nugget* und *partial sill* ergibt sich ein Erklärungsanteil des Räumtmusters von nun ca. 59 % gegenüber einem Rauschen von ca. 41 %.

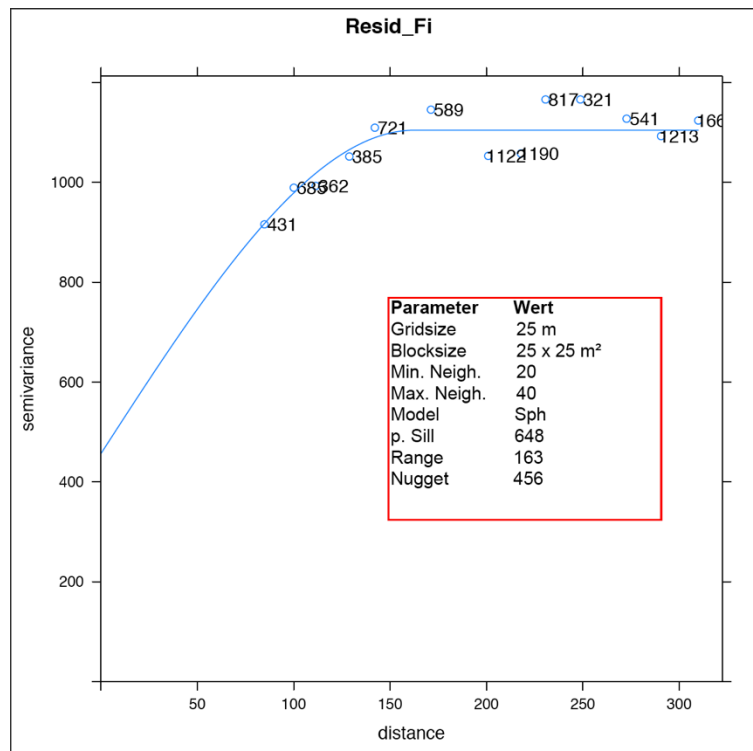


Abbildung 25: Diagramm: Werte des experimentellen Semivariogramms (blaue Kreise) und Modellfunktion des theoretischen Semivariogramms (blaue Linie) der Variable Fichtenanteil/ha (Version 4); roter Kasten: Kennwerte des theoretischen Semivariogramms (unten: Model, partial sill, range und nugget) und Rahmenbedingungen für die Block-Kriging-Interpolation der Variable Fichtenanteil/ha (Version 4) (oben: Gridsize, Blocksize, Min. und Max. Neighbours for kriging)

In der Folge sinkt die mittlere Krige-Standardabweichung auf 19,1 Prozentpunkte und es ergibt sich ein 95 % Vertrauensintervall für den wahren Wert eines Blocks von [Schätzwert \pm ca. 37,4] [%].

3.3.4.2 Standflächenanteil des Laubholzes pro ha [%]

Die beschriebenen Ergebnisse für die Variable Fichtenanteil/ha finden sich analog in den Semivariogrammen der Variable Laubholzanteil/ha wieder. Ebenfalls streuen die Punkte des experimentellen Semivariogramms weniger und ergeben anhand der angepassten Modellfunktion einen Erklärungsanteil von ca. 60 % der Gesamtstreuung durch das Raummuster bei ca. 40 % Anteil der Messungengenauigkeit. Auch in diesem Fall liefert Version 4 die mit 17,1 Prozentpunkten geringste mittlere Krige-Standardabweichung für die betrachtete Variable. Das entsprechende 95 % Konfidenzintervall für den wahren Wert eines Blocks umfasst den Bereich [Schätzwert \pm ca. 33,5] [%].

3.3.4.3 Durchmesser des Grundflächenmittelstamms d_g [cm]

Im Fall der Variablen d_g führten die geringer streuenden Werte des experimentellen Semivariogramms dazu, dass der *nugget* gegenüber Version 3 deutlich verringert wurde. Damit erklärt sich die Gesamtstreuung in Version 4 zu ca. 51 % aus dem räumlichen Muster und zu ca. 49 % aus Rauschen. Dies gibt einen Hinweis darauf, dass die nun integrierte Raummusterinformation „Nutzungsarten 2002“ einen wesentlichen Anteil der Streuung in den Vorgängermodellen einnahm. Als mittlere Krige-Standardabweichung wurde jedoch ein im Vergleich zu Version 2 und 3 höherer Wert von 5 cm ermittelt, wonach der wahre Wert eines Blocks zu 95 % im Intervall [Schätzwert \pm ca. 9,8 cm] liegt.

3.3.4.4 Mittlerer Vorrat [Efm/ha]

Für die Variable Vorrat in Efm/ha ergab sich durch die geringere Streuung im experimentellen Semivariogramm eine noch flachere Modellfunktion als in Version 3. Dadurch steigt der Anteil des *nugget* an der Gesamtvarianz und es werden nur noch ca. 22 % durch die räumliche Struktur gegenüber ca. 78 % Messungengenauigkeit erklärt. Hinsichtlich der mittleren Krige-Standardabweichung wurde jedoch auch für diese Variable der mit 66,6 Efm/ha geringste Wert gegenüber Version 2 und 3 erreicht, was dementsprechend das 95 % Vertrauensintervall für den wahren Wert eines Blocks von [Schätzwert $x \pm$ ca. 131 Efm/ha] ergab.

3.3.4.5 Zusammenfassung

Für diese Version der Auswertung ist festzuhalten, dass durch die Berücksichtigung der Nutzungsarten aus 2002 als Bewirtschaftungseinfluss insgesamt eine etwas bessere Anpassung der Modellfunktionen möglich war. Daher verringerten sich die mittleren Krige-Standardabweichungen für alle Variablen, abgesehen vom d_g .

3.3.5 Zusammenfassende Gegenüberstellung der Modellversionen

Im Folgenden sollen die wesentlichen Unterschiede und Besonderheiten der vier erarbeiteten Modellversionen aus geostatistischer Sicht vergleichend zusammengefasst werden, um einen Gesamtüberblick über die Ergebnisse zu ermöglichen. Tabelle 12 stellt zunächst die errechneten Werte der mittleren Krige-Standardabweichung zusammen, sowie die daraus abgeleiteten Konfidenzgrenzen des 95 % Vertrauensintervalls.

		mittlere Krige-Standardabweichung			
Version	Jahr	<i>d_g</i> [cm]	Vorrat [Efm/ha]	Fichtenaanteil/ha [%]	Laubholzanteil/ha [%]
1	2016	x	"2,2"	23,6	x
2	2002	4,2	89,2	20,4	19,0
	2016	4,5	79,0	21,9	20,7
3	gepoolt	4,7	84,3	22,5	20,6
4	gepoolt	5,0	66,6	19,1	17,1
		95 % Konfidenzintervall [Schätzwert ± ...]			
Version	Jahr	<i>d_g</i> [cm]	Vorrat [Efm/ha]	Fichtenaanteil/ha [%]	Laubholzanteil/ha [%]
1	2016	x	"4"	46,3	x
2	2002	8,2	175	40,0	37,2
	2016	8,8	155	42,9	40,6
3	gepoolt	9,2	165	44,1	40,4
4	gepoolt	9,8	131	37,4	33,5

Tabelle 12: Zusammenstellung der mittleren Krige-Standardabweichungen (oben) und der daraus abgeleiteten Konfidenzgrenzen der 95 % Vertrauensintervalle für den wahren Wert eines 25 x 25 m Blocks (unten); geringste Werte für eine Variable jeweils in Grün, nicht plausible Werte in Anführungszeichen (fehlerhafte Modellfunktion)

Wie an der farblichen Hervorhebung in grün zu erkennen ist, wurden die geringsten Werte der Standardabweichungen und damit auch der Konfidenzgrenzen für Vorrat, Fichtenaanteil/ha und Laubholzanteil/ha, durch die vierte Modellversion erreicht. Der *d_g* bildet hiervon eine Ausnahme und zeigte in Version 2 die niedrigsten Ergebnisse.

Die höchsten Werte wurden für die Variablen Vorrat und Fichtenaanteil/ha in Version 3 festgestellt. Laubholzanteil/ha und *d_g* verhalten sich dagegen kontinuierlich aber entgegengesetzt, wobei die Anteilsvariable eine Verringerung und die Durchschnittsvariable eine Erhöhung gegenüber der jeweils vorhergehenden Version erkennen ließ.

Die von den Modellen gefundenen maximalen Korrelationsreichweiten sind in Tabelle 13 dargestellt. Anhand dieser Information kann etwa die Größe der Struktureinheiten im Universitätswald abgeschätzt werden. Einige Probemessungen im GIS ergaben, dass die Range-Werte zwischen ca. 140 und 340 m relativ gut zu den mittleren Durchmessern der Nutzungsarten JP (Jungwuchspflege), JD (Jungdurchforstung) und AD (Altdurchforstung) passen. Da die Verjüngungsnutzung (VJN) über 50 % der Holzbodenfläche einnimmt, kann diese als „Hintergrund“ betrachtet werden, auf dem die anderen Nutzungsarten verteilt liegen. Somit orientiert sich der *range* an den kleineren Einheiten. Diese Beobachtung stützt zudem die Zulässigkeit der Annahme wie sie für das Modell 4 getroffen wurde, dass den Nutzungsarten in sich eine höhere Homogenität zugesprochen werden kann.

Darüber hinaus liefert die maximale Korrelationsreichweite eine wichtige Information über die notwendige Maschenweite eines Inventurgitters. Ist der Gitterabstand der Inventurpunkte größer als der *range* einer Variablen, so kann das beste Modell keinerlei Aussage über die räumlichen Zusammenhänge treffen, da diese schließlich nur in geringeren Abständen wirken als gemessen wurde.

Version	Jahr	maximale Korrelationsreichweite <i>range</i> [m]			
		<i>dg</i>	Vorrat in Efm/ha	Fichtenahteil/ha	Laubholzanteil/ha
1	2016	x	"216"	140	x
2	2002	269	294	183	155
	2016	327	318	152	160
3	gepoolt	252	295	150	149
4	gepoolt	165	338	163	166

Tabelle 13: Zusammenstellung der maximalen Korrelationsreichweiten; geringste Werte für eine Variable jeweils in Gelb, nicht plausible Werte in Anführungszeichen (fehlerhafte Modellfunktion)

3.4 Interpolationsergebnisse des Block-Kriging

3.4.1 Kartographische Darstellung und Analyse der Interpolationsergebnisse

Die zur Visualisierung der Ergebnisse ins GIS importierten Schätzwerte wurden anhand ihrer räumlichen Koordinaten den jeweiligen 25 x 25 m Blöcken zugeordnet. Zur Darstellung

der Blockwerte wurden unterschiedliche Farbskalen gewählt. Die Abbildungen zeigen jeweils beispielhaft am Distrikt Klosterholz, wie sich die verschiedenen Modellversionen auf die ermittelten Schätzwerte auswirken.

Die Grundzüge eines ähnlichen Raummusters sind innerhalb einer Variablen über alle Versionen hinweg zu erkennen, die Ausprägung unterscheidet sich jedoch optisch. Mit zunehmendem Informationsinput der Modelle scheinen die Abbildungen „schärfer“ zu werden. Für alle Variablen gilt daher, dass Version 4 eindeutig zu einer kleinstrukturierten und damit „unruhigeren“ Darstellung führt. Die dort integrierten Eigenschaften über die räumliche Ausdehnung der Nutzungsarten (vgl. Kapitel 2.5.1.4) führte zu klareren Grenzen und härteren Übergängen in den Schätzwerten.

Version 1 wurde nur für die Variable Fichtenanteil/ha und Vorrat in Efm/ha berechnet, wobei für die letztgenannte an die Unzulänglichkeit des verwendeten Modells erinnert werden muss (vgl. Kapitel 3.3.1.3).

Die Anteilsvariablen sind mit einer Klassenbreite von 10 Prozentpunkten dargestellt, für den Vorrat wurden 50 Efm/ha je Klasse gewählt. Der d_g ist in Abstufungen von 4 cm abgebildet.

3.4.1.1 Standflächenanteil der Baumart Fichte pro ha [%]

Die Abbildungen 26 bis 29 lassen erkennen, dass hier die geringsten Unterschiede über die Versionen 1 gegenüber 2 bis 3 auftreten. Die Mitte der Abteilungsgrenze 8c zu 7a stellt einen markanten Punkt für eine Differenz zwischen Version 1 und Version 2 dar. Für Version 2 und 3 findet sich eine Auffälligkeit nahe der Beschriftung der Unterabteilung b in Abteilung 7.

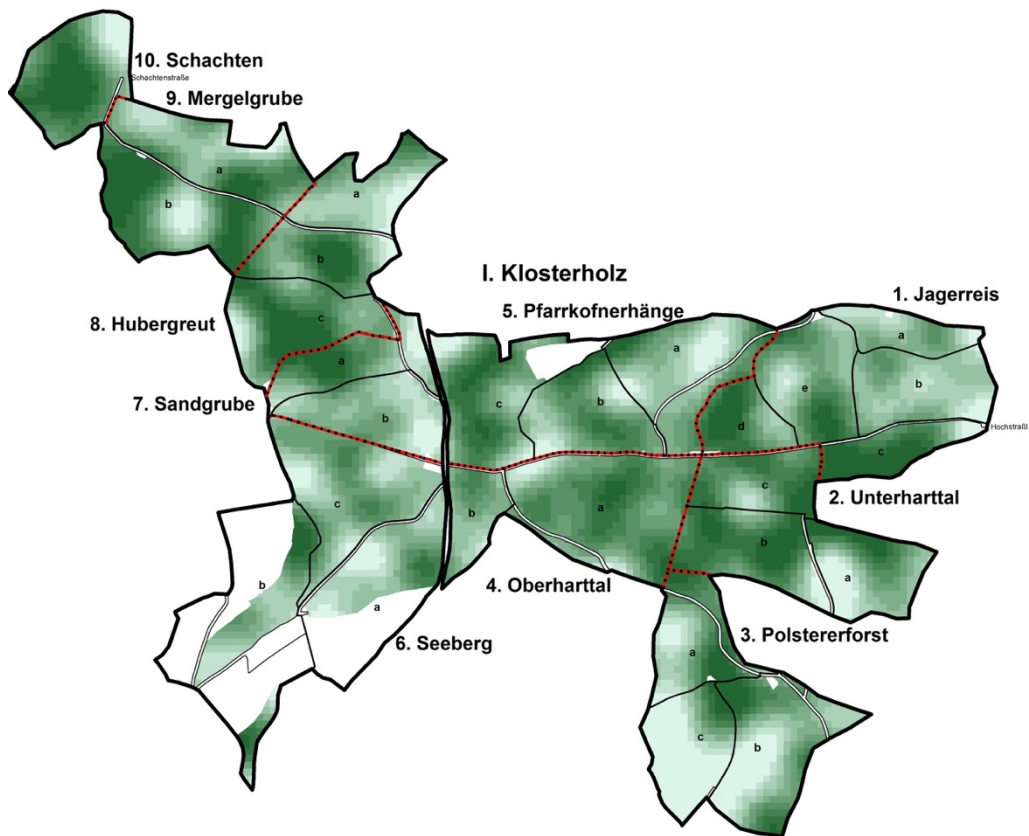


Abbildung 26: Schätzwerte der Variable Fichtenanteil/ha [%] (Version 1) im Distrikt Klosterholz; je dunkler desto höhere Fichtenanteile/ha

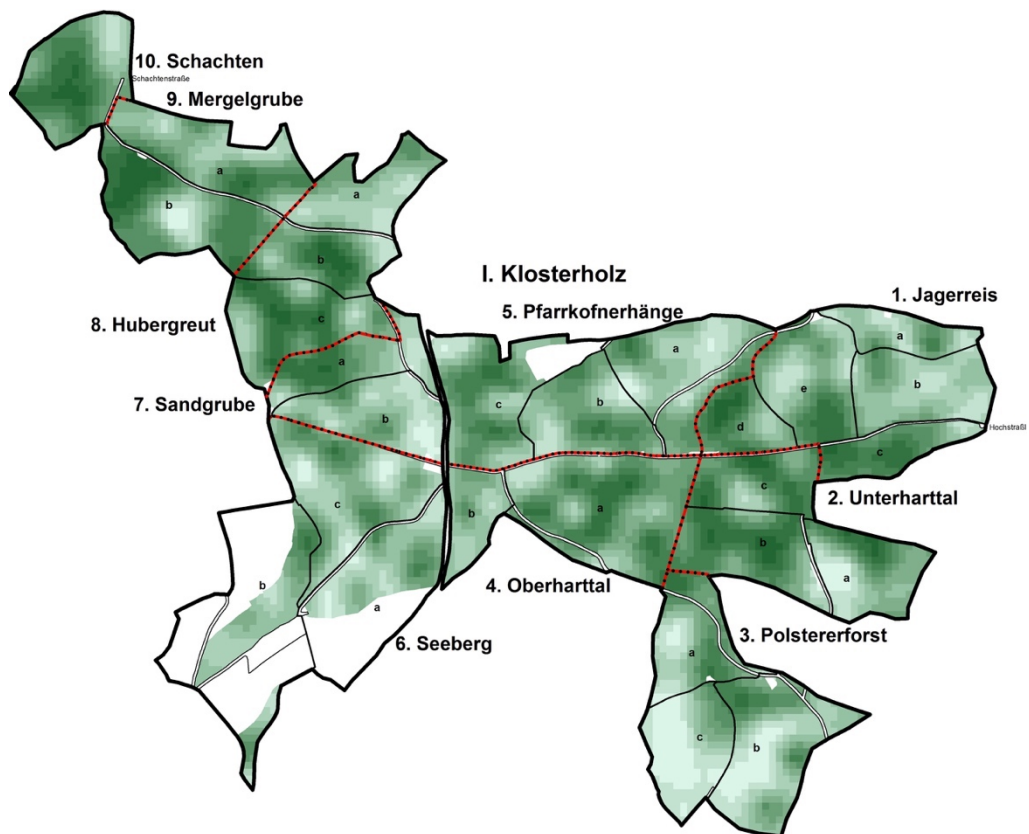


Abbildung 27: Schätzwerte der Variable Fichtenanteil/ha [%] (Version 2) im Distrikt Klosterholz; je dunkler desto höhere Fichtenanteile/ha

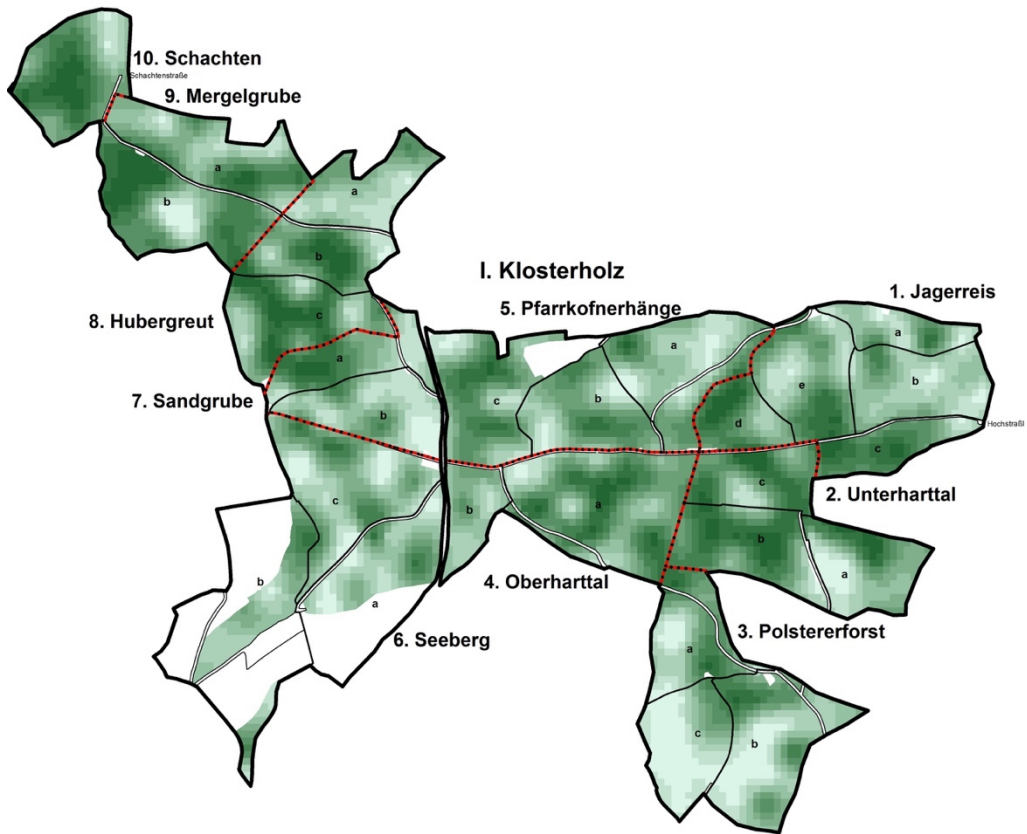


Abbildung 28: Schätzwerte der Variable Fichtenanteil/ha [%] (Version 3) im Distrikt Klosterholz; je dunkler desto höhere Fichtenanteile/ha

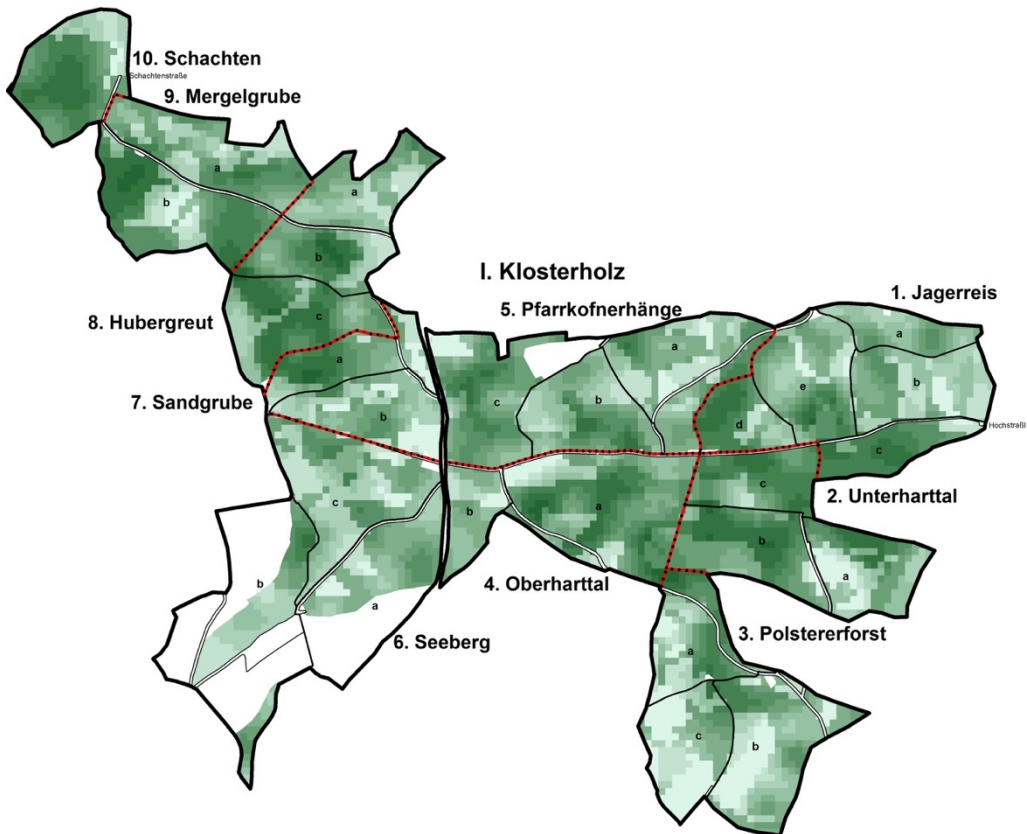


Abbildung 29: Schätzwerte der Variable Fichtenanteil/ha [%] (Version 4) im Distrikt Klosterholz; je dunkler desto höhere Fichtenanteile/ha

3.4.1.2 Standflächenanteil des Laubholzes pro ha [%]

Bei dieser Variable ist der größte Unterschied zwischen den Modellversionen 2 und 3 zu erkennen (vgl. Abbildung 30 und 31). In der Variante ohne den gepoolten Datensatz von 2002 treten die Strukturen insgesamt schwächer hervor, wodurch sich ein einheitlicheres Gesamtbild ergibt. Bestände wie die westlichste Ecke von Unterabteilung 2c werden daher nur in Version 3 und 4 sichtbar (vgl. Abbildungen 30 bis 32).

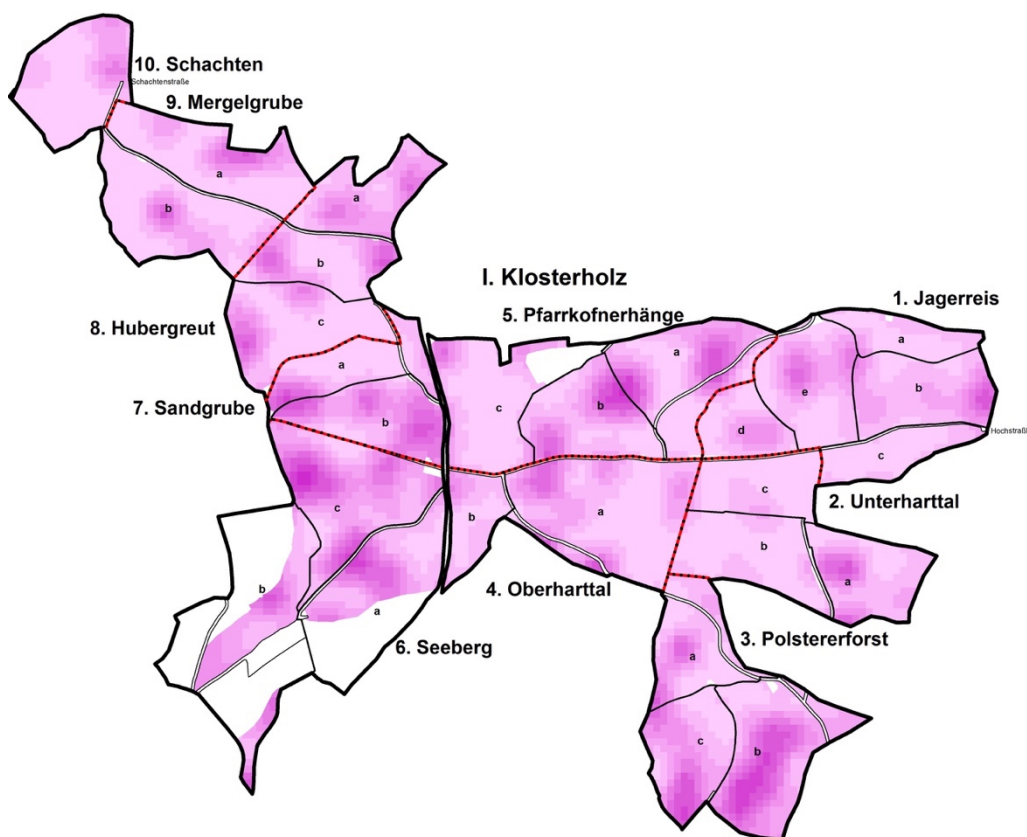


Abbildung 30: Schätzwerte der Variable Laubholzanteil/ha [%] (Version 2) im Distrikt Klosterholz; je dunkler desto höhere Laubholzanteile/ha

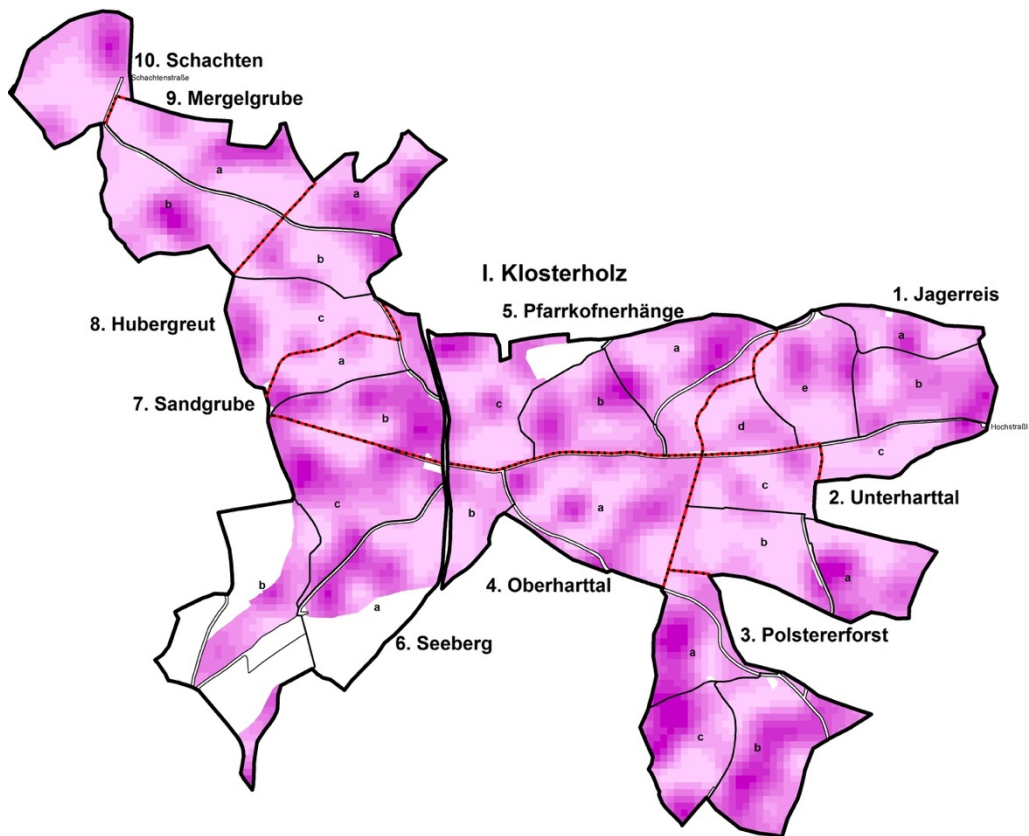


Abbildung 31: Schätzwerte der Variable Laubholzanteil/ha [%] (Version 3) im Distrikt Klosterholz; je dunkler desto höhere Laubholzanteile/ha

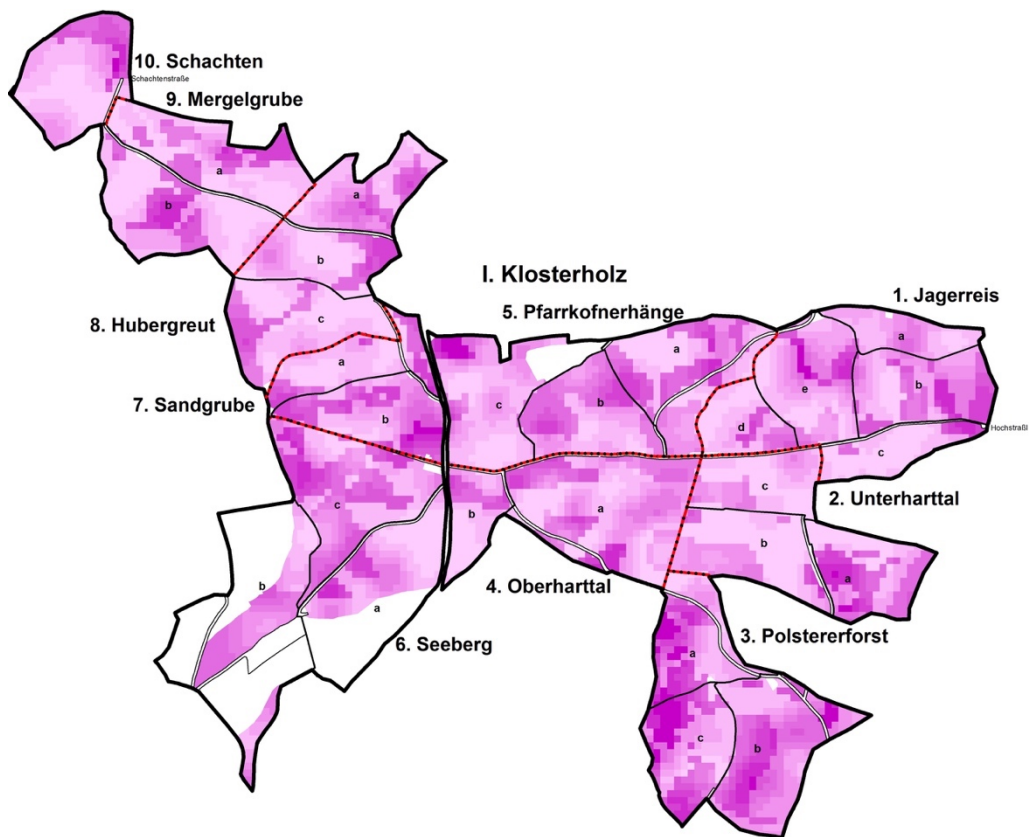


Abbildung 32: Schätzwerte der Variable Laubholzanteil/ha [%] (Version 3) im Distrikt Klosterholz; je dunkler desto höhere Laubholzanteile/ha

3.4.1.3 Durchmesser des Grundflächenmittelstamms d_g [cm]

Unterschiede in den Versionen 2 und 3 hinsichtlich des d_g sind hier erkennbar, im Vergleich zur zuvor beschriebenen Kenngröße jedoch wieder schwächer ausgeprägt. Beispiele zeigen sich nahe den Beschriftungen der Unterabteilungen 4a, 8b und c, sowie 9b (vgl. Abbildung 33 bis 35).

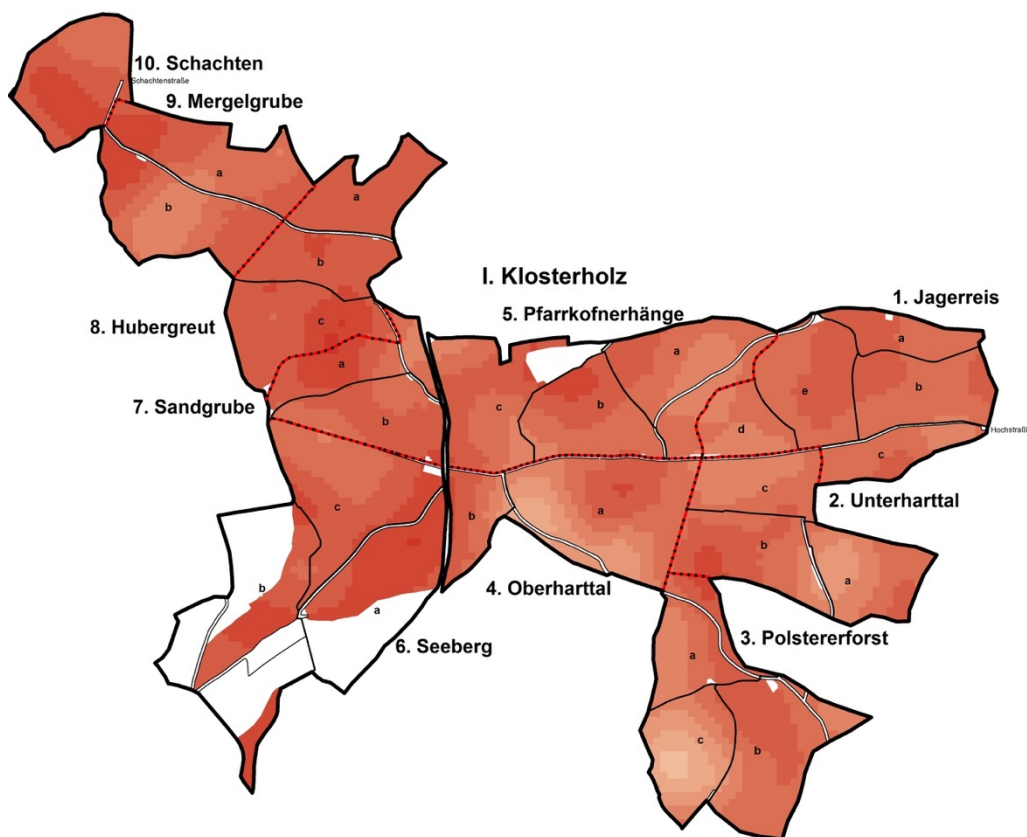


Abbildung 33: Schätzwerte der Variable d_g [cm] (Version 2) im Distrikt Klosterholz; je dunkler desto höhere Durchmesser des Grundflächenmittelstamms d_g

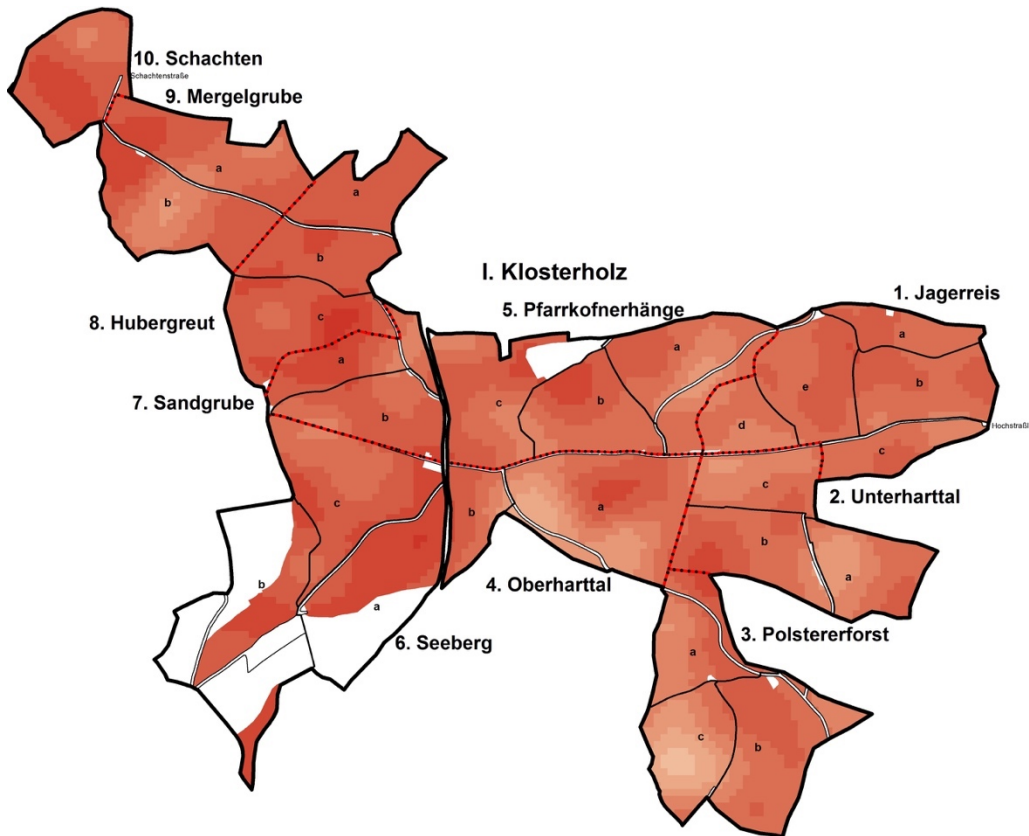


Abbildung 34: Schätzwerte der Variable d_g [cm] (Version 3) im Distrikt Klosterholz; je dunkler desto höhere Durchmesser des Grundflächenmittelstamms d_g

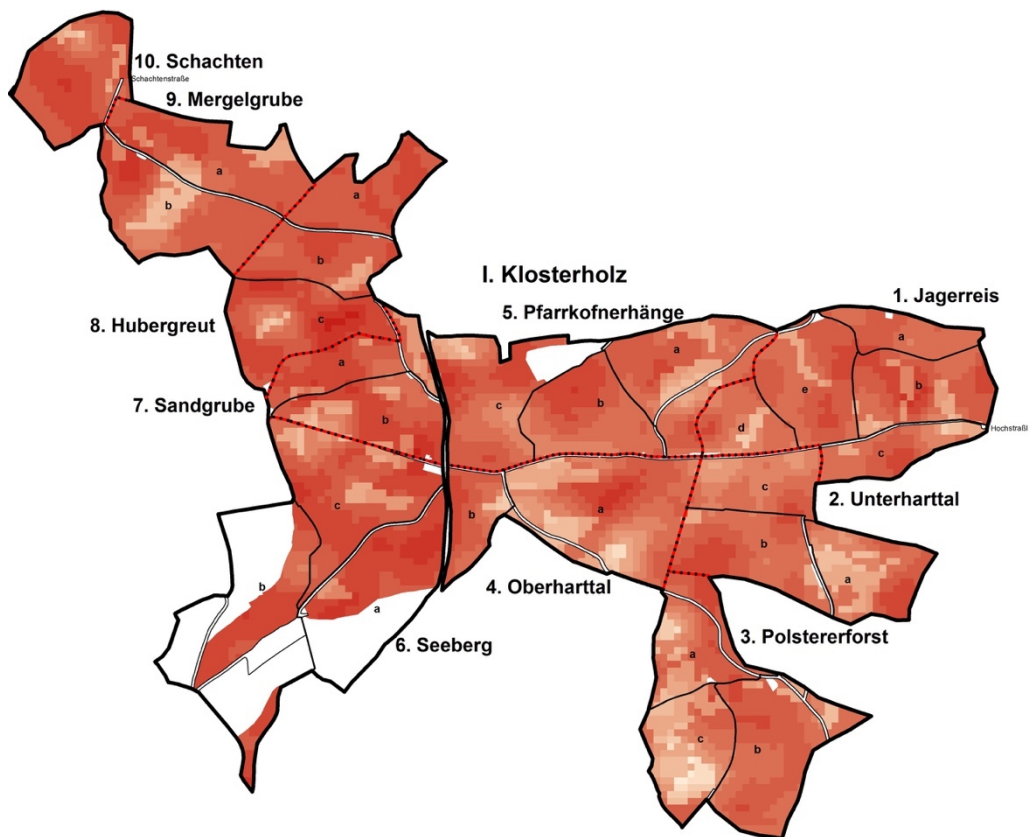


Abbildung 35: Schätzwerte der Variable d_g [cm] (Version 4) im Distrikt Klosterholz; je dunkler desto höhere Durchmesser des Grundflächenmittelstamms d_g

3.4.1.4 Mittlerer Vorrat [Efm/ha]

Ähnlich dem d_g verhalten sich auch die Darstellungen des Vorrats in Efm/ha, wie die Abbildungen 36 bis 39 erkennen lassen. Besonders markante Punkte fehlen jedoch, lediglich an der Mitte des Wegs durch Unterabteilung 5a können kleine Differenzen festgestellt werden. Auffällig ist weiter, dass trotz der nicht vertretbaren Modellanpassung von Version 1 die Grundstrukturen der räumlichen Zusammenhänge erfasst wurden.

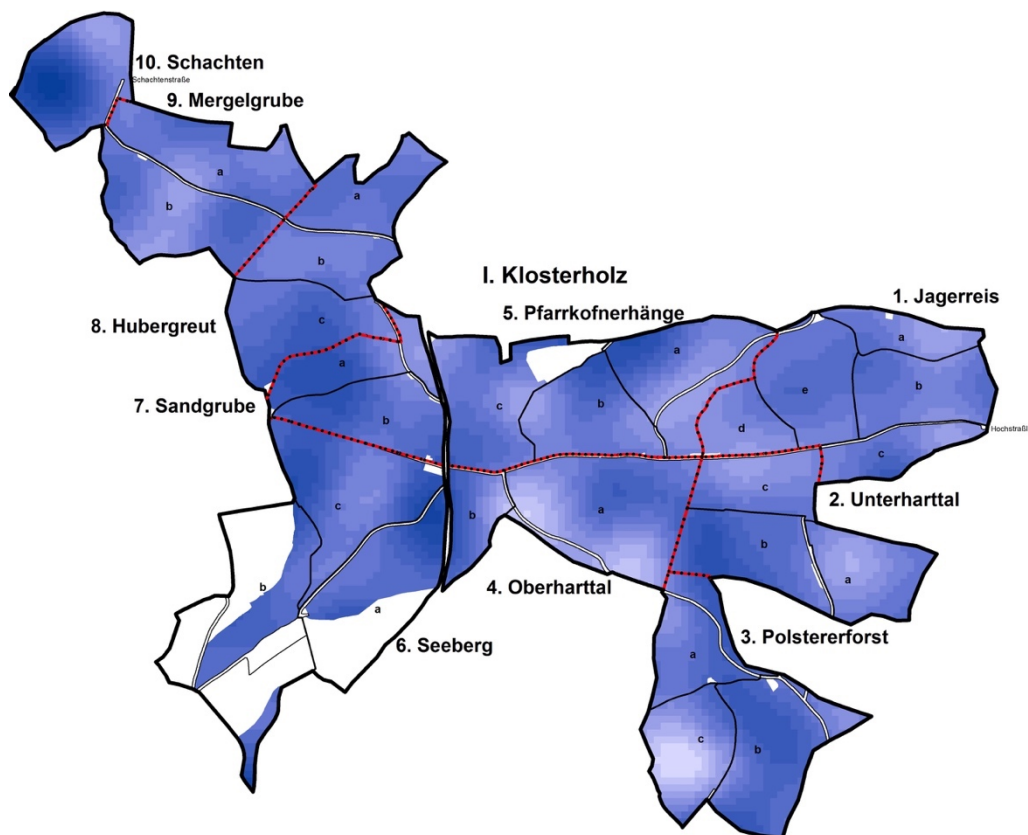


Abbildung 36: Schätzwerte der Variable Vorrat [Efm/ha] (Version 1) im Distrikt Klosterholz; je dunkler desto höhere Vorräte/ha

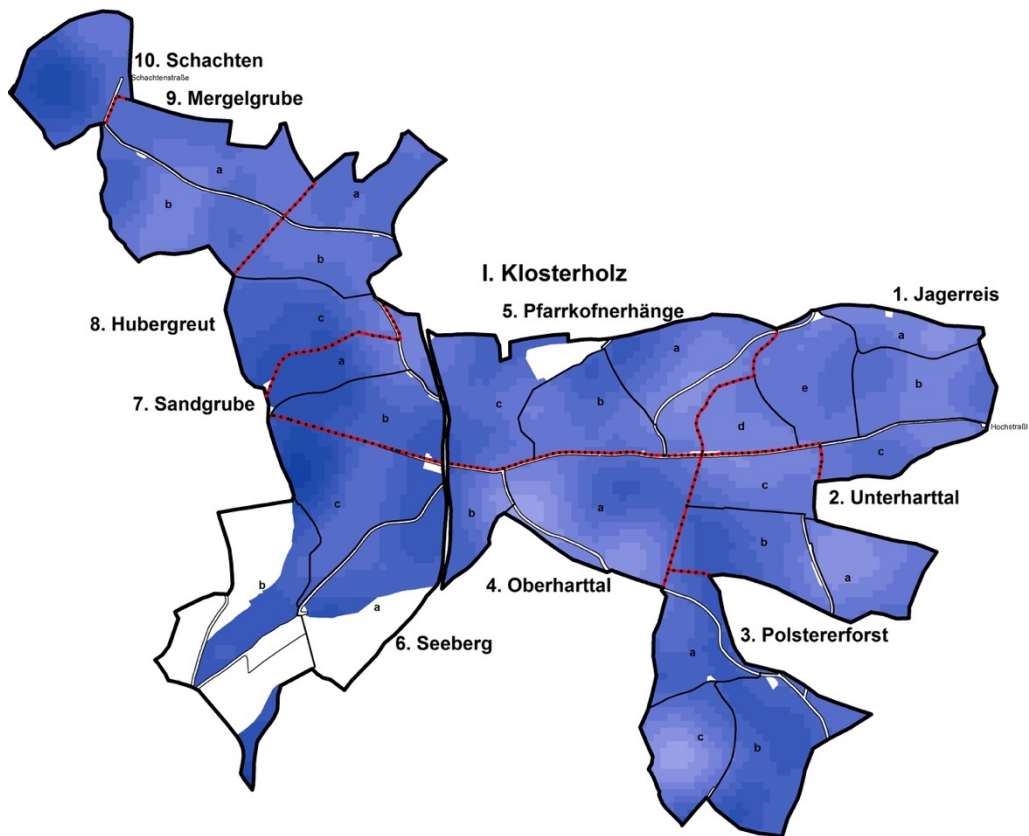


Abbildung 37: Schätzwerte der Variable Vorrat [Efm/ha] (Version 2) im Distrikt Klosterholz; je dunkler desto höhere Vorräte/ha

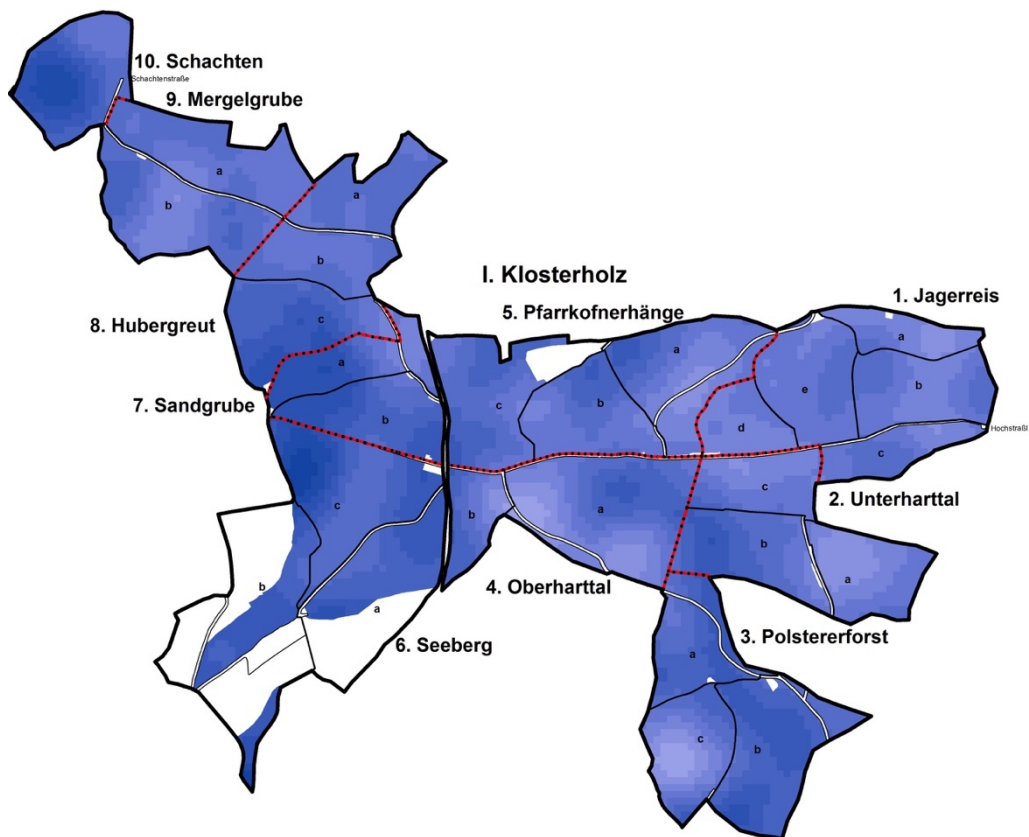


Abbildung 38: Schätzwerte der Variable Vorrat [Efm/ha] (Version 3) im Distrikt Klosterholz; je dunkler desto höhere Vorräte/ha

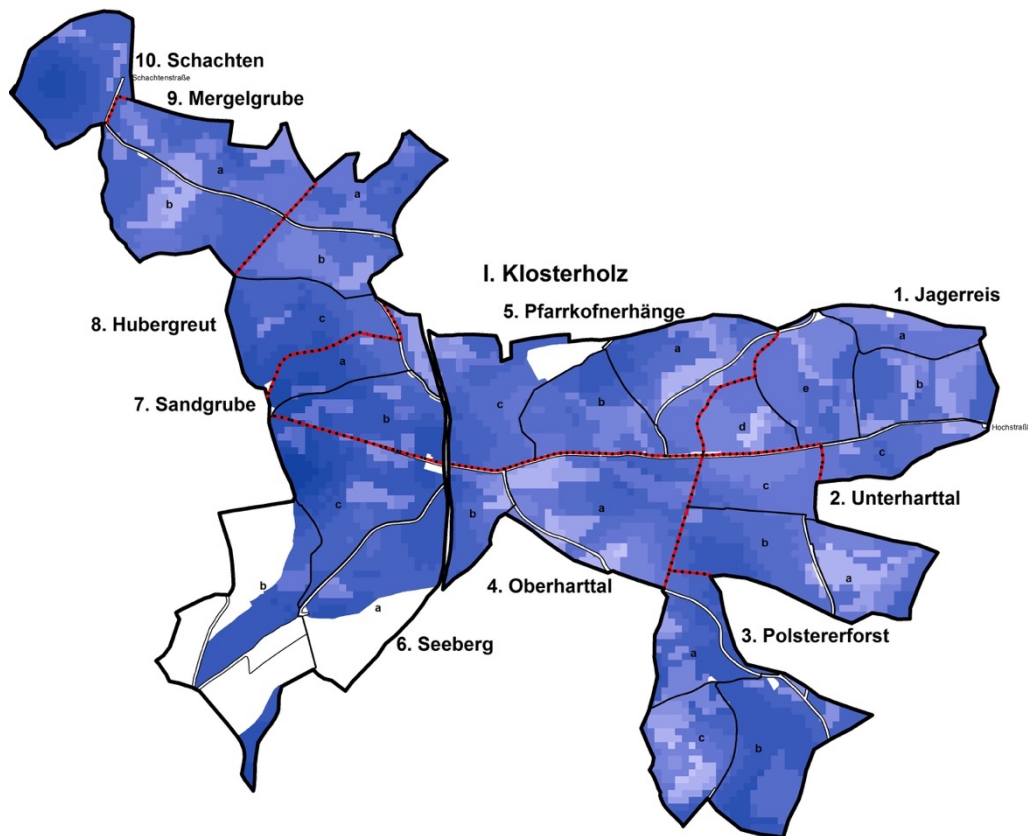


Abbildung 39: Schätzwerte der Variable Vorrat [Efm/ha] (Version 4) im Distrikt Klosterholz; je dunkler desto höhere Vorräte/ha

3.4.2 Kartographische Darstellung und Analyse der Krige-Standardabweichungen

Betrachtet man die räumliche Darstellung der Krige-Standardabweichungen, so wird zunächst deutlich, dass an den Straßen und Außengrenzen der Distrikte Randeffekt in Form von höheren Werten auftreten. Dieser Effekt tritt für jedes Untersuchungsgebiet auf, da an den Grenzen weniger Nachbarpunkte zur Berechnung zur Verfügung stehen.

Weiter ist zu beobachten, dass die Streuung um die Inventurpunkte herum geringer ausfällt als in den Zwischenfeldern. Dieser Effekt wird beim dg am deutlichsten, wie Abbildung 40 veranschaulicht, tritt aber bei allen Variablen auf und ist schlichtweg über die Distanz zu einem als sicher angenommenen Wert zu erklären. Auch der Einfluss der Verdichtungsinventurpunkte ist daher zu erkennen und wird in Abbildung 41 am Beispiel der Variablen Vorrat in Efm/ha noch deutlicher, da er sich über einen größeren Bereich ausdehnt.

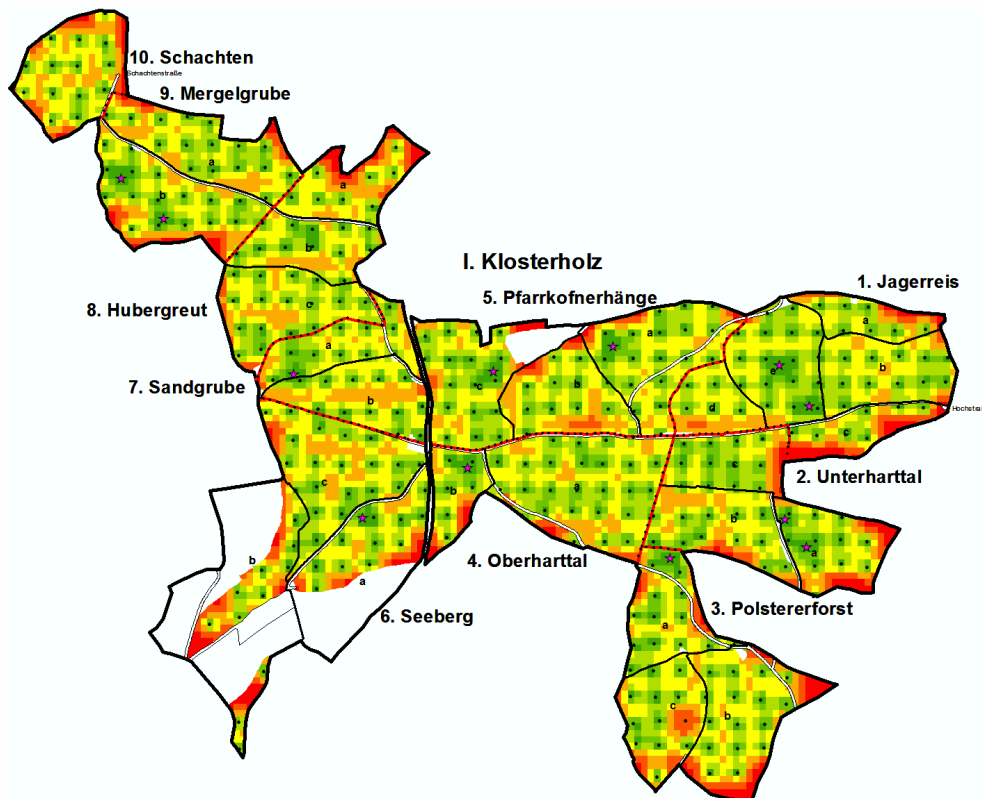


Abbildung 40: Räumliche Verteilung der Krige-Standardabweichung der Variable d_g (Version 4) im Distrikt Klosterholz (schwarze Punkte: Inventurpunkte; rosa Sterne: Verdichtungsinventurpunkte; je dunkelgrüner desto geringere Werte, je dunkelroter desto höhere Werte der Krige-Standardabweichung)

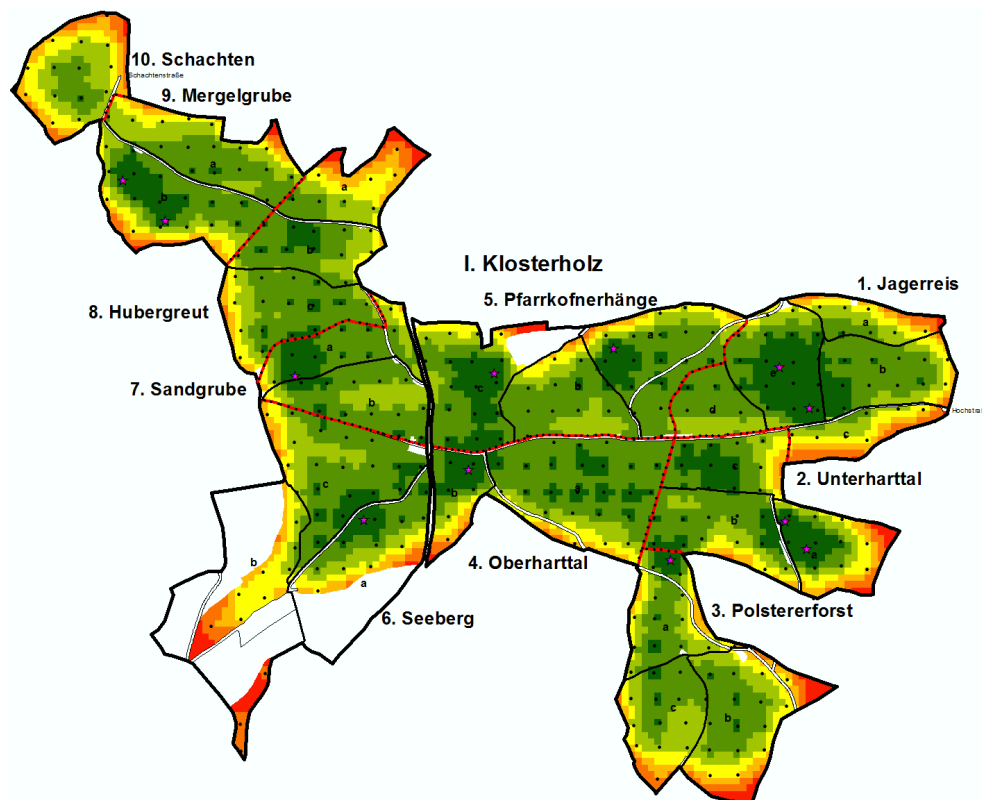


Abbildung 41: Räumliche Verteilung der Krige-Standardabweichung der Variable Vorrat in Efm/ha (Version 4) im Distrikt Klosterholz (schwarze Punkte: Inventurpunkte; rosa Sterne: Verdichtungsinventurpunkte; je dunkelgrüner desto geringere Werte, je dunkelroter desto höhere Werte der Krige-Standardabweichung)

3.5 Überprüfung der Ergebnisse

3.5.1 Kreuzvalidierung der Interpolationsergebnisse anhand der Inventurpunkte

Um einen zusätzlichen, mathematisch greifbaren Eindruck von der Qualität der erzeugten Karten und errechneten Interpolationswerte des Block-Kriging zu bekommen, wurde eine Kreuzvalidierung anhand der Messwerte der Inventurpunkte durchgeführt. Dazu wurden die kalkulierten Werte der Blöcke für den Datensatz der Version 4 des Inventurjahres 2016 im GIS mit dem Layer der Inventurpunkte verschnitten und die Attributtabelle exportiert.

Die in Excel durchgeführte einfaktorielle Varianzanalyse lieferte für alle vier Variablen das Ergebnis, dass sich die Mittelwerte der Schätzwerte nicht signifikant von denen der Messwerte unterscheiden. Tabelle 14 zeigt beispielhaft den Excel-Auszug für die Variable Fichtenanteil/ha, die P-Werte für Laubholzanteil/ha, d_g und Vorrat in Efm/ha erreichten eine ähnliche Größenordnung und lagen damit deutlich über dem Signifikanzniveau von $\alpha = 0,01$.

Fichtenanteil/ha						
SUMMARY						
Groups	Count	Sum	Average	Variance		
Column 1	449	21233	47,2895323	683,054377		
Column 2	449	21322,6	47,4890869	1381,55852		
ANOVA						
Source of Variation	SS	df	MS	F	P-value	F crit
Between Groups	8,94004454	1	8,94004454	0,00866026	0,92587628	6,66325189
Within Groups	924946,577	896	1032,30645			
Total	924955,517	897			$\alpha = 0,01$	

Tabelle 14: Ergebnisse einer einfaktoriellen Varianzanalyse der Variable Fichtenanteil/ha der Schätzwerte (Column 1) und der Messwerte (Column 2) für die Inventurpunkte

3.5.2 Überprüfung der erzeugten Karten im Rahmen einer Expertenbefragung

Im Rahmen der Überprüfung der erzeugten Karten wurden dem Revierleiter des Forstbetriebs, Christoph Dimke, Ausdrücke der vier betrachteten Variablen in den drei Versionen 2, 3 und 4 vorgelegt. Dargestellt waren die im GIS aufbereiteten Interpolationsergebnisse des Inventurjahres 2016 der Modellversionen zwei, drei und vier.

3.5.2.1 Gesamteinschätzung und beobachtete Unterschiede zwischen den Modellversionen

Im direkten optischen Vergleich der drei Versionen wurde für alle Variablen die vierte als augenfällig verschieden bezeichnet. Die Versionen 2 und 3 dagegen weisen laut Herrn Dimke lediglich in der Deutlichkeit des Musters Unterschiede auf, wobei die Variablen Vorrat in Efm/ha und Fichtenanteil/ha sich stärker ähneln. Bei den Variablen d_g und Laubholzanteil/ha wurden dagegen erkennbarere Abweichungen verzeichnet.

Bezüglich der inhaltlichen Korrektheit schätzte der Revierleiter grundsätzlich alle Karten als plausibel ein, die Version 4 gibt jedoch durch schärfere Grenzen und härtere Übergänge die tatsächlichen Gegebenheiten besser wieder. Herr Dimke sah in diesem zusätzlichen Detailgrad einen wesentlichen Vorteil bei der praktischen Verwendung der Karten, da besonders im Universitätswald viele kleinräumige Besonderheiten auftreten. Forstwirtschaftlich wichtige Informationen wie beispielsweise Überhälter oder Nachhiebsreste werden allerdings auch in dieser Version nicht erfasst. Dennoch ermöglichen die erzeugten Karten auch in den weniger detaillierten Versionen, einen guten Überblick über die räumlichen Strukturen. Waldbauliche Entscheidungen und tatsächliche Grenzen, beispielsweise für eine Hiebsmaßnahme, werden im laufenden Betrieb ohnehin vor Ort und situationsabhängig festgelegt.

In den oft weiten Konfidenzintervallen (vgl. Kapitel 3.3.5) sah der Revierleiter zwar eine Schwäche der Karten, die Schätzwerte würden aber im Forstbetrieb momentan nicht zu relevanten Berechnungen benötigt. Eine weitere Ausweitung der Vertrauensbereiche, wie es beispielsweise eine Verringerung der Blockgröße zur Kriging-Interpolation zur Folge hätte, hielt der Förster jedoch nicht für sinnvoll, auch wenn dadurch ein (vermeintlich) höherer Detailgrad erreicht würde.

3.5.2.2 Punktuelle Überprüfung ausgewählter Bestände im Rahmen eines Begangs

Neben dem Vergleich der verschiedenen Versionen wurden in dem Zusammenhang auch vier Punkte im Distrikt Klosterholz identifiziert, die vorhandene Strukturen in allen drei Varianten der Karten nicht korrekt wiedergaben. Im Rahmen eines Begangs konnte, unter Zuhilfenahme eines GPS-Geräts, als Grund für das Fehlen der Information in drei Fällen die „unglückliche“ Lage des vorhandenen Musters identifiziert werden. Jeweils wurde der in der Karte fehlende Bestand nicht durch das Gitter der Inventurpunkte erfasst, sondern lag genau zwischen den Punkten. Da die Bereiche zudem erst nach 2002 entstanden waren, konnte auch das Modell der vierten Version trotz der Information über die Nutzungsarten diese Strukturen nicht erfassen.

Im Fall des vierten Überprüfungspunktes wurde bei der Diskussion vor Ort klar, dass die Veränderung des Bestandes erst nach dem Erhebungszeitraum der Inventurdaten 2016 durchgeführt wurde. Logischerweise konnte diese Information daher, trotz nahegelegenen Inventurpunkt, nicht in den Daten enthalten sein.

3.5.2.3 Verbesserungsvorschläge zur kartographischen Darstellung der Interpolationsergebnisse

Hinsichtlich der Klasseneinteilung und der Wahl der Farben für die Darstellungen, erwiesen sich die bislang gewählten Parameter als zu detailliert und daher schwer differenzierbar. Eine genaue Unterscheidung der dargestellten Klassen war daher nicht auf den ersten Blick möglich, was jedoch eine Voraussetzung für die allgemeine Praxistauglichkeit von Karten darstellt. Daher wurden von Herrn Dimke folgende Klasseneinteilungen vorgeschlagen:

d_g :	10 cm Klassenbreite
Vorrat:	100 Efm/ha Klassenbreite
Anteilsvariablen:	20 % Klassenbreite

Daraus ergaben sich als neue Einteilungen für den d_g sechs, für den Vorrat sieben und für die Anteilsvariablen je fünf Klassen, die mit entsprechend angepassten Farbskalen in das GIS übernommen wurden.

3.6 Überarbeitete kartographische Darstellung der Interpolationsergebnisse

Abschließend für den Ergebnisteil werden auf den folgenden Seiten die gemeinsam mit Revierleiter Christoph Dimke optimierten thematischen Karten der betrachteten Variablen großformatig abgebildet. Dazu wurden die mit einer Legende versehenen Darstellungen im Format DIN A3 gedruckt und können ausgeklappt werden (vgl. Abbildung 42 bis 45).

Hinweis zur digitalen Version der Arbeit: Auf der beiliegenden CD befinden sich die Karten als hochauflösende Einzeldateien. Der Dateiname entspricht der Benennung im Inhaltsverzeichnis.

3.6.1 Standflächenanteil der Baumart Fichte pro ha [%]

Abbildung 42: Standflächenanteil der Baumart Fichte pro ha [%]

3.6.2 Standflächenanteil des Laubholzes pro ha [%]

Abbildung 43: Standflächenanteil des Laubholzes pro ha [%]

3.6.3 Durchmesser des Grundflächenmittelstammes d_g [cm]

Abbildung 44: Durchmesser des Grundflächenmittelstammes d_g [cm]

3.6.4 Mittlerer Vorrat [Efm/h]

Abbildung 45: Mittlerer Vorrat [Efm/ha]

4 Diskussion

4.1 Diskussion der Datengrundlage

4.1.1 Verdichtungsinventur

Wie am Scheitern der geplanten Verwendung der Messergebnisse zu sehen war (vgl. Kapitel 3.3.2), konnte die Verdichtungsinventur in diesem Fall keinen wesentlichen Beitrag zur Verbesserung der geostatistischen Modellierung leisten. Der Aufwand circa eines Arbeitstags mit zwei Personen für die Messungen zuzüglich der Datenaufbereitung, wurde leider nur durch eine geringfügige Steigerung der Modellqualität belohnt. Diese konnte zudem nicht allein der Verdichtungsinventur zugeschrieben werden, da in Version 2 auch der Datensatz des Inventurjahres 2002 und jeweils der Distrikt Bocksberg hinzugefügt wurden.

Der Grund für die offensichtliche Abweichung der Messergebnisse aus 2016 von denen nahegelegener permanenter Inventurpunkte, konnte nicht abschließend geklärt werden. Ein derartiger Einfluss durch den Zeitraum von eineinhalb Jahren beziehungsweise gut einer Vegetationsperiode, erscheint unwahrscheinlich. Zudem wurden dieselben Messgeräte und Messvorschriften verwendet, sowie alle Berechnungen einheitlich durchgeführt.

Insgesamt konnten die Ergebnisse der Verdichtungsinventur also überwiegend bei der Krige-Interpolation genutzt werden, was zu den in Kapitel 3.4.2 beschriebenen lokalen Verbesserungen der Schätzwerte führte.

4.1.2 Datengrundlage zur geostatistischen Auswertung

Insgesamt betrachtet stellte sich die Datengrundlage für eine geostatistische Auswertung als nicht optimal heraus. Zwar erscheint der Gitterabstand der Inventurpunkte von 100 m aus (forst-)wirtschaftlicher Sicht relativ eng und damit aufwendig, will man jedoch Modelle des Ruumusters natürlicher Daten ermitteln, kann es bereits zu weitmaschig sein. Wie an den im Ergebnisteil beschriebenen Modellen deutlich wird, liegt die größte Unsicherheit der theoretischen Semivariogramme im Bereich der kurzen Distanzen unter ca. 80 m, da dort keine Messwerte mehr vorhanden waren. Insbesondere die Schätzung der Nugget-Varianz als wichtige Kenn- und Einflussgröße im geostatistischen Modell gestaltete sich dadurch

schwierig. Wie zuvor beschrieben konnte auch die nachträgliche Verdichtungsinventur diesbezüglich keine Abhilfe schaffen.

Jedoch muss festgehalten werden, dass der Universitätswald durch seinen Strukturreichtum und die „ungünstige“ Form vor allem des Distrikts Klosterholz mit einem großen Randbereich zusätzliche Hürden mit sich bringt. Würde beispielsweise ein kompakter, homogener Waldkomplex analysiert, der zudem mehr kontinuierliche als harte Übergänge in den Strukturen zeigt, könnte das 100 m Raster durchaus ausreichend sein.

An dieser Stelle soll auch hervorgehoben werden, dass ein Waldbestand der Geostatistik in gewisser Weise allein durch seine natürliche Eigenschaft ein Hindernis in den Weg legt. Das in Kapitel 2.4.1 erläuterte Konzept der regionalisierten Variablen ist in Bezug auf Bodenuntersuchungen oder auch den Pflanzenbestand in einer Wiese sofort einleuchtend, da an jedem beliebigen Punkt des Beprobungsgebietes ein Messwert ermittelt werden könnte. Im Wald jedoch ist diese Möglichkeit selbst in der dichtesten Fichtendickung nicht gegeben, schließlich kann man nur dort messen, wo ein Baum steht (vgl. STOYAN, STOYAN und JANSEN 1997, S. 193). Spätestens ab der Altdurchforstung wird klar, dass es weite Bereiche zwischen den Stämmen gibt. Diese beeinflussen die Raumstruktur und erschweren dadurch die geostatistische Modellierung.

Auch muss die Tatsache beachtet werden, dass ein Inventurpunkt tatsächlich keine Punktmessung darstellt, sondern in diesem Fall Inventurkreise von ca. 31 m², 125 m² und 500 m² zur Ermittlung der Messwerte verwendet wurden. Dadurch tritt ein Beprobungsvolumen an die Stelle des Punktes, was zum sogenannten „Support-Problem“ führt (vgl. AUERSWALD 2018). Unter Support wird das Zusammenziehen der Messwerte einer Probestfläche auf einen einzelnen Punktwert verstanden, wie es in dieser Arbeit durchgeführt wurde (vgl. Kapitel 2.3.3.) Dieser Support führt dazu, dass ein Teil der kleinskaligen Variation eliminiert wird, wodurch die Semivarianz sinkt. Jedoch bleibt der Messfehleranteil der Nugget-Varianz konstant, es geht also Information über das Raummuster verloren. Theoretisch gibt es für dieses Problem tabellierte Korrekturwerte, die jedoch in der Praxis kaum verwendet werden (vgl. AUERSWALD 2018).

Vor dem Hintergrund der beschriebenen Herausforderungen wird im nachfolgenden Gliederungspunkt 4.1.3 eine Empfehlung zusammengestellt, wie die Datengrundlage im Zuge

einer zukünftigen Inventur möglicherweise verbessert werden könnte. Eine erneute geostatistische Auswertung, auch im Vergleich zu den in dieser Arbeit gewonnenen Erkenntnissen, könnte sicher interessante Schlussfolgerungen ermöglichen.

4.1.3 Empfehlungen für forstliche Datenerhebungen aus geostatistischer Sicht

Grundsätzlich stellt ein regelmäßiges Messgitter für die Erzeugung von Karten die beste Wahl dar, da hierdurch die Krige-Standardabweichung am geringsten gehalten werden kann. Beachtet werden muss jedoch, dass die Gitterlinien nicht parallel zu etwaigen Raumstrukturen wie z.B. Rückegassen angelegt werden, da sonst die Repräsentativität beeinträchtigt würde. Da für die Optimierung des theoretischen Semivariogramms eine zufällige Verteilung der Probepunkte den Idealzustand darstellt, wäre eine Ausweitung der systematisch zufälligen Methode, wie sie im Zuge der Verdichtungsinventur in dieser Arbeit durchgeführt wurde (vgl. Kapitel 2.2.3) eine gute Kompromissmöglichkeit. So könnten alle Abstandsklassen und Raumrichtungen, sowie die Raumabdeckung adäquat erfasst werden (vgl. AUERSWALD 2018). Diese Punkte könnten für jede Wiederholungsinventur zufällig angelegt werden, was den Aufwand des Auffindens und der Messungen vor Ort deutlich reduzieren dürfte.

Für den Universitätswald kann, basierend auf den Ergebnissen dieser Arbeit, eine Vergrößerung des Gitterabstandes der Inventurpunkte nicht empfohlen werden. Bereits bei 150 m Maschenweite würden einige maximale Korrelationsentfernungen überschritten (vgl. Kapitel 3.3.5), wodurch für die betroffene Variable keine Information mehr über das Raummuster aus den Daten gewonnen werden könnte.

Sollen andere Wälder geostatistisch analysiert werden, könnte im Rahmen einer Voruntersuchung die Ermittlung des theoretischen Semivariogramms erfolgen, um später über das Messgitter entsprechend die Flächenschätzung zu optimieren. OLIVER und WEBSTER (2015, S. 73 ff) nennen für solche Situationen die Methode des „Nested Sampling“, bei der anhand einer n-stufigen geometrischen Reihe eine verzweigte Verteilung der Probepunkte über abnehmende Distanzen im Untersuchungsgebiet verteilt wird. Alternativ wäre auch die Verwendung von Trainingsgebieten denkbar, wie sie in der Fernerkundung genutzt werden. In einem repräsentativen Teil der Untersuchungsfläche könnte aus einem engen Inventurpunkteabstand die Modellfunktion des theoretischen Semivariogramms ermittelt werden.

Anschließend kann das Modell die Berechnung der Gesamtfläche übernehmen, auf der Punkte in einem weiteren Gitternetz erhoben wurden.

Welche Variante die bessere Möglichkeit darstellt, muss im Einzelfall entschieden werden. Maßgeblich dürfte sein, ob ein tatsächlich repräsentatives Trainingsgebiet gefunden werden kann.

4.2 Diskussion der Methoden

Allgemein steht die Geostatistik als Methode im Wald vor den oben genannten Herausforderungen bezüglich des Konzepts der regionalisierten Variablen und des Support-Problems. Diese Einschränkungen müssen jedoch hingenommen werden. Im Fall des Supports könnte jedoch ein Versuch der Integrierung von Korrekturfaktoren erfolgen, AUERSWALD (2018) verweist dazu auf JOURNEL & HUIJBREGTS (1978).

Weiter stellen harte Grenzen ohne kontinuierliche Übergänge die Geostatistik vor ein Problem, wenn keine diesbezüglichen Informationen mit in die Modellerstellung einfließen. Die Methode der Stratifizierung anhand der Nutzungsarten aus dem Jahr 2002 brachte daher sowohl für die theoretischen Semivariogramme, als auch für die Kartendarstellung die sichtbarste Verbesserung mit sich. Zwar treffen die Grenzlinien heute sicher in vielen Fällen noch zu, wie der Revierleiter bestätigte sind jedoch einige dazugekommen, andere weggefallen oder nicht mehr klar zu ziehen. Aus diesem Grund wäre ein Ausweisen in sich homogener Struktureinheiten, beispielsweise durch Methoden der Fernerkundung zu bevorzugen, wie sie auch WALLERMANN *et al.* (2002) genutzt haben. Eine moderne Luftbildanalyse von Befliegungen aus dem Inventurzeitraum würde die Straten sicher besser abbilden, als es durch die Nutzungsarten aus dem Jahr 2002 geschehen konnte. Interessant wäre zudem der mögliche Informationsgewinn, der durch die Zuordnung einer Stichprobe zu einer Struktureinheit im Rahmen der Inventur, beispielsweise das Anschätzen der Nutzungsart für jeden Messpunkt, erreicht werden könnte.

Bezüglich der betrachteten Variablen konnte im Rahmen der vorliegenden Arbeit ein Überblick über die Modellierbarkeit verschiedener Typen gegeben werden. Ein erkennbarer Trend oder größere Schwierigkeiten zwischen den drei Arten war nicht zu erkennen. Um jedoch praxistaugliche Bewirtschaftungseinheiten mittels Verschneidung im GIS erzeugen

zu können, sind vermutlich mehr Kennwerte notwendig, beispielsweise eine Information über die Altersstruktur, Bestandesform, waldbauliche Wuchsklasse oder auch Standortseinheiten (vgl. KNOKE *et al.* 2012, S. 147 ff).

Hinsichtlich der Blockgröße für die Kriging-Interpolation wäre eine Berechnung mit anschließendem Vergleich unterschiedlicher Varianten eine interessante Möglichkeit. Der Detailgrad der Ergebniskarten steht hierbei im Konflikt mit der Krige-Standardabweichung. Für die praktische Nutzung des Kartenmaterials könnte also eine Optimierung vorgenommen werden, um die Konfidenzintervalle bei gleichzeitig praxistauglicher Auflösung zu minimieren.

Die Methode der Kreuzvalidierung, wie sie in dieser Arbeit vorgenommen wurde ist dazu geeignet ein grob fehlerhaftes Modell zu identifizieren. Wichtiger wäre es jedoch Probestpunkte zu vergleichen, deren Messwerte nicht in der Krige-Interpolation genutzt wurden. Dazu könnten zusätzliche Messungen, beispielsweise entlang einer Trakts Verwendung finden. In diesem Fall wäre auch eine Validierung der Raummustererfassung möglich, wenn der Messtrakt lotrecht durch ermittelte Grenzlinien beziehungsweise Übergänge gelegt wird. Eine alternative Möglichkeit wäre es, bei der Berechnung der Schätzwerte einige vorhandene Messpunkte auszuschließen und dann die Kreuzvalidierung durchzuführen. So würde das Modell weniger durch die hohe Gewichtung des wahren Messwerts beeinflusst.

4.3 Diskussion der Ergebnisse

4.3.1 Geostatistische Modelle

Trotz der genannten Einschränkungen durch die Datengrundlage in Verbindung mit der gewählten Methode war es im Rahmen dieser Arbeit möglich, Interpolationsmodelle für die räumliche Korrelation zu entwickeln. Dennoch stellt das Fehlen kürzerer Inventurpunkt-Abstände als ca. 80 m eine wesentliche Schwäche der theoretischen Semivariogramme dar. Bei der Wahl der grundlegenden Modellfunktion war es daher nicht möglich, eine andere Annahme als die des standardmäßigen sphärischen Modells (vgl. Kapitel 2.4.3) zu rechtfertigen. Denkbar wäre jedoch auch, dass tatsächlich ein gänzlich anderes Modell die Wirklich-

keit abbildet. Der Ermittlung der Nugget-Varianz kommt im Zuge der geostatistischen Analyse besondere Bedeutung zu, da sie auf den Verlauf der Modellfunktion starken Einfluss nimmt. Zwar ist darin auch der Messfehler enthalten, allein aus der Statistik der Daten kann der *nugget* jedoch nicht geschätzt werden, da es sich nicht allein um eine Eigenschaft der Stichprobe handelt.

Betrachtet man die erarbeiteten Modellversionen vergleichend wird deutlich, dass die Modelle mit zunehmender Datengrundlage und zunehmendem Informationsinput über bekannte Zusammenhänge verbessert werden können. Die Nutzung dieses „a priori“-Wissens sollte also unbedingt erfolgen, wenn als Ziel die bestmögliche Kartendarstellung ausgewiesen wird. Im Rahmen dieser Arbeit stellte sich die Information über bekannte Raumstrukturen gegenüber einer nachträglichen Verdichtungsinventur sowie der Ergänzung des Datensatzes um den der Vorgängerinventur als überlegen heraus.

An dieser Stelle muss erneut betont werden, dass selbst das schlechteste Modell in der Lage ist plausibel erscheinende Karten zu erzeugen. Ohne die Analyse der zugrundeliegenden Semivariogramme täuschen die Darstellungen der Ergebnisse einen Informationsgehalt vor, der nur selbst mit umfassender Ortskenntnis oft schwer eingeschätzt werden kann. Besonders der in ESRI® ArcMap enthaltene *Geostatistical Analyst* fällt unter diese Kategorie, da die Berechnungen für den Nutzer weitgehend undurchsichtig ablaufen.

4.3.2 Kartendarstellungen der Interpolationsergebnisse

Bei der Betrachtung und Verwendung der Karten muss stets beachtet werden, welche Vertrauensbereiche von den Modellen erreicht werden konnten. Aus diesem Grund können die Darstellungen auf diesem Niveau der Konfidenzgrenzen derzeit nicht zur Quantifizierung in der forstwirtschaftlichen Planung verwendet werden, wie auch der Revierleiter Christoph Dimke bestätigte. Besonders beim Vorrat, der beispielsweise zur Einschlags- oder Hiebsatzplanung verwendet werden könnte, sprengen die Intervalle von ca. ± 150 Efm/ha den tolerierbaren Rahmen. Dennoch kann die Information über die Raumstruktur und Verteilung der Größenordnungen, wie sie den Karten zu entnehmen ist, besonders in Situationen punkten, in denen ein Gesamtüberblick benötigt wird. Denkbar wäre dies z.B. bei einem (ungeplan-

ten) Revierleiterwechsel, wenn noch keine umfassenden Ortskenntnisse vorhanden sind, oder auch bei der Beplanung großräumiger oder unzugänglicher Waldgebiete, in denen ein klassischer Forsteinrichtungsbegang nicht durchführbar wäre.

4.4 Schlussfolgerung und Ausblick

Betrachtet man die eingangs formulierten Ziele und Hypothesen so ist festzuhalten, dass für alle betrachteten Variablen ein geostatistisches Modell zur Modellierung der räumlichen Korrelation gefunden werden konnte. Damit ist die erste Hypothese abzulehnen. Dennoch zeigt das Potential der Geostatistik selbst mit nicht optimaler Datengrundlage räumliche Zusammenhänge aufzudecken, dass diese Methode bei der Forschung und Entwicklung neuer Forstplanungsverfahren eine nicht unbedeutende Rolle spielen könnte.

Der nächste Schritt nach der Datenanalyse, sowohl in der klassischen Forsteinrichtung als auch in dieser Arbeit, führt zur Visualisierung der Ergebnisse und damit zu Hypothese zwei. Auf der Basis der ins GIS übertragenen Interpolationsergebnisse war es möglich vier thematische Karten der betrachteten Variablen zu erstellen. Diese können, unter den genannten Einschränkungen, als forstliche Planungshilfe verwendet werden, womit auch die zweite Hypothese abgelehnt werden kann. Unter Berücksichtigung der aufgezeigten Verbesserungsmöglichkeiten könnte zukünftig adäquates Kartenmaterial für die praktische Forstwirtschaft bereitgestellt werden.

Denkt man den Gedanken der Erstellung forstlicher Planungshilfen weiter, so wäre der nächste logische Schritt die Verarbeitung der Interpolationsergebnisse im GIS. Ziel könnte es beispielsweise sein ohne einen Forsteinrichtungsbegang Bewirtschaftungseinheiten auszuweisen. Dazu wäre jedoch zunächst eine verbesserte Modellgrundlage mit geringeren Unsicherheiten bei den Semivariogrammen notwendig, wie sie mittels der beschriebenen Beprobungsstrategien oder Stratifizierungsmethoden erreicht werden könnte. Im Zuge dessen könnten auch noch weitere Variablen geostatistisch analysiert werden, beispielsweise das Alter, um durch eine Kombination der verschiedenen Ergebniskarten in der Gesamtschau eine ähnliche Darstellung zu erzeugen, wie sie bisher die Forsteinrichtung als Forstbetriebskarte kennt.

Eine weitere denkbare Möglichkeit wäre, im Fall von Wiederholungsinventuren eine Analyse zeitbezogener Kennwerte wie dem Zuwachs vorzunehmen. Dieser könnte ebenfalls in Kartenform dargestellt werden und so, besonders in Untersuchungsgebieten in denen keine oder wenig Information über die Standorte vorliegt, eine Charakterisierung der Wachstumsvoraussetzungen ermöglichen. Auch eine kartographische Abbildung von Bonitäten könnte in diesem Sinne erstellt werden.

Als denkbare Idealkombination einer modernen, umfassenden Datenverarbeitung wäre schließlich ein übergreifendes System denkbar, bei dem eine Datenbank mit dem Geoinformationssystem verknüpft würde. Auf der Basis regelmäßiger Wiederholungsinventuren, zusammen mit Daten der Fernerkundung könnte die geostatistische Analyse vielseitiges Kartenmaterial und Informationen über die Raumstruktur liefern. Dieser Grundstock an Daten würde auf der Basis einer verknüpften Datenbank anhand der laufenden Bewirtschaftung fortgeschrieben, so dass die Darstellungen im GIS stets ein Bild der aktuellen Situation liefern könnte. Ein solches System wäre sicher in der Lage vielfältige Planungshilfen für einen Forstbetrieb zu liefern.

5 Zusammenfassung

Im Zuge dieser Arbeit wurde die Erstellung forstlicher Planungshilfen auf der Basis geostatistischer Methoden untersucht. Als Datengrundlage dienten Messungen der permanenten Stichprobeninventuren der Jahre 2002 und 2016 des Forstbetriebs der Ludwig-Maximilians-Universität München bei Landshut. Die Inventurpunkte im Raster von 100 x 100 m wurden Anfang 2018 durch eine Verdichtungsinventur im Umfang von 15 Messpunkten in den Zwischenfeldern ergänzt. Aus diesen Informationen konnten Werte für die forstlichen Kenngrößen d_g , mittleres Volumen in Efm/ha und die Standflächenanteile der Baumart Fichte (*Picea abies* [L.]), sowie des Laubholzes pro Hektar an jedem der Inventurpunkte berechnet werden. Zusammen mit den über GPS bestimmten Koordinaten wurden im Rahmen einer geostatistischen Analyse verschiedene Semivariogramm-Modelle für die räumliche Korrelation innerhalb der betrachteten Variablen ermittelt. Im Verfahren des Block-Kriging mit der Statistiksoftware *R* konnten Schätzwerte für die gesamte Holzbodenfläche von gut 430 ha in Blöcken von 25 x 25 m interpoliert werden. Die Ergebnisse wurden in ein GIS importiert und dort als thematische Karten dargestellt.

Die ermittelten geostatistischen Modelle ließen räumliche Zusammenhänge für alle betrachteten Variablen erkennen, für kurze Distanzen (*lags*) unter circa 80 m fehlte jedoch eine ausreichende Datengrundlage. Auch die durchgeführte Verdichtungsinventur brachte diesbezüglich keine relevante Verbesserung. Die Integrierung der in 2002 dokumentierten Nutzungsarten als Information über ein bekanntes Raummuster, führte jedoch zu einer höheren Anpassungsgüte der Modelle, was sich auch in den abgeleiteten Karten zeigte. Diese wurden zusammen mit dem Revierleiter des Forstbetriebs auf eine praxisorientierte Darstellung hin optimiert. Dennoch müssen die relativ weiten 95 % Konfidenzintervalle, bezüglich der wahren Werte in Bezug auf die Schätzwerte, bei der Verwendung beachtet werden. Zudem ist zu betonen, dass auch geostatistische Modelle geringer Aussagekraft das Erzeugen plausibel erscheinender Karten zulassen. Eine Überprüfung der unterstellten räumlichen Zusammenhänge sollte daher unbedingt erfolgen.

Die Verbesserung der Datengrundlage wäre durch zusätzliche Messpunkte in geringeren Abständen, sowie eine Vorstratifizierung, beispielsweise durch Luftbilder oder andere Techniken der Fernerkundung, möglich. Auch die Verschneidung mit Informationen über boden- oder standortkundliche Parameter ist denkbar. Als innovatives Konzept könnten die forstlichen Planungshilfen im GIS durch die Kombination mit Daten aus der laufenden Bewirtschaftung ergänzt und so kontinuierlich aktualisiert werden.

6 Abstract

An investigation in supporting forest planning by means of geostatistical methods has been conducted in this thesis. As input data, measurements of the permanent inventory sampling in 2002 and 2016 from the forest owned by the Ludwig-Maximilians-Universität Munich were used. In the beginning of 2018 the permanent inventory points in a grid of 100 x 100 m had been augmented by 15 measurement points in the intermediate fields. From these information, values for the forest parameters d_g (diameter of the mean basal area stem), stock in m³ of timber harvested and the percentage of Norway spruce (*Picea abies* [L.]) as well as of broadleaved trees per hectare were calculated for each inventory point. Combined with their GPS coordinates it was possible to identify different semivariogram models describing the spatial correlation within each variable. By using the statistical software *R* for block kriging, estimates for each 25 x 25 m block within the wood ground area of about 430 ha were interpolated. The results have been imported into a GIS and were displayed as thematic maps.

Spatial correlations determined by the geostatistical models were found for all considered variables, however, the data basis for lags below about 80 m was insufficient. Even the augmented measurement points in the intermediate fields did not produce a significant improvement. But the integration of the in 2002 documented silvicultural type of use as information about spatial pattern, led to an improved model fitting which became visible in the derived maps. Together with the local forest ranger the map display was optimized for practical use. Nevertheless, the fairly wide confidence intervals of 95 % for the true values, relating to the estimates, must be considered when using the planning aids. Furthermore, it must be emphasized that even geostatistical models with poor validity allow the creation of seemingly plausible maps. Therefore, a verification of assumed spatial relations is strongly recommended.

To improve the data basis an addition of inventory points in shorter lags, as well as a pre-stratification by using aerial photographs or other remote sensing techniques would be possible. Also, intersections of forest parameters with soil or stand based information is possible. As an innovative concept, the forest planning aids within a GIS could be updated continuously by integrating data from the ongoing forest management processes.

7 Danksagung

Der Abschluss dieser Arbeit und damit meines Studiums der Forstwissenschaften in Freising, stellt für mich gleichzeitig das Ende eines Lebensabschnitts dar. Daher möchte ich mich an dieser Stelle bei einigen Menschen bedanken, die diesen Weg ermöglicht und damit auch zum Gelingen dieser Arbeit beigetragen haben.

An erster Stelle möchte ich dem Themensteller, Betreuer und Betriebsleiter des Forstbetriebs der LMU, Herrn Prof. Dr. Thomas Knoke für viele beantwortete Fragen, kluge Ratschläge und anregende Besprechungen danken. Auch die Vorlesungen, Übungen und Exkursionen auf seinem Fachgebiet der Forstplanung und -inventur gehörten für mich zu den interessantesten und lehrreichsten der vergangenen fünfzehn Jahre.

Ganz besonders möchte ich mich auch bei Prof. Dr. Karl Auerswald vom Lehrstuhl für Grünlandlehre bedanken. Ohne seine umfassenden Erklärungen, Hilfestellung und Unterstützungen im Bereich der Geostatistik, wäre diese Arbeit nicht in der vorliegenden Form realisierbar gewesen.

Ebenfalls für die Betreuung, Datenbereitstellung und viel weitere Unterstützung durch schnelle, zielführende Antworten und Ideen, bedanke ich mich bei den Mitarbeitern des Fachgebiets für Waldinventur und nachhaltige Nutzung, Herrn Stefan Friedrich, Isabelle Jarisch für die Mithilfe bei der Verdichtungsinventur und Herrn Dr. Martin Döllner als Zweitprüfer und GIS-Spezialist.

Auch dem Revierleiter Christoph Dimke gilt mein Dank für eine weitere praxisbezogene wissenschaftliche Arbeit im Forstbetrieb der LMU und die fachliche Einschätzung und Überprüfung der erzielten Ergebnisse.

Abschließend danke ich meiner Familie und meiner Freundin, Ann-Kathrin Müller, auf deren Unterstützung ich jederzeit zählen konnte.

München, im März 2018

Sebastian Rössert

8 Literaturverzeichnis

- AUERSWALD, K. (2018): Lehrveranstaltung Geostatistik – 5. Beprobungsstrategien [Vortrag 15.01.2018]. Freising: Lehrstuhl für Grünlandlehre der TUM
- BayStMELF (Bayerisches Staatsministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten) (1990): Hilfstafeln für die Forsteinrichtung: Zusammengestellt für den Gebrauch im Bayerischen Staatswald. München
- BROWN, D. (1998): Mapping historical forest types in Baraga County Michigan, USA as fuzzy sets. *Plant Ecology* 134: 97-111
- DAHM, S. (2006): Arbeitsbericht Nr. 2006/ 1– Auswertungsalgorithmen für die zweite Bundeswaldinventur. Eberswalde: Institut für Waldökologie und Waldinventuren: 14
- ELDEIRY, A. und GARCIA, L. (2009): Comparison of Regression Kriging and Cokriging Techniques to Estimate Soil Salinity Using Landsat Images. *Hydrology Days 2009*: 27-38
- FRIEDRICH, S. (2016): Kurzanleitung Inventur 2016 [intern]. Freising: Fachgebiet für Waldinventur und nachhaltige Nutzung der TUM
- FRIEDRICH, S. (2017): Inventur des Universitätswalds der LMU – Ergebnisse [Vortrag 15.02.2017]. Freising: Fachgebiet für Waldinventur und nachhaltige Nutzung der TUM
- FRIEDRICH, S. (2018): Auswertungsroutinen Inventur [E-Mail]. [st.friedrich@tum.de; 30.01.2018]
- FRIEDRICH, S., DÖLLERER, M., KNOKE, T. (2017): Permanente Stichprobeninventur im Universitätswald der TUM. *AFZ-DerWald* 19/2017: 13-14
- FU, X., ZHAO, K., JIANG, P., ZHOU, G. (2013): Using ArcGIS and Geostatistics to Study Spatial Pattern of Forest Litter Carbon Density in Zhejiang Province, China. In XU, J., WU, J., HE, Y. (Hrsg.) (2013): *Functions of Natural Organic Matter in Changing Environment Volume 1*. Zhejiang University Press; Dordrecht: Springer
- HINTERDING, A., MÜLLER, A., GERLACH, N., GABEL, F. (2003): Geostatistische und statistische Methoden und Auswerteverfahren für Geodaten mit Punkt- bzw. Flächenbezug - Abschlussbericht Teil 1: Grundlagen. Münster: Institut für Geoinformatik der Westfälischen Wilhelms-Universität

- HOLMGREN, P., THURESSON, T. (1997): Applying Objectively Estimated and Spatially Continuous Forest Parameters in Tactical Planning to Obtain Dynamic, Treatment Units. *Forest Science* 43(3) 1997: 317-326
- KENNEL, E. (1973): Bayerische Waldinventur 1970/71 – Inventurabschnitt I: Großrauminventur Aufnahme- und Auswertungsverfahren. *Forstliche Forschungsberichte München Nr. 11*
- KLOBUCAR, D. (2010): USING GEOSTATISTICS IN FOREST MANAGEMENT. *Šumarski list br. 5–6, CXXXIV: 249-259*
- KNOKE, T., SCHNEIDER, T., HAHN, A., GRIESS, V., RÖBINGER, J. (2012): *Forstbetriebsplanung als Entscheidungshilfe*. Stuttgart: Ulmer
- KNOKE, T. (2003): *Der Wald der Ludwig-Maximilians-Universität München - Forstwirtschaftsplan für die Jahre 2003-2022*. Freising: Lehrstuhl für Waldbau und Forsteinrichtung der TUM
- KÖHL, M., GERTNER, G. (1992): Geostatistische Auswertungsmöglichkeiten für Waldschadeninventuren: Methodische Überlegungen zur Beschreibung räumlicher Verteilungen. *Forstw. Cbl.* 111 (1992): 320-331. Hamburg: Parey
- LE, N., ZIDEK, J. (2006): *Statistical Analysis of Environmental Space-Time Processes*. New York: Springer
- MENG, Q., CIESZEWSKI, C., MADDEN, M. (2009): Large area forest inventory using Landsat ETM+: A geostatistical approach. *ISPRS Journal of Photogrammetry and Remote Sensing* 64 (2009): 27-36
- OCHSENBAUER, M., MACHL, T., MAIDL, F.-X., HÜLSBERGEN, K.-J., SCHILCHER, M. (2013): Geostatistische Analyse der Wachstumsvariabilität von Winterweizen in einem Agroforstsystem auf Basis von Spektralmessungen. 18. Münchener Fortbildungsseminar Geoinformationssysteme: 320-329
- OLIVER, M., WEBSTER, R. (2015): *Basic Steps in Geostatistics: The Variogram and Kriging*. Cham: Springer
- PALMER, D., HÖCK, B., KIMBERLY, M., WATT, M., LOWE, D., PAYN, T. (2009): Comparison of spatial prediction techniques for developing *Pinus radiata* productivity surfaces across New Zealand. *Forest Ecology and Management* 258 (2009): 2046–2055

- PAYN, T., HILL, R., HÖCK, B., SKINNER, M., THORN, A., RIJKSE, W. (1999): Potential for the use of GIS and spatial analysis techniques as tools for monitoring changes in forest productivity and nutrition, a New Zealand example. *Forest Ecology and Management* 122 (1999): 187-196
- PEBESMA, E. (2004): Multivariable geostatistics in S: the gstat package. *Computers & Geosciences* 30: 683–691
- PELISSARI, A., ROVEDA, M., CALDEIRA, S., SANQUETTA, C., CORTE, A., RODRIGUES, C. (2017): GEOSTATISTICAL MODELING OF TIMBER VOLUME SPATIAL VARIABILITY FOR *Tectona grandis* L. F. *PRECISION FORESTRY*. *CERNE* v. 23 n.: 115-122
- PRETZSCH, H. (2002): *Grundlagen der Waldwachstumsforschung*. Berlin: Parey Buchverlag
- PRETZSCH, H. (2009): *Forest Dynamics, Growth and Yield – From Measurement to Model*. Heidelberg: Springer
- R Core Team (2015): *R: A language and environment for statistical computing*. Wien: R Foundation for Statistical Computing. URL <http://www.R-project.org/>
- REIMEIER, S. (2001): *Analyse der Zuwachsveränderungen von Waldbeständen und Möglichkeiten der Prognose aus Daten permanenter Stichprobeninventuren [Dissertation]*. Freising: Wissenschaftszentrum Weihenstephan der TUM
- SOUZA, R., DE ALMEIDA, A., RIBERIO, A., DE SOUZA, S., LEITE, F. (2015): Evaluation of the spatial dependence of dendrometric characteristics for an Eucalyptus plantation. *Maringá: Acta Scientiarum. Agronomy*, v. 37, n. 4: 483-488
- STOYAN, D., STOYAN, H., JANSEN, U. (1997): *Umweltstatistik – Statistische Verarbeitung und Analyse von Umweltdaten*. Stuttgart; Leipzig: Teubner
- TRÖLTZSCH, K., BRUSSELEN, J., SCHUCK, A. (2008): Spatial occurrence of major tree species groups in Europe derived from multiple data sources. *Forest Ecology and Management* 257 (2009): 294-302
- WALLERMANN, J., JOYCE, S., VENCATASAWMY, C., OLSSON, K. (2002): Prediction of forest stem volume using kriging adapted to detected edges. *Canadian Journal of Forest Research* 32 (2009): 509-518
- WEBER, J. (2000): *Geostatistische Analyse der Struktur von Waldbeständen am Beispiel ausgewählter Bannwälder in Baden-Württemberg*. *Berichte Freiburger Forstliche Forschung Heft* 20

9 Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1: Ungefähre Lage der Distrikte Klosterholz (oben) und Bocksberg (unten) des Universitätswaldes der LMU (KNOKE 2003, S. 9)	7
Abbildung 2: Lage der permanenten Inventurpunkte (schwarze Punkte), der Inventurkreise (rote Kreise um die Inventurpunkte) und der Verdichtungsinventurpunkte (grüne Sterne) im Distrikt Bocksberg	10
Abbildung 3: Beispiel eines Semivariogramms mit den Kennwerten sill (1), partial sill (2), nugget (3) und range(4); die Punkte stellen die für die nebenstehende Zahl an Wertepaaren berechnete Semivarianz γ entsprechend des Abstands h dar, die durchgezogene Linie zeigt das theoretische Semivariogramm, hier auf der Basis des bestangepassten sphärischen Modells (verändert nach OLIVER und WEBSTER 2015, S.21)	21
Abbildung 4: sphärisches und exponentielles Semivariogramm-Modell; c_0 = nugget; c_0+c = sill; a = range (aus REIMEIER 2001, S.31)	23
Abbildung 5: Lage der Verdichtungsinventurpunkte (farbige Sterne) zwischen den permanenten Inventurpunkten (schwarze Punkte) in den Distrikten Bocksberg (oben rechts) und Klosterholz	32
Abbildung 6: Werteverteilung des Fichtenanteils/ha (Version 1); oben links: räumliche Verteilung (Quartile in unterschiedlichen farbigen Symbolen), oben rechts/ unten links: Werte in Anhängigkeit von der Y-/ X-Koordinate, unten rechts: Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion und Histogramm.....	35
Abbildung 7: Experimentelles Semivariogramm für die Variable Fichtenanteil/ha (Version 1) mit den Spalten distance (Abstand h), gamma (Semivarianz $\gamma (h)$) und pairs (Anzahl der Wertepaare einer Distanz zur Berechnung von $\gamma (h)$)	36
Abbildung 8: Werte des experimentellen Semivariogramms (blaue Kreise) und Modellfunktion des theoretischen Semivariogramms (blaue Linie) der Variable Fichtenanteil/ha (Version 1)	36
Abbildung 9: Kennwerte des theoretischen Semivariogramms (unten: Model, partial sill, range und nugget) und Rahmenbedingungen für die Block-Kriging-Interpolation der Variable Fichtenanteil/ha (Version 1) (oben: Gridsize, Blocksize, Neighbours for kriging).....	37
Abbildung 10: Werteverteilung des Buchenanteils/ha (Version 1); oben links: räumliche Verteilung (Quartile in unterschiedlichen farbigen Symbolen), oben rechts/ unten links:	

Werte in Anhängigkeit von der Y-/ X-Koordinate, unten rechts: Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion und Histogramm.....	39
Abbildung 11: Werte des experimentellen Semivariogramms (blaue Kreise) und Modellfunktion des theoretischen Semivariogramms (blaue Linie) der Variable Buchenanteil/ha (Version 1).....	40
Abbildung 12: Kennwerte des (fehlerhaften) theoretischen Semivariogramms (unten: Model, partial sill, range und nugget) und Rahmenbedingungen für die Block-Kriging- Interpolation der Variable Buchenanteil/ha (Version 1) (oben: Gridsize, Blocksize, Neighbours for kriging).....	41
Abbildung 13: Werteverteilung des Fichtenanteils/ha (Version 2); oben links: räumliche Verteilung (Quartile in unterschiedlichen farbigen Symbolen), oben rechts/ unten links: Werte in Anhängigkeit von der Y-/ X-Koordinate, unten rechts: Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion und Histogramm.....	43
Abbildung 14: Experimentelles Semivariogramm für die Variable Fichtenanteil/ha (Version 2) mit den Spalten distance (Abstand h), gamma (Semivarianz $\gamma(h)$) und pairs (Anzahl der Wertepaare einer Distanz zur Berechnung von $\gamma(h)$).....	44
Abbildung 15: Werte des experimentellen Semivariogramms (blaue Kreise) und Modellfunktion des theoretischen Semivariogramms (blaue Linie) der Variable Fichtenanteil/ha (Version 2).....	45
Abbildung 16: Kennwerte des theoretischen Semivariogramms (unten: Model, partial sill, range und nugget) und Rahmenbedingungen für die Block-Kriging-Interpolation der Variable Fichtenanteil/ha (Version 2) (oben: Gridsize, Blocksize, Min. und Max. Neighbours for kriging).....	45
Abbildung 17: Kennwerte des theoretischen Semivariogramms (unten: Model, partial sill, range und nugget) und Rahmenbedingungen für die Block-Kriging-Interpolation der Variable Laubholzanteil/ha (Version 2) (oben: Gridsize, Blocksize, Min. und Max. Neighbours for kriging).....	46
Abbildung 18: Werteverteilung des d_g (Version 2); oben links: räumliche Verteilung (Quartile in unterschiedlichen farbigen Symbolen), oben rechts/ unten links: Werte in Anhängigkeit von der Y-/ X-Koordinate, unten rechts: Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion und Histogramm.....	47
Abbildung 19: Werte des experimentellen Semivariogramms (blaue Kreise) und Modellfunktion des theoretischen Semivariogramms (blaue Linie) der Variable d_g (Version 2).....	48

Abbildung 20: Werteverteilung des Fichtenanteils/ha (Version 3), Werte des Inventurjahres 2002 um $Y + 4.000$ nach oben verschoben, Werte aus 2016 darunter; oben links: räumliche Verteilung (Quartile in unterschiedlichen farbigen Symbolen), oben rechts/ unten links: Werte in Anhängigkeit von der Y-/ X-Koordinate, unten rechts: Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion und Histogramm.....	50
Abbildung 21: Experimentelles Semivariogramm für die Variable Fichtenanteil/ha (Version 3) mit den Spalten distance (Abstand h), gamma (Semivarianz $\gamma (h)$) und pairs (Anzahl der Wertepaare einer Distanz zur Berechnung von $\gamma (h)$).....	51
Abbildung 22: Diagramm: Werte des experimentellen Semivariogramms (blaue Kreise) und Modellfunktion des theoretischen Semivariogramms (blaue Linie) der Variable Fichtenanteil/ha (Version 3); roter Kasten: Kennwerte des theoretischen Semivariogramms (unten: Model, partial sill, range und nugget) und Rahmenbedingungen für die Block-Kriging-Interpolation der Variable Fichtenanteil/ha (Version 3) (oben: Gridsize, Blocksize, Min. und Max. Neighbours for kriging)	52
Abbildung 23: Diagramm: Werte des experimentellen Semivariogramms (blaue Kreise) und Modellfunktion des theoretischen Semivariogramms (blaue Linie) der Variable Vorrat in Efm/ha (Version 3); roter Kasten: Kennwerte des theoretischen Semivariogramms (unten: Model, partial sill, range und nugget) und Rahmenbedingungen für die Block-Kriging-Interpolation der Variable Vorrat in Efm/ha (Version 3) (oben: Gridsize, Blocksize, Min. und Max. Neighbours for kriging).....	53
Abbildung 24: Werteverteilung der Residuen des Fichtenanteils/ha (Version 4), Werte des Inventurjahres 2002 um $Y + 4.000$ nach oben verschoben, Werte aus 2016 darunter; oben links: räumliche Verteilung (Quartile in unterschiedlichen farbigen Symbolen), oben rechts/ unten links: Werte in Anhängigkeit von der Y-/ X-Koordinate, unten rechts: Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion und Histogramm.....	55
Abbildung 25: Diagramm: Werte des experimentellen Semivariogramms (blaue Kreise) und Modellfunktion des theoretischen Semivariogramms (blaue Linie) der Variable Fichtenanteil/ha (Version 4); roter Kasten: Kennwerte des theoretischen Semivariogramms (unten: Model, partial sill, range und nugget) und Rahmenbedingungen für die Block-Kriging-Interpolation der Variable Fichtenanteil/ha (Version 4) (oben: Gridsize, Blocksize, Min. und Max. Neighbours for kriging)	56
Abbildung 26: Schätzwerte der Variable Fichtenanteil/ha [%] (Version 1) im Distrikt Klosterholz; je dunkler desto höhere Fichtenanteile/ha	61

Abbildung 27: Schätzwerte der Variable Fichtenanteil/ha [%] (Version 2) im Distrikt Klosterholz; je dunkler desto höhere Fichtenanteile/ha	61
Abbildung 28: Schätzwerte der Variable Fichtenanteil/ha [%] (Version 3) im Distrikt Klosterholz; je dunkler desto höhere Fichtenanteile/ha	62
Abbildung 29: Schätzwerte der Variable Fichtenanteil/ha [%] (Version 4) im Distrikt Klosterholz; je dunkler desto höhere Fichtenanteile/ha	62
Abbildung 30: Schätzwerte der Variable Laubholzanteil/ha [%] (Version 2) im Distrikt Klosterholz; je dunkler desto höhere Laubholzanteile/ha	63
Abbildung 31: Schätzwerte der Variable Laubholzanteil/ha [%] (Version 3) im Distrikt Klosterholz; je dunkler desto höhere Laubholzanteile/ha	64
Abbildung 32: Schätzwerte der Variable Laubholzanteil/ha [%] (Version 3) im Distrikt Klosterholz; je dunkler desto höhere Laubholzanteile/ha	64
Abbildung 33: Schätzwerte der Variable d_g [cm] (Version 2) im Distrikt Klosterholz; je dunkler desto höhere Durchmesser des Grundflächenmittelstamms d_g	65
Abbildung 34: Schätzwerte der Variable d_g [cm] (Version 3) im Distrikt Klosterholz; je dunkler desto höhere Durchmesser des Grundflächenmittelstamms d_g	66
Abbildung 35: Schätzwerte der Variable d_g [cm] (Version 4) im Distrikt Klosterholz; je dunkler desto höhere Durchmesser des Grundflächenmittelstamms d_g	66
Abbildung 36: Schätzwerte der Variable Vorrat [Efm/ha] (Version 1) im Distrikt Klosterholz; je dunkler desto höhere Vorräte/ha	67
Abbildung 37: Schätzwerte der Variable Vorrat [Efm/ha] (Version 2) im Distrikt Klosterholz; je dunkler desto höhere Vorräte/ha	68
Abbildung 38: Schätzwerte der Variable Vorrat [Efm/ha] (Version 3) im Distrikt Klosterholz; je dunkler desto höhere Vorräte/ha	68
Abbildung 39: Schätzwerte der Variable Vorrat [Efm/ha] (Version 4) im Distrikt Klosterholz; je dunkler desto höhere Vorräte/ha	69
Abbildung 40: Räumliche Verteilung der Krige-Standardabweichung der Variable d_g (Version 4) im Distrikt Klosterholz (schwarze Punkte: Inventurpunkte; rosa Sterne: Verdichtungsinventurpunkte; je dunkelgrüner desto geringere Werte, je dunkelroter desto höhere Werte der Krige-Standardabweichung)	70
Abbildung 41: Räumliche Verteilung der Krige-Standardabweichung der Variable Vorrat in Efm/ha (Version 4) im Distrikt Klosterholz (schwarze Punkte: Inventurpunkte; rosa Sterne: Verdichtungsinventurpunkte; je dunkelgrüner desto geringere Werte, je dunkelroter desto höhere Werte der Krige-Standardabweichung)	70

Abbildung 42: Standflächenanteil der Baumart Fichte pro ha [%]	75
Abbildung 43: Standflächenanteil des Laubholzes pro ha [%]	76
Abbildung 44: Durchmesser des Grundflächenmittelstammes d_g [cm].....	77
Abbildung 45: Mittlerer Vorrat [Efm/ha]	78

10 Formel- und Tabellenverzeichnis

Formel 1: Allgemeine Regressionsgleichung zur Ermittlung der Baumhöhe h_x anhand des BHD $_x$ und des Alters $_x$ eines Einzelbaumes x und der Regressionskoeffizienten β_0 , β_1 und β_2 (PRETZSCH 2009, S. 188-193)	11
Formel 2: Formel zur Berechnung der Grundfläche g eines Einzelbaumes auf der Basis seines BHD	13
Formel 3: Standflächenformel zur Berechnung der Standfläche $stfl$ eines Baumes anhand der Koeffizienten α und β sowie seiner Grundfläche g (DAHM 2006, S. 14)	13
Formel 4: Berechnung des Volumens V in Vorratsfestmetern für einen Einzelbaum anhand seiner Grundfläche g , seines BHD und seiner Höhe h , sowie der Koeffizienten K_1 bis K_9 (aus FRIEDRICH 2018 [E-Mail] nach KENNEL 1973)	14
Formel 5: Formel zur Berechnung des d_g für einen Inventurpunkt anhand der Summe der Grundflächen g und der Stammzahl N	15
Formel 6: Berechnung der Gewichtungsfaktoren entsprechend des Probekreisradius	16
Formel 7: Berechnung der Semivarianz γ in Abhängigkeit vom Abstand h zweier Zufallswerte Z der Variable x aus deren Varianz σ^2 (STOYAN, STOYAN und JANSEN 1997, S.200)	19
Formel 8: Semivarianz γ für (unendlich) große Abstände h (STOYAN, STOYAN und JANSEN 1997, S.201)	20
Formel 9: Berechnung eines Residuums, abhängig von der Variable i , dem Inventurjahr j , dem Distrikt k , und der Nutzungsart (2002) l	26
Formel 10: Berechnung des Mittelwerts eines Blocks B der Fläche $A(B)$ anhand der lokalen Werte $Z(x)$ (STOYAN, STOYAN und JANSEN 1997, S. 222)	29
Formel 11: Berechnung der optimalen Gewichte g_i zur Gewichtung benachbarter Messpunkte (STOYAN, STOYAN und JANSEN 1997, S. 214)	29

Tabelle 1: Kennwerte zum Standort Universitätswald (KNOKE 2003, S. 12 nach FUCHS 1991)	6
Tabelle 2: Regressionskoeffizienten zur Berechnung der Baumhöhe (nach FRIEDRICH 2018 [E-Mail])	12
Tabelle 3: Koeffizienten zur Berechnung der Standflächen entsprechend der Baumartengruppen (DAHM 2006, S.14)	13
Tabelle 4: Koeffizienten zur Berechnung des Volumens V in Vfm entsprechend der Baumartengruppe (aus FRIEDRICH 2018 [E-Mail] nach KENNEL 1973).....	14
Tabelle 5: Reduktionsfaktoren zur Umrechnung des Vorrats von Vfm nach Efm (nach BayStMELF 1990).....	16
Tabelle 6: Probekreisradien und Gewichtungsfaktoren entsprechend des BHD (nach FRIEDRICH 2016)	17
Tabelle 7: Datengrundlage und Modellanpassung der berechneten Versionen	24
Tabelle 8: Mittelwerte zur Berechnung der Residuen entsprechend der Variable, dem Inventurjahr, dem Distrikt und der Nutzungsart.....	27
Tabelle 9: Ausschnitt des Datensatzes der Verdichtungsinventur 2018 (Inventurpunkte 999 und 998).....	31
Tabelle 10: Lage der Verdichtungsinventurpunkte anhand ihrer geographischen Koordinaten (DHDN 3 Gauß-Krüger Zone 4) und der Eckpunkte (Nummern der permanenten Inventurpunkte, Stand 2016)	32
Tabelle 11: Ausschnitt der berechneten Werte für die Variablen zur geostatistischen Modellierung der Inventurpunkte 1 bis 25 (Inventurjahr 2016).....	33
Tabelle 12: Zusammenstellung der mittleren Krige-Standardabweichungen (oben) und der daraus abgeleiteten Konfidenzgrenzen der 95 % Vertrauensintervalle für den wahren Wert eines 25 x 25 m Blocks (unten); geringste Werte für eine Variable jeweils in Grün, nicht plausible Werte in Anführungszeichen (fehlerhafte Modellfunktion)	58
Tabelle 13: Zusammenstellung der maximalen Korrelationsreichweiten; geringste Werte für eine Variable jeweils in Gelb, nicht plausible Werte in Anführungszeichen (fehlerhafte Modellfunktion).....	59
Tabelle 14: Ergebnisse einer einfaktoriellen Varianzanalyse der Variable Fichtenanteil/ha der Schätzwerte (Column 1) und der Messwerte (Column 2) für die Inventurpunkte 71	

11 Eidesstattliche Erklärung zur selbständigen Anfertigung dieser Arbeit

Hiermit versichere ich die vorliegende Arbeit selbständig und ohne Verwendung anderer als der angegebenen Hilfsmittel angefertigt zu haben. Alle Stellen, die wörtlich oder sinngemäß aus Veröffentlichungen entnommen sind, wurden als solche kenntlich gemacht. Die Arbeit wurde in gleicher oder ähnlicher Form keiner anderen Prüfungsbehörde vorgelegt.

Freising, den 05. März 2018

Sebastian Rössert