

Evaluierung alternativer Stichprobenkonzepte für die
Bundeswaldinventur

DISSERTATION

zur Erlangung des Doktorgrades

des Departments Biologie
der Fakultät für Mathematik, Informatik und Naturwissenschaften
der Universität Hamburg

vorgelegt von

THOMAS RIEDEL

aus Pirna

Hamburg, 2008

Genehmigt vom Department Biologie
der Fakultät für Mathematik, Informatik und Naturwissenschaften
an der Universität Hamburg
auf Antrag von Professor Dr. M. KÖHL
Weiterer Gutachter der Dissertation:
Herr Priv.-Doz. Dr. D. MANDALLAZ
Tag der Disputation: 29. September 2008

Hamburg, den 10. September 2008



Jörg Ganzhorn

Professor Dr. Jörg Ganzhorn
Leiter des Departments Biologie

für Clara und Erwin

Danksagung

Die Entstehung dieser Arbeit habe ich einer Vielzahl von Personen zu verdanken. In erster Linie sind hier die Initiatoren des BMBF-Projektes: „Bundeswaldinventur — Weiterentwicklung des Inventurverfahrens durch Integration von Fernerkundungsdaten (WEI-BWI)“ Herr Prof. Dr. M. Köhl, Herr F. Schmitz und Herr Dr. H. Polley zu nennen. Im Rahmen dieses Projektes ist die vorliegende Arbeit entstanden. Herrn Schmitz und Herrn Polley sei an dieser Stelle für ihre stetige Bereitschaft zur Diskussion, sowie der offenen Darlegung ihrer Positionen und Anforderungen im Bezug auf neue innovative Inventurmethode gedankt.

Zu danken ist auch dem Bundesministerium für Bildung und Forschung (BMBF) sowie dem Deutschen Zentrum für Luft- und Raumfahrt (DLR) für die Finanzierung des Projektes. Herr Dr. H. P. Lüttenberg und Frau Fink von der DLR waren während der gesamten Projektlaufzeit kompetente Ansprechpartner für die Bewältigung und tatkräftige Unterstützung der täglichen bürokratischen Hürden.

Ohne die ständigen Diskussionen mit Herrn Prof. Dr. Köhl, seinem Vermögen, bestimmte Aspekte unter verschiedenen Gesichtspunkten zu betrachten, seiner Bereitschaft, sich immer wieder in das komplexe Spektrum von Inventuren hineinzudenken, wäre diese Arbeit nicht in dieser Form entstanden. Einen weiteren wesentlichen Beitrag zum Gelingen dieser Arbeit und zum Schöpfen neuer Motivation gaben die großen persönlichen Freiheiten, die Herr Prof. Dr. Köhl seinen Doktoranden und Mitarbeitern gewährt.

Daniel Mandallaz gebührt mein Dank für die Übernahme des Zweitgutachtens und für die unkomplizierte Handhabung der entsprechenden Formalien.

Adrian Lanz von der Eidgenössischen Forschungsanstalt für Wald, Schnee und Landschaft in Birmensdorf (Schweiz) danke ich für sein stets offenes Ohr für meine Fragen zur „Antizipierten Varianz“ und für viele Anregungen, die es in dieser Dissertation und in späteren Arbeiten zu untersuchen gilt. Ein herzlicher Dank geht auch an Markus Keller von der WSL für die Einblicke in das Thema Luftbildauswertung, sowie für die konstruktive Kritik am Projekt.

Im Rahmen einer Forschungsreise konnten André Iost und ich Herrn J. Gallego am Joint Research Centre in Ispra (Italien) und Dr. V. Tosi vom Istituto sperimentale per l'Assessment Forestale e per l'Alpicoltura in Villazzano (Italien) besuchen. Herr Gallego nahm sich die Zeit für ausführliche und offene Gespräche zum Thema „Area Frame Sampling“, einem wichtigen Aspekt des WEI-BWI-Projektes. Herr Tosi und einige seiner Mitarbeiter gaben uns einen Einblick in das italienische Waldinventurverfahren und damit weitere Erkenntnisse für unsere Forschungen.

An dieser Stelle gilt nun mein ganz besonderer Dank den beiden oft zitierten Kollegen Katja Oehmichen und André Iost. Die in ihren Projektteilen entstandenen Wald/Nichtwald-Karten bildeten die Grundlage einer ganzen Reihe weitergehender Untersuchungen und Stratifizierungen in der vorliegenden Arbeit. In unzähligen Gesprächen erörterten wir den Stand unserer Arbeiten und dessen Auswirkungen auf eine mögliche Anwendung eines mehrphasigen Inventurkonzeptes. Danke für eure Kritik, danke für euren Input bei der Auswertung der Fernerkundungsdaten und danke für eure Freundschaft über die Arbeit hinaus.

Hier anschließend müssen unbedingt Berndhard Kenter, Wolfgang Stümer, Konstantin Olschofsky, Raul Köhler, Aljoscha Requardt, Oliver Granke, Helge Ziese und Daniel Thiele erwähnt werden, die alle miteinander für ein Arbeitsklima verantwortlich sind, welches über die regelmäßigen Treffen an der Kaffeemaschine und im Keller weit hinaus seine Beispiele sucht.

Auch der Tharandter Rechenstation der TU Dresden, namentlich Frau Helmig und Herr Ulrich,

muss in diesem Rahmen gedankt werden. Sie haben während der Zeit in Tharandt, aber auch nach dem Wechsel an die Universität Hamburg, alles dafür getan, dass die Computertechnik stets und zuverlässig ihren Dienst tat und man die Weiten des WWW immer nutzen konnte.

Gern erinnere ich mich an die Kneipenbummel während meiner Aufenthalte in Zürich. Verantwortlich hierfür waren Stefan Leyk, Mario Gellrich, Lukas Mathys und Daniel Bierer von der WSL.

Der größte Dank geht an meine gesamte Familie, vor allem an meine Frau Sibylle, meine Tochter Clara und meinen Sohn Erwin. Wenn meine Anwesenheit zu Hause zu einer rein physischen Anwesenheit zu verkommen drohte, sorgten sie für Abwechslung und brachten mich wieder auf andere Gedanken. Danke für die moralische Unterstützung und danke für die Akzeptanz, dass ich viele Feierabend- und Wochenendstunden dieser Arbeit widmen konnte!

Zusammenfassung

Ziel dieser Arbeit war es zu prüfen, welche alternativen Inventurverfahren gegenüber dem heutigen Verfahren der Bundeswaldinventur unter dem Aspekt der Effizienzsteigerung, speziell durch die Integration von Fernerkundungssystemen, zur Verfügung stehen. Im Fokus befanden sich vor allem zwei- und mehrphasige Regressions- als auch prästratifizierte Stichprobenverfahren. Alternativ zu den genannten Verfahren wurde auch ein poststratifiziertes, einphasiges Inventurkonzept untersucht, welches auf die Erhebung von Zusatzinformationen in vorgeschalteten Inventurphasen verzichtet.

Sowohl design-basierte als auch modell-basierte Schätzer für die genannten Inventurverfahren zur Erfassung des Zustands zu einem Zeitpunkt, sowie der Veränderung über eine bestimmte Periode und deren Varianzschätzer wurden in Kapitel 2 präsentiert. Nach der Diskussion von Vor- und Nachteilen wurden die design-basierten Schätzer zur Hochrechnung von Zielgrößen angewandt.

Bedingung für eine verzerrungsfreie Schätzung der flächenbezogenen Mittelwerte ist eine möglichst fehlerfreie Kartierung der Waldfläche und der Waldstraten in der Fernerkundungsphase. Nimmt die Verzerrung der modell-abhängigen Waldflächenkartierung Werte von größer 2% an, kann der daraus resultierenden Root Mean Square Error für flächenbezogenen Mittelwerte in Abhängigkeit vom Waldanteil und der Inventurgebietsgröße schnell über den ursprünglichen Fehler des BWI-Verfahrens steigen.

Sollen zusätzlich auf Basis der verwendeten *Landsat*-Daten zu zwei Zeitpunkten auch Veränderungen in der Waldfläche kartiert werden, sind die kartierten Waldflächenveränderungen mit den hier verwendeten Wald/Nichtwaldkarten von IOST (2006) und OEHMICHEN (2007) und deren sehr guten Klassifizierungsgenauigkeiten trotzdem zu über 75% auf Fehlklassifizierungen zu einem oder zu beiden Zeitpunkten zurückzuführen. Dies ist zum einen durch die sehr geringe tatsächliche Waldflächenveränderung und zum anderen durch die nicht exakt aufeinander zu georeferenzierenden Satellitendaten beider Zeitpunkte bedingt.

Nicht nur die Waldfläche, sondern auch die Stratenflächen innerhalb des Waldes sind stark von dem jeweiligen Modell zur Stratifizierung abhängig. Die daraus resultierenden Stratenflächenanteile unterscheiden sich häufig von den Punktanteilen pro Stratum. Somit wurde zur Wichtung der Stratenanteile zu einem Gesamtschätzer die punkt-basierte und nicht die flächenbasierte Wichtung empfohlen, da dies zu betragsmäßig identischen Gesamtschätzern von Zielgrößen unabhängig von der verwendeten Stratifizierung führt.

In den Fernerkundungsphasen der untersuchten Inventurverfahren wurden Hilfsinformationen zum einen aus den weitaus billigeren aber auch räumlich gering aufgelösten *Landsat*-Daten, zum anderen aus den vergleichsweise teureren aber deutlich höher aufgelösten *QuickBird*-Daten zur Erstellung von Regressionen bzw. zur Stratifizierung gewonnen. Eine ausführliche Analyse der Grauwerte beider Satellitensysteme ergab nur schwache Zusammenhänge zwischen den Hilfsinformationen, gewonnen aus der Fernerkundung und den terrestrisch gemessenen BWI-Daten sowohl auf kontinuierlichen als auch auf ordinalen oder nominalen Skalen. Diese Tatsache wirkte sich gravierend bei der Erstellung von Regressionsbeziehungen zwischen Hilfsinformationen und terrestrischen Messungen aus. Die Bestimmtheitsmaße zur Beurteilung der Güte der Regressionsbeziehungen für einfache aber auch multinomiale lineare Modellansätze bewegten sich in vielen Fällen unter 0,2, oft auch weit unter 0,1. Die Höhe des Bestimmtheitsmaßes war oft streng negativ korreliert mit dem Anstieg von terrestrischen Referenzpunkten in den jeweiligen untersuchten Klassen. Auf Grund der wenig straffen Beziehungen zwischen Hilfs- und terrestrischer Information

wurden die Untersuchungen zur Verwendung von Regressionsstichprobenverfahren eingestellt.

Die multinomialen Modelle, als auch Diskriminanzfunktionen, konnten nutzbringend zur Klassifizierung und der damit einhergehenden Stratifizierung der Untersuchungsgebiete eingesetzt werden. Mit diesen Ansätzen wurden Klassifizierungsgenauigkeiten für drei und mehr Straten von größer 70 % erzielt. Verschiedene Schwellenwertverfahren (Quartilmethode) als auch differenzierte k NN-Ansätze konnten ebenfalls gewinnbringend zur Stratifizierung der Inventurgebiete angewandt werden.

Auf Basis dieser verschiedenen Stratifizierungen konnten die BWI-Daten anhand der präsentierten Schätzer unter einem nunmehr stratifizierten Stichprobenplan hochgerechnet werden. Die erzielten Genauigkeitssteigerungen gegenüber dem bisherigen, nur auf Basis der Verdichtungsgebiete stratifizierten BWI-Verfahren, sowohl für die Zustandsschätzer als auch für die Veränderungsschätzer, betragen für die Totalwerte mindestens 30 %, für die flächenbezogenen Schätzer bis über 50 %. Ein mitunter noch deutlich höheres Potential zur Senkung des Stichprobenfehlers auf Basis eines stratifizierten Stichprobenplanes lieferte das Verfahren der Poststratifizierung, wenn nach der betrachteten Zielgröße selbst oder nach einer mit ihr eng korrelierten Zielgröße stratifiziert wurde. So kann allein durch die Integration eines stratifizierten Stichprobenplanes bei identischen terrestrischen Kosten und eventuellen Mehrkosten aus der Fernerkundungsphase von maximal 1 Mio € die Genauigkeit der BWI deutlich gesteigert werden. Das Verfahren der Poststratifizierung ist demnach bei vergleichbarer Genauigkeit gegenüber einem prästratifizierten Ansatz um etwa 1 Mio € kostengünstiger, da es auf eine zusätzliche Fernerkundungsphase verzichtet. Die Integration einer Fernerkundungsphase bietet jedoch gleichzeitig den Vorteil zur Erstellung von Kartenwerken.

Ist es dagegen gewünscht, mit Hilfe eines stratifizierten Stichprobenplanes die Kosten unter Wahrung der bisherigen BWI-Genauigkeit zu senken, kann auf Grund des Effizienzgewinnes durch die Stratifizierung das bisherige terrestrische Stichprobennetz, bestehend aus quadratischen Trakten, um 50 % ausgedünnt werden. Verifiziert wurden diese Ergebnisse auf Basis des Modelles der „antizipierten Varianz“ mit der Quotientenmethode und durch ein Bootstrapping-Verfahren (Kapitel 10).

Mit Hilfe des Optimierungstools der „antizipierten Varianz“ wurden noch weitere Traktdesigns mit weniger Traktecken pro Trakt, bis hin zur einfachen Punktstichprobe hinsichtlich ihrer Effizienz untersucht. Folgende Ergebnisse können formuliert werden:

- Je weniger Punkte pro Trakt erhoben werden, desto effizienter ist das Stichprobendesign unter den in Deutschland vorzufindenden Geländeverhältnissen und den damit verbundenen Zeiten zur Aufnahme der terrestrischen Probepunkte.
- Ist es das Ziel, die BWI-Genauigkeit mit einem stratifizierten Stichprobenplan zwischen 30 und 50 % zu steigern, können durch die Umstellung von dem bisherigen unstratifizierten quadratischen Traktdesign auf ein stratifiziertes einfaches Punktdesign gleichzeitig die Kosten für die terrestrischen Erhebungen um 60 % gesenkt werden.
- Sollen dagegen die Kosten mit Hilfe eines stratifizierten Stichprobenplanes unter Wahrung der bisherigen BWI-Genauigkeit gesenkt werden und erfolgt gleichzeitig die Umstellung von dem bisherigen unstratifizierten quadratischen Traktdesign auf ein stratifiziertes einfaches Punktdesign, so reduzieren sich die terrestrischen Inventurkosten um bis zu 80 %.

Für eine folgende Bundeswaldinventur ist somit eine einfache Punktstichprobe unter einem prä- oder poststratifizierten Stichprobenplan zu empfehlen. Zu entscheiden ist demnach, welches Szenario, maximale Kostensenkung bei gleicher Genauigkeit durch Umstellung auf eine einfache Punktstichprobe oder maximale Genauigkeitssteigerung unter gleichzeitiger Kostenreduzierung durch Umstellung auf eine einfache Punktstichprobe, gewählt wird.

Summary

The intention of this thesis was to evaluate alternative inventory schemes in comparison to the present German national forestry inventory (NFI) system — a one-phase, unstratified, systematic sampling plan with square clusters as smallest sampling unit. Particular emphasis was placed on an increased efficiency by enhancing the NFI system with an integrated remote sensing phase. Remote sensing provides a basis to collect auxiliary data used for two- or multiphase sampling techniques, e. g. stratified sampling or regression sampling techniques. Furthermore, a one-phase, poststratified inventory concept without the additional use of auxiliary data was analysed.

In chapter 2 both design-based and model-based estimators were presented for the abovementioned sampling techniques to estimate the current state and changes in time. After the discussion of their advantages and disadvantages the design-based estimators were applied for upscaling procedures.

A basic requirement for unbiased estimations of means per hectare is a nearly error-free forest/non forest classification of the remote sensing data. If the bias of the model-dependent forest/non forest classification from satellite images is greater than 2%, the resulting root mean square error for means per hectare can rapidly increase above the original sampling error of the current one-phase German NFI methodology. The increase depends on the extent of the inventory area and the percentage of forest.

Detecting changes of the forest area by means of intersection of *Landsat*-based forest/non-forest maps from two points in time is an error-prone procedure. Despite the high classification accuracies of the maps from IOST (2006) and OEHMICHEN (2007) using *logistic regression models* in the former and *threshold models* in the latter case change-detections arise from ill-classified pixels in one of the two maps more than 75% of the time. This is partially due to the minute amount of overall change of forest areas in Germany. Another reason is the imperfect geospatial match of the maps from both dates.

Not only the estimated forest area itself, but also the areas of different strata in the forest area depend heavily on the selected model of stratification. The resulting fractions of strata areas often differ from the sampling fraction in these strata. So the point weighting approach was used to achieve identical estimates from the upscaling procedures, independent from the stratification model and to achieve consistent estimates, which are comparable to the NFI.

For regression and stratification purposes auxiliary data was sampled in the remote sensing phases of the analysed sampling techniques using cheaper and lower resolved *Landsat*-data as well as more expensive high-resolution *QuickBird*-data. A detailed analysis of the digital numbers from both satellite systems shows only a poor correlation between auxiliary data from the remote sensing phase and terrestrially surveyed NFI data. This circumstance leads to small coefficients of determination r^2 for both simple and multi-nominal linear regression approaches. In most cases the value of r^2 was as low as 0,2, often even below 0,1. In the majority of cases the value of the coefficient of determination was strongly negatively correlated with an increase of sampling points in the analysed classes. Because of the very loose relationships between auxiliary data and ground truth the research of the feasibility of regression sampling techniques was not continued.

The multi-nominal models linked with threshold algorithms, but also discriminant functions were useful for imagery classification approaches which leads to a stratification of the test sites. With those approaches an overall accuracy of 70% could be achieved for stratifying the test sites in non forest and three or more strata inside the forest class. Additionally good results were achieved

with k NN approaches to separate different strata within the forest class.

So a lot of different stratifications — based on diverse nominal, ordinal and metrical parameters with different classification procedures — could be used to scale up the german NFI data in pre-stratified approaches. The resulting accuracy increased for both the state estimates and the change in time estimates up to 30 % for the total and up to 50 % for the estimations per hectar. Poststratified approaches could lead to higher accuracy increases, especially if the parameters, which are upscaled, or a highly correlated parameter is used for stratification.

Consequently, using the same sampling intensity (with the same costs) of the current german NFI plus potential extra costs for a remote sensing phase of the magnitude of 1 Mio € maximum, the introduction of a stratified sampling plan drastically enhances the accuracy of the estimates.

If, on the other hand, the intention is to maintain the present accuracy of the german NFI, it is possible to reduce the terrestrial costs with the introduction of a stratified sampling plan. The present amount of square clusters in an unstratified sampling plan could be reduced to 50 % using a stratified sampling scheme with square clusters as the smallest sampling units. These findings were verified by bootstrapping and a method based on interaction of sampling variance and an increasing amount of sampling points.

Furthermore, the tool of the *anticipated variance* was used to evaluate other stratified cluster sampling schemes with a decreasing amount of sampling points per cluster culminating in simple random sampling with the following results:

- The smaller the cluster size, the higher is the efficiency of a sampling design under the terrestrial conditions in Germany and their correlated times to survey the sampling points.
- If the intention is to increase the NFI accuracy up to 30 to 50 %, the terrestrial survey costs could be reduced by 60 %, if the present unstratified cluster sampling plan would be exchanged by a stratified simple random sampling plan.
- If the accuracy of the present unstratified cluster sampling design suffices, the shift to a stratified simple random sampling design could reduce the amount of terrestrial survey costs by 80 %.

For following NFI surveys in Germany a simple random point sampling under a pre- or post-stratified sampling design is recommended. The decision for one of the two possibilities determines the sampling design to be used: Maximum reduction of terrestrial survey costs under a stratified sampling plan with simple random sampling in the terrestrial phase by identical accuracy, or maximum accuracy using simple random sampling under an stratified sampling scheme by simultaneous reduction of terrestrial survey costs.

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	1
1.1	Techniken der Stichprobenauswahl	2
1.1.1	Punktauswahlverfahren	2
1.1.2	Baumauswahlverfahren	3
1.1.2.1	Auswahl proportional zur Größe (PPS)	3
1.1.2.2	Auswahl proportional zu Klassen (PPC)	4
1.1.2.3	Auswahl proportional zur Schätzung der Größe (PPP)	4
1.1.2.4	Mehrstufige Auswahlverfahren	4
1.2	Die lokale Dichte	4
1.3	Die Bundeswaldinventur (BWI)	5
2	Inventurverfahren	7
2.1	Mehrphasige Inventurkonzepte	7
2.1.1	Model der antizipierten Varianz	8
2.1.2	Zweiphasige prä-stratifizierte Stichprobe	9
2.1.2.1	Schätzung von Mittelwerten durch SRS im Gesamtgebiet	9
2.1.2.2	Schätzung von Mittelwerten durch CS im Gesamtgebiet	10
2.1.3	Zweiphasige Stichprobe zur Stratifizierung	11
2.1.4	Mehrphasige prä-stratifizierte Stichproben	12
2.1.5	Einphasige post-stratifizierte Stichprobe	12
2.1.6	Fehlklassifikationen bei der Stratifizierung	13
2.1.7	Zweiphasige Stichprobe mit Regressionsschätzern	14
2.1.7.1	Schätzung von Mittelwerten mit Regressionsschätzern durch SRS im Gesamtgebiet	14
2.1.7.2	Schätzung von Mittelwerten mit Regressionsschätzern durch CS im Gesamtgebiet	15
2.1.8	Mehrphasige Stichprobe zur Stratifizierung mit Regressionsschätzern	16
2.1.9	Anteils- und Flächenschätzungen	16
2.1.10	Schätzer für Totalwerte	17
2.1.11	Ratioschätzer	17
2.1.12	Schätzungen für Nominal- und Ordinaldaten	18
2.2	Kleingebietsschätzungen bei Großrauminventuren	19
2.2.1	Area Frame Sampling	19
2.2.2	Regressionsschätzverfahren für Kleingebietsschätzungen	20
2.3	Stichprobenverfahren für Folgeinventuren	21
2.3.1	Continuous Forest Inventory (CFI)	21
2.3.2	Sampling with Partial Replacement (SPR)	22
2.3.3	Vereinfachtes SPR-Verfahren (sSPR)	26

3	Untersuchungsgebiete und Datengrundlage	29
3.1	Testgebiete und BWI-Daten	29
3.1.1	Testgebiet 1: Westliches Mittelgebirge	31
3.1.2	Testgebiet 2: Nordostdeutsches Tiefland	31
3.1.3	Testgebiet 3: Östliches Mittelgebirge	32
3.1.4	Testgebiet 4: Alpen	32
3.1.5	Testgebiet 5: Pfälzerwald	32
3.2	Luftbilder, Topographische Karten und Digitale Geländemodelle	33
3.3	Satellitendaten	33
3.4	Vegetationsindizes	35
3.5	Waldmasken	37
3.5.1	Wald/Nichtwald-Entscheid mittels Logistischer Regression	37
3.5.2	Wald/Nichtwald-Entscheid mittels Schwellenwertverfahren	38
3.5.3	k NN-Karten	38
3.5.4	Klassifizierungsgenauigkeit	39
4	Die Waldfläche und deren Veränderung	43
4.1	Schätzung der Waldfläche	43
4.2	Korrektur der Waldmasken-Waldfläche durch Area Frame Double Sampling	45
4.3	Traktvorklärung mit Fernerkundungsdaten	47
4.3.1	Differenzierte Traktvorklärung mit <i>Landsat</i> -Daten	47
4.3.2	Traktvorklärung mit räumlich hochaufgelösten Fernerkundungsdaten	48
4.4	Schätzung von Flächenveränderungen durch Fernerkundung	49
5	Grauwertanalyse der Fernerkundungsdaten	53
5.1	Grauwertanalyse der <i>Landsat</i> -Daten	53
5.1.1	Trennung von Baumarten	53
5.1.2	Trennung von Baumarten und Altersklassen	55
5.1.3	Trennung von Baumarten und Altersklassen nach Höhenstufen	55
5.1.4	Zusammenfassung der Grauwertanalyse für <i>Landsat</i> -Daten	55
5.2	Grauwertanalyse der <i>QuickBird</i> -Daten	58
6	Eignung von Fernerkundungsdaten für Regressionsschätzverfahren	61
6.1	Eignung von Regressionsschätzverfahren unter Nutzung von <i>Landsat</i> -Daten	61
6.1.1	Einfache lineare Regression mittels Zentralpixel- und 9-Pixel-Methode	61
6.1.2	Multinomiale lineare Regression mittels Zentralpixel-Methode	62
6.1.3	Multinomiale lineare Regression mittels variabler Zentralpixel-Methode	63
6.2	Eignung von Regressionsschätzverfahren unter Nutzung von <i>QuickBird</i> -Daten	64
6.3	Zusammenfassung der regressionsanalytischen Betrachtungen	65

7	Eignung von Fernerkundungsdaten für stratifizierte Schätzverfahren	67
7.1	Eignung von Schätzverfahren zur Stratifizierung unter Nutzung von <i>Landsat</i> -Daten	67
7.1.1	Klassifizierung von Laub-, Misch- und Nadelwald über Grauwert-Quantile	67
7.1.2	Klassifizierung von Laub-, Misch- und Nadelwald mittels Diskriminanzanalyse	69
7.1.3	Klassifizierung der Regressionsergebnisse basierend auf den 7-Kanal-Modellen	70
7.1.4	Klassifizierung nach dem <i>k</i> NN-Ansatz	71
7.1.5	Verwendete Stratifizierungen	71
7.2	Schätzung von Zustandswerten durch Stratifizierung der Fernerkundungsdaten	73
7.2.1	Schätzung von Gesamtwerten durch Stratifizierung mittels Punktgewichtung	74
7.2.2	Schätzung von Gesamtwerten durch Stratifizierung mittels Flächengewichtung	76
7.2.3	Zustandswerte bezogen auf die Waldfläche	78
8	Schätzung von Veränderungen	83
8.1	CFI, SPR und sSPR unter einem einphasigen, unstratifizierten Stichprobendesign	83
8.2	sSPR unter einem zweiphasigen prästratifizierten Stichprobendesign	85
9	Kosten	87
9.1	Kostenfunktion	87
9.2	Kosten- und Zeitdaten der Fernerkundungsphase	88
9.3	Kosten- und Zeitdaten der terrestrischen Aufnahmen	90
9.3.1	Planungskosten (t_p)	90
9.3.2	Aufnahmekosten einer Traktecke im Wald (t_{te})	91
9.3.3	Transportkosten auf den Traktlinien zum Einmessen der Traktecken (t_{in})	91
9.3.4	Transportkosten zwischen zwei Trakten (t_{zw})	92
9.3.5	Zeit bezogen auf eine Traktecke	92
10	Optimierung	93
10.1	Inventurdesign-Optimierung unter dem Modell der <i>antizipierten Varianz</i>	95
10.1.1	Populations- (δ_l^2) und Samplingstratenvarianzkomponente (Δ)	96
10.1.2	Effizienzverlustfaktor der nicht exakten PPS-Auswahl (γ_π)	99
10.1.3	Bestimmung der optimalen Anzahl Probeflächen	100
10.1.4	Ergebnisse der Designoptimierung unter dem Modell der <i>antizipierten Varianz</i>	101
10.1.4.1	Interpretation der Ergebnisse zum Szenario I	101
10.1.4.2	Interpretation der Ergebnisse zum Szenario II	103
10.2	Inventurdesign-Optimierung für <i>QTD</i> nach der Quotientenmethode	104
10.3	<i>Antizipierte Varianz</i> versus Quotientenmethode	107
10.4	Inventurdesign-Optimierung durch <i>Bootstrapping</i>	108
10.5	Minimal erwartete Kosten unter dem Modell der <i>antizipierten Varianz</i>	111
10.5.1	Bestimmung der minimal erwarteten Kosten	111
10.5.2	Ergebnisse der Kostenoptimierung unter dem Modell der <i>antizipierten Varianz</i>	112
10.6	Kosten-analytische Sensitivitätsstudie	114

Inhaltsverzeichnis

11 Diskussion	117
12 Ausblick	125
A Abbildungen	135
B Tabellen	157

Tabellenverzeichnis

2.1	Überblick zu inventurrelevanten Attributen, erhoben in Fernerkundungs- und alternativen Informationsquellen	7
3.1	Testgebietsflächen und daraus abgeleitete Kosten der Fernerkundungsdaten	29
3.2	Anzahl von (Wald-)Trakten und (Wald-)Trakteckpunkten zum ersten und zweiten BWI-Zeitpunkt	31
3.3	Verwendete <i>Landsat</i> -Satellitenszenen	34
3.4	Kanalbelegung der <i>Landsat7-TM</i> -Szenen	37
3.5	Übersicht zu den genutzten Waldmasken	39
3.6	Erzielte Genauigkeiten der Waldmasken	40
4.1	Waldflächen aus BWI und FE	43
4.2	Abweichung der FE-Waldflächen von den BWI-Waldflächen	44
4.3	Ursachen der korrekten oder falschen Kartierung von Flächenveränderungen	50
4.4	Wahrscheinlichkeiten der korrekten oder falschen Kartierung von Flächenveränderungen am Bsp. des TG 5	51
6.1	Koeffizienten der 7-Kanal-Modelle für das mittlere Alter	64
6.2	Bestimmtheitsmaße der 8-Kanal-Modelle für Buchenplots	65
7.1	Unteres Laubholz- und oberes Nadelholzquartil	68
7.2	Koeffizienten der Diskriminanzfunktionen	71
7.3	Ergebnisse der Kreuzvalidierung zur Diskriminanzanalyse nach Bestockungstyp . .	72
7.4	BWI I-Ergebnisse Total in den Testgebieten	73
7.5	BWI II-Ergebnisse Total in den Testgebieten	73
7.6	Vergleich von punkt- und flächengewichteten Mittelwerten im Gesamtgebiet	78
7.7	BWI I Ergebnisse pro Hektar in den Testgebieten	79
7.8	BWI II Ergebnisse pro Hektar in den Testgebieten	79
8.1	Veränderungen und deren Stichprobenfehler nach der CFI-Methode	83
8.2	Veränderungen und deren Stichprobenfehler nach der sSPR-Methode	86
9.1	Projektspezifischer Zeitbedarf zur Auswertung der Fernerkundungsquellen pro Satellitenszene getrennt nach dem Erstellungsverfahren	89
9.2	Zeit- und Kostenbedarf zur Erhebung der terrestrischen Daten	90
10.1	Interstratenvarianzkomponente (β_b^2) für verschiedene ZG	97
10.2	Varianz-Inflationsfaktor durch Traktsampling ($1 + \theta_b$) gegenüber SRS für verschiedene ZG unter <i>QTD</i>	98
10.3	Varianz-Inflationsfaktor durch Traktsampling ($1 + \theta_b$) gegenüber SRS für verschiedene ZG unter <i>LTD</i> und <i>DTD</i>	99
10.4	Effizienzverlustfaktor der nicht exakten PPS-Auswahl (γ_π) für verschiedene ZG . .	100
10.5	n_{opt} für Vfm i.R. unter <i>av</i> , Szenario I für (<i>QTD</i>) und <i>SRS</i>	102

Tabellenverzeichnis

10.6	n_{opt} für Vfm i.R. unter av , Szenario II für (QTD) und SRS	104
10.7	n_{opt} für Vfm i.R. unter av , Szenario II pro BL und TG für LTD und DTD	106
10.8	n_{opt} für Vfm i.R. nach der <i>Quotientenmethode</i> , Szenario I pro BL und TG (QTD)	107
10.9	n_{opt} für Vfm i.R. nach der <i>Quotientenmethode</i> , Szenario II pro BL und TG (QTD)	107
10.10	mec für das Vorratstotal in Vfm i.R. unter dem Modell der av pro BL und TG	112
10.11	mec für Vfm i.R. unter dem Modell der av pro BL und TG (LTD , DTD)	113
B.1	Flächen der in den Testgebieten erfassten Wuchsgebiete	157
B.2	Flächen der in den Testgebieten erfassten Bundesländer	158
B.3	Flächen der in den Testgebieten erfassten Wuchsgebiete pro Bundesland	158
B.4	Koeffizienten der 7-Kanal-Modelle für das Alter, den Bhd und die G/ha	159
B.5	Koeffizienten der 7-Kanal-Modelle für n/ha und Efm/ha	160
B.6	Koeffizienten der weiteren Diskriminanzfunktionen	161
B.7	Differenz aus unterem Laubholz- und oberem Nadelholzquartil	162
B.8	n_{opt} für das mittlere Alter unter av über alle TG (QTD)	163
B.9	n_{opt} für das mittlere Alter unter av pro BL und TG (QTD)	163
B.10	n_{opt} für das mittlere Alter unter av pro BL und TG (SRS)	164
B.11	n_{opt} für das mittlere Alter nach der <i>Quotientenmethode</i> pro BL und TG (QTD)	164
B.12	n_{opt} für den mittleren Durchmesser unter av über alle TG (QTD)	165
B.13	n_{opt} für den mittleren Durchmesser unter av pro BL und TG (QTD)	165
B.14	n_{opt} für den mittleren Durchmesser unter av pro BL und TG (SRS)	166
B.15	n_{opt} für den mittleren Durchmesser nach der <i>Quotientenmethode</i> pro BL und TG (QTD)	166
B.16	n_{opt} für das Erntevolumen in Efm o.R. unter av über alle TG (QTD)	167
B.17	n_{opt} für das Erntevolumen in Efm o.R. unter av pro BL und TG (QTD)	167
B.18	n_{opt} für das Erntevolumen in Efm o.R. unter av pro BL und TG (SRS)	168
B.19	n_{opt} für das Erntevolumen in Efm o.R. nach der <i>Quotientenmethode</i> pro BL und TG (QTD)	168
B.20	n_{opt} für die mittlere Grundfläche pro ha unter av über alle TG (QTD)	169
B.21	n_{opt} für die mittlere Grundfläche pro ha unter av pro BL und TG (QTD)	169
B.22	n_{opt} für die mittlere Grundfläche pro ha unter av pro BL und TG (SRS)	170
B.23	n_{opt} für die mittlere Grundfläche pro ha nach der <i>Quotientenmethode</i> pro BL und TG (QTD)	170
B.24	n_{opt} für die mittlere Höhe pro ha unter av über alle TG (QTD)	171
B.25	n_{opt} für die mittlere Höhe pro ha unter av pro BL und TG (QTD)	171
B.26	n_{opt} für die mittlere Höhe pro ha unter av pro BL und TG (SRS)	172
B.27	n_{opt} für die mittlere Höhe pro ha nach der <i>Quotientenmethode</i> pro BL und TG (QTD)	172
B.28	n_{opt} für die mittlere Stammzahl pro ha unter av über alle TG (QTD)	173
B.29	n_{opt} für die mittlere Stammzahl pro ha unter av pro BL und TG (QTD)	173
B.30	n_{opt} für die mittlere Stammzahl pro ha unter av pro BL und TG (SRS)	174
B.31	n_{opt} für die mittlere Stammzahl pro ha nach der <i>Quotientenmethode</i> pro BL und TG (QTD)	174
B.32	mec für das mittlere Alter unter av pro BL und TG	175
B.33	mec für den mittleren Durchmesser unter av pro BL und TG	176
B.34	mec für das Erntevolumen in Efm o.R. unter av pro BL und TG	177
B.35	mec für die mittlere Grundfläche pro ha unter av pro BL und TG	178
B.36	mec für die mittlere Höhe pro ha unter av pro BL und TG	179
B.37	mec für die mittlere Stammzahl pro ha unter av pro BL und TG	180
B.38	n_{opt} und mec für Vfm i.R. unter dem Modell der av pro BL und TG (LTD , DTD)	181

Abbildungsverzeichnis

1.1	Traktaufbau	6
2.1	Mögliche statistische Auswertungen auf verschiedenen Skalenniveaus	19
2.2	Area Frame Sampling	20
3.1	Testgebiete des WEI-BWI-Projektes	30
3.2	Spektrale Unterschiede der Ost- und West- <i>Landsat7</i> -Szene des TG 2	34
3.3	Vergleich der räumlichen Auflösung zwischen <i>QuickBird</i> - und <i>Landsat7</i> -Daten	35
3.4	Rückstrahlungsintensität von Pflanzen im roten und nahen infraroten Bereich	35
3.5	LR-, SWV- und <i>k</i> NN-Waldmasken-Ausschnitte	42
4.1	Waldentscheid zwischen Luftbild und TK25	45
4.2	Korrektur der Waldfläche durch AFS	47
4.3	Entwicklung von Varianz und Stichprobenfehler für den Waldanteil in Abhängigkeit von n	49
4.4	Entwicklung des Stichprobenfehlers für den Bestockungstyp-Anteil in Abhängigkeit von n	49
5.1	Baumartenklassen-Boxplots für den Grauwertbereich von Reinbeständen	54
5.2	Altersklassen-Boxplots für den Grauwert-Wertebereich von Reinbeständen	56
5.3	Fichte-Altersklassen-Höhenstufen-Boxplots von Reinbeständen	56
5.4	Kiefern- und Buchen-Volumensklassen-Höhenstufen-Boxplots von Reinbeständen	57
5.5	Boxplots der <i>QuickBird</i> -Grauwerte für einzelne Traktecken	59
5.6	Mittelwerte der <i>QuickBird</i> -Grauwerte auf den Plots	60
5.7	Standardabweichung der <i>QuickBird</i> -Grauwerte auf den Plots	60
6.1	Regression von Volumen in Rinde auf den NDVI im TG 2, Szene Ost	62
6.2	Regression, getrennt nach Bestockungstyp, Höhenstufen und Exposition	63
7.1	Lagemaße der Klassen Laub- und Nadelwald zur Stratentrennung in Szene TG 3 Nord, Zentralpixelmethode	68
7.2	Lagemaße der Klassen Laub- und Nadelwald zur Stratentrennung in Szene TG 1 Nord, 9-Pixel-Methode	69
7.3	Kombination von <i>Landsat</i> -K5/DD zur Stratentrennung der Klassen Laub- und Nadelwald in TG 1 und TG 5	70
7.4	Kombination von <i>Landsat</i> -K5/DD/NDVI zur Trennung der Klassen Laub- und Nadelwald im TG 2	70
7.5	Durch verschiedene Stratifizierungsansätze erreichte prozentuale Reduktion des Stichprobenfehlers gegenüber der unstratifizierten Hochrechnung	75
7.6	Gegenüberstellung des Stichprobenfehlers basierend auf verschiedenen Stratifizierungen bei steigender Stichprobenzahl	77
7.7	Einfluss einer verzerrten Waldflächenschätzung auf flächenbezogene Ratios bei verschiedenen Annahmen zum Bias	80

7.8	Einfluss einer verzerrten Waldflächenschätzung auf flächenbezogene Ratios bei verschiedenen Waldanteilen	80
7.9	RMSE für die mittlere Stammzahl und das Volumen pro Hektar im Wald	81
8.1	Entwicklung des Mittelwertes und des Stichprobenfehlers bei SPR in Abhängigkeit vom Anteil verbundener Stichproben	84
10.1	Entwicklung von n_{opt} unter Szenario II in Abhängigkeit des Traktdesigns für Vfm i.R.	105
10.2	Unterschiedlicher Optimierungsverlauf zwischen dem <i>av</i> -Modell und der Quotientenmethode	109
10.3	Schätzung des optimalen Anteils verbleibender Stichproben durch Bootstrapping .	110
10.4	Entwicklung des optimalen Anteils verbleibender Stichproben durch Bootstrapping in Abhängigkeit von der ursprünglichen Anzahl Proben pro TG	111
10.5	Entwicklung der Gesamtinventurkosten bei variablen Plotkosten gegenüber den Inventurkosten der BWI	115
10.6	Abhängigkeit der Gesamtinventurkosten gegenüber unterschiedlichen Kosten in der FE-Phase und pro Plot	116
A.1	Histogramm aller 8-Bit-Werte versus BWI-8-Bit-Werten	136
A.2	Grauwert-Boxplots für verschiedene Baumarten im TG 1, Szene Nord	137
A.3	Grauwert-Boxplots für verschiedene Baumarten im TG 1, Szene Süd	138
A.4	Grauwert-Boxplots für verschiedene Baumarten im TG 3, Szene Süd	139
A.5	Grauwert-Boxplots für verschiedene Baumarten im TG 4, Szene Ost	140
A.6	Mittelwerte der <i>QuickBird</i> -Grauwerte getrennt nach Bestockungstyp	141
A.7	Standardabweichung der <i>QuickBird</i> -Grauwerte getrennt nach Bestockungstyp . . .	142
A.8	Mittelwerte der <i>QuickBird</i> -Grauwerte getrennt nach Reinbeständen und Exposition	143
A.9	Regressionen für verschiedene Zielgrößen in Abhängigkeit von verschiedenen <i>LS</i> -Kanälen	144
A.10	Regressionsbeziehungen zwischen den 8-Kanal- <i>QuickBird</i> -Grauwerten und dem Alter getrennt nach Mischungsart	145
A.11	Lagemaße der Klassen Laub- und Nadelwald zur Stratentrennung mittels Zentralpixelmethode in den Testgebieten 1 und 2	146
A.12	Lagemaße der Klassen Laub- und Nadelwald zur Stratentrennung mittels Zentralpixelmethode in den Testgebieten 4 und 5	147
A.13	Lagemaße der Klassen Laub- und Nadelwald zur Stratentrennung, Kombination K5/DD: TG 4 und Kombination K4/NDVI: TG 1, 2, 3, 4, 5	148
A.14	Korrektur der Waldfläche durch AFS in Abhängigkeit von der Anzahl installierter Segmente	149
A.15	Varianzsenkungspotential verschiedener Stratifizierungsansätze in NRW (TG 1) . .	151
A.16	Varianzsenkungspotential verschiedener Stratifizierungsansätze in MV (TG 2) . . .	152
A.17	Varianzsenkungspotential verschiedener Stratifizierungsansätze in SN (TG 3) . . .	153
A.18	Varianzsenkungspotential verschiedener Stratifizierungsansätze in BY (TG 4) . . .	154
A.19	Varianzsenkungspotential verschiedener Stratifizierungsansätze in RP (TG 5) . . .	155
A.20	RMSE für verschiedene Zielgrößen pro Hektar im Wald	156

Abkürzungen und Nomenklatur

Abkürzungen

AFS	Area Frame Sampling
ARVI	Atmospheric Resistant Vegetation Index
AUR	Asymptotisch unverzerrte Regressionsschätzer
BB	Brandenburg
Bhd	Brusthöhendurchmesser
BL	Bundesländer
BSI	Bare Soil Index
BY	Bayern
BWI	Bundeswaldinventur
CFI	Continuous Forest Inventory
CLC	Corine Landcover
CS	Cluster Sampling
DGM / DGM 25	Digitales Geländemodell / mit einer räumlichen Auflösung von 25 m
DLR	Deutsches Zentrum für Luft- und Raumfahrt
DD / DDVI	Difference Difference Vegetation Index
DTD123	rechtwinkliges Traktdesign mit drei, jeweils 150 m entfernten Traktecken
Efm/ha o.R.	Erntefestmeter pro Hektar ohne Rinde
ERR_ k NN	k NN-Karte, entstanden durch Verknüpfung der Satelliten-Daten und der 4 km x 4 km BWI-Daten (ohne Berücksichtigung der Daten von Verdichtungsnetzen)
GDR	Gedämpfte Regressionsschätzer
GIS / GI-System	Geographisches Informationssystem
GPS	Global Positioning System
FE	Fernerkundung
FGIS	Forstliches Geographisches Informationssystem
HE	Hessen
ICC	Intra-Class-Correlation-Coefficient
IPVI	Infrared Percentage Vegetation Index
k NN	k -nächsten-Nachbarn, k -nearest-neighbour
LR / LRV	Logistische Regression, Logistisches Regressionsverfahren
LS	<i>Landsat</i> -Satellitensystem
LTD12	linienförmiges Traktdesign mit zwei, jeweils 150 m entfernten Traktecken
LTD13	linienförmiges Traktdesign mit zwei, jeweils 212,13 m entfernten Traktecken
MSE / RMSE	Mean Square Error / Root Mean Square Error
MV	Mecklenburg-Vorpommern
NDVI	Normalized Difference Vegetation Index
NRW	Nordrhein-Westfalen

PPC	Probability proportional to class
PPP	Probability proportional to prediction
PPS	Probability proportional to size
QTD	quadratförmiges Traktdesign mit vier, jeweils 150 m entfernten Traktecken
RP	Rheinland-Pfalz
SAVI	Soil Adjusted Vegetation Index
SN	Sachsen
SPR	Sampling with Partial Replacement
SRS	Simple Random Sampling
sSPR	simplified Sampling with Partial Replacement
SWV	Schwellenwertverfahren
TG	Testgebiet
TK / TK 25	Topographische Karte, im Maßstab 1 : 25.000
Vfm/ha i.R.	Vorratsfestmeter pro Hektar in Rinde
WG	Wuchsgebiet
WTE	Waldtraktecke
WZP	Winkelzählprobe nach Bitterlich

Nomenklatur

Stichprobenparameter

$F, \lambda(F)$	Untersuchungsgebiet F mit der Fläche $\lambda(F)$
$1, \dots, i, \dots, N$	Bezeichnung der Bäume in F (Grundgesamtheit)
$\lambda(A_i)$	Aufnahmefläche des i -ten Baumes
$\pi_i = \frac{\lambda(A_i)}{\lambda(F)} = \frac{\lambda(A_i)}{\lambda(U)}$	Aufnahmewahrscheinlichkeit des i -ten Baumes
I_i	Indikatorvariable: $I_i(p) = 1$, falls sich das Individuum innerhalb des Probekreises mit der Aufnahmefläche A_i um den Punkt p befindet; $I_i(p) = 0$, wenn das Individuum außerhalb des Probekreises liegt
X_i, Y_i, Z_i	Zielgröße des i -ten Baumes zum Aufnahmezeitpunkt 1, 2 oder 3
$1, \dots, j, \dots, n$	Bezeichnung der n Probepunkte einer Stichprobe
$1, \dots, j_{fe}, \dots, n_{fe}$	Bezeichnung der n Probepunkte einer Stichprobe in der Fernerkundungsphase
$1, \dots, j_{te}, \dots, n_{te}$	Bezeichnung der n Probepunkte einer Stichprobe in der terrestrisch erhobenen Phase
X_j, Y_j, Z_j	lokale Dichte einer Zielgröße am Punkt j zum Aufnahmezeitpunkt 1, 2 oder 3
X'_j, Y'_j, Z'_j	lokale Ausprägung der Hilfsvariablen am Punkt j zum Aufnahmezeitpunkt 1, 2 oder 3
$X'_{tj}, Y'_{tj}, Z'_{tj}$	lokale Ausprägung der Hilfsvariablen am Punkt j zum Aufnahmezeitpunkt 1, 2 oder 3, an dem auch eine terrestrische Information vorliegt
$1, \dots, c, \dots, C$	Anzahl zufällig ausgewählter Traktinitialpunkte, aus denen durch hinzufügen der m Traktvektoren die vollständige Traktgeometrie entsteht
$1, \dots, m, \dots, M$	Bezeichnung der m Vektoren, welche die Geometrie eines Traktes beschreiben
M_c	Anzahl Proben eines Traktes, die in F liegen (Traktgröße)
I_F	Indikatorvariable: $I_F = 1$, falls j in F liegt, $I_F = 0$, wenn j außerhalb liegt
\hat{p}	geschätzter Anteil der j Punkte mit $I_F = 1$, im Bezug auf alle Punkte j mit $I_F = 1$ oder $I_F = 0$

X, \hat{X}	wahre und geschätzte mittlere räumliche Dichte der Zielgröße in F zum Zeitpunkt 1
Y, \hat{Y}	wahre und geschätzte mittlere räumliche Dichte der Zielgröße in F zum Zeitpunkt 2
Z, \hat{Z}	wahre und geschätzte mittlere räumliche Dichte der Zielgröße in F zum Zeitpunkt 3
1, ..., k, ..., K	Bezeichnung der k Subpopulationen (z. B.: Durchmesserklassen), wobei angenommen wird: $\sum_{k=1}^K N_k = N$
1, ..., l, ..., L	Bezeichnung der l Populationsstraten in F, wobei $\sum_{l=1}^L \lambda(F_l) = \lambda(F)$ vorausgesetzt wird, z. B. Bestockungstypen oder Entwicklungsstufen
1, ..., b, ..., B	Bezeichnung der b Samplingstraten in F, wobei $\sum_{d=1}^D \lambda(F_d) = \lambda(F)$ vorausgesetzt wird, z. B. Bundesländer oder Wuchsgebiete
sn(j)	Anzahl Bäume in der Stichprobe am Punkt p, sn=mittlere Anzahl Bäume in A_i bei Festkreisproben
$s\langle \rangle$	Varianz des in Klammern stehenden Stichprobenwertes
$v\langle \rangle, av\langle \rangle$	geschätzte Varianz und antizipierte Varianz des in Klammern stehenden geschätzten Stichprobenmittelwertes
$E\langle \rangle$	Erwartungswert einer Größe, z. B. die mittlere Anzahl Punkte innerhalb eines Traktes $E\langle M_l \rangle$, die in F_l liegen
cov_{YX}	Kovarianz = $\left(\sum_{j=1}^{n_{12}} (Y_{12j} - \bar{Y}_{12})(X_{12j} - \bar{X}_{12}) \right) / (n_{12} - 1)$
r_{XY}	Korrelationskoeffizient zwischen dem zweiten und ersten Beobachtungszeitpunkt
$r\hat{e}g_{XY}$	Regressionskoeffizient für eine lineare Regression von Y auf X
$\beta^2 = \sum_{l=1}^L p_l (Y_l - Y)^2$	Interstraten-Varianz-Komponente für SRS
$1 + \theta = \frac{s^2 \left\langle \sum_{l=1}^L M_{l,c} (Y_j - Y) \right\rangle}{E\langle M_c \rangle \beta^2}$	Maß des Effizienzverlustes von CS gegenüber SRS
$\delta_b^2 = (1 + \theta_b) \beta_b^2$	Interstraten-Varianz-Komponente für Traktstichproben zwischen den Populationsstraten eines Samplingstratums
$\Delta = (1 + \Theta) \beta_b^2$	Interstraten-Varianz-Komponente für Traktstichproben zwischen den Samplingstraten
$\gamma_\pi = \frac{\sum_{i=1}^N \frac{Y_i^2}{\pi_i} \sum_{i=1}^N \pi_i}{\left(\sum_{i=1}^N Y_i \right)^2} \geq 1$	Maß des Effizienzverlustes der PPC-Auswahl gegenüber der PPS-Auswahl

Veränderungsparameter

G, \hat{G}	wahre und geschätzte Veränderung der Zielgröße zwischen zwei Zeitpunkten
ϕ_{s1}	Zustand der Veränderungsvariablen der überlebenden (survivor) Individuen zum Zeitpunkt 1
ϕ_{s2}	Zustand der Veränderungsvariablen der überlebenden (survivor) Individuen zum Zeitpunkt 2
ϕ_{in}	Zustand des Einwuchses (ingrowth) in die Stichprobe zum Zeitpunkt 2, z. B. durch das Überschreiten der Kluppschwelle für den Bhd
ϕ_{mo}	geschätzter Zustand der abgestorbenen Individuen zum Zeitpunkt des halben Inventurintervalls
ϕ_{us}	geschätzter Zustand der genutzten (used) Individuen zum Zeitpunkt des halben Inventurintervalls

Zeitparameter

g_m	Geschwindigkeit, mit der die Strecke zwischen zwei Punkten eingemessen wird
g_f	Geschwindigkeit, mit der die Wegstrecke zwischen zwei Trakten gefahren wird
t_v	Verwaltungskosten/-zeitaufwand, sowie Kosten für die Datenverarbeitung, Personalschulungen, Materialkosten etc.
t_p	Transport und Planungskosten/-zeiten, welche für die Aufnahmeteams im Stichprobengebiet anfallen, umgelegt auf einen Trakt
t_{fe}	Auswertungskosten/-zeiten in der Fernerkundungsphase
$t_{fe.v}$	Kosten der Fernerkundungsdaten sowie der benötigten Hard- und Software
t_{in}	Transportkosten/-zeiten auf den Traktlinien zum Einmessen der Traktecken innerhalb eines Traktes
t_{zw}	Transportkosten/-zeiten auf dem Weg zwischen zwei Trakten, inklusive Fahrt zum Ausgangspunkt, Aufsuchen des Fixpunktes, Einmessen der ersten Traktecke und das Verlassen des Traktes vom ersten Traktpunkt über den Fixpunkt zum Auto
t_{te}	Zeit zum Aufnehmen aller Attribute auf der Traktecke
$t_{20} = \frac{t_p + t_{zw} + t_{in}}{E\langle M_c \rangle}$	alle Zeiten außer t_{te} , umgerechnet auf einen Stichprobenpunkt

Optimierungsparameter

$\lambda(A)_{opt}$	optimale Probeflächengröße für eine Inventur
n_{opt}	optimaler Stichprobenumfang für eine Inventur
mec	minimal erwarteter Zeitaufwand einer Inventur bei optimaler Probeflächengröße $\lambda(A)_{opt}$ und optimalem Stichprobenumfang n_{opt}

Kapitel 1

Einleitung

Landschafts-, Forst- oder Waldinventuren, Großraum- oder Betriebsinventuren sollen ökologische und ökonomische Informationen zu den jeweiligen Aussageeinheiten mit einer definierten statistischen Genauigkeit erbringen. In den letzten Jahrzehnten ist die Bedeutung ökologischer Fragestellungen bei der Taxierung von Wäldern gestiegen; ökonomische Probleme sind zwar wichtig geblieben, haben aber bei generellen Entscheidungen an Gewicht verloren. Wichtigster Faktor aus ökonomischer als auch aus ökologischer Sicht ist auf Grund der langen Produktionszeiten im Wald die Nachhaltigkeit.

„Die Kontrolle der Nachhaltigkeit stand im europäischen Forstwesen schon seit langem im Mittelpunkt. Dazu ist eine gute Kenntnis der Zustandsveränderungen, von Zuwachs und Nutzung, notwendig. Die Erfolgskontrolle sollte darüber hinaus den wirtschaftlichen und gesellschaftlichen Gewinn überprüfen, soweit das sinnvoll und möglich ist. Die Inventur muss also Informationen über den Zustand des Waldes und über seine Veränderungen liefern. Der Volumenzuwachs ist gleichzeitig das wichtigste Maß für die Vitalität des Waldes und für die Produktion eines der wichtigsten erneuerbaren Rohstoffe.“

(SCHMID-HAAS, 2003)

Basierend auf nationalen Inventuren erfolgen politische Entscheide, für die vielfältige generelle Überblicke zur Kontrolle und Planung, insbesondere Mittelwerte und Anteile von Zielgrößen bzw. Indikatoren erforderlich sind. Um diesen vielfältigen Informationsbedarf bedienen zu können, wird auf Bundesebene turnusmäßig die Bundeswaldinventur (BWI) durchgeführt. Die hieraus abgeleiteten Ergebnisse sind nicht nur von nationalem Interesse. Sie fließen in internationale Erhebungen, Vergleiche, Konventionen, politische Prozesse und Entwicklungen ein, welche oft kurzfristig variierenden Fragestellungen unterliegen.

Aus diesen Gründen müssen bei der Erhebung und Auswertung einer solchen Inventur Verfahren zur Anwendung kommen, die flexibel sind, aber bei veränderten Fragestellungen robust — vor allem im Bezug auf die statistische Auswertung und auf die benötigten Finanzmittel — reagieren. In den letzten Jahrzehnten haben sich deshalb in vielen Ländern Inventurverfahren etabliert, bei denen nicht nur terrestrisch Daten erhoben werden, sondern es wurden im Zuge der zunehmenden Operationalität von Fernerkundungssystemen auch luft- bzw. satellitengestützte Sensorsysteme für die Informationsgewinnung genutzt, so z. B. in Finnland, Italien, Schweden und der Schweiz (EUROPEAN COMMISSION, 1997).

Ein solches Verfahren ist somit auch für die Bundeswaldinventur interessant. Aus diesem Grund wurde vom Bundesministerium für Bildung und Forschung (BMBF) in Zusammenarbeit mit dem Deutschen Zentrum für Luft- und Raumfahrt (DLR) das BMBF-Projekt: „Bundeswaldinventur — Weiterentwicklung des Inventurverfahrens durch Integration von Fernerkundungsdaten (WEI-BWI)“ initiiert. Das Projekt gliederte sich in drei Bereiche. Der erste diente zur Erstellung von sogenannten Waldmasken (siehe Abschnitt 3.5) auf Basis spektraler Analysen zweier Satellitensysteme. Im zweiten Teil sollten die Möglichkeiten für Zwischeninventuren durch Veränderungen in

der Fernerkundungsphase und unter Fortschreibung der terrestrischen Inventurdaten abgeschätzt werden.

Innerhalb des dritten Projektteiles entstand die vorliegende Arbeit, in der gängige und praxistaugliche Inventurverfahren unter Verwendung terrestrischer und satellitenbildgestützter Informationen beschrieben und erläutert werden. Solch ein Verfahren sollte Kleingebietsschätzungen zulassen, als auch hinreichend genaue Schätzungen für nichtmetrische Daten ermöglichen. Aus der Diskussion der vorgestellten Verfahren werden Folgeinventurkonzepte für die Bundeswaldinventur entwickelt, welche mit dem bestehenden System kompatibel sind, um einerseits ein möglichst hohes Maß an Kontinuität zu gewährleisten, sich andererseits aber in ihrer statistischen Effizienz, Durchführbarkeit und Kosteneffektivität unterscheiden.

Wie die Auswahl von Probestämmen auf der Probestfläche und die Anordnung von Probestpunkten im Inventurgebiet erfolgen soll, muss in einem iterativen Optimierungsprozess in der Vorbereitungsphase einer Inventur evaluiert werden. Aufgabe des Optimierungsprozesses ist es, einen Stichprobenplan zu entwickeln, welcher die Genauigkeit der Inventurergebnisse bei einem vorgegebenen Budget maximiert oder die Kosten der Inventur bei einer vorgegebenen Genauigkeit minimiert. Der Stichprobenplan muss für das vorgeschlagene Verfahren nicht nur optimal sein; er muss auch robust gegenüber veränderten zukünftigen Fragestellungen sein.

In einer Bedarfsanalyse für eine solche Inventur müssen die Aufgaben und Ziele geklärt werden (BÄTTIG ET AL., 2002). Deren Klärung ist eine wichtige Entscheidungshilfe für die Installation von Probestflächen; werden sie nur temporär, also nur zu einem Zeitpunkt aufgenommen, oder muss man sie permanent vermarken, da sie wiederholt aufgesucht werden, man also bei zukünftigen Inventuren auf ein schon vorhandenes Stichprobenetz zurück greift. Hier wird nicht nur über eine Kostengröße der jetzigen Inventur, sowie der zukünftigen entschieden, sondern auch über die in Zukunft zur Verfügung stehenden, sich in ihrer Effizienz unterscheidenden Verfahren zur Berechnung von Zustand und Veränderung in der Population.

Die in Kapitel 2 diskutierten Stichprobenverfahren werden nur als einstufige Verfahren (vergleiche Abschnitt 1.1.2.4) vorgestellt. Grund hierfür ist die im Projekt vorgegebene technische Unveränderlichkeit der terrestrischen Probestnahme auf dem Inventurpunkt, um eine möglichst hohe Kontinuität gegenüber den bereits durchgeführten Bundeswaldinventuren zu gewährleisten. Mögliche Punkt- und Baum-Auswahlverfahren in der terrestrischen Phase sollen der Vollständigkeit halber folgend kurz skizziert werden.

1.1 Techniken der Stichprobenauswahl

1.1.1 Punktauswahlverfahren

Stichprobenpunkte können zufällig über das Stichprobengebiet verteilt sein, d. h. ihre Generierung erfolgt über einen stochastischen Prozess. Unregelmäßige Lücken und Klumpungen bis hin zu Überschneidungen der Probestflächen sind möglich. Eine gleichmäßige oder proportionale Abdeckung der einzelnen natürlichen Formationen — vor allem bei einer nachträglichen Klassifizierung der erhobenen Daten (Poststratifizierung) — ist nicht immer gegeben, sofern bei der Erzeugung der Proben keine näheren Bedingungen definiert werden. Der häufig für zufällig verteilte Proben aufgeführte Nachteil, dass diese nur über einen aufwendigen Einmessungsprozess im Gelände lokalisierbar sind, ist dank GPS, Luftbildkarten und moderner GI-Systeme — in denen das „Travel-Salesman-Problem“¹ gelöst werden kann — nur noch von untergeordneter Bedeutung. Eindeutiger Vorteil der zufälligen Verteilung ist die Möglichkeit, für Stichproben einen Stichprobenfehler zu berechnen, der sich aufgrund der Aufnahme nur eines Teiles der Grundgesamtheit ergibt. Die Qualität eines Mittelwertes aus der Stichprobe kann somit beurteilt werden.

Bei der systematischen Verteilung von Stichproben im Untersuchungsgebiet wird ein Raster installiert, an dessen Schnittpunkten je ein Probestpunkt liegt. Für Betriebsinventuren, bei denen dieses Raster meist sehr „engmaschig“ ist, stellt dies einen nicht zu unterschätzenden Vorteil dar.

¹ Das Travel-Salesman-Problem besteht darin, die kürzeste Strecke zwischen einer Vielzahl zufällig verteilter Punkte zu finden.

Die Punkte können entlang der Gitterlinien eingemessen werden. Es müssen keine zusätzlichen Einmesspunkte aufgesucht werden, und es kann zur Kontrolle der Einmessgenauigkeit zu anderen Punkten zurück gemessen werden. Dieser Vorteil relativiert sich bei Großrauminventuren mit Maschenweiten von 1 km x 1 km und mehr. Die Lokalisation der Punkte im Luft- oder Satellitenbild gestaltet sich einfacher, da man hier bei Erhebungen reihen- bzw. spaltenweise vorgehen kann. Bekannter Nachteil dieser Verteilungsmethode ist die schwierige Quantifizierung von Verzerrungen, aufgrund von möglichen Richtungsüberlagerungen des systematischen Rasters einerseits und linienförmigen Geländeformen, wie Flussläufen, Gebirgen etc. andererseits (SHIVER und BORDERS, 1996), obwohl auch dieses mittels GIS überprüfbar geworden ist.

Bei Großrauminventuren werden die Vorteile beider Punktauswahlverfahren genutzt. Die Proben werden unter der Annahme einer zufälligen Verteilung der zu erfassenden Größen im Inventurgebiet systematisch angeordnet. Unter dieser Modellannahme ist es zulässig, Stichprobenfehler und andere statistische Maße, die eine zufällige Elementauswahl in der Stichprobe bedingen, zu berechnen.

Sind die Strukturen in einem Untersuchungsgebiet sehr heterogen, d. h. variiert die Zielgröße kleinräumig sehr stark, kann eine geklumpfte Aufnahme mittels definierter Trakte (Cluster Sampling / CS) von Vorteil sein. Der Gewinn an neuen Informationen über die untersuchte Population ist auf kleiner Fläche entsprechend höher. Die Wegekosten werden hier im Gegensatz zur einfachen Punktauswahl (Simple Random Sampling / SRS) zwischen den einzelnen Probepunkten reduziert. Werden die Trakte systematisch angeordnet, erfolgt — wie vorab beschrieben — die Installation des Initialpunktes an einem der Gitternetzpunkte. Über Vektoren werden die anderen Traktunkte definiert und lokalisiert.

1.1.2 Baumauswahlverfahren

An einem ausgewählten Probepunkt werden bei den Feldarbeiten flächig Informationen gesammelt. Individuen, die sich innerhalb einer definierten kreisförmigen Probefläche befinden oder auf Grund ihrer individuellen Abstand-Durchmesser-Beziehung von der Winkelzählprobe nach Bitterlich (WZP, siehe ZÖHRER (1980)) erfasst werden, werden hinsichtlich der gewünschten Parameter begutachtet oder vermessen.

Nun sind aber z. B. zur stichprobenhaften Ermittlung des totalen Holzvorrates Bäume mit einem geringeren Volumen uninteressanter als Bäume mit größeren Volumina. Oder anders ausgedrückt: Auf einer großräumigen Waldfläche, auf der die Altersklassen in etwa gleich verteilt sind, stehen viele Bäume mit geringen Durchmessern und wenige Bäume mit großen Durchmessern. Bei gleicher konstanter Auswahlwahrscheinlichkeit $\pi_i = \frac{\lambda(A_i)}{\lambda(F)}$ aller Individuen haben kleine Bäume die gleiche Wahrscheinlichkeit in eine Stichprobe zu gelangen wie große Bäume, wobei $\lambda(A_i)$ die Fläche des Probekreises und $\lambda(F)$ die Gesamtwaldfläche repräsentieren. Das Gesamtvolumen auf einer Waldfläche würde, je nach Realisation des Stichprobenplanes, entsprechend geringer ausfallen, als es tatsächlich ist. Um diese Verzerrung zu umgehen, wurden entsprechende Baumauswahlverfahren entwickelt.

1.1.2.1 Auswahl proportional zur Größe (PPS)

Ideal wäre die Auswahl der einzelnen Individuen proportional zur Ausprägung der jeweils betrachteten Zielgröße. Dieses Ideal kann bei forstlichen Aufnahmen für zwei Zielgrößen — der Stammzahl in Probekreisen und der Grundfläche bei der WZP — erreicht werden. Für die WZP erfolgt die Auswahl der Probebäume stufenlos proportional zur Grundfläche; die Auswahlwahrscheinlichkeit π_i und damit $\lambda(A_i)$ eines jeden Baumes, der in die Probe gelangt, ist individuell. ZÖHRER (1980) hat ein weiteres Verfahren zur PPS-Auswahl (Probability Proportional to Size) für das Volumen entwickelt, welches aber in der Praxis auf Grund des hohen Zeitaufwandes selten zur Anwendung kommt.

1. Einleitung

1.1.2.2 Auswahl proportional zu Klassen (PPC)

Aus technischen Gründen können nicht für jede Ausprägung der Zielgröße Probekreise installiert werden, sondern die Ausprägungen werden zu Klassen zusammengefasst. Die Zuordnung der Individuen zu den Probekreisen erfolgt mittels Schwellenwerten. An ein und demselben Stichprobepunkt werden mehrere konzentrische Probekreise aufgenommen. In den kleinflächigeren Kreisen werden die Individuen mit einer geringeren Ausprägung der Zielgröße erhoben, in den großflächigeren Kreisen entsprechend Individuen mit höheren Attributwerten. Die Auswahlwahrscheinlichkeit der Individuen mit größeren Attributwerten ist somit höher als bei Individuen mit kleineren.

Folge hiervon ist die nicht lineare Auswahlwahrscheinlichkeit zur Größe des erhobenen Attributes, die Auswahl erfolgt nur näherungsweise proportional zur Größe. Dieser Umstand sollte bei der Optimierung einer Inventur berücksichtigt werden und wird deshalb in Kapitel 10 näher erläutert. In den meisten Nationalinventuren werden zwei bis drei konzentrische Probekreise an einem Punkt aufgenommen.

Bei der Winkelzählprobe ist die Grundfläche die Variable zur Klassenbildung. Die Auswahl jeder anderen betrachteten Zielgröße, deren individuelle Ausprägung in eine solche Grundflächenklasse fällt, resultiert aus dem PPC-Ansatz.

1.1.2.3 Auswahl proportional zur Schätzung der Größe (PPP)

Hierbei erfolgt die Auswahl der Individuen nicht durch Messung, sondern durch Schätzung der eigentlichen Zielgröße. Geschätzt wird die Zielgröße über eine einfacher und billiger zu erhebende Hilfsvariable, z. B. den Brusthöhendurchmesser (Bhd = 1,3 m über dem Boden). Bedingung für dieses Vorgehen ist die vorherige Schätzung des Totals des zu erhebenden Merkmales und die Kenntnis der maximalen Ausprägung dieses Merkmales an einem Individuum. Ist die geschätzte Größe kleiner bzw. gleich dem Produkt der gezogenen Zufallszahl, multipliziert mit dem Maximalwert, gelangt dieses Individuum in die Stichprobe. Die Zielgröße wird an diesem Individuum gemessen.

1.1.2.4 Mehrstufige Auswahlverfahren

Sind die Bestände auf den Probeflächen sehr homogen, bringt die Aufnahme aller Individuen kaum einen höheren Informations- bzw. Genauigkeitsgewinn. Eine Unterstichprobe auf dieser Probefläche wäre effizienter. Selbes gilt für die Aufnahme von Zielgrößen, die zeit- und kostenintensiv sind. Bei der Auswahl der Stufe-Zwei-Individuen erfolgt die Aufnahme entweder proportional zu einer einfach zu messenden Hilfsvariablen y'_i (PPS) an allen Individuen i auf der Probefläche j oder proportional zur Schätzung (PPP) der Zielgröße basierend auf der Messung einer Hilfsvariablen, mit deren Hilfe in Kombination mit Zufallszahlen ermittelt wird, welche Individuen in der zweiten Stufe (second stage) zur Messung der eigentlichen Zielvariable herangezogen werden.

Werden alle Individuen auf einem Probepunkt aufgenommen, spricht man von einem einstufigen Verfahren. Erfolgt die Auswahl einer Unterstichprobe auf dem Probepunkt mittels PPS oder PPP, so handelt es sich um zwei- oder mehrstufige Verfahren.

1.2 Die lokale Dichte

Im vorangegangenen Abschnitt wurde die Auswahl der Probeflächen als auch die Auswahlverfahren der darauf befindlichen Probebäume beschrieben. Nach der Aufnahme der gewünschten Zielparame-ter werden die Attribute der Einzelbäume auf Ebene der Traktecke j aggregiert.

$$Y_j = \frac{1}{\lambda(F)} \sum_{i=1}^N \frac{I_{i,j} Y_{i,j}}{\pi_i} \quad (1.1)$$

mit $I_i = 1$, wenn der Baum i vom Probekreis eingeschlossen wird, oder $I_i = 0$, wenn sich der Baum ausserhalb der Probefläche befindet. π_i ist für eine Festkreisprobe innerhalb der Waldfläche konstant. Wird das Individuum durch eine Winkelzählprobe erfasst, ist π_i vom Grenzkreis

dieses Baumes abhängig. Der Grenzkreis eines jeden Baumes entspricht der individuellen Probe­fläche $\lambda(A_i)$ und wird über geometrische Beziehungen zwischen dem Bhd des Individuums und der Zählbreite, sowie dem Abstand des Baumes zum Probepunktzentrum bedingt. Über die Beziehung $1/\lambda(A_i)$ lässt sich die Zahl Bäume pro Hektar ableiten, die ein von der WZP oder einem Festkreis erfasster Baum repräsentiert. Wird $\lambda(A_i)$ einer konstanten Probe­fläche oder eines individuellen Grenzkreises von einer oder mehrerer Waldrandlinien geschnitten, verkleinert sich die Auswahlwahrscheinlichkeit π_i des Einzelbaumes. Waldrandbäume wären in der Stichprobe unterrepräsentiert. Hier müssen Verfahren wie das Spiegeln des Teiles der außerhalb des Waldes liegenden Probe­fläche in den Wald hinein oder andere Verfahren zur Anpassung des Grenzkreises angewandt werden, um die gleiche Auswahlwahrscheinlichkeit für die Individuen am Waldrand zu gewährleisten (SCHMID, 1969).

Das arithmetische Mittel über alle Traktecken eines Traktes ergibt den Traktmittelwert für eine Zielgröße, welcher für alle statistischen Hochrechnungen auf Befundeinheiten genutzt wird. Die Hochrechnung auf Befundeinheiten (politische Einheiten, natürliche Einheiten etc.) erfolgt über verfahrensabhängige Schätzalgorithmen. Vergestellt werden diese im Kapitel 2.

1.3 Die Bundeswaldinventur (BWI)

Die Bundeswaldinventur I wurde in den Jahren 1986 und 1988 als Erstinventur in der damaligen Bundesrepublik durchgeführt. In den Jahren 2001 und 2002 folgte die Bundeswaldinventur II als Folgeinventur auf dem Gebiet der alten Bundesländer (BL) und als Erstinventur auf dem Gebiet der neuen Bundesländer (BUNDESMINISTERIUM FÜR VERBRAUCHERSCHUTZ, ERNÄHRUNG UND LANDWIRTSCHAFT, 2004). Sie ist eine rein terrestrische, einphasige Inventur (siehe Abschnitt 2.1). Zu beiden Zeitpunkten erfolgten die Inventuren auf einem Grundnetz von 4 km x 4 km. Die Bundesländer hatten die Möglichkeit, entsprechend ihrer Nutzeransprüche das Grundnetz weiter zu verdichten. Bei einer Verdopplung der Traktzahl beträgt die Netzdichte 2,83 km x 2,83 km, bei einer Vervierfachung 2 km x 2 km. An den Schnittpunkten der Gitternetzlinien, die sich am Gauß-Krüger-Koordinatensystem orientieren, wurden quadratische Trakte installiert. Die Kantenlänge eines Traktes beträgt 150 m. Die BWI entspricht somit einer systematischen Traktstichprobe.

Die Grundgesamtheit der Trakte wurde während einer sogenannten Traktvorklärung, die in den Landesforstanstalten bzw. den Forstämtern erfolgte, in zwei Klassen eingeteilt: Nichtwaldtrakte und Waldtrakte. Waldtrakte sind Trakte, bei denen sich mindestens eine der vier Traktecken im Wald befindet. Die Waldtrakte wurden während der terrestrischen Aufnahmen angelaufen und in ihrer geographischen Lage eingemessen. Traktecken, die in einem Waldgebiet liegen, wurden permanent in ihren Zentren vermarktet.

Auf den Probe­flächen der Traktecken erfolgte die Aufnahme der Objekte. Bäume mit einem Bhd ab 7 cm wurden durch eine Winkelzählprobe mit Zählfaktor 4 erfasst. An den Bäumen wurden Baumart, Bestandesschicht, Bhd, Baumklasse nach Kraft, Baumalter, Stammschäden ermittelt. An ausgewählten Tariffbäumen jeder Bestandesschicht wurden weiterhin die Baumhöhe und der Durchmesser in 7 m Höhe² gemessen. Diese Daten werden zur Auswertung einer Vielzahl von Zielgrößen herangezogen. In einer weiteren WZP mit Zählfaktor 1 oder 2 wird die Baumartenzusammensetzung und die Bestandesschichtung für Bäume mit einer Höhe größer 4 m abgeschätzt. Diese Attribute dienen der Erfassung der Waldstruktur und werden für Aussagen zur Naturnähe genutzt.

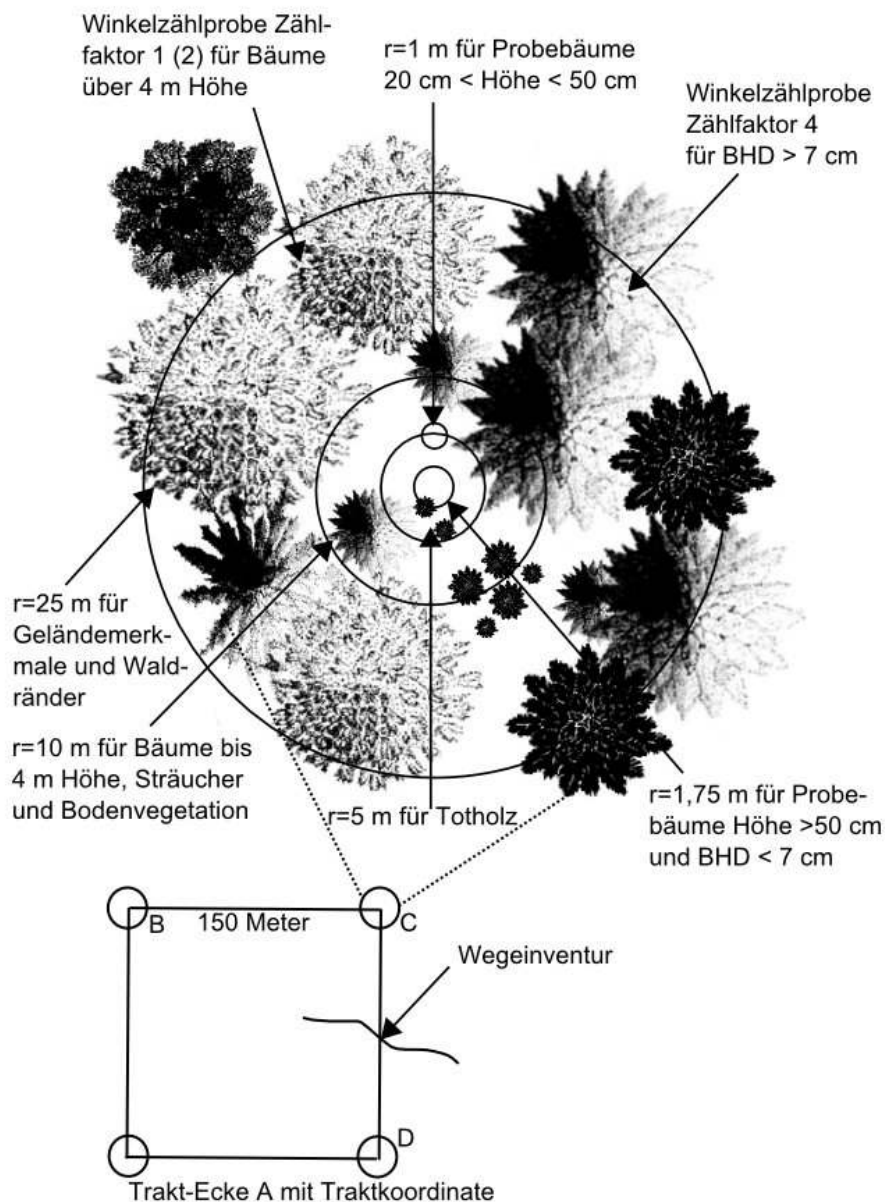
Die Kluppschwelle für die WZP mit Zählfaktor 4 betrug bei der BWI I 10 cm. Veränderungen konnten somit nur mit der Schnittmenge an Bäumen berechnet werden, bei welcher der Bhd zum zweiten Inventurzeitpunkt größer 10 cm war. Daraus ergeben sich Diskrepanzen zwischen den Zustandswerten und der Veränderung. Bei der Interpretation der Ergebnisse ist dies entsprechend zu beachten.

In einem Probekreis mit Radius = 1,75 m wurden alle Bäume über 50 cm Höhe und einem Bhd < 7 cm aufgenommen. Ein weiterer Probekreis mit Radius = 1,0 m dient der Aufnahme der Verjüngung zwischen 20 und 50 cm Höhe. Auf dem 5 m Radius-Kreis wird stehendes und liegendes

² Der D7 wurde nur in den neuen Bundesländern bei der BWI II erhoben, in den alten Ländern nur bei BWI I.

1. Einleitung

Totholz aufgenommen. Auf einem Probekreis mit 10 m Radius werden die Bäume zwischen 50 cm Höhe und 4 m Höhe, sowie die Strauch- und Bodenvegetation als auch die Anzahl Wurzelstöcke erfasst. In einem Umkreis von 25 Metern werden Geländemerkmale und Waldränder erhoben. Eine sehr detaillierte Beschreibung findet sich in der „Aufnahmeanweisung für die Bundeswaldinventur II (2001-2002)“ (POLLEY, 2001), ein graphischer Überblick in Abbildung 1.1.



Quelle: DAHM (2006), modifiziert

Abbildung 1.1: Traktaufbau

Kapitel 2

Inventurverfahren

2.1 Mehrphasige Inventurkonzepte

Die klassische Forstinventur — bei der die Stichprobenpunkte im Wald aufgesucht werden und anschließend aus den gewonnenen Informationen Mittelwerte bzw. Totale, sowie deren Varianzen und Stichprobenfehler für bestimmte Zielgrößen geschätzt werden — ist eine typische einphasige, terrestrische Inventur. Mit der zunehmenden Operationalität von flugzeuggestützten Kameras und Satellitensensoren, sowie der ansteigenden Verfügbarkeit von digitalen Kartenwerken wurden weitere Informationsquellen erschlossen, die sich für Inventurzwecke nutzen lassen. Tabelle 2.1 soll einen Überblick über die gewonnenen Attribute aus der Fernerkundung (FE) bzw. anderen Informationsressourcen geben, stellt hierbei aber keinen Anspruch auf Vollständigkeit.

Tabelle 2.1: Überblick zu inventurrelevanten Attributen, erhoben in Fernerkundungs- und alternativen Informationsquellen

Quelle	Gewonnenes Attribut
Luftbild	Baumhöhe (dominanter Bäume) Baumart, Laub-/Nadelwald Kronendurchmesser Stammzahl Punktuelle Wald-Nichtwald-Entscheid Waldschäden
Satellitenbild	
-Multispektral	Berechnung von Indizes ^a : NDVI, SAVI, ARVI, BSI
-Radar	Kartierung von Bestandeshöhen
-Panchromatisch	Bei entsprechender räumlicher Auflösung ist die Aufnahme gleicher Attribute wie im Luftbild möglich.
Weitere Ressourcen	
-GIS	Hangneigung Exposition Waldfläche aus Topographischer Karte
-FGIS	Waldeinteilung Eigentum Standort Wuchsgebiete

^a Erläuterungen zu den jeweiligen Indizes folgen in Abschnitt 3.4.

Diese zusätzlich erhobenen Attribute (natürliche Formationen, Klassifikationen, Indizes) lassen sich zur Stratifizierung des Stichprobengebietes nutzen, d. h. das Gebiet wird nach in sich homogenen Einheiten gegliedert; die Varianz der Zielgröße innerhalb eines Stratum sollte kleiner sein als zwischen den Straten. Der Stichprobenfehler für eine Zielgröße lässt sich somit laut Stichprobentheorie gegenüber der unstratifizierten Stichprobe senken (COCHRAN, 1977). Nicht alle

2. Inventurverfahren

Stratifizierungsattribute, als auch die hierfür benötigten Stratifizierungsregeln erfüllen diese Bedingung gleichermaßen gut. Eine Überprüfung auf ihre Brauchbarkeit ist deshalb unabdingbar. Unter Stratifizierungsregeln versteht man Bestimmungen zur Aggregation von Merkmalsausprägungen in Klassen, z. B. die Einteilung in Durchmesserklassen, Baumartengruppen, Eigentumsarten, Hangexpositionsklassen etc.

Einige dieser in der Fernerkundungsphase erhobenen Attribute (Stammzahl, Kronendurchmesser, Baumhöhe, Vegetationsindizes), in diesem Fall auch Hilfsvariablen genannt, die im engen Zusammenhang mit der terrestrischen Aufnahme stehen, lassen sich für Regressionsbeziehungen zwischen den Aufnahmen in der Fernerkundungsphase und der terrestrischen Phase nutzen. Über diese Regressionsbeziehung ist es möglich, für eine große Zahl Stichproben in der FE-Phase „terrestrische Bodenwerte“ herzuleiten, deren Aufnahme allein durch terrestrische Punkte zu teuer wäre.

Ein häufiges Phänomen bei rein terrestrischen Inventuren ist die höhere Schätzgenauigkeit von flächenbezogenen Zielgrößen, wie z. B. Hektarvorräten gegenüber den Schätzungen für das Waldflächentotal und den totalen Holzvorräten. Da die Erhebung des Vorrats und der Waldfläche ebenso wichtige Inventurmerkmale darstellen, lässt sich diese genannte Abfolge unter Einbeziehung von Hilfsinformationen ausschalten, d. h. die Schätzgenauigkeit für die Waldfläche und des Vorrats wird verbessert (DEES, 1996).

Bedingt durch die Kombination terrestrischer Aufnahmen, Erhebungen in der Fernerkundungsphase und weiterer Informationen aus zusätzlichen Datenquellen lassen sich zwei- oder mehrphasige Inventurverfahren ableiten. Einen vollständigen Überblick zur Systematik verschiedenster Inventurmethode bieten KÖHL ET AL. (2006b). Folgende sollen in den nächsten Abschnitten vorgestellt werden:

- Zweiphasige prä-stratifizierte Stichprobe,
- Zweiphasige Stichprobe zur Stratifizierung,
- Mehrphasige prä-stratifizierte Stichprobe,
- Zweiphasige Stichprobe mit Regressionsschätzern und
- Mehrphasige Stichprobe zur Stratifizierung mit Regressionsschätzern.

Den genannten Inventurverfahren wird alternativ, unter Verzicht auf den Einsatz von Zusatzinformationen, das Verfahren der einphasigen post-stratifizierten Stichprobe gegenübergestellt.

Neben der klassischen Anwendung von design-basierenden Schätzalgorithmen ist auch der Einsatz modell-basierter Schätzer möglich. In den 1990er Jahren wurde von *Mandallaz* und *Lanz* das auf dem Poisson-Modell basierende Verfahren der „antizipierten Varianz“ für Waldinventuren weiterentwickelt, siehe MANDALLAZ (1997), MANDALLAZ und YE (1999), MANDALLAZ (2001a,b, 2003) und LANZ (2001a,b).

2.1.1 Model der antizipierten Varianz

Die Verteilung der Baumpositionen in einem bestimmten Gebiet wird als zufällige Realisation eines Poisson-Prozesses interpretiert. Wird eine unstratifizierte Stichprobe ($L \equiv 1$) gezogen, so werden die Baumpositionen durch ein globales Poisson-Modell definiert. Wenn innerhalb des Inventurgebietes eine Stratifizierung erfolgt, werden die Baumpositionen in jedem Stratum unabhängig durch einen lokalen Poisson-Prozess realisiert.

Würde man über ein Inventurgebiet mehrere unterschiedliche Stichprobenpläne legen, könnte man für jeden einzelnen Stichprobenplan die theoretische Varianz berechnen. Die aus verschiedenen Stichprobenplänen neu abgeleitete antizipierte Varianz stellt dabei eine mittlere lineare Funktion der empirischen Varianz dar. Vorteil dieses Werkzeuges ist es, Ergebnisse zur Auswahlentscheidung zwischen mehreren getesteten Inventurverfahren zu liefern — unabhängig von der Anzahl realisierter Stichproben pro getestetem Verfahren in ein und demselben Stichprobengebiet. Eine

möglicherweise ungenauere Schätzung der Varianz der Zielgröße gegenüber der design-basierenden Varianz muss in Kauf genommen werden (MANDALLAZ, 1997).

Mit diesem Verfahren stehen sowohl die Hochrechnungsalgorithmen für ein- und zweiphasige, einfache oder geklumpte Stichproben bereit, als auch eine Technik, mit deren Hilfe im Kapitel 10 die Optimierung verschiedener Stichprobenpläne erfolgt. Aus diesem Grund sollen in den folgenden Abschnitten die entwickelten Algorithmen für die antizipierte Varianz neben den klassischen Schätzern vorgestellt werden, wobei für ein vertieftes Studium auf die oben genannten Veröffentlichungen verwiesen wird.

2.1.2 Zweiphasige prä-stratifizierte Stichprobe

Das Verfahren der zweiphasigen prä-stratifizierten Stichprobe ist in zwei Aufnahmephasen gesplittet. In der ersten Phase werden die Proben eines vorhandenen oder neu installierten, systematischen Stichprobennetzes durch Nutzung einer oder mehrerer Hilfsvariablen den vorab definierten Straten zugeordnet. Die hieraus resultierende Anzahl Stichproben in einem Stratum entspricht näherungsweise einer zur Stratengröße proportionalen Verteilung.¹ Erfolgt die Prästratifizierung anhand von räumlich gering aufgelösten Fernerkundungsdaten², können Hilfsvariablen mittels Modellen bzw. Indizes (siehe Abschnitt 3.4) oder daraus resultierenden Kartenwerken abgeleitet werden. In der zweiten Phase erfolgt die terrestrische Aufnahme aller bereits den Straten zugeordneten Probepunkte.

2.1.2.1 Schätzung von Mittelwerten durch SRS im Gesamtgebiet

Für eine einfache stratifizierte Stichprobe werden zunächst die Straten-schätzer und deren Stichprobenvarianzen nach SCOTT und KÖHL (1993) ermittelt:

$$\hat{Y}_l = \frac{\sum_{j=1}^{n_l} I_{lj} Y_{lj}}{n_l} \quad (2.1)$$

mit $n_l = \sum I_{lj}$ und $I_{lj} = 1$, wenn $j \in l$ sowie $I_{lj} = 0$, wenn $j \notin l$

$$v\langle \hat{Y}_l \rangle = \frac{\sum_{j=1}^{n_l} (Y_{lj} - \hat{Y}_l)^2}{n_l(n_l - 1)} \quad (2.2)$$

Der Gesamtschätzer für eine Zielgröße über alle Straten hinweg für eine einfache Stichprobe ist ein, mit den Flächen- oder Stichprobenanteilen der Straten gewichteter Mittelwert aus den einzelnen Straten-schätzern:

$$\hat{Y}_{st} = \sum_{l=1}^L \frac{\lambda(U_l)}{\lambda(U)} \hat{Y}_l \cong \sum_{l=1}^L \frac{n_l}{n} \hat{Y}_l \quad (2.3)$$

mit der Varianz des gewichteten Stichprobenmittelwertes:

$$v\langle \hat{Y}_{st} \rangle = \sum_{l=1}^L \left(\frac{\lambda(U_l)}{\lambda(U)} \right)^2 v\langle \hat{Y}_l \rangle \cong \sum_{l=1}^L \left(\frac{n_l}{n} \right)^2 v\langle \hat{Y}_l \rangle \quad (2.4)$$

Da sowohl die Verteilung der betrachteten Zielgröße als auch die Verteilung der Waldfläche eine Zufallsgröße ist, wird hier ein Schätzer für das gesamte Untersuchungsgebiet (U) präsentiert. Die Beschreibung zur Schätzung von flächenbezogenen Mittelwerten erfolgt in Abschnitt 2.1.11. Die Flächenanteile sind mittels GIS ableitbar. Sollte dieses Werkzeug nicht zur Verfügung stehen,

¹ Stichproben können erstens zufällig, d. h. unabhängig von den Strateneigenschaften verteilt werden oder zweitens, proportional zur Stratengröße oder drittens in Abhängigkeit von der Varianz innerhalb der Straten verteilt werden.

² Räumlich gering bedeutet, Objekte von Interesse inkl. ihrer Eigenschaften, wie z. B. Einzelbäume sind auf Grund der Pixelgröße nicht mehr erkennbar. Ein Bsp. hierfür sind die in dieser Arbeit genutzten Multispektraldaten des Satellitensystems *LANDSAT* mit einer räumlichen Auflösung von 25 m x 25 m.

2. Inventurverfahren

können die Flächenanteile bei einer näherungsweise zur Stratengröße proportionalen Stichprobenverteilung über die Anzahl Proben in den Straten geschätzt werden.

Würden die Stichprobenpläne in Abhängigkeit der Strateneigenschaften unterschiedlich verdichtet, führt die Gewichtung mittels der Anzahl Stichprobenelemente pro Stratum zu einer Verzerrung der Gesamtmittelwerte und deren Varianzen. Sollten für diesen konkreten Fall ausnahmsweise keine flächigen Informationen zu den Verdichtungsgebieten vorhanden sein, muss jedem Stichprobenpunkt entsprechend seiner Netzzugehörigkeit ein Repräsentationsfaktor zugeordnet werden. Allerdings führt die Zuordnung von Repräsentationsflächen an Verdichtungsgebieten-, Landes- oder Bundesgrenzen sowie an Meridiansprüngen bestimmter geographischer Bezugssysteme zu erheblichen Schwierigkeiten und komplizierten Auswahlmechanismen (STÜMER, 1998).

Die Zielgröße einer einfachen stratifizierten Stichprobe und deren antizipierte Varianz wird auf folgendem Wege geschätzt: Die Stratenschätzer werden mittels der Formel 2.5

$$Y_l = \frac{1}{\lambda(U_l)} \sum_{i=1}^N \frac{I_{i,l} Y_{i,l}}{\pi_{i,l}} \quad (2.5)$$

hergeleitet, \hat{Y}_{st} analog zu Formel 2.3. Die antizipierte Varianz dieses Schätzers lässt sich unter dem Poisson-Modell schätzen durch:

$$av\langle \hat{Y} \rangle = \frac{1}{n\lambda^2(U)} \sum_{i=1}^N \frac{Y_i^2}{\pi_i} + \frac{1}{n}\beta^2 \quad (2.6)$$

mit $\beta^2 = \sum_{l=1}^L \frac{\lambda(U_l)}{\lambda(U)} (Y_l - \hat{Y})^2$. β^2 ist die Inter-Straten-Varianzkomponente, welche unter dem globalen Poisson-Modell ($L \equiv 1$) entfällt (siehe auch 10.1.1). Der Varianzschätzer unter dem Poisson-Modell ist — im Gegensatz zum klassischen design-basierten Varianzschätzer — ein Gesamtvarianzschätzer, der sich aus der Summe der Varianzkomponenten „Varianz innerhalb der Straten“ + „Varianz zwischen den Straten“ zusammen setzt. Nach MANDALLAZ und YE (1999) ist die design-basierte Gesamtvarianz des wahren Mittelwertes definiert durch:

$$V\langle \bar{Y}_{st} \rangle = \frac{1}{\lambda(U)} \int_U (Y_i - \bar{Y}_{st})^2 dx = \frac{1}{\lambda(U)} \int_{U_l} (Y_i - \bar{Y}_l + \bar{Y}_l - \bar{Y}_{st})^2 dx = \sum_{l=1}^L \frac{n_l}{n} \bar{Y}_l + \sum_{l=1}^L \frac{n_l}{n} (\bar{Y}_l - \bar{Y})^2 \quad (2.7)$$

Somit ist der Erwartungswert der Varianz des Mittelwertschätzers

$$E\langle V\langle \bar{Y}_{st} \rangle \rangle = v\langle \bar{Y}_{st} \rangle = \frac{1}{n} \sum_{l=1}^L \frac{n_l}{n} \bar{Y}_l + \frac{1}{n} \sum_{l=1}^L \frac{n_l}{n} (\bar{Y}_l - \bar{Y})^2 \quad (2.8)$$

und entspricht der modellbasierten Gesamtvarianz in Formel 2.6.

2.1.2.2 Schätzung von Mittelwerten durch CS im Gesamtgebiet

Erfolgt eine geklumppte Stichprobennahme, muss vorab die lokale Dichte des c -ten Traktes, der im Stratum U_l lokalisiert ist, berechnet werden:

$$Y_{lc} = \frac{\sum_{m=1}^M I_{l,c,m} Y_{l,c,m}}{M_{l,c}} \quad (2.9)$$

mit $M_{l,c}$ = Anzahl Stichprobenpunkte des Traktes c im Stratum l . Daraus ergibt sich der Schätzer für das Stratum U_l wie folgt:

$$\hat{Y}_l = \frac{\sum_{c_l=1}^{C_l} M_{l,c} Y_{lc}}{\sum_{c_l=1}^{C_l} M_l} \quad (2.10)$$

Entsprechend der Stichprobentheorie korrelieren die Punkte eines Traktes, d. h. die Varianz einer Traktstichprobe ist bei gleicher Anzahl Stichproben in ein und demselben Stichprobengebiet höher

als bei einfachen Stichproben. Die theoretische Varianz dieses Schätzers unter Berücksichtigung des Intra-Class-Korrelations-Koeffizienten ρ (ICC) ist definiert durch:

$$v\langle\hat{Y}_{l,theo}\rangle = \frac{1}{cE\langle M_{l,c}\rangle} v_s\langle Y_l\rangle \left(1 + \rho(E\langle M_{l,c}\rangle - 1) + \rho\frac{v\langle M_{l,c}\rangle}{E\langle M_{l,c}\rangle}\right) \quad (2.11)$$

mit $E\langle M_{l,c}\rangle$ = der erwarteten mittleren Anzahl Proben in den c Trakten des Stratum l , v_s = die Varianz von Y_l unter SRS und

$$\rho = \frac{E\langle\sum_{j\neq h}^m I_j I_h (Y_j - \hat{Y})(Y_h - \hat{Y})\rangle}{E\langle M(M-1)\rangle v\langle\hat{Y}\rangle} \quad (2.12)$$

Daraus abgeleitet, ergibt sich die geschätzte Varianz durch:

$$v\langle\hat{Y}_l\rangle = \frac{1}{c_l(c_l-1)} \sum_{c_l=1}^{C_l} \left(\frac{M_{l,c}}{E\langle M_{l,c}\rangle}\right)^2 (Y_{l,c} - \hat{Y}_l)^2 \quad (2.13)$$

Sind die Stratenschätzer und die Anteile der Straten berechnet worden, ergibt sich der Gesamtschätzer und dessen Varianz analog zu den Formeln für SRS 2.3 und 2.4. Sollten keine Flächenangaben für die Schätzung der Stratengewichte verfügbar sein, wird auch hier die Anzahl Traktecken pro Stratum zur Herleitung dieser genutzt und nicht die Anzahl Trakte pro Stratum, da im Falle der Prästratifizierung die Traktecken eines Traktes in unterschiedlichen Straten liegen können.

Die antizipierte Varianz für eine stratifizierte Traktstichprobe ergibt sich aus:

$$av\langle\hat{Y}\rangle = \frac{1}{cE\langle M_c\rangle} \frac{1}{\lambda^2(U)} \sum_{i=1}^N \frac{Y_i^2}{\pi_i} + \frac{1}{cE\langle M_c\rangle} (1 + \Theta)\beta^2 \quad (2.14)$$

Die Korrelation zwischen den Proben eines Traktes wird durch den Inflationsfaktor $(1 + \Theta)$ beschrieben. Er ist ein Maß für den Effizienzverlust eines Traktstichprobendesigns, hinsichtlich des Hinzugewinns neuer Informationen auf kleinem Raum, gegenüber der einfachen Zufallsauswahl unter einem stratifizierten Stichprobenplan.

$$(1 + \Theta) = \frac{v\langle\sum_{l=1, c=1}^{L,C} M_{l,c}(\hat{Y}_l - \hat{Y})\rangle}{E\langle M_{l,c}\rangle\beta^2} \quad (2.15)$$

Für SRS gilt somit $(1 + \Theta) = 1$ und für CS $(1 + \Theta) \geq 1$.

2.1.3 Zweiphasige Stichprobe zur Stratifizierung

Das Verfahren des „Double Sampling for Stratification“ wird angewandt, wenn keine Vorinformationen über die Stratengrößen und die Verteilung der Straten bekannt sind; die beiden Attribute aber möglichst genau geschätzt werden sollen. An allen Punkten der ersten Phase wird eine Hilfsinformation erhoben, die der Zuordnung der Proben zu einem Stratum dient. Alle Phase-1-Proben, die in einem Stratum lokalisiert sind, werden zur Wichtung der Stratenmittelwerte herangezogen.

Die Berechnung der Stratenmittelwerte, auf Grundlage aller Stichproben in den Straten, ist — außer bei sehr geringen Stichprobenumfängen in einigen Straten — kaum zielführend, da die Varianz der Zielgröße, laut Stichprobentheorie, innerhalb der gebildeten Formationen durch die Stratifizierung herab gesetzt wird. Für die Schätzung einer Zielgröße mit demselben Stichprobenfehler, im Vergleich zur unstratifizierten Stichprobe, ist somit eine geringere Anzahl Proben nötig. Die Kosten der terrestrischen Inventurphase können durch eine stratifizierte Hochrechnung gesenkt werden. Die Auswahl der Punkte in der zweiten Phase kann proportional zur Stratengröße oder unter Beachtung der Varianz der Zielgröße innerhalb der Straten erfolgen. Über die Stichprobeneinheiten, an denen eine terrestrische Aufnahme erfolgte, schätzt man den Mittelwert

2. Inventurverfahren

einer Zielgröße des Stratums (SHIVER und BORDERS, 1996). Der zusätzlich durch die Schätzung der Stratengröße entstehende Fehler muss bei der Berechnung der Varianz des Mittelwertes mit beachtet werden (COCHRAN, 1977; KÖHL, 1994). Die Schätzung der Stratenmittelwerte \hat{Y}_l und des Gesamtwertes \hat{Y}_{ds} einer einfachen stratifizierten Stichprobe werden anhand der Formeln 2.1 und 2.3 realisiert. Die Berechnung des Varianzschätzers erfolgt durch:

$$v\langle\hat{Y}_{ds}\rangle = \sum_{l=1}^L \frac{n_{fe,l} - 1}{n_{fe} - 1} \frac{n_{fe,l}}{n_{fe}} v\langle\hat{Y}_l\rangle + \sum_{l=1}^L \frac{1}{n_{fe} - 1} \frac{n_{fe,l}}{n_{fe}} (\hat{Y}_l - \hat{Y}_{ds})^2 \quad (2.16)$$

2.1.4 Mehrphasige prä-stratifizierte Stichproben

Mehrphasige Stichproben kommen zum Einsatz, wenn für ein Inventurgebiet eine Vielzahl von Informationsquellen, wie z. B. Fernerkundungsdaten mit unterschiedlicher räumlicher Auflösung, Höhenmodelle bzw. thematische Karten zur Verfügung stehen, deren Informationsgehalt zu einer Varianzsenkung innerhalb der Straten beitragen.

Aus Effizienzgründen kann es angebracht sein, auf eine vollständige Auswertung der höher auflösenden, detailreicheren Daten zu verzichten. So könnte z. B. ganz Deutschland flächig, mittels mehrerer *Landsat*-Szenen, nach Wald und Nichtwald kartiert und die Traktpunkte der BWI entsprechend ihrer Lage diesen Straten zugeordnet werden. Die Flächenanteile für die Straten Wald und Nichtwald sind somit schätzbar und können als Gewichtungsfaktoren für eine Hochrechnung über das gesamte Gebiet dienen. Innerhalb des Stratums Wald könnten in der zweiten Phase dieser Inventur eine Teilmenge der Trakte ausgewählt und deren Interpretationsfläche im Luftbild hinsichtlich Bestockungstyp, Altersklassen oder Deckungsgrad analysiert werden. Eine Gewichtung dieser Formationen innerhalb der Straten der ersten Phase ist dadurch möglich. An einer Unterstichprobe der Traktauswahl in der zweiten Phase erfolgt die terrestrische Aufnahme in der dritten Phase.

Die Untergliederung dieses Verfahrens ist mehr technischer Natur. Die präsentierten Schätzverfahren für die Herleitung von Zielgrößen und deren Varianzen bei zweiphasigen prästratifizierten Stichproben oder zweiphasiger Stichproben zur Stratifizierung finden hier ebenfalls Anwendung, wobei die Hochrechnung zu einem Gesamtschätzer entweder

- a) in einem Schritt durch die Gewichtung der miteinander verschmittenen Anteilsschätzungen der Phase-1- und Phase-2-Straten erfolgen kann, oder
- b) erst die Aggregation der Straten-schätzer über die Gewichtung der Phase-2-Stratenanteils-schätzer erfolgt und anschließend werden diese über die Gewichtungsfaktoren aus Phase 1 zu einem Gesamtschätzer addiert.

2.1.5 Einphasige post-stratifizierte Stichprobe

Im Gegensatz zur Prästratifizierung und zum „Double Sampling for Stratification“ verzichtet das poststratifizierte Stichprobenverfahren auf jegliche Zusatzinformationen. Hier werden die Stichprobenpunkte terrestrisch aufgenommen und anschließend auf Grund bestimmter Merkmalsausprägungen, wie Altersklassen, Baumarten etc. in Straten eingeteilt. Die Berechnung der Straten-schätzer und deren Stichprobenvarianz innerhalb der Straten erfolgt für SRS nach den Formeln des Abschnittes 2.1.2.1, für CS nach den Formeln des Abschnittes 2.1.2.2, wenn der gesamte Trakt einem Poststratum zugeordnet wird. Die Schätzung des Mittelwertes im Gesamtgebiet erfolgt nach Formel 2.3. Bei der Berechnung der Varianz des Gesamtmittelwertes muss jedoch die variierende Zahl Stichprobenelemente innerhalb der Straten n_l von Stichprobe zu Stichprobe berücksichtigt werden. Aus diesem Grund erfolgt die Schätzung der Varianz einer poststratifizierten Punktstichprobe nach COCHRAN (1977):

$$v\langle\hat{Y}_{st}\rangle = \frac{\sum_{l=1}^L \left(\frac{n_l}{n}\right) s^2 \langle Y_l \rangle}{n} + \frac{\sum_{l=1}^L \left(1 - \frac{n_l}{n}\right) s^2 \langle Y_l \rangle}{n^2} \quad (2.17)$$

mit $s^2\langle Y_l \rangle = \frac{\sum_{j=1}^{n_l} (Y_{l,j} - Y_l)^2}{n_l - 1}$.

Für die Varianzberechnung unter einem Traktstichprobendesign, bei dem der gesamte Trakt poststratifiziert wird, gilt deshalb:

$$v\langle \hat{Y}_{st} \rangle = \frac{\sum_{l=1}^L \left(\frac{c_l}{c}\right) s^2\langle Y_l \rangle}{c} + \frac{\sum_{l=1}^L \left(1 - \frac{c_l}{c}\right) s^2\langle Y_l \rangle}{c^2} \quad (2.18)$$

mit $s^2\langle Y_l \rangle = \frac{\sum_{c=1}^{c_l} (Y_{lc} - Y_l)^2}{c_l - 1}$. Mittelwert- und Totalwertschätzer, basierend auf einer Traktstichprobe, bei welcher der gesamte Trakt poststratifiziert wird, variieren jedoch von den bisher gezeigten Schätzern für SRS bzw. CS, da die Stratenschätzer in Formel 2.18 mit der Anzahl Trakte und nicht mit der Anzahl Traktecken gewichtet werden.

Soll aus diesem Grund die Poststratifizierung auf Ebene der Traktecken durchgeführt werden, so ist neben der eigentlichen Zielgröße nicht nur die Anzahl Trakte pro Poststratum eine Zufallsgröße, sondern auch die Anzahl Traktecken pro Trakt und Stratum.

Zur Lösung dieses Problems präsentiert WILLIAMS (1962) einen allgemeingültigen, designbasierten Varianzschätzer für poststratifizierte Stichproben am Beispiel einer zweistufigen Stichprobenauswahl. WILLIAMS (1962) definiert die Poststratifizierung auf Trakteckenebene als zweistufige Stichprobenauswahl, bei der die Stichprobenelemente (Traktecken) nicht nur in 1 bis L Straten sondern zusätzlich in 1 bis C Einheiten (Trakte) aufgeteilt werden.

Weitere Lösungsansätze bieten der Jackknife-Schätzer

$$v\langle \hat{Y}_{st} \rangle = \sum_{l=1}^L \left(\frac{c_l - 1}{c}\right) \sum_{c \in l} (Y_{lc} - \hat{Y}_l)^2 \quad (2.19)$$

nach JONES (1974) oder andere modellbasierte Schätzer³ (VALLIANT, 1993; SÄRNDAL ET AL., 1992). Y_{lc} ist der poststratifizierte Schätzer, kalkuliert unter Ausschluss des Traktes c . \hat{Y}_l ist der arithmetische Mittelwert aus Y_{lc} .

Der entscheidende Vorteil der Poststratifizierung liegt in dem Wissen um Verteilungen der Zielgrößen begründet. Das Auftreten von nicht oder unterbesetzten Straten kann somit vermieden werden. Weiterhin ist die Reduktion des Stichprobenfehlers möglich, ohne dass Kosten für Hilfs- und Zusatzinformationen entstehen.

2.1.6 Fehlklassifikationen bei der Stratifizierung

Wenig problematisch im Hinblick auf die Interpretation der Ergebnisse ist die unexakte Klassenzuordnung von Stichprobeneinheiten auf Grund der Betrachtung multinomial (nominal, ordinal, stetig) ausgeprägter Hilfsgrößen. Dies führt zu einer Steigerung der Varianz und des Stichprobenfehlers (KÖHL, 2001; MCROBERTS ET AL., 2006). Die Schätzung der Zielgröße selbst bleibt unbeeinflusst.

Dagegen ist die Fehlklassifikation binomial ausgeprägter Merkmale, wie der Waldstatus, die anschließend in eine Flächenschätzung münden, vor allem bei der Anwendung modellbasierender Klassifizierungsalgorithmen kritisch zu beurteilen. Eine solche Fehlklassifikation kann zu verzerrten Anteils- und Flächenschätzungen führen. Zwei Konventionen müssen somit erfüllt sein:

- Es muss eine schlüssige, durch eindeutige Parameter beschriebene Walddefinition vorgegeben werden.
- Die Parameter der Walddefinition, anhand derer die Klassifizierung erfolgt, müssen in dem Medium, mit dessen Hilfe der Waldentscheid durchgeführt wird, klar erkennbar bzw. messbar sein.

³ Weitere modellbasierte Schätzer können sein: „Balanced Repeated Replication Variance Estimator“, „Linearization Variance Estimator“.

Der Waldentscheid kann mit Hilfe von Luftbildern erfolgen, wie es die Beispiele der Nationalinventuren der Schweiz und Italiens zeigen. Die erhobenen Hilfsvariablen sind hier u. a. die Baumhöhe und der Deckungsgrad, siehe bspw. KELLER (2001) und TOSÍ (2003, mündlich). In Frankreich werden natürliche Formationen, wie Wald, Wirtschaftswald, Pappelbestände, Hecken, Baumreihen unterschieden (<http://www.ifn.fr/pages/index-gb.html>). Eine über Luftbilder hergeleitete Stratifizierung nach dem Waldstatus wird als hinreichend genau angenommen, wie dies die weite Verbreitung des Luftbildeinsatzes bei Inventuren, Forsteinrichtungen oder bei der Erstellung der Forstgrundkarte bestätigt. Bei der Stratifizierung mittels räumlich gering aufgelöster Satellitensysteme kann es dagegen schon beim Wald/Nichtwald-Entscheid zu Fehlklassifikationen kommen, was unter anderem an der nicht exakten Reproduzierbarkeit der bisher verwendeten Walddefinition in Satellitendaten liegt. Eine Veränderung der Walddefinition, welche auf ein bestimmtes Satellitensystem spezifiziert ist, wäre möglich, aber im Hinblick auf die Konsistenz von Zeitreihen, die auf die Schätzung von Veränderungen zielen, problematisch.

2.1.7 Zweiphasige Stichprobe mit Regressionschätzern

Die kostengünstige Hilfsvariable wird an einer großen Zahl von Stichprobenelementen in der ersten Inventurphase erhoben. An einer Unterstichprobe der ersten Phase erfolgt die Aufnahme der kostenintensiven Zielgröße. Anschließend wird bei der Zweiphasigen Stichprobe mit Regressionschätzern mittels der Punkte, die sowohl terrestrisch als auch in der Fernerkundungsphase erhoben wurden, eine Regressionsfunktion erstellt. Der daraus resultierende Regressionskoeffizient $r\hat{e}g_{yy'}$ dient neben der Differenz aus dem Mittelwert aller Hilfsinformationen \hat{Y}'_{fe} minus der Hilfsinformationen, an denen terrestrische Aufnahmen durchgeführt worden \hat{Y}'_t , zur Korrektur des allein auf den terrestrischen Erhebungen beruhenden Mittelwertes \hat{Y}_t . Für Inventurzwecke werden hier meist einfache lineare Regressionsmodelle genutzt. Je strenger der Zusammenhang zwischen Hilfsvariable und Zielgröße ist, desto genauer werden die Inventurergebnisse. Zu beachten ist, dass Regressionschätzer nur für große Stichprobenumfänge asymptotisch unverzerrte Schätzer liefern (DEES, 1998).

2.1.7.1 Schätzung von Mittelwerten mit Regressionschätzern durch SRS im Gesamtgebiet

Die Zielgröße und deren Varianz kann mittels eines Regressionsmodells geschätzt werden durch:

$$\hat{Y}_{reg} = \hat{Y}_t + r\hat{e}g_{yy'}(\hat{Y}'_{fe} - \hat{Y}'_t) \quad (2.20)$$

$$v\langle \hat{Y}_{reg} \rangle = \frac{s_{y \cdot y'}^2}{n_{fe}} + \frac{s_y^2 - s_{y \cdot y'}^2}{n_t} \quad (2.21)$$

mit:

$$s_{y \cdot y'}^2 = \frac{1}{n_{fe} - 2} \left\langle \sum_{j=1}^n (Y_{tj} - \hat{Y}_t)^2 - r\hat{e}g_{yy'}^2 \sum_{j=1}^n (Y'_{tj} - \hat{Y}'_t)^2 \right\rangle \quad (2.22)$$

und

$$s_y^2 = \frac{\sum_{j=1}^n (Y_{tj} - \hat{Y}_t)^2}{n_{fe} - 1} \quad (2.23)$$

\hat{Y}_t , \hat{Y}'_{fe} und \hat{Y}'_t werden separat mittels der Formel 2.1 berechnet. $r\hat{e}g_{yy'}$ ist der Regressionskoeffizient einer einfachen linearen Regression von y auf y' .

Der modell-basierte Regressionschätzer ist nach MANDALLAZ (2008) definiert durch:

$$\hat{Y}_{reg} = \frac{1}{n_{fe}} \sum_{j=1}^{n_{fe}} \hat{Y}_{fe} + \frac{1}{n_t} \sum_{j=1}^{n_t} R_{t,j} \quad (2.24)$$

mit $R_{t,j} = Y_{t,j} - Y_{fe,j}$, wobei für die Schätzung von $Y_{fe,j}$ sowohl externe oder interne Modelle genutzt werden können. Dabei ist von Vorteil, dass externe, multinomiale oder nicht lineare im Vorfeld der Inventur bereits existierende Modelle anwendbar sind. Interne Modelle, adjustierbar durch die Nutzung von Hilfsvariable und terrestrisch erhobener Zielgröße über $Y_{fe,j} = \hat{Y}_t + \omega(Y'_{fe,j} - \hat{Y}'_{fe})$ und $R_{t,j} = Y_{t,j} - \omega(Y'_j)$ mit ω als Regressionsparameter, sind ebenso einsetzbar. Die Varianz des modell-basierten Regressionsschätzers für eine einfache Stichprobe berechnet sich nach Formel 2.25:

$$v\langle \hat{Y}_{reg} \rangle = \left(1 - \frac{n_t}{n_{fe}}\right) \frac{1}{n_t} \frac{1}{n_t - 1} \sum_{j=1}^{n_t} (R_{t,j} - \hat{R}_t)^2 + \frac{1}{n_{fe}} \frac{1}{n_t - 1} \sum_{j=1}^{n_t} (Y_{t,j} - \hat{Y}_t)^2 \quad (2.25)$$

mit \hat{R}_t als arithmetischer Mittelwert nach Formel 2.1.

2.1.7.2 Schätzung von Mittelwerten mit Regressionsschätzern durch CS im Gesamtgebiet

Erfolgt die Aufnahme einer zweiphasigen Stichprobe mit Regressionsschätzern durch eine Traktinventur, gibt es zwei Wege zur Ermittlung der Zielgröße und deren Varianz; einmal durch Nutzung der Information auf Elementebene oder andererseits auf Traktebene. Substituiert man die Formeln zur Auswertung einer Traktinventur nach Abschnitt 2.1.2.2 in die zweiphasigen SRS-Regressionsschätzer nach Abschnitt 2.1.7.1, entstehen CS-Regressionsschätzer auf Traktebene. Der Zustandschätzer ist demnach definiert durch:

$$\hat{Y}_{c,reg} = \hat{Y}_{c,t} + r\hat{e}g_{yy'} \left(\hat{Y}'_{c,fe} - \hat{Y}'_{c,t} \right) \quad (2.26)$$

mit der Varianz:

$$v\langle \hat{Y}_{c,reg} \rangle = \frac{s_{y,y'}^2}{n_{c,fe}} + \frac{s_y^2 - s_{y,y'}^2}{n_{c,t}} \quad (2.27)$$

$\hat{Y}_{c,t}$, $\hat{Y}'_{c,fe}$ und $\hat{Y}'_{c,t}$ werden separat mittels der Formel 2.10 berechnet. Die vorher nötige Aggregation auf Traktebene erfolgt analog zur Formel 2.9. Der Stratenindex l entfällt. $s_{y,y'}^2$ berechnet sich demnach unter Clustersampling nach:

$$s_{y,y'}^2 = \frac{1}{c(c-1)} \left\langle \sum_{c=1}^C \left(\frac{M_c}{E\langle M_c \rangle} \right)^2 (Y_{c,t,c} - \hat{Y}_{c,t})^2 - r\hat{e}g^2 \sum_{c=1}^C \left(\frac{M_c}{E\langle M_c \rangle} \right)^2 (Y'_{c,t,c} - \hat{Y}'_{c,t})^2 \right\rangle \quad (2.28)$$

und s_y^2 nach Formel 2.13.

Modell-basiert erfolgt die Zustandsschätzung unter zweiphasigem Clustersampling mit Regressionsschätzern auf Trakteckenebene nach MANDALLAZ (2008) durch:

$$\hat{Y}_{reg} = \frac{\sum_{c=1}^{C_{fe}} M_{fe,c} Y_{fe,c}}{\sum_{c=1}^{C_{fe}} M_{fe,c}} + \frac{\sum_{c=1}^{C_t} M_{t,c} R_{t,c}}{\sum_{c=1}^{C_t} M_{t,c}} \quad (2.29)$$

wobei die Residuen auf Traktebene definiert sind, gemäß:

$$R_{t,c} = \frac{\sum_{m=1}^M I_{t,c,m} (Y_{t,c,m} - Y_{fe,c,m})}{M_{t,c}} \quad (2.30)$$

Ein asymptotisch unverzerrter Schätzer der Varianz des modell-basierten Mittelwertes für Traktstichproben ist:

$$v\langle \hat{Y}_{reg} \rangle = \left(1 - \frac{c_t}{c_{fe}}\right) \frac{1}{c_t} \frac{1}{c_t - 1} \sum_{c=1}^{C_t} \left(\frac{M_{t,c}}{\bar{M}_t} \right)^2 (R_{t,c} - \hat{R}_t)^2 + \frac{1}{c_{fe}} \frac{1}{c_t - 1} \sum_{c=1}^{C_t} \left(\frac{M_{t,c}}{\bar{M}_t} \right)^2 (Y_{t,c} - \hat{Y}_t)^2 \quad (2.31)$$

2.1.8 Mehrphasige Stichprobe zur Stratifizierung mit Regressionschätzern

Auch bei diesem Verfahren erfolgt in den ersten Phasen — hier als nur eine Phase angesehen — eine Stratifizierung der Stichprobenpunkte. Beim Vorgehen in der zweiten Phase gibt es zwei Möglichkeiten: Erstens, in der zweiten Phase werden alle Stichproben der ersten Phase zur Aufnahme der Hilfsvariablen herangezogen und in der dritten Phase erfolgt an einer Unterstichprobe der zweiten Phase die terrestrische Aufnahme, mit deren Hilfe ein Regressionsmodell abgeleitet wird. Oder Zweitens: Zur Aufnahme der Hilfsvariablen in der zweiten Phase wird nur eine Unterstichprobe der ersten Phase genutzt, aus der wiederum nur eine Unterstichprobe zu den terrestrischen Aufnahmen in der dritten Phase herangezogen wird. Dies beeinflusst zwar die Genauigkeit eines Schätzverfahrens und ist somit bei der Optimierung eines Stichprobenverfahrens zu testen, wirkt sich aber auf die Bildung der Schätzer — welche anschließend präsentiert werden — nicht aus.

Stratenschätzer, Gesamtschätzer und dessen Varianzschätzer wurden von Saborowski entwickelt (KÖHL, 1994) und berechnen sich wie folgt:

$$\hat{Y}_{l,reg} = \hat{Y}_{l,t} + r\hat{e}_{g_{l,yy'}} \left(\hat{Y}_{l,t} - \hat{Y}_{l,fe} \right) \quad (2.32)$$

mit der Varianz nach der bereits bekannten Formel 2.26. Die Berechnung des stratifizierten Regressionschätzers für das Gesamtgebiet unter Verwendung aller Phase-1-Proben zur Erhebung der Hilfsvariablen und dessen Varianz zeigen die Formeln 2.33 und 2.34:

$$\hat{Y}_{reg} = \sum_{l=1}^L \frac{n_l}{n} \hat{Y}_{l,reg} \quad (2.33)$$

$$v\langle \hat{Y}_{reg} \rangle = v\langle \hat{Y}_{l,reg} \rangle - \sum_{l=1}^L \frac{n_{l,fe}/n}{\sum n_l} \left(\frac{1}{n_{l,t}/n_l} - 1 \right) s_l^2 r_l^2 \quad (2.34)$$

mit $s_l^2 = \frac{1}{n_{l,t}-1} \sum_{j=1}^{n_{l,t}} (Y_{l,tj} - \hat{Y}_{l,t})^2$ und r_l^2 für die geschätzte Korrelation zwischen der Ziel- und der Hilfsvariablen im Stratum l .

Wird in der zweiten Phase nur an einer Unterstichprobe der ersten Phase die Hilfsvariable erhoben und aus dieser Phase-2-Stichprobe wird eine weitere Unterstichprobe gezogen, an der terrestrische Daten zur Herleitung der Regressionsbeziehung aufgenommen werden, erfolgt die Schätzung des Zustandes analog zu Formel 2.33. Die Varianz des Gesamtschätzers berechnet sich unter diesen Voraussetzungen nach:

$$v\langle \hat{Y}_{reg} \rangle = v\langle \hat{Y}_{l,reg} \rangle - \sum_{l=1}^L \frac{n_{l,fe}/n}{n_l} \left(\frac{1}{n_{l,t}/n_{l,fe}} - 1 \right) s_l^2 \left(\frac{1-r_l^2}{n_{l,t}/n_l} \right) \quad (2.35)$$

Die mehrphasige Stichprobe zur Stratifizierung mit Regressionschätzern unter Nutzung von Trakten als Stichprobeneinheiten erfolgt analog zu den hier vorgestellten Algorithmen unter Verwendung der Regressionschätzer des Abschnittes 2.1.7.2.

2.1.9 Anteils- und Flächenschätzungen

Lassen sich mittels bestimmter Verfahren (siehe Abschnitt 3.5) für den Nutzer hinreichend genaue Karten erstellen, so sind die Flächen und deren Anteile am Untersuchungsgebiet varianzfrei direkt aus dem GIS ableitbar. Wurden zur Erstellung der Karten mathematische Modelle genutzt, so unterliegen die Flächenwerte zumeist einer Verzerrung (Bias).

Weisen die erstellten Kartenwerke keine hinreichende Nutzergenauigkeiten auf, da sie bspw. nicht an die BWI-Walddefinition adaptiert wurden (siehe Abschnitt 3.5) oder die Datengrundlage der verwendeten Satellitenszenen keine entsprechend genaue Erstellung von Modellen zu ließ (siehe Abschnitt 5.1), bietet das Verfahren des „Area Frame Sampling“ (siehe 2.2.1) eine Möglichkeit zur Verbesserung der Anteilsschätzung.

Werden Erdbeobachtungsdaten visuell interpretiert, so erfolgen Anteilsschätzungen, z. B. der Wald- und Nichtwaldanteile, nach Gleichung (2.36):

$$\hat{p}_l = \frac{n_l}{n} \quad (2.36)$$

mit $n_l = \sum j$ und $j = 1$, wenn $j \in l$ sowie $j = 0$, wenn $j \notin l$.

Die Varianz des Anteilsschätzers unter Verwendung einer einfachen Punktstichprobe berechnet sich für große n nach:

$$v\langle \hat{p}_l \rangle = \frac{p_l q_l}{n} = \frac{p_l(1-p_l)}{n} \quad (2.37)$$

Wird, wie im Falle der BWI, die Anteilsschätzung aus einer Traktstichprobe ermittelt, so ist die Varianz des Anteilsschätzers über die Formel 2.13 zu schätzen (MAGNUSSEN und KÖHL, 2005).

Um die Fläche eines Stratums mit Formel 2.38 auch für kleine Gebiete hinreichend genau schätzen zu können, kann das Stichprobennetz mit Hilfe verschiedener Tools, z. B. GIS problemlos und zeit-effizient verdichtet werden. Die Varianzberechnung einer Flächenschätzung erfolgt nach Formel 2.39, wobei U als bekannt und fehlerfrei erhoben definiert ist.

$$\hat{\lambda}(U_l) = \hat{p}_l \lambda(U) \quad (2.38)$$

$$v\langle \lambda(\hat{U}_l) \rangle = \lambda^2(U) v\langle \hat{p}_l \rangle \quad (2.39)$$

Wurde die Fläche des Untersuchungsgebietes U ebenfalls geschätzt, so ist dies bei der Varianzschätzung für die Stratenfläche zu berücksichtigen:

$$v\langle \lambda(\hat{U}_l) \rangle = \lambda(\hat{U}) v\langle \hat{p}_l \rangle + v\langle \lambda(\hat{U}) \rangle \hat{p}_l \quad (2.40)$$

2.1.10 Schätzer für Totalwerte

In den Abschnitten 2.1.2 bis 2.1.8 wurden Algorithmen zur Schätzung von Mittelwerten im Gesamtgebiet präsentiert. Zielgrößen einer Inventur sind aber auch Totalwerte, wie das Vorrats-Total. Das Total ergibt sich aus dem Produkt des Gesamtmittelwertes und der Fläche des Inventurgebietes.

Ist U bekannt, berechnet sich das Total über Formel 2.41 und dessen Varianz nach Formel 2.42 (KÖHL, 1994):

$$\hat{Y} = \lambda(U) \hat{\bar{Y}} \quad (2.41)$$

$$v\langle \hat{Y} \rangle = \lambda^2(U) v\langle \hat{\bar{Y}} \rangle \quad (2.42)$$

Wurde die Fläche des Untersuchungsgebietes U geschätzt, erfolgt die Berechnung des Totals über Formel 2.43 und dessen Varianz nach Formel 2.44:

$$\hat{Y} = \lambda(\hat{U}) \hat{\bar{Y}} \quad (2.43)$$

$$v\langle \hat{Y} \rangle = \lambda(\hat{U}) v\langle \hat{\bar{Y}} \rangle + v\langle \lambda(\hat{U}) \rangle \hat{\bar{Y}} \quad (2.44)$$

2.1.11 Ratioschätzer

Soll eine Zielgröße mit einem Flächenbezug dargestellt werden, kommen Ratio-, oder auch Quotientenschätzer genannt, zur Anwendung. Typische forstliche Zielgrößen mit Flächenbezug stellen der Vorrat, die Stammzahl oder die Grundfläche pro Hektar dar.

2. Inventurverfahren

Für eine mittels Formel 2.38 geschätzte Fläche berechnet sich der Quotient aus dem Total der Zielgröße im Gesamtgebiet durch die Waldfläche $\lambda(U_i)$ nach:

$$\hat{R} = \frac{\hat{Y}}{\hat{\lambda}(U_i)} \quad (2.45)$$

Ein intuitiv verständlicher Varianzschätzer dieses Quotienten, bestehend aus zwei Zufallsvariablen, wird in LOETSCH und HALLER (1964) bzw. in DE VRIES (1986) präsentiert. Für SRS ergibt sich:

$$v\langle \hat{R} \rangle = \hat{R}^2 \left\langle \frac{v\langle \hat{U}_i \rangle}{\lambda^2(\hat{U}_i)} + \frac{v\langle \hat{Y} \rangle}{\hat{Y}^2} - 2 \frac{s_{U_i Y}}{n \hat{U}_i \hat{Y}} \right\rangle \quad (2.46)$$

Für CS gilt entsprechend:

$$v\langle \hat{R} \rangle = \hat{R}^2 \left\langle \frac{v\langle \hat{U}_i \rangle}{\hat{U}_i^2} + \frac{v\langle \hat{Y} \rangle}{\hat{Y}^2} - 2 \frac{s_{U_i Y}}{c \hat{U}_i \hat{Y}} \right\rangle \quad (2.47)$$

Der Term $-2 \frac{s_{U_i Y}}{n \hat{U}_i \hat{Y}}$ bzw. $-2 \frac{s_{U_i Y}}{c \hat{U}_i \hat{Y}}$ entfällt, wenn die Waldfläche durch eine unabhängige, unverbundene Stichprobe geschätzt wird.

Steht dagegen eine modellbasierte Karte im GIS zur Verfügung, ist die Varianz der Fläche Null. Hierfür muss der „Mean Square Error“ (MSE)

$$MSE\langle \hat{U}_i \rangle = v\langle \hat{U}_i \rangle + bias\langle \hat{U}_i \rangle^2 \quad (2.48)$$

berücksichtigt werden.

2.1.12 Schätzungen für Nominal- und Ordinaldaten

Eine besondere Bedeutung bei der Herleitung von Schätzwerten haben Daten auf einem nominalen bzw. ordinalen Skalenniveau. Eine Angabe von arithmetischen Mittelwerten und deren Fehler ist nicht zulässig. Aus diesem Grund ist es für Nominaldaten (z. B. Baumarten) nur möglich, sie als Eingangsgrößen für eine Stratifizierung zu nutzen bzw. Häufigkeitsverteilungen, den Flächenbezug oder Anteile im Inventurgebiet (Abschnitt 2.1.9) zu schätzen. Letztere dienen als Eingangsgrößen für eine Vielzahl von Diversitätsindizes. Drei häufig verwendete Diversitätsindizes werden in BOLTE ET AL. (2007) präsentiert und sollen hier kurz beschrieben werden:

- Alpha-Diversität: Gibt die Artenzahl pro standardisierter Flächengröße an.
- Shannon-Weaver-Index: $H' = -\sum_{s=1}^S p_s \ln p_s$
mit H' = Diversitätsindex, $1, \dots, s, \dots, S$ = Klassenanzahl und $p_s = \frac{n_s}{n}$ = relative Häufigkeit einer Klasse. Die absolute Anzahl Klassen beeinflusst den Wert des Shannon-Weaver-Index. Er ist somit nur zwischen verschiedenen Aufnahmen vergleichbar, wenn die Klassenanzahl identisch ist (SHANNON und WEAVER, 1998).
- Evenness: $E = \frac{H'}{H_{max}}$
mit $H_{max} = \ln S$. Der Evenness-Index ist der Quotient aus Shannon-Weaver-Index und dessen von der Klassenzahl abhängigen maximalen Entropie. Aus der Berechnung des Evenness-Index resultiert ein relativer Wert, der unabhängig von der Klassenzahl vergleichbar ist. E nimmt den Wert 0 an, wenn nur eine Klasse angetroffen wird. E ist 1, wenn alle Klassen in ihrer Häufigkeit gleichverteilt sind (PIELOU, 1966).

Sollen Lagemaße für Ordinaldaten, wie Hemerobiestufen oder Verbiss-Stufen, angegeben werden, ist der Median zu verwenden. Dessen Variation lässt sich mittels Spannweiten, Quartilen oder Perzentilen unter Beachtung der Anzahl möglicher Stufen beurteilen. Statistisch zulässige analytische Methoden zeigt die Abbildung 2.1.

2. Inventurverfahren

Formeln 2.21 und 2.22 kann die Waldfläche und deren Varianz genauer geschätzt werden, als mit einem rein einphasigen Verfahren. Detailliert untersucht wird diese Fragestellung im Abschnitt 4.2.

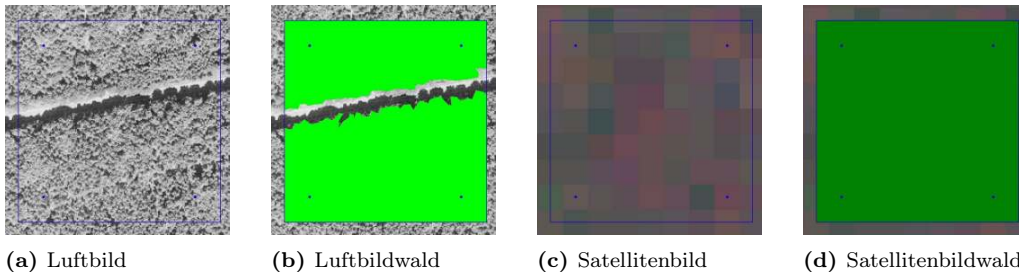


Abbildung 2.2: Waldfläche aus dem Luftbild und einer Waldmaske basierend auf *Landsat* innerhalb eines Segmentes

2.2.2 Regressionsschätzverfahren für Kleingebietsschätzungen

DEES (1996) diskutiert die Anwendung verschiedener Regressionschätzer für die Schätzung von Zielgrößen in kleineren Aussageeinheiten. Basierend auf den Ergebnissen dieser Arbeit sollen hier nur zwei Schätzer skizziert werden. Beide gründen auf der modellhaften Annahme sogenannter *synthetischer Schätzer*, bei denen die Beziehung zwischen Hilfs- und Zielvariable in allen Teilgebieten gleich ist. Der Regressionszusammenhang *rêg* wird somit über das gesamte Inventurgebiet erstellt und zur Schätzung der Totale in den Teilgebieten genutzt. Namentlich sind dies:

AUR asymptotisch unverzerrte Kleingebietsregressionsschätzer auf Traktebene (nach Formel 2.10.27 für die Summenschätzung und 2.10.30 für die Varianzschätzung in DEES (1996)) und auf Eckenebene (nach Formel 2.10.34 für die Summenschätzung und 2.10.36 für die Varianzschätzung in DEES (1996)). Angewandt wird dieses Modell bei zu hohem Bias des Gesamtmodelles im Teilgebiet und hoher Unterschätzung der Varianz des Schätzers. Hierbei gilt: Die Residuensumme im Teilgebiet ist aufgrund des globalen Regressionsparameters nicht mehr NULL.

GDR gedämpfte Kleingebietsregressionsschätzer auf Traktebene (nach Formel 2.10.46 für die Summenschätzung und 2.10.30 für die Varianzschätzung in DEES (1996)) und auf Eckenebene (nach Formel 2.10.46 für die Summenschätzung und 2.10.36 für die Varianzschätzung in DEES (1996)). Bei diesem Verfahren werden synthetische und AUR-Schätzer mittels des Gewichtungsfaktors h in der Form $\hat{Y} = (1 - h)\hat{Y}_{SYN} + h\hat{Y}_{AUR}$ kombiniert.

Als Datenbasis für Hilfsinformationen nutzt DEES (1996) *Landsat*-Daten. Unter Zuhilfenahme verschiedener Klassifikationsverfahren bildet er die Klassen Wald/Nichtwald, Laub-/Nadel-/Mischwald und untergliedert diese in Altersstufen. Für die Klassifikation standen ihm 3943 Trainingsgebiete mit insgesamt 12768 ha (rund 5% des Untersuchungsgebietes) zur Verfügung. Grundlage zur Einteilung der Trainingsgebiete in Klassen waren neben den BWI-Daten Digitale Landschaftsmodelle, Karten der Forsteinrichtung im öffentlichen Wald und Luftbilder. Vergleichsweise nutzte DEES (1996) zur Schätzungen von Vorrat, Waldfläche und Hektarvorrat direkt die Einrichtungsdaten des öffentlichen Waldes als Hilfsinformation.

Nach umfangreichen Simulationen und der Berechnung von Vertrauensintervallen gibt er für Forstinventuren im Traktdesign als Mindeststichprobenumfang je nach Zielgröße 15 bis 70 Waldtrakte an. Nicht die Anzahl Trakte im Inventurgebiet ist entscheidend, da die Nichtwaldtrak-

te stets für die Zielgröße den Wert Null annehmen. Sie tragen somit nichts für eine sichere Parameterschätzung bei. Ab einem solchen Stichprobenumfang von Waldtrakten können Zielgrößen unverzerrt und mit gültigen Vertrauensintervallen geschätzt werden. Die Simulationen haben gezeigt, dass die Regressionsmodelle basierend auf den Traktecken günstiger und auf Grund der höheren Anzahl Beobachtungen stabiler sind.

Beurteilt werden die Schätzer anhand ihres Bias (overall relative bias) und der Überdeckungsrate der Vertrauensintervalle (beruhend auf der t-Verteilung und einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 %) aus den etwa 1000 Wiederholungen der Stichprobenziehung. AUR- und GDR-Schätzer sind ab einer Zahl von fünf Waldtrakten pro Teilgebiet mit einer Überdeckungsrate der Vertrauensintervalle von > 90 % sinnvoll nutzbar. Ihr Unterschied ist bei systematischen Inventuren vernachlässigbar, da die etwas besseren Bias- und Überdeckungswerte der AUR-Schätzer auf die Differenz zwischen realisiertem und erwartetem Teilgebietsstichprobenumfang zurückzuführen ist.

AUR-Schätzer sind additiv. Der Gesamtgebietsschätzer resultiert aus den Teilgebietsschätzern. Sie weisen einfachere Schätzalgorithmen auf und sind ohne Überprüfung von Modellvoraussetzungen anwendbar. Erhöht sich der Stichprobenumfang, so schätzen sie eher konservativ.

Diese Verfahren sind generell sowie als Alternative zu Netzverdichtungen nutzbar. Sollen in einem Gebiet nicht nur terrestrische Inventuren durchgeführt werden, sondern auch unter Nutzung von Satellitendaten Karten erstellt werden, so lassen sich beide Informationsquellen verbinden. Die Karteninformationen lassen sich zur Verringerung des Schätzfehlers der terrestrischen Inventur nutzen, die terrestrischen Daten zur Verifizierung der Kartenqualität (SÄRDAL ET AL., 1992; DAHM, 1995).

2.3 Stichprobenverfahren für Folgeinventuren

Nicht nur die Aussage über den stehenden Holzvorrat ist heute wichtig, sondern im Zuge einer nachhaltigen Bewirtschaftung auch die Quantifizierung von Veränderungen. Durch die Einführung von großräumigen, forstlich anwendbaren Stichprobenverfahren ab den 1930er Jahren und die Entwicklung der Kontrollstichprobe durch Schmid-Haas in den 1960er Jahren wurde ein Instrument zur Handhabung dieser Problematik geschaffen (KÖHL, 1994). Kontrollstichproben, d. h. die wiederholende Aufnahme von ein und denselben permanenten Stichprobenpunkten, dienen vor allem der Herleitung von Veränderungsschätzungen über die Zeit. Die hierfür benötigten Zustandsschätzer und deren Varianzen für ein bestimmtes Stichprobengebiet wurden in den Abschnitten zu den Stichprobenverfahren in Kapitel 2.1 beschrieben. Zur besseren Differenzierbarkeit werden die Zustandsschätzer von unterschiedlichen Zeitpunkten in der Nomenklatur wie folgt unterschieden:

$\hat{X}, v\langle\hat{X}\rangle$	geschätzte mittlere räumliche Dichte der Zielgröße und deren Varianz zum Zeitpunkt 1,
$\hat{Y}, v\langle\hat{Y}\rangle$	geschätzte mittlere räumliche Dichte der Zielgröße und deren Varianz zum Zeitpunkt 2 und
$\hat{Z}, v\langle\hat{Z}\rangle$	geschätzte mittlere räumliche Dichte der Zielgröße und deren Varianz zum Zeitpunkt 3.

2.3.1 Continuous Forest Inventory (CFI)

Sind die Zustandsschätzer für zwei Zeitpunkte ermittelt worden, ergibt sich die Veränderung G aus der Differenz der Mittelwerte beider Zeitpunkte:

$$\hat{G} = \hat{Y} - \hat{X} \quad (2.49)$$

2. Inventurverfahren

deren Varianz aus:

$$v\langle\hat{G}\rangle = v\langle\hat{X}\rangle + v\langle\hat{Y}\rangle - 2r_{YX}\sqrt{v\langle\hat{X}\rangle}\sqrt{v\langle\hat{Y}\rangle} \quad (2.50)$$

Die aufgenommenen Werte zu beiden Inventurzeitpunkten sind nicht unabhängig; die Werte korrelieren, wobei der Korrelationskoeffizient r_{YX} mit zunehmenden Zeitabstand zwischen zwei Inventuren abnimmt. Trotz allem fällt die Varianzschätzung für Veränderungen bei abhängigen, wiederholt aufgenommenen Proben immer geringer aus, als wenn unabhängige Proben aufgenommen würden. Der Vorteil bei der Anwendung der CFI-Methode liegt also eindeutig in der Reduktion der Varianz der Schätzung der Veränderung. Die Varianz der Zustandsschätzungen wird nicht beeinflusst (KÖHL, 1994).

Sichtbar oder auch unsichtbar markierte permanente Probeflächen können bei der Erstinventur repräsentativ ausgewählt werden. Oft werden aber auch unsichtbare Punkte im Laufe der Zeit in ihrer Lage bekannt, z. B. durch eine terrestrische Trakt-Vorklärung durch die örtlichen Bewirtschafter. Eine veränderte Bewirtschaftung im Gegensatz zur Umgebung ist nicht auszuschließen, sei es bewusst oder unbewusst; die Proben werden vor allem in Wirtschaftswäldern zunehmend unrepräsentativer. Somit kann man von den Stichprobenflächen später nicht mehr auf die ganze Waldfläche schließen. Inventurresultate, von denen man nicht weiß, ob sie den Zustand und die Entwicklung des Waldes unverfälscht wiedergeben und wie groß allenfalls die systematischen Fehler sind, können die Strategien, welche auf Basis dieser Ergebnisse entwickelt werden, wertlos machen oder im schlimmsten Fall zu ungewünschten, gegenläufigen Reaktionen führen.

TRAUB (2001) führte hierzu eine Untersuchung auf Basis von temporären und permanenten LFI II-Daten⁴ eine Signifikanzanalyse durch. Es konnte kein signifikanter Einfluss der Markierungen auf die Bewirtschaftung der Probeflächen nachgewiesen werden. Allerdings ist der Zeitraum, indem Bewirtschaftungsveränderungen nachgewiesen werden sollten, mit etwa 10 Jahren für forstliche Maßstäbe sehr kurz.

2.3.2 Sampling with Partial Replacement (SPR)

Um diesen schwer quantifizierbaren Nachteil der CFI-Methode zu umgehen, wurde in den 1960er Jahren ein Stichprobenverfahren eingeführt, bei dem ein teilweiser Ersatz von Stichproben zwischen den Inventurzeitpunkten vorgenommen wird, d. h. dieses Verfahren nutzt sowohl temporäre als auch permanente Proben (WARE und CUNIA, 1962; CUNIA und CHEVROU, 1969).

COCHRAN (1977) gibt für die Maximierung der Genauigkeit Empfehlungen hinsichtlich des Austausches von Proben:

- Soll die Veränderung geschätzt werden, so ist es günstig, immer dieselbe Stichprobe zu verwenden.
- Soll der Durchschnitt zu allen Zeitpunkten geschätzt werden, so ist es am günstigsten, jedes Mal eine neue Stichprobe zu ziehen.
- Sollen Zeitreihen, also periodische Schätzungen erhoben werden, so eignen sich Stichproben ebenso gut, bei denen immer dieselbe Elementmenge verwendet wird, wie Stichproben, die jedes Mal ganz neu und unabhängig gezogen werden. Günstiger als diese beiden Extreme ist es, jedes Mal einen Teil der Elemente auszutauschen.

Daraus folgt: Es gibt Proben, die wiederholt aufgenommen werden und Proben, die neu erhoben werden. Für zwei zeitlich aufeinander folgende Inventuren in ein und demselben Gebiet wird nachstehende bekannte Nomenklatur eingeführt:

- n_{1-} nur zum Zeitpunkt EINS aufgenommene Proben, ungebundene Proben,

⁴ LFI II = Zweites Landesforstinventar der Schweiz

- n_{12} zu beiden Zeitpunkten aufgenommene Proben, gebundene Proben,
- n_{-2} nur zum zweiten Zeitpunkt erhobene Proben, ungebundene Proben,
- $n_1 = n_{1-} + n_{12}$ und
- $n_2 = n_{12} + n_{-2}$.

Die Herleitung von aktuellen Zustandsschätzungen bei Folgeinventuren gestaltet sich im Gegensatz zu CFI komplizierter. In einem ersten Schritt werden die Wiederholungsmessungen n_{12} des zweiten Zeitpunktes über eine einfache lineare Regression mit den Ausgangswerten zum ersten Zeitpunkt in Beziehung gesetzt. Diese Regressionsbeziehung wird genutzt, um die Zustandswerte der zweiten Aufnahme für die temporären Proben der ersten Aufnahme zu prognostizieren.

$$\hat{Y}_I = \hat{Y}_{12} + \hat{\beta}_{YX} (\hat{X}_1 - \hat{X}_{12}) \quad (2.51)$$

\hat{Y}_{12} , \hat{X}_1 und \hat{X}_{12} werden analog zu den entsprechenden Formeln für die Zustandsschätzung im Abschnitt 2.1.2 berechnet, ebenso wie $v\langle\hat{Y}_{12}\rangle$, $v\langle\hat{X}_1\rangle$ und $v\langle\hat{X}_{12}\rangle$. Für den kleinsten Quadratschätzer von β_{YX} gilt:

$$\hat{\beta}_{YX} = \frac{s\langle XY \rangle}{s^2\langle\hat{X}_{12}\rangle}$$

mit
$$s^2\langle\hat{X}_{12}\rangle = \frac{\sum_{j=1}^{n_{12}} (X_{12j} - \hat{X}_{12})^2}{n_{12} - 1}$$

und
$$s\langle XY \rangle = \frac{\sum_{j=1}^{n_{12}} (X_{12j} - \hat{X}_{12})(Y_{12j} - \hat{Y}_{12})}{n_{12} - 1}$$

SCOTT (1984) bemängelt, dass in bisherigen Arbeiten zu SPR oft von der wahren Varianz der Zielgröße im Untersuchungsgebiet ausgegangen wird. Dies ist für eine praktische Anwendung nahezu unmöglich. SCOTT und KÖHL (1994) und KÖHL (1994) präsentieren anhand der Vorschläge von BICKFORD ET AL. (1963) und CUNIA und CHEVROU (1969) Methoden mit den zugehörigen Formeln, um die benötigten Varianzen aus erfolgten Inventuren zu schätzen. Somit ergibt sich die Varianz des Regressionsschätzers aus:

$$v\langle\hat{Y}_I\rangle = s^2\langle Y.X_{12} \rangle \left[\frac{1}{n_{12}} + \frac{(\hat{X} - \hat{X}_{12})^2}{\sum_{j=1}^{n_{12}} (X_{12j} - \hat{X}_{12})^2} \right] + \frac{s^2\langle\hat{Y}_{12}\rangle - s^2\langle Y.X_{12} \rangle}{n_1} \quad (2.52)$$

wobei
$$s^2\langle Y.X_{12} \rangle = \frac{(1-r^2) \sum_{j=1}^{n_{12}} (Y_{12j} - \hat{Y}_{12})^2}{n_{12} - 2}$$

mit
$$r = \frac{s\langle XY \rangle}{s\langle X_{12} \rangle s\langle Y_{12} \rangle} = \text{geschätzter Korrelationskoeffizient}$$

und
$$s^2\langle\hat{Y}_{12}\rangle = \frac{\sum_{j=1}^{n_{12}} (Y_{12j} - \hat{Y}_{12})^2}{n_{12} - 1}$$

Der Mittelwert \hat{Y}_{II} und dessen Varianz für die Proben der Zweitaufnahme n_{-2} werden nach den Formeln des Abschnitts 2.1 berechnet. Der aktuelle Zustandsschätzer unter SPR \hat{Y} ergibt sich nun aus den mit dem Inversen ihrer Varianz gewichteten Mittelwerten:

$$\hat{Y} = \left(\frac{1}{v\langle\hat{Y}_I\rangle} \hat{Y}_I + \frac{1}{v\langle\hat{Y}_{II}\rangle} \hat{Y}_{II} \right) / \left(\frac{1}{v\langle\hat{Y}_I\rangle} + \frac{1}{v\langle\hat{Y}_{II}\rangle} \right) \quad (2.53)$$

2. Inventurverfahren

Die Schätzung der Varianz von \hat{Y} ist definiert durch:

$$v\langle\hat{Y}\rangle = 1/\left(\frac{1}{v\langle\hat{Y}_I\rangle} + \frac{1}{v\langle\hat{Y}_{II}\rangle}\right) \quad (2.54)$$

Dieses konsequente, mehrphasige Vorgehen ist für zwei Zeitpunkte mit drei Kategorien von Stichproben und für drei Inventurzeitpunkte mit nun schon sieben Stichprobenkategorien praktikabel. Mit zunehmender Zahl Aufnahmen wird die SPR-Schätzung sehr schnell unübersichtlich und kompliziert. Allerdings gibt es auch hierfür Lösungsvorschläge.

WARE und CUNIA (1962) liefern eine allgemeine SPR-Theorie, in der die unpraktikablen Bedingungen für SPR zu mehr als zwei Zeitpunkten von YATES (1949) beseitigt wurden:

- gleicher Stichprobenumfang zu allen Zeitpunkten,
- Anteil der ersetzten Proben ist zu jedem Zeitpunkt gleich,
- Varianz und Korrelation sind zu den Aufnahmezeitpunkten gleich und
- die Korrelation zwischen den Inventurzeitpunkten nimmt nach der Regel r, r^2, r^3, \dots ab.

Sie präsentieren Wege zur gleichzeitigen optimalen Schätzung von Mittelwert und Veränderungen, wobei für die Veränderungsschätzung selbst sieben Möglichkeiten aufgezeigt wurden.

- Der *beste unverzerrter lineare Schätzer* für den Zuwachs ist die Differenz aus zwei gewichteten Schätzern zu zwei Zeitpunkten (gewichtet mit dem Anteil gebundener und ungebundener Proben) und lässt intuitiv den kleinsten Stichprobenfehler erwarten, ist allerdings nicht additiv.
- Ein *Schätzer, der sich aus dem Gesamtmittel zum Zeitpunkt EINS und dem besten gewichteten Schätzer für das aktuelle Mittel zum Zeitpunkt ZWEI* ergibt, welcher additiv ist.
- Ein *Zuwachs-Schätzer, der nur über die wiederholt aufgenommenen (permanenten) Proben hergeleitet wird*. Er ist der einfachste Schätzer für den Zuwachs und entspricht somit für die Veränderungsschätzung der CFI-Methode.
- Ein *Schätzer, welcher nur die ungebundenen Proben berücksichtigt*. Praktisch heißt dies, es werden nur temporäre Proben zu den Inventurzeitpunkten aufgenommen.
- Ein *Schätzer, der auf den geschätzten Mittelwerten von wiederholt aufgenommenen und unabhängigen Proben basiert und mit dem Inversen ihrer Varianz gewichtet wird*. Sind die Populationsvarianzen und der Stichprobenumfang gleich, ist dieser genauso effizient wie der beste unverzerrte lineare Schätzer.
- Ein mit den Anteilen gebundener und ungebundener Proben gewichteter *Schätzer, der auf einem Gesamtmittelwert zu beiden Zeitpunkten beruht*.
- Ein *Schätzer, der aus dem Gesamtschätzer zum Zeitpunkt EINS und nur dem Regressions-schätzer des zweiten Zeitpunktes entsteht*, was praktisch dann der Fall ist, wenn die Stichprobenzahl reduziert bzw. nur eine Teilmenge der Proben wiederholt aufgenommen wird und keine neuen Proben hinzukommen.

COCHRAN (1977) zeigt Wege zur Optimierung des Austausches von Proben. Wenn gleichzeitig laufende und Differenzschätzwerte angestrebt werden, kann als gute praktische Regel abgeleitet werden, dass 2/3, 3/4 oder 4/5 der Stichprobeneinheiten in zwei aufeinander folgenden Stichproben wieder verwendet werden sollen. Dadurch wird der Stichprobenfehler für die Veränderung stark gesenkt, der für die Zustandsschätzung aber kaum gesteigert. Um das Verfahren der Veränderungsschätzung bei zunehmender Anzahl von Zeitpunkten nicht übermäßig zu verkomplizieren, schlägt er vor, nur die letzten beiden Inventurzeitpunkte zu berücksichtigen. Damit wird zwar die

Schätzung nicht so genau wie möglich, aber auch nicht wesentlich schlechter, da die Korrelation mit größer werdenden Abständen zwischen den Aufnahmezeitpunkten abnimmt. Dieses vereinfachte SPR-Verfahren wurde für das Zweite Landesforstinventar in der Schweiz angewandt (KÖHL, 1994; SCOTT und KÖHL, 1994) und wird in Abschnitt 2.3.3 weitergehend erläutert.

Erfolgt die SPR-Auswahl in einem stratifizierten Inventurgebiet, müssen sowohl \hat{Y}_I als auch \hat{Y}_{II} für jedes Stratum l separat ermittelt werden. Der Gesamtschätzer für \hat{Y}_I und \hat{Y}_{II} über das gesamte Inventurgebiet ergibt sich durch die Addition der einzelnen gewichteten Stratenschätzer:

$$\hat{Y}_I = \sum_{l=1}^L \frac{n_{l,fe,1}}{n_{fe,1}} \hat{Y}_{I,l} \quad (2.55)$$

$$\hat{Y}_{II} = \sum_{l=1}^L \frac{n_{l,fe,-2}}{n_{fe,-2}} \hat{Y}_{II,l} \quad (2.56)$$

Die Schätzung der Varianz von $\hat{Y}_{II,l}$ erfolgt nach den entsprechenden Formeln in Abschnitt 2.1. Für die Schätzung der Varianz von \hat{Y}_I bestehen zwei Möglichkeiten:

1. Die Stratifizierung der SPR-Proben erfolgte unter Nutzung aller Phase-1-Proben, es handelt sich hierbei um eine stratifizierte Stichprobe nach Abschnitt 2.1.2. In diesem Fall ist der stichprobenbasierende Varianzschätzer nach COCHRAN (1977):

$$v\langle \hat{Y}_I \rangle = \sum_{l=1}^L \frac{n_{l,fe}}{n_{fe}} \frac{n_{l,fe} - n_{l,12}}{n_{fe}} v\langle \hat{Y}_{I,l} \rangle \quad (2.57)$$

2. Erfolgt nur an einer Unterstichprobe in der zweiten Phase die terrestrische Aufnahme von Probepunkten (Double Sampling for Stratification), so wird die Varianz von \hat{Y}_I nach COCHRAN (1977) geschätzt durch:

$$v\langle \hat{Y}_I \rangle = \left(1 - \frac{1}{n_{1,fe}}\right) \sum_{l=1}^L \left(\frac{n_{l,fe} - 1}{n_{fe} - 1} - \frac{n_{l,12} - 1}{n_{1,fe}}\right) \frac{n_{l,fe}}{n_{fe}} v\langle \hat{Y}_{I,l} \rangle \left(1 - \frac{n_{fe}}{n_{1,fe}}\right) \sum_{l=1}^L \frac{n_{l,fe}}{n_{fe}} \frac{(\hat{Y}_{I,l} - \hat{Y}_I)^2}{n_{fe} - 1} \quad (2.58)$$

mit n_{fe} = Gesamtheit der Stichproben zum Zeitpunkt 2 und $n_{1,fe}$ = Gesamtheit der Stichproben zum Zeitpunkt 1. Der Varianzschätzer für das Mittel über alle neuen Plots \hat{Y}_{II} berechnet sich analog zu den beiden präsentierten Möglichkeiten für $v\langle \hat{Y}_I \rangle$.

Ist der Updateschätzer \hat{Y}_I und der Schätzer für die neuen Plots \hat{Y}_{II} und deren Varianzen berechnet, ergibt sich der Gesamtschätzer zum Zeitpunkt Zwei durch:

$$\hat{Y} = \sum \frac{1/v\langle \hat{Y}_o \rangle}{\sum_{o=1}^O 1/v\langle \hat{Y}_o \rangle} \hat{Y}_o \quad (2.59)$$

Die Fußnote o indiziert, auf welcher Stichprobenbasis \hat{Y}_o beruht. Die Varianz dieses Gesamtschätzers ist von Meier 1953 (SCOTT und KÖHL, 1994) entwickelt worden, wobei $\hat{w}_o = 1/v\langle \hat{Y}_o \rangle$ und $\hat{w} = \sum_{o=1}^O \hat{w}_o$:

$$v\langle \hat{Y} \rangle = \left(1 + \frac{4}{\hat{w}^2} \sum_{o=1}^O \frac{\hat{w}_o(\hat{w} - \hat{w}_o)}{m_o}\right) / \hat{w} \quad (2.60)$$

mit m_o = Freiheitsgrade für $v\langle \hat{Y}_o \rangle$, wenn $(n_{12} - 1) < m_1 < n_1$ und $m_2 < n_{-2}$ nach SCOTT und KÖHL (1994) erfüllt ist.

In KÖHL (1994) sind die für SPR möglichen Veränderungsschätzer dargestellt. G kann über die Differenz

2. Inventurverfahren

- aus \hat{Y} nach Formel 2.53 und X_1 ,
- aus \hat{Y}_{12} und \hat{X}_{12} und
- aus \hat{Y}_{-2} und \hat{Y}_{1-}

abgeleitet werden. Die erste Möglichkeit stützt sich dabei auf die Vorbedingung, dass die Varianzen der Größen \hat{X}_1 und \hat{X}_{12} gleich sind. Die zweite Alternative entspricht dem CFI-Verfahren. Die dritte Möglichkeit berechnet die Veränderung über ungebundene Stichproben. Deren Varianz ist somit immer größer, als wenn verbundene Stichproben zur Herleitung der Veränderung genutzt werden.

SCOTT (1984) präsentiert den von WARE und CUNIA (1962) entwickelten besten linearen, unverzerrten Schätzer für die Veränderungsberechnung unter SPR:

$$\hat{G} = \hat{A}\hat{Y}_{12} + (1 - \hat{A})\hat{Y}_{-2} + \hat{B}\hat{X}_{12} - (1 + \hat{B})\hat{X}_{1-} \quad (2.61)$$

mit der Varianz:

$$v\langle\hat{G}\rangle = \hat{A}^2 \frac{s^2\langle\hat{Y}_{12}\rangle}{n_{12}} + (1 - \hat{A})^2 \frac{s^2\langle\hat{Y}_{-2}\rangle}{n_{-2}} + \hat{B}^2 \frac{s^2\langle\hat{X}_{12}\rangle}{n_{12}} + (1 + \hat{B})^2 \frac{s^2\langle\hat{X}_{1-}\rangle}{n_{1-}} + 2\hat{A}\hat{B} \frac{s\langle XY\rangle}{n_{12}} \quad (2.62)$$

wobei $\hat{A} = n_{12} \frac{n_1 + n_{-2} \hat{\beta}_{XY}}{n_1 n_2 - n_{1-} - n_{-2} r^2}$

und $\hat{B} = -n_{12} \frac{n_2 + n_{1-} \hat{\beta}_{XY}}{n_1 n_2 - n_{1-} - n_{-2} r^2}$

mit $\hat{\beta}_{XY} = s_{XY} / s_{Y_{12}}^2$

Auf die Darstellung von SPR-Algorithmen für drei und mehr Zeitpunkte wird an dieser Stelle verzichtet, da das Prinzip zur Schätzung von \hat{Y}_I unter Nutzung der Proben n_{1-3} , \hat{Y}_{II} unter Nutzung der Proben n_{-23} und \hat{Y}_{III} unter Nutzung der n_{-3} Proben und deren Varianzen anhand der hier aufgeführten Formeln analog ist (SCOTT und KÖHL, 1994).

2.3.3 Vereinfachtes SPR-Verfahren (sSPR)

Vereinfachtes SPR-Verfahren heißt, dass zu jedem Inventurzeitpunkt ein teilweiser Ersatz der Proben stattfindet und somit der Einfluß einer menschlich bewusst oder unbewusst verzerrten Bewirtschaftung der permanenten ProbepLOTS minimiert wird, die Berechnung der Veränderungsgrößen aber nur auf den PLOTS beruhen, die zu den letzten beiden Inventurzeitpunkten erhoben wurden.

Vorteil von Veränderungsschätzungen, die nur auf den wiederholt aufgenommenen PLOTS n_{12} zum Zeitpunkt t und $t-1$ beruhen, ist die Möglichkeit, auch die Veränderung in Teilpopulationen zu schätzen. So lässt sich die forstliche Zielgröße des Zuwachses in die Kompartimente Einwuchs, verbleibender Bestand, Nutzung und Mortalität zerlegen. Aussagen zur Vitalität der Verjüngung, aber auch der Naturnähe (Totholz) sind dadurch ableitbar. Die Veränderung wird für jeden Plot berechnet. Die Schätzung der Gesamtveränderung und deren Varianz im Inventurgebiet für eine einfache unstratifizierte Stichprobe ergibt sich hiernach aus:

$$\hat{G} = \sum_{j=1}^{n_{12}} \frac{G_j}{n_{12}} \quad (2.63)$$

$$v\langle\hat{G}\rangle = \sum_{j=1}^{n_{12}} \frac{(G_j - \hat{G})^2}{n_{12}(n_{12} - 1)} \quad (2.64)$$

mit der Veränderung pro Plot G_j , auch als Bruttozuwachs inklusive Einwuchs bezeichnet. Nach KÖHL (1994) ist:

$$G_j = \phi_{s2} + \phi_{in} + \phi_{mo} + \phi_{us} - \phi_{s1} - \phi_{mo} - \phi_{us} = \phi_{s2} + \phi_{in} - \phi_{s1} \quad (2.65)$$

wobei die Terme der Gleichung 2.51 wie folgt definiert sind:

- ϕ_{s1} = Zustand der Veränderungsvariablen der überlebenden (survivor) Individuen zum Zeitpunkt 1,
- ϕ_{s2} = Zustand der Veränderungsvariablen der überlebenden (survivor) Individuen zum Zeitpunkt 2,
- ϕ_{in} = Zustand des Einwuchs (ingrowth) in die Stichprobe zum Zeitpunkt 2, z. B. durch das Überschreiten der Kluppschwelle für den Bhd,
- ϕ_{mo} = geschätzter Zustand der abgestorbenen Individuen zum Zeitpunkt des halben Inventurintervalls und
- ϕ_{us} = geschätzter Zustand der genutzten (used) Individuen zum Zeitpunkt des halben Inventurintervalls.

Durch die Definition des Nutzungs- bzw. Mortalitätsschätzers zum halben Inventurzeitpunkt wird eine systematische Überschätzung des Nettozuwachses verhindert. Die Fortschreibung der Einzelbaumattribute der von Nutzung oder Mortalität betroffenen Individuen erfolgt anhand von Einzelbaum-Wachstumsmodellen bis zum halben Inventurzeitraum. Dies kann lokal zu einer starken Über- oder Unterschätzung des Zuwachses führen, sollte sich bei einer Großrauminventur aber über die Fläche ausgleichen. Mit Hilfe dieser genannten Wachstumskompartimente sind aufbauend auf BEERS (1962) und LOETSCH ET AL. (1973) nach KÖHL (1994) weitere Veränderungsgrößen ableitbar:

- Bruttozuwachs des Anfangsvolumens = $\phi_{s2} - \phi_{s1}$,
- Nettozuwachs des Anfangsvolumens = $\phi_{s2} - \phi_{s1} - \phi_{mo}$,
- Nettozuwachs inklusive Einwuchs = $\phi_{s2} - \phi_{s1} + \phi_{in} - \phi_{mo}$ und
- Nettozunahme = $\phi_{s2} - \phi_{s1} + \phi_{in} - \phi_{mo} - \phi_{us}$.

Die Einteilung in die Zuwachskompartimente erfolgt auf der Einzelbauebene. Anschließend wird die lokale Dichte für die Plotdaten berechnet. Wird die Veränderung und deren Varianz nicht auf Basis eines einfachen unstratifizierten Stichprobenverfahrens hergeleitet, sind die entsprechenden Formeln für die Zustandsschätzer des Abschnittes 2.1 zu verwenden. Welche der Veränderungsgrößen verwendet wird, ist von der jeweiligen Fragestellung abhängig und muss somit dokumentiert und bei der Interpretation der Ergebnisse entsprechend berücksichtigt werden.

Kapitel 3

Untersuchungsgebiete und Datengrundlage

3.1 Testgebiete und BWI-Daten

Aufgabe des WEI-BWI-Projektes war es, die Verwertbarkeit von Fernerkundungsquellen zur Kartierung von Wald und Waldklassen sowie zur Gewinnung weiterer Hilfs- und Zusatzinformationen im Rahmen einer Großrauminventur wie der BWI zu untersuchen. Dabei war zu beachten, dass die Integration der Fernerkundungsdaten in das bestehende BWI-System unter Wahrung der Konsistenz erfolgt. Anhand typischer geographischer, morphologischer und standörtlicher Landschaftseigenschaften wurden im gesamten Bundesgebiet fünf großräumige Testgebiete (TG) ausgewählt. Innerhalb der definierten Gebiete sollten inventurtechnische Problematiken, wie verschiedene Verdichtungsgebiete, Meridiansprünge, Landes- und Staatsgrenzen auftreten. Zwischen den Testgebieten sollten Unterschiede hinsichtlich der Waldverteilung und der Bestockungstypen bestehen. Abbildung 3.1 zeigt die Lage der fünf installierten Testgebiete, deren Ausdehnung und die entstehenden Kosten für Satellitenszenen in Tabelle 3.1 dokumentiert sind. Durch das Institut für Forstökologie und Walderfassung der Bundesforschungsanstalt für Forst- und Holzwirtschaft wurden dem Projekt die BWI-Rohdaten in Form eines Datenbankauszuges für die Testgebiete bereitgestellt.

Tabelle 3.1: Testgebietsflächen und daraus abgeleitete Kosten der Fernerkundungsdaten

Testgebiet (TG)	Ausdehnung in km ²	Kosten <i>QuickBird</i> ^a in €	Kosten <i>Landsat</i> ^a in €
Westliches Mittelgebirge (TG 1)	8000	148.494,42	310,19
Nordostdeutsches Tiefland (TG 2)	10000	172.933,88	361,24
Östliches Mittelgebirge (TG 3)	5100	98.293,39	205,32
Alpen (TG 4)	4150	65.339,26	136,49
Pfälzerwald (TG 5)	3600	66.942,15	139,83

^a Quelle: EURIMAGE (2002); Börsenkurs: 1,00 Euro = 1,21 US Dollar; Stand 31. August 2004

Tabelle 3.2 zeigt die Anzahl (Wald-)Trakte und (Wald-)Trakteckpunkte in den Untersuchungsgebieten zu den BWI-Zeitpunkten I und II sowie die Anzahl Ecken bzw. Trakte welche zur Berechnung von Veränderungen zwischen beiden Zeiträumen herangezogen wurden. Die unterschiedliche Anzahl Waldtraktecken und Waldtrakte zwischen beiden Zeitpunkten in Rheinland-Pfalz resultiert zu einem geringen Anteil aus Waldflächenveränderungen, zu meist aber aus der Verdichtung des Inventurnetzes zum Zeitpunkt der BWI II.

3. Untersuchungsgebiete und Datengrundlage

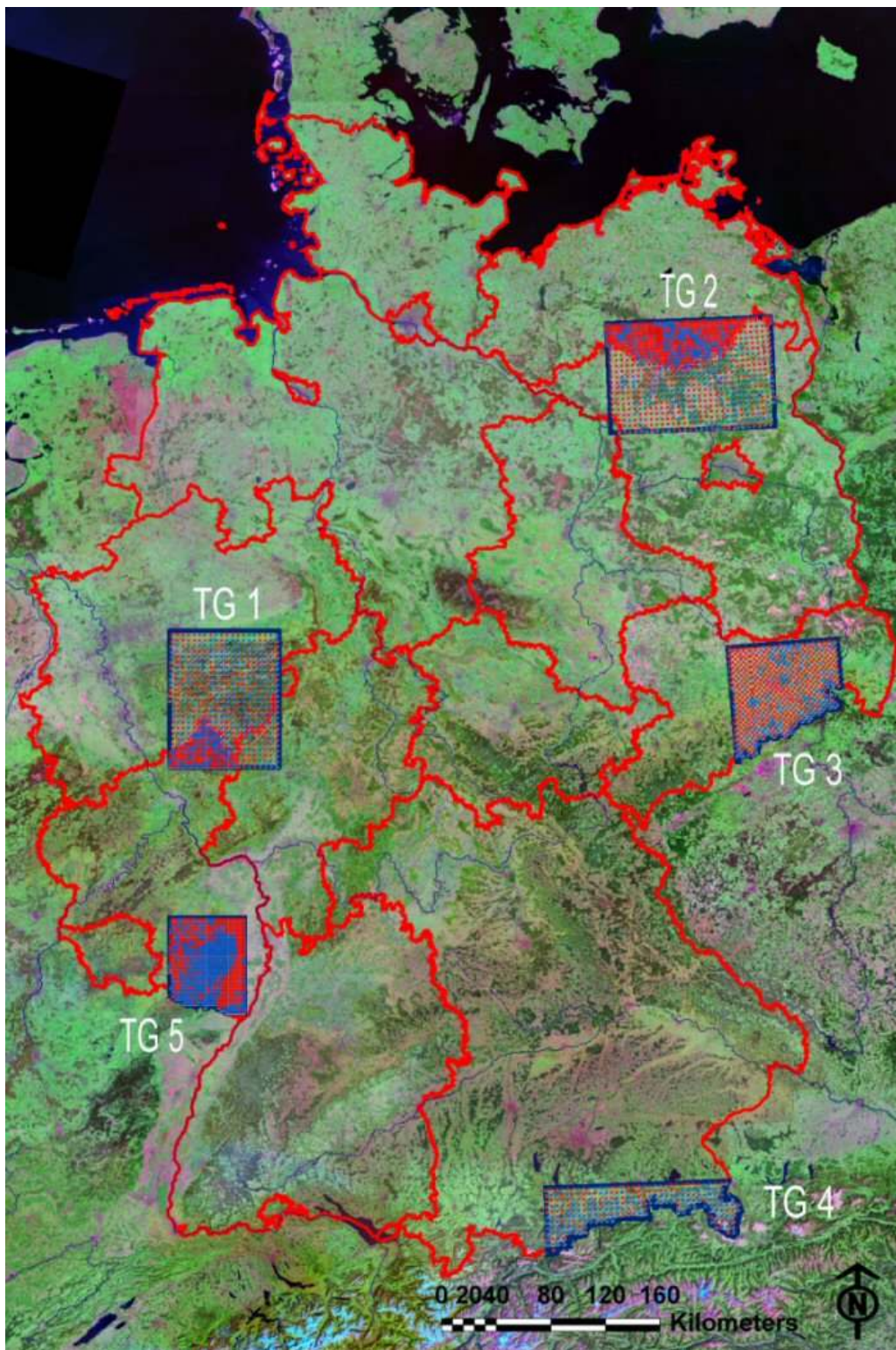


Abbildung 3.1: Testgebiete des WEI-BWI-Projektes; • Waldtraktpunkte, • Nichtwaldtraktpunkte zum Zeitpunkt der BWI II

Tabelle 3.2: Anzahl von (Wald-)Trakten und (Wald-)Trakteckpunkten, gegliedert nach Testgebieten und Bundesländern zum ersten und zweiten BWI-Zeitpunkt

TG	BL	VBL	Zeitpunkt BWI I		Zeitpunkt BWI II		Veränderung	
			Ecken	Trakte	Ecken	Trakte	Ecken	Trakte
Wald- und Nichtwaldproben								
1	HE	616	261	66	261	66	261	66
1	NRW	516	1516	382	1516	382	1480	382
1	RP	704	257	65	990	249	246	65
2	BB	1216			1796	450		
2	MV	1304			2552	643		
3	SN	1408			2497	628		
4	BY	916	977	245	977	245	962	242
5	RP	704	946	237	3600	901	930	237
			3957	995	14189	3564	3879	992
Waldproben								
1	HE	616	155	48	155	48	154	48
1	NRW	516	877	287	875	286	846	283
1	RP	704	137	49	488	174	127	47
2	BB	1216			672	200		
2	MV	1304			867	294		
3	SN	1408			741	264		
4	BY	916	591	176	587	176	576	173
5	RP	704	510	153	1969	586	494	148
			2270	713	6354	2028	2197	699

3.1.1 Testgebiet 1: Westliches Mittelgebirge

Die rechtwinklige Form des Testgebietes 1 wird im Nordwesten durch die Städte Dortmund und Hagen, im Südosten durch Gießen und Wezlar begrenzt. Es umfasst die Mittelgebirge Sauerland, Rothaargebirge und Teile des Westerwaldes, sowie des Bergischen Landes, die geologisch dem Rheinischen Schiefergebirge zuzuordnen sind. Die Höhe über NN steigt von etwa 200 m bei Dortmund bis 840 m am Kahlen Asten. Entsprechend dieser Übergänge aus der Westfälischen Bucht in die Mittelgebirgslandschaften steigt auch der jährliche Niederschlag von 700 mm bis auf 1400 mm. Die Jahresmitteltemperaturen nehmen entsprechend von rund 10°C bis hin zu 6,5°C ab. Das Testgebiet befindet sich in der Übergangszone vom atlantischen in das subatlantische Klima. Mit dem TG 1 werden Teile der Bundesländer Nordrhein-Westfalen und Hessen mit einem BWI-Stichprobennetz von 4 km x 4 km und Rheinland-Pfalz mit einem 2 km x 2 km Verdichtungsnetz abgedeckt. Entlang der Nord-Süd-Achse Dortmund-Altenkirchen vollzieht sich der Meridiansprung vom zweiten zum dritten Gauss-Krüger-Streifen. Die dominierende Landbedeckungskategorie im TG 1 ist mit rund 54 % der Wald. Der Anteil der Nadel und Nadelmischwälder liegt bei 63 %.

3.1.2 Testgebiet 2: Nordostdeutsches Tiefland

Das Testgebiet 2 umfasst Gebiete des Nordostdeutschen Tieflandes in Mecklenburg-Vorpommern und Brandenburg mit Teilen der Mecklenburger Seenplatte, des Müritzer Nationalparks, der Prignitz und der Uckermark, wobei es von den Städten Neubrandenburg im Norden, Oranienburg im Süden, Pritzwalk im Westen und der Linie Pasewalk/Eberswalde im Osten begrenzt wird. Der häufige Wechsel zwischen Feld und Wald, als auch zwischen Wald und Seen führte zur Auswahl als Testgebiet. Diese Landschaftsübergänge erweisen sich bei der Satellitenbildinterpretation und -klassifikation oft als problematisch. In Mecklenburg-Vorpommern wurde ein 2 km x 2 km-Netz eingerichtet, in Brandenburg ein 4 km x 4 km-Netz. Entlang der Linie Groß Schönebeck-Boizenburg verläuft der Meridiansprung vom 4. zum 5. Gauss-Krüger-Streifen.

3. Untersuchungsgebiete und Datengrundlage

Die vom Untersuchungsgebiet Nordostdeutsches Tiefland erfassten Flächen der beiden Bundesländer gliedern sich in sieben Wuchsgebiete. Diese zeichnen sich durch eine Jahresmitteltemperatur von etwa 8°C und einer Jahresniederschlagsmenge von 500 bis 600 mm aus. Die Durchschnittstemperatur der Vegetationsperiode beträgt in etwa 14,5°C. Der maritime Einfluss nimmt von Nordwesten nach Südosten ab und geht in kontinentales Klima über. Das Gebiet ist stark eiszeitlich geprägt. In den nördlichen Seengebieten gehört das TG zur planaren Höhenstufe. Die südlicheren Endmoränenlandschaften erreichen die kolline Höhenstufe. Das TG 2 ist auf rund 33 % der Fläche mit Wald bestockt, wobei Nadelwälder bzw. Nadelmischbestände mit 75 % an der Waldfläche dominieren.

3.1.3 Testgebiet 3: Östliches Mittelgebirge

Die Südgrenze des sächsischen Testgebietes bildet der Erzgebirgskamm (Grenze zu Tschechien). Die Grenze im Westen bildet die Silberstadt Freiberg, im Norden Riesa und im Osten Bautzen. Das Erzgebirge vom Kamm bis zum Erzgebirgsvorland, das Elbtal, die Dresdner und Kamenzer Heide, sowie die Sächsische Schweiz und Teile des Lausitzer Berglandes und der Oberlausitz sind Bestandteile des kontinental geprägten Testgebietes, dessen Grenzen acht Wuchsgebiete umfassen. Vom Elbtal bei Riesa (90 m über NN) bis zum Erzgebirgskamm (Kahleberg mit 905 m über NN) werden rund 800 Höhenmeter überwunden. Der Jahresniederschlag nimmt von Nordwesten her mit 650 mm kontinuierlich zu den Gebirgsrücken und -kämmen im südlichen und südöstlichen Teil des Testgebietes bis auf 1200 mm zu. Die mittlere Jahrestemperatur fällt dabei vom klimatisch begünstigten Elbtal von 9°C auf bis zu 2,5°C in einigen Hochkammlagen des Erzgebirges. Sachsen hat sich für die Installation eines 2,83 km x 2,83 km-Netztes entschieden. Der Waldanteil im TG3 beträgt 28 %, wobei die Waldflächen vor allem in den nördlicheren Heidelandschaften stark fragmentiert sind.

3.1.4 Testgebiet 4: Alpen

Die östliche und südliche Grenze des Testgebietes stellt die Grenze zu Österreich dar. Im Westen reicht das Testgebiet bis Murnau, im Norden bis Rosenheim. Es beinhaltet Landschaftsformen des Hochgebirges und des Alpenvorlandes der Wuchsgebiete Bayerische Alpen und Schwäbisch-Bayerische Jungmoräne und Molassevorberge. Die Höhe über NN steigt von Kolbermoor mit 450 m im Norden bis zur österreichischen Grenze kontinuierlich an, wobei im Südwesten mit dem Karwendel und im Südosten mit dem Watzmann Höhen von 2482 m über NN bzw. 2713 m über NN erreicht werden. Auf Grund der hohen Reliefenergie und damit einhergehender Licht- und Schatteneffekte sowie projektionsbedingter Verzerrungen sind die Bedingungen zur Kartierung von Waldflächen mit Hilfe der Fernerkundung kompliziert. Im Regierungsbezirk Oberbayern wurde das BWI-Grundnetz installiert. Die 50 % Waldanteil des TG 4 sind durch 74 % Nadelanteil geprägt. Die Jahresniederschläge steigen vom Alpenvorland von 900 mm bis auf über 2000 mm in den Kammlagen der Alpen. Die Jahresmitteltemperatur beträgt in den Tallagen etwa 8°C, in den Kammlagen hingegen nur 2°C.

3.1.5 Testgebiet 5: Pfälzerwald

Das fünfte Testgebiet umfasst das Biosphärenreservat Pfälzerwald, indem eine Netzverdichtung der BWI-Trakte bis auf 1 km x 1 km erfolgte. Begrenzt wird es im Osten durch eine Linie etwa 10 km westlich der Achse Worms und Karlsruhe, wobei Worms gleichzeitig die Ausdehnung des TG 5 nach Norden und Karlsruhe, sowie die französische Grenze das TG nach Süden abschließen. Die Nord-Süd-Linie durch die Stadt Miesau bildet die Westgrenze des TG 5. Der Pfälzerwald ist ein großes kompaktes Waldgebiet, indem der Nadel- und Laubholzanteil in etwa gleichverteilt sind. Der Waldanteil im TG 5 beträgt 53 %. Der topographische Anstieg von 110 m über NN aus dem Rheingraben erfolgt recht schnell bis auf eine Höhe von 670 m (Kalmit) und 680 m (Donnersberg). Danach fällt das Gelände in westlicher Richtung wieder auf 200 bis 400 m über NN. Der Pfälzerwald befindet sich im Übergangsbereich vom maritimen zum kontinentalem Klima. Die

Jahresniederschläge liegen zwischen 750 und 1000 mm. Die mittleren Jahrestemperaturen betragen zwischen 7 und 8,7°C.

3.2 Luftbilder, Topographische Karten und Digitale Geländemodelle

Für alle Testgebiete waren Luftbilder unterschiedlichster Qualität verfügbar. Die Orthophotos der Testgebiete 1, 3 und 5 mit einer räumlichen Auflösung von 0,94 m, 0,80 m und 1,00 m fanden Eingang in Kontrollzwecke, dem Area Frame Sampling zur Waldflächenkorrektur (siehe 4.2) und zur Punktinterpretation eines verdichteten Stichprobennetzes im Testgebiet 3. Ebenfalls für die Testgebiete 1 bis 5 standen die Topographischen Karten im Maßstab 1 : 25.000 (TK 25) in verschiedenen „Layern“, getrennt nach Landnutzungsklassen zur Verfügung. Der Vegetationslayer wurde als eigenständige Waldmaske verwendet und sollte als Vergleichsbasis der aus den Satellitenquellen erstellten Waldmasken dienen. Der TK-Vegetationslayer ist nicht an die BWI-Walddefinition angepasst. Die Aktualität dieser Waldmaske variiert von Meßtischblatt zu Meßtischblatt, sollte aber, da die Topographischen Karten von den Bundesländern in einem „rollenden System“ überarbeitet werden, kaum älter als zehn Jahre sein.

Vom Arbeitskreis Standortkartierung wurde freundlicherweise die Wuchsgebiets- und Wuchsbezirkskarte für Deutschland zur Verfügung gestellt. Sie dienen als Stratifizierungsgrundlage.

Für alle Testgebiete standen Digitale Geländemodelle (DGM) mit einer räumlichen Auflösung von 25 Metern (DGM 25) zur Verfügung. Verwendung fanden die DGM in Höhenzonierungs- und Expositionskarten. Die darin definierten Stufen können zur Stratifizierung oder zur klassenweisen Ableitung von Regressionsmodellen genutzt werden.

3.3 Satellitendaten

Innerhalb des Projektes sollten verschiedene Satellitenplattformen auf ihre Verwendbarkeit bei einer zukünftigen BWI getestet werden. Ein in den vergangenen zwei Jahrzehnten viel benutzter Sensor zur Kartierung von Wäldern und Waldklassen stammt aus dem *Landsat*-Satellitenprogramm.

Für die Abdeckung eines Testgebietes waren jeweils zwei *Landsat*-Satellitenszenen nötig. Abbildung 3.2 zeigt einen Ausschnitt des mosaikierten *Landsat*-Bildes im Testgebiet 2 *Nordostdeutsches Tiefland*, welches aus den Szenen TG 2 Ost und TG 2 West erstellt wurde. Westlich und östlich der „Cutline“ sind deutliche spektrale Unterschiede zu erkennen, die aus dem elfmonatigen Zeitfenster beider Aufnahmen entstehen. In diesem Zeitraum ändern sich die atmosphärischen Bedingungen, als auch die spektralen Eigenschaften der Lithosphäre (Wassergehalt, Fruchtanbau, etc.). Das Testen von kausalen Zusammenhängen zwischen Boden- und Fernerkundungsdaten muss somit szenenweise erfolgen, da durch ein globales Modell ein Genauigkeitsverlust zu erwarten ist. Eine Möglichkeit dies zu umgehen, wäre eine radiometrische Korrektur der Daten. Dies erfordert nach HALL ET AL. (1991) erhebliche Zusatzinformationen (Sensorkalibrierungsparameter, Atmosphäreneigenschaften, wie: vertikale Profile des atmosphärischen Wassergehaltes, der Aerosole und deren molekulare Zusammensetzung zu beiden Zeiträumen), die für eine gesamte Satellitenszene wie *Landsat* mit einem Ausmaß von 175 km x 160 km nur schwer retrospektiv flächendeckend zu erhalten sind. Aus diesem Grund wurde auf eine radiometrische Korrektur der Fernerkundungsdaten verzichtet, ist aber bei der Planung einer Großrauminventur, wie der BWI unter Verwendung von Satellitendaten zu diskutieren.

Um Veränderungen zwischen zwei BWI-Zeitpunkten kartieren zu können, wurden von dem Deutschen Zentrum für Luft- und Raumfahrt (DLR) unter Vermittlung des Umweltbundesamtes *Landsat5*-TM-Daten des Zeitpunktes 1990 und *Landsat7*-ETM-Daten von 2000 aus dem Corine Landcover Programm (CLC) der Europäischen Union bereitgestellt (Tabelle 3.3). Die geometrische Anpassung der *Landsat5*-Datenprodukte an die orthorektifizierten *Landsat7*-Produkte erfolgte durch die DLR. Für beide Zeitpunkte wurde ein Resampling-Verfahren angewandt, bei dem die native räumliche Auflösung des *Landsat*-Systems für die multispektralen Kanäle von 30 m x 30 m

3. Untersuchungsgebiete und Datengrundlage



Abbildung 3.2: Spektrale Unterschiede der Ost- und West-*Landsat7*-Szene des TG 2 *Nordostdeutsches Tiefland* (mosaikiertes Bild)

auf 25 m x 25 m und für den panchromatischen Kanal von 15 m x 15 m auf 12,5 m x 12,5 m erhöht wurde. Hintergrund für diese Datenmanipulation war der Erhalt einer räumlichen Auflösung, die mit den geforderten Kartiereinheiten von CLC mit einer räumlichen Auflösung von minimal einem Hektar korrespondieren.

Tabelle 3.3: Verwendete *Landsat*-Satellitenszenen

TG	Fläche	Zeitpunkt BWI I			Zeitpunkt BWI II		
		Sensor	Szene	Datum	Sensor	Szene	Datum
1 nord	5627,3	LS5	196024	25.05.1989	LS7	196024	15.05.2000
1 süd	3666,6	LS5	196025	05.08.1992	LS7	196025	05.07.2001
2 ost	9602,7	LS5	193023	07.07.1989	LS7	193023	14.08.2000
2 west	6389,5	LS5	194023	19.05.1992	LS7	194023	04.09.1999
3 nord	3562,5	LS5	192024	06.07.1991	LS7	192024	24.09.2000
3 süd	4928,8	LS5	192025	06.07.1991	LS7	192025	24.09.2000
4 ost	6906,9	LS5	192027	07.08.1991	LS7	192027	26.08.2001
4 west	4353,3	LS5	193027	30.08.1991	LS7	193027	13.09.1999
5 nord	1381,1	LS5	196025	05.08.1992	LS7	196025	05.07.2001
5 süd	3850,6	LS5	196026	05.08.1992	LS7	196026	02.09.1999

In den kommenden Jahren werden sich bestehende, räumlich sehr hoch auflösende Satellitensysteme zur Erdbeobachtung etabliert und in der Beschaffung von Datenmaterial verbilligt haben, bzw. werden sich auch diese Systeme in ihrer räumlichen und spektralen Informationstiefe weiterentwickeln. Um diesen Aspekt zu berücksichtigen, wurden für einen Ausschnitt des Testgebietes 5 *Pfälzerwald* vier *QuickBird*-Kacheln vom 05.09.2004, 10:35 Uhr mit einer räumlichen Auflösung von 2,8 m x 2,8 m im Multispektralbereich und von 0,7 m x 0,7 m im panchromatischen Bereich von der Firma *EurImage* gekauft. Der Multispektralbereich der *QuickBird*-Szenen beinhaltet vier Kanäle: rot, grün, blau und das nahe Infrarot. Die *QuickBird*-Daten waren in der Produktebene LV2A lieferbar, d. h. die Bilder wurden radiometrisch korrigiert und mit einem groben digitalen Höhenmodell entzerrt. Als „Resampling“-Methode wurde das „Cubic Convolution“-¹-Verfahren angewandt. Die Bilder in Abbildung 3.3 zeigen ein und denselben Ausschnitt aus dem Testgebiet 5 von 1,5 km x 1,5 km.

Auf Grund der geringen räumlichen Auflösung der *Landsat*-Daten entstehen Mischpixel, die zwei oder mehr Landbedeckungsklassen abdecken können. Die zu kartierenden Objekte im Wald — die Bäume — sind nicht mehr objektspezifisch ansprechbar. Hingegen sind in der *QuickBird*-Szene Einzelbäume erkennbar. Dies impliziert methodische Unterschiede bei der Bildauswertung bzw. der Kartenerstellung.

¹ Cubic Convolution meint, dass dem gerade betrachteten Pixel der Mittelwert der umliegenden 4 x 4 Pixel zugewiesen wird. Die 16 Einzelwerte werden über eine kubische Funktion gewichtet (LEICA GEOSYSTEMS, 2003).

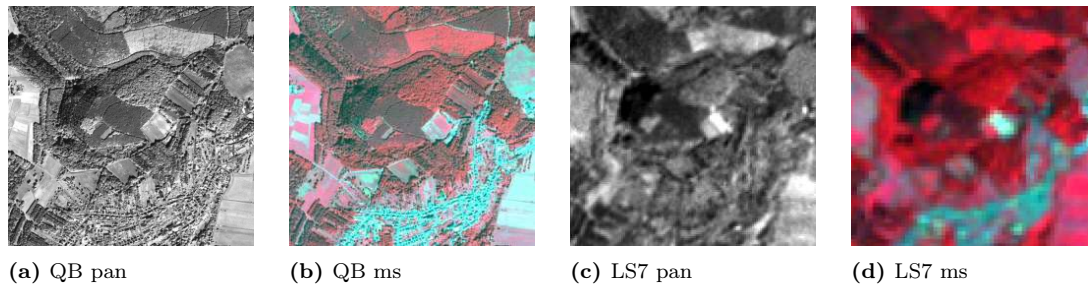
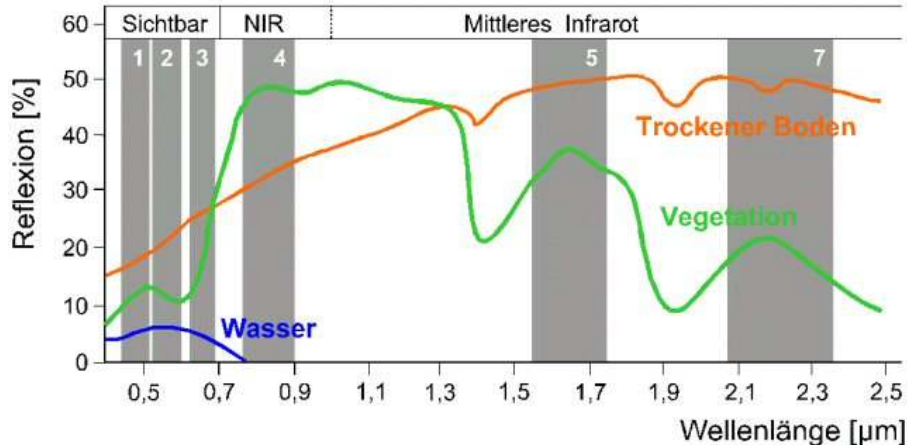


Abbildung 3.3: Vergleich der räumlichen Auflösung zwischen *QuickBird*- (QB) und *Landsat7*-Daten (LS7); pan = panchromatisch, ms = multispektral

3.4 Vegetationsindizes

Wie in den vorangegangenen Abschnitten bereits erwähnt, sind sowohl Regressionsschätzverfahren als auch Schätzverfahren zur Stratifizierung nur anwendbar, wenn ein Zusammenhang zwischen der Hilfsvariablen und der Zielgröße besteht. Typische Hilfsvariablen, welche sich aus einem multispektralen Satellitenbild herausfiltern lassen, sind — neben den Grauwerten der Multispektralkanäle — Vegetationsindizes.

Diese beruhen auf den charakteristischen Reflektionseigenschaften grüner Vegetation und den sich daraus ergebenden spektralen Signaturen in der Satellitenszene (Abbildung 3.4). Im roten sichtbaren Spektralbereich (ROT) wird extrem wenig Grünanteil des Lichtes reflektiert; hingegen im benachbarten nahen Infrarotbereich (NIR) sehr viel.



Quelle: STECH (2005)

Abbildung 3.4: Rückstrahlungsintensität von Pflanzen im roten und nahen infraroten Bereich

Dieser Effekt wird unter anderem in Abhängigkeit vom Wassergehalt in den Grünpflanzen verstärkt. Grüne Vegetationsflächen lassen sich somit von unbewachsenen bzw. mit abgestorbener Biomasse bedeckten Flächen unterscheiden. Aus diesem Grunde wurden folgende Indizes berechnet:

NDVI Normalized Difference Vegetation Index = $\frac{\rho_{NIR} - \rho_{ROT}}{\rho_{NIR} + \rho_{ROT}}$

Der NDVI reagiert schon bei kleinen Differenzen der Signale empfindlich. Er lie-

3. Untersuchungsgebiete und Datengrundlage

fert somit eine hohe Auflösung und lässt geringe Vegetationsanteile erkennen. Sind die atmosphärischen Störungen im sichtbaren Bereich groß, kann an Stelle des NIR auch der mittlere Infrarotbereich (MIR) genutzt werden (HILDEBRANDT, 1996). Der Wertebereich des NDVI liegt zwischen -1 und 1 , wobei Werte < 0 Pixel ohne oder nur einer sehr geringen Vegetationsinformation darstellen und Pixel mit einem Wert $> 0,5$ eine sehr hohe Vegetationsdichte aufweisen (<http://www.met.rdg.ac.uk/swsgrime/artemis/index.html>). Hier wird die Empfehlung gegeben, den NDVI zum Langzeitmonitoring des Vegetationswachstums über Vegetationsperioden und zur Schätzung von jährlichen Entwaldungsraten zu nutzen. GHEBREMICAEL ET AL. (2004) untersuchten verschiedene Vegetationsindizes hinsichtlich ihrer Tauglichkeit zur Schätzung des Blattflächenindex (LAI). Signifikante Korrelationen konnten nur für den NDVI gezeigt werden.

SAVI Soil Adjusted Vegetation Index = $(1 + L) \frac{\rho_{NIR} - \rho_{ROT}}{\rho_{NIR} + \rho_{ROT} + L}$

Auf <http://www.met.rdg.ac.uk/swsgrime/artemis/artemis.html> wird ebenfalls beschrieben, dass Reflexionen des Bodens den NDVI um bis zu 20 % verringern können. SAVI ist ein Vegetationsindex, welcher die spektralen Überlagerungen bzw. „Durchscheinungen“ des Bodens herausfiltert. Der Parameter L wird mit $L = 0,05$ für eine großräumige Anwendung und mittlerer Vegetationsdichte angegeben. Für hohe Vegetationsdichten wird ein L von $0,25$ gewählt, welches allgemein Ausprägungen zwischen 0 und 1 annehmen kann (HUETE, 1988).

IPVI Infrared Percentage Vegetation Index = $\frac{\rho_{NIR}}{\rho_{NIR} + \rho_{ROT}}$

CRIPPEN (1990) verzichtete nach näherer Untersuchung des NDVI auf die Subtraktion des roten Kanals im Zähler der NDVI-Funktion, da dies irrelevant sei. Der IPVI ist somit im Wertebereich 0 bis 1 darstellbar, wodurch bestimmte Prozeduren der Bildverarbeitung vereinfacht werden.

ARVI Atmospheric Resistant Vegetation Index = $\frac{\rho_{NIR} - (2\rho_{ROT} - \rho_{BLAU})}{\rho_{NIR} + (2\rho_{ROT} - \rho_{BLAU})}$

ARVI ist ursprünglich für den MODIS-Sensor entwickelt worden, kann aber auch auf andere Satellitensensoren angewandt werden. Der rote Kanal wird hierbei durch die Kombination des roten und blauen Kanals ersetzt. Diese Kombination korrigiert den atmosphärischen Einfluß auf das reflektierte Sensorsignal selbstständig und reagiert somit weniger sensitiv auf die momentane Zusammensetzung der Atmosphäre (KAUFMAN und TANRÉ, 1992).

DDVI Difference Difference Vegetation Index = $(2(\rho_{NIR} - \rho_{ROT})) - (\rho_{GRUEN} - \rho_{BLAU})$

Nach HILDEBRANDT (1996) wird der grüne und blaue Spektralbereich einbezogen, um Luftlichtüberlagerungen entgegenzuwirken.

„Durch Subtraktion der Signale aus jeweils benachbarten Spektralbereichen wird ein großer Teil des additiven Effekts des Luftlichtes eliminiert. Unterstellt wird dabei, dass in benachbarten Kanälen das Luftlicht die Objektsignale in etwa gleich überlagert.“

(HILDEBRANDT, 1996)

BSI Bare Soil Index = $\frac{(\rho_{MIR5} + \rho_{ROT}) - (\rho_{NIR} + \rho_{BLAU})}{(\rho_{MIR5} + \rho_{ROT}) + (\rho_{NIR} + \rho_{BLAU})} 100 + 100$

In Gebieten mit einer Vegetationbedeckung von weniger als 50 % liefern die Vegetationsindizes nur unzureichend genaue Informationen. Aus diesem Grunde wurde der Bare Soil Index entwickelt (RIKIMARU und MIYATAKE, 1997).

Auf Grund der räumlichen Ausdehnung der Testgebiete und der daraus resultierenden möglichen atmosphärischen Störungen wurden die Indizes NDVI und SAVI sowohl mit dem nahen als auch mit dem mittleren Infrarotkanal berechnet. Für den *Soil Adjusted Vegetation Index* wurde der L-Korrekturfaktor mit den Werten 0,5 und 0,25 kalkuliert. Pro *Landsat*-Szene standen nach der Berechnung der Indizes 15 Kanäle zur Verfügung die im folgenden synonym zu ihrer Bezeichnung nach Tabelle 3.4 verwendet werden. Für die *QuickBird*-Szene wurde lediglich aus dem roten und dem nahen Infrarot-Kanal der NDVI abgeleitet.

Tabelle 3.4: Kanalbelegung der *Landsat7-TM*-Szenen inkl. Indize-Kanäle

Kanal	Bezeichnung	Kanal	Bezeichnung	Kanal	Bezeichnung
1	Blau	6	Thermischer Kanal	11	NDVI (K3 und K4)
2	Grün	7	Mittleres Infrarot II	12	NDVI (K4 und K5)
3	Rot	8	BSI	13	SAVI (L=0,50; K3 u K4)
4	Nahes Infrarot	9	DDVI	14	SAVI (L=0,50; K4 u K5)
5	Mittleres Infrarot I	10	IPVI	15	SAVI (L=0,25; K3 u K4)

3.5 Waldmasken

Die für diese Arbeit genutzten *Landsat*- und *QuickBird*-Waldmasken stammen von IOST (2006) und OEHMICHEN (2007). Die Waldmasken wurden für jede der in Tabelle 3.3 aufgelisteten *Landsat*-Szenen erstellt und anschließend über einen *Mosaik-Prozess* anhand einer für jedes Testgebiet definierten Schnittlinie zusammengesetzt (siehe LEICA GEOSYSTEMS (2003)).

3.5.1 Wald/Nichtwald-Entscheid mittels Logistischer Regression

IOST (2006) nutzt zur Erstellung seiner Waldmasken das Verfahren der *logistischen Regression* (LR) der Form:

$$P(Y = 1|X) = \frac{1}{1 + e^{-L}} \quad \text{mit} \quad L = a_0 + a_1x_1 + \dots + a_ix_i \quad (3.1)$$

Im Vorfeld der Modellbildung werden die Kanäle hinsichtlich ihres Anteils zur Erklärung der Zielvariablen Y statistisch untersucht. Die Grauwerte statistisch signifikanter Kanäle eines Satellitenbildes dienen als Regressoren a_1 bis a_i zur Bildung eines Wahrscheinlichkeitswertes für jedes Pixel der Satellitenszene. Dieser Wahrscheinlichkeitswert p wird durch einen Schwellenwert der Klasse Wald oder Nichtwald zugeordnet. Für den Wald/Nichtwald-Entscheid wurde ein Schwellenwert für p von 0,5 verwendet, d. h. ist $p \leq 0,5$ dann fällt das Pixel in die Klasse Nichtwald, ist $p > 0,5$ dann gehört das Pixel zur Klasse Wald (siehe Abbildung 3.5). Eine Adaption an die BWI-Wald-Definition erfolgte nicht. Näheres ist in (IOST, 2006) nachzulesen. Zur Terminologie siehe auch Tabelle 3.5.

Auf Grund der hohen Mischpixelzahl in den *Landsat*-Szenen wurde zusätzlich die Klasse „unsicherer Wald“ ausgeschieden. In diesen Masken wurde der Übergangsbereich von Wald zu Nichtwald „aufgeweicht“. Die Schwellenwerte für Nichtwald definierte IOST (2006) mit $p \leq 0,4$ bzw. 0,45 und die Schwellenwerte für Wald mit $p > 0,55$ bzw. 0,6 (siehe Abbildung 3.5). Jedoch können durch Klassifizierungsfehler immer noch Waldpunkte fälschlicherweise der Klasse Nichtwald bzw. Nichtwaldpunkte der Klasse Wald zugeordnet werden.

IOST (2006) nutzte die *logistische Regression*, um auch auf Basis der *QuickBird*-Daten eine Waldmaske zu generieren. Die räumliche Auflösung der *QuickBird*-Bilder ist so hoch, dass einzelne Objekte von mehreren Pixeln abgedeckt werden. Dies führt gerade bei Bäumen mit ihrer kegel- oder kugelförmigen Krone zur Unterscheidung von Licht- und Schattkrone. Damit ist die Grauwertspreitung (sehr helle und sehr dunkle Pixel) innerhalb eines Objektes so groß, dass die Unterscheidung einzelner Pixel in die Klassen Wald und Nichtwald kaum möglich ist. Verschiedenste

„Resampling-Verfahren“ wurden deshalb zur Verminderung der räumlichen Auflösung angewandt. Ziel des Resamplings war es, eine Pixelgröße zu finden, bei der die Licht- und Schatteneffekte eines Objektes auf ein Pixel verloren gehen. Es wurden die Pixelgrößen 5 m, 10 m, 15 m und 20 m gewählt. Anschließend erfolgte die Klassifizierung der neu berechneten Satellitenbilder mit dem Verfahren der *logistischen Regression*. Das Bild mit einer Auflösung von 5 m erzielte dabei die höchste Klassifizierungsgenauigkeit von 85 %.

3.5.2 Wald/Nichtwald-Entscheid mittels Schwellenwertverfahren

Die Waldmasken von OEHMICHEN (2007), welche mit der Schwellenwertmethode erstellt wurden, standen dieser Arbeit sowohl als Wald/Nichtwald-Karten sowie als Wald/Unsicherer Wald/Nichtwald-Karten zur Verfügung. Schwellenwertverfahren (SWV) heisst dabei, dass in verschiedenen Verfahrensstufen und durch verschiedene Kanalkombinationen Schwellenwerte für Grauwerte definiert werden. Die Zuordnung der Pixel zu einzelnen Landbedeckungsklassen, insbesondere Wald und Nichtwald, erfolgt anhand dieser Schwellenwerte. Fehlklassifikationen einzelner Pixel treten auf. Die Genauigkeit der Wald/Nichtwald-Masken beträgt rund 94 %. Diese Karte ist nach der Erstellung mit dem Schwellenwertverfahren der BWI-Walddefinition angepasst worden, d. h. Flächen mit Bäumen (soweit dies in der Satellitenszene zu erkennen ist), die:

- in Vorgärten, Gärten, Parks, oder
- in Weihnachtsbaumplantagen liegen oder
- Flächenausmaße kleiner 0,1 Hektar aufweisen oder
- weniger als 10 Meter breit sind,

wurden herausgefiltert. Näheres zur Bundeswaldinventur-Walddefinition ist im Bundesanzeiger des BUNDESMINISTERIUM DER JUSTIZ (2000) nachzulesen. Bei den Wald/Unsicherer Wald/Nichtwald-Karten wurden die Schwellenwerte so bestimmt, dass möglichst keine Nichtwaldpunkte im Stratum Wald liegen und dass möglichst keine Waldpunkte im Stratum Nichtwald liegen. Um den sogenannten „Salz- und Pfeffereffekt“ (einzelne Waldpixel im Nichtwald und einzelne Nichtwaldpixel im Wald) zu eliminieren, kam der Medianfilter² zur Anwendung.

3.5.3 *k*NN-Karten

Eine weitere Möglichkeit der Kartenerstellung bietet die *k*NN-Methode³, ein nichtparametrisches Klassifikationsverfahren. Hierbei erfolgt die geographische Verknüpfung von terrestrischen Punktinformationen und spektraler Pixelinformationen, so genannten Referenzpixeln. Die terrestrische Information kann metrischer, ordinaler oder nominaler Ausprägung sein. Anhand von räumlichen Distanzfunktionen und der spektralen Ähnlichkeit (z. B. euklidische Distanz) von dem gerade zu klassifizierenden Bildelement und den *k* Referenzpixeln lassen sich flächendeckend Zielgrößen für jedes Pixel kartieren (STÜMER, 2004; KOUKAL, 2004).

Für die fünf Testgebiete wurden mittels Kombination der je nach Verdichtungsgebiet vorhandenen BWI II-Plotdaten und der *Landsat*7-Daten *k*NN-Karten errechnet, die einen Wahrscheinlichkeitswert pro Pixel für den Waldstatus, den Bestockungstyp Nadel-/Misch-/Laubwald und die Zielgrößen Alter, Durchmesser, Grundfläche/ha, Stammzahl/ha und Volumen in Rinde/ha enthalten und über Schwellenwerte in Klassen eingeteilt werden. Diese finden anschließend Eingang in stratifizierte oder Regressions-Stichprobenverfahren.

Der Zeitaufwand für die Berechnung der *k*NN-Karten für die hier verwendeten *Landsat*-Szenen in dem zur Verfügung stehenden *k*NN-Programm von STÜMER (2004), sowie der benutzten Hardware⁴ beträgt laut IOST (2006) 114 Stunden (siehe Tabelle 9.1). Da die Rechenzeit von der Anzahl

² Der Medianfilter weist jedem betrachteten Pixel den Medianwert zu, der aus allen sequentiell geordneten Pixelwerten eines zu definierenden Fensters ermittelt wird (LEICA GEOSYSTEMS, 2003).

³ *k*-nächsten-Nachbarn, *k*-nearest-neighbour

⁴ 2 + 3,0 GHz XEON 4 GB RAM

Pixel abhängig ist, entwickelt sich der Zeitbedarf bei steigender Zahl zu klassifizierender Pixel linear. Die Berechnung einer KNN-Karte basierend auf *QuickBird*-Daten der Ausdehnung von rund 17 km x 33 km hätte somit über 600 Stunden in Anspruch genommen. Auf die Erstellung von *k*NN-Karten auf Basis der *QuickBird*-Daten wurde deshalb verzichtet.

Da das Programm zur Berechnung der *k*NN-Karten von STÜMER (2004) auch die Spektralwerte des gerade zu klassifizierenden Pixel mit Bodeninformation heranzieht, ist zu vermuten, dass die Referenzpunkte entsprechend häufig der richtigen Klasse zugeteilt werden. Um diesen Effekt zu quantifizieren, wurden in einem zweiten Berechnungslauf lediglich die terrestrischen Werte des BWI I-Grundnetzes (4 km x 4 km-Netz) als Referenzpunkte in den westlichen drei Testgebieten definiert.

Tabelle 3.5: Übersicht zu den folgend genutzten Waldmasken und deren Terminologie

Waldmaske	Beschreibung
<i>Landsat</i>	
LS_TK_w/nw	Vegetationslayer der TK25
LS_kNN_w/nw	erstellt über die <i>k</i> NN-Methode mit den Klassen <i>Wald</i> , <i>Nnicht Wald</i> mit BWI II-Plotdaten
LS_ERR_kNN_w/nw	erstellt über die <i>k</i> NN-Methode mit den Klassen <i>Wald</i> , <i>Nnicht Wald</i> mit BWI I-Plotdaten des 4 km x 4 km Grundnetzes für die Testgebiete 1, 4 und 5
LS_SWV_w/nw/uw	erstellt mit dem Schwellenwertverfahren mit den Klassen <i>Wald</i> , <i>Unsicher Wald</i> , <i>Nicht Wald</i>
LS_SWV_w/nw	erstellt mit dem Schwellenwertverfahren mit den Klassen <i>Wald</i> , <i>Nnicht Wald</i>
LS_LR_w/nw	erstellt mittels logistischer Regression mit den Klassen <i>Wald</i> ($p > 0,5$), <i>Nnicht Wald</i> ($p \leq 0,5$)
LS_LR_w/nw/uw_4555	erstellt mittels logistischer Regression mit den Klassen <i>Wald</i> ($p > 0,55$), <i>Unsicher Wald</i> , <i>Nicht Wald</i> ($p \leq 0,45$)
LS_LR_w/nw/uw_4060	erstellt mittels logistischer Regression mit den Klassen <i>Wald</i> ($p > 0,6$), <i>Unsicher Wald</i> , <i>Nicht Wald</i> ($p \leq 0,4$)
<i>QuickBird</i>	
QB_SWV_w/nw	erstellt mit dem Schwellenwertverfahren mit den Klassen <i>Wald</i> , <i>Nnicht Wald</i>
QB_LR_w/nw	erstellt mittels logistischer Regression mit den Klassen <i>Wald</i> ($p > 0,5$), <i>Nnicht Wald</i> ($p \leq 0,5$)

3.5.4 Klassifizierungsgenauigkeit

Die Gesamtgenauigkeit, basierend auf dem Verhältnis korrekt klassifizierter Bildelemente zur Gesamtzahl vorhandener Bildelemente, definiert in LILLESAND ET AL. (2004), wird von IOST (2006) und OEHMICHEN (2007) für die Wald/Nichtwald-Masken durchschnittlich mit rund 92% angegeben. Für diesen Verifizierungsansatz wurden die richtig oder falsch klassifizierten BWI-Punkte herangezogen. Der Genauigkeitswert gilt dabei für das gesamte Testgebiet. Die szenenbasierenden Genauigkeiten wurden flächengewichtet gemittelt. Einen detaillierten Überblick hierzu gibt Tabelle 3.6, gegliedert nach Untersuchungseinheit und verifizierter Waldmaske. Inwieweit die Genauigkeitsangabe für die gesamte Wald- und Nichtwaldfläche und nicht nur für die Referenzpixel gilt, kann ohne Zusatzinformationen nicht reproduziert werden (siehe Abschnitt 4.1).

Multitemporale Ansätze zur Klassifizierung von Fernerkundungsdaten führen, wie unter anderem (BODMER, 1993) zeigt, zu höheren Klassifizierungsgenauigkeiten, so z. B. für die Trennung nach Laub- und Nadelwald. Genutzt werden dabei Szenen, die ein und dasselbe Gebiet zu unterschiedlichen Jahreszeiten abdecken. Diese Möglichkeit wurde nicht untersucht, da bereits die unitemporale Abdeckung des gesamten Bundesgebietes mit *Landsat*-Szenen drei Jahre in Anspruch nimmt (DAHM, 1995). Dieser Zeitraum verlängert sich entsprechend, wenn ein doppelter Satz

3. Untersuchungsgebiete und Datengrundlage

Satellitenszenen zur Klassifizierung herangezogen werden soll. Dies gilt insbesondere für Szenen des Winterhalbjahres.

Tabelle 3.6: Erzielte Genauigkeiten der Waldmasken

TG	<i>k</i> NN ^a -Karten	LR ^b -Karten	SWV ^c -Karten	TK25 ^d
<i>Landsat</i>				
1	90,35	88,21	92,75	91,51
2	93,74	87,85	96,01	95,11
3	94,13	93,61	95,47	94,33
4	90,66	90,57	92,46	90,49
5	93,81	94,78	95,17	91,57
<i>QuickBird</i>				
5	—	85,00	96,39	—

^a erstellt mit der *k*NN-Methode

^b erstellt mittels *Logistischer Regression*

^c erstellt über das *Schwellenwertverfahren*

^d Topographische Karte Maßstab 1 : 25.000

Um die allein durch die Signaturanalyse der koinzidierenden BWI-Punkte und den *Landsat*- bzw. *QuickBird*-Pixeln und unter Verzicht jeglicher Zusatzinformationen (z. B. Luftbilder oder Forsteinrichtungsdaten) erreichten Gesamtgenauigkeiten einordnen zu können, soll an dieser Stelle ein kurzer Literaturvergleich erfolgen.

DEES (1996) untersucht die Einsatzmöglichkeiten von Regressions- und Kleingebietsschätzungen bei forstlichen Großrauminventuren unter Nutzung von Forsteinrichtungs- und Satellitendaten. Als Untersuchungsgebiet dient ihm dabei eine etwa 90 km x 90 km große Fläche. Für jenes Testgebiet, welches die Rheinebene bis hin zu den Kammlagen des Schwarzwaldes umfasst, wurden *Landsat*-Daten als Hilfsinformationen zur Ableitung von Regressionmodellen, sowie zur Stratifizierung herangezogen. Die Genauigkeit der Wald/Nichtwald-Kartierung wurde über höher auflösende Rasterdaten realisiert und erzielt Werte von 92,1 % bzw. 92,4 % in Abhängigkeit der verwendeten Walddefinition.

SCHARDT (1998) zeigt an verschiedenen Testgebieten in Deutschland und Österreich anhand von *Landsat*4- und 5-Daten mit einer räumlichen Auflösung von 30 m x 30 m, „dass eine Unterscheidung von bewaldeten und unbewaldeten Gebieten mit einer zufriedenstellenden Genauigkeit von mehr als 97 % möglich ist“. Verdeutlicht wird dies mit einer Waldmaske basierend auf einer panchromatischen *Spot*-Szene mit einer räumlichen Auflösung von 10 m x 10 m. Für großmaßstäbliche Fragestellungen stellt SCHARDT (1998) die alleinige Verwendung von Fernerkundungsquellen in Frage, da die erzielten Klassifizierungsgenauigkeiten und die resultierende geometrische Auflösung der Klassen nicht ausreicht. Sie bieten aber zusätzlich zu weiteren Informationsquellen ergänzende Informationen in kurzen zeitlichen Abständen.

HÄUSSLER ET AL. (1999) benennen die Klassifizierungsgenauigkeiten der Wald/Nichtwaldkarten für Testgebiete in Deutschland, Österreich, Frankreich und Schweden mit größer 90 %. Hintergrund dieses Projektes war das Aufzeigen eines pan-europäischen, harmonisierten Ansatzes zur Kartierung von Wäldern und deren Veränderungen, womit ein Vergleich der strukturellen Vielfalt dieser verschiedenen europäischen Regionen möglich wird.

KOCH ET AL. (2003) führten in zwei nichthomogenen schweizerischen Testgebieten von jeweils rund 1700 ha einen Methodenvergleich zwischen pixelbasierter und objektbasierter Wald/Nichtwaldklassifizierung durch. Verwandt wurden *Landsat*- und *IRS*⁵- Szenen. Die Kombination beider Datensätze erfolgte über die „Adaptive Image Fusion“-Methode (AIF). Der pixelbasierte Ansatz führte zu einer Klassifizierungsgenauigkeit von 92 bzw. 94 %. Der objektbasiert Ansatz führte zu einer Genauigkeit von 89 bzw. 92 %.

⁵ IRS 1D Pan 5,6 m

SAGISCHEWSKI ET AL. (2003) haben am Beispiel der thüringischen Forstämter Bad Berka und Ilmenau ein Verfahren zur fernerkundungsbasierten Erstellung eines Waldverzeichnisses entwickelt. Über diesen segmentorientierten Ansatz konnten für die Klassen Wald und Nichtwald Genauigkeiten $> 94\%$ erreicht werden.

TURNER ET AL. (2003) untersuchen die Fragen: Sind verschiedene Wald-Biozönosen unterschiedlich anfällig im Bezug auf den Verlust bzw. auf die Fragmentierung von Lebensraum bedingt durch antropogenes Handeln? Und welche Wald-Lebensgemeinschaften sind vom menschlichen Handeln zukünftig besonders gefährdet? Für diese Fragestellungen verwendeten TURNER ET AL. (2003) neben einer Vielzahl weiterer Materialien unter anderem *Landsat*-(MSS)-Sommer-Szenen für den Zeitpunkt 1970, sowie *Landsat* (TM) aus der Mitte des Jahres 1990. Die Genauigkeiten der daraus resultierenden Wald/Nichtwald-Karten werden mit $> 90\%$ für 1970 und $> 95\%$ für 1990 angegeben.

Mit dem Ziel der Ableitung des Waldmischungsgrades in schweizer Wäldern führte das schweizerische Bundesamt für Statistik zunächst an 11 *Landsat*5-Szenen eine Wald/Nichtwald-Kartierung durch (SEKTION GEOINFORMATION, 2004). Als Referenzdaten dienten die Daten der Arealstatistik. Die dabei erreichte Gesamtgenauigkeit betrug $91,8\%$.

Im „Forest Inventory and Analysis Program“ des USDA Forest Service wurde die Waldfläche durch ein zweiphasiges Vorgehen geschätzt. In der ersten Phase wurden Stichproben hinsichtlich des Waldstatus im Luftbild interpretiert. In der zweiten Phase erfolgte eine terrestrische Überprüfung der Ergebnisse aus der ersten Phase. Da diese Methode für die jährliche Schätzung der Waldfläche bzw. deren Veränderung zu aufwändig und zu teuer ist, wurde seitens des USDA Forest Service der Einsatz von satellitengestützten Fernerkundungssystemen in Erwägung gezogen, deren Datenbeschaffung für große Inventurgebiete zeitnah und kosteneffizient ist. BLINN (2005) untersucht die Einsatzmöglichkeiten von *Landsat*-Daten und die damit verbundenen Chancen und Risiken.

Basis dieser Untersuchung von BLINN (2005) bildeten 3 Testgebiete mit einer Ausdehnung von rund 26.000 bis 52.000 km^2 . Die drei Gebiete decken dabei Küsten-, Hügel- und Mittelgebirgslandschaften bis 1746 m über NN ab. Erzielt wurden Genauigkeiten („Overall Accuracies“) von 83% bis 89% in Abhängigkeit von Testgebiet sowie der Anzahl und Anordnung der Luftbild-Referenzdaten.

Die hier zitierten Projekte bilden nur einen kleinen Auszug aus der verfügbaren Literatur. Grundsätzlich scheinen unabhängig vom Klassifizierungsansatz und von der verwendeten Bildquelle Genauigkeiten größer 90% für die Wald/Nichtwald-Kartierung möglich zu sein. Allerdings spricht sich BUCK (2001) in seiner Arbeit gegen eine allein auf spektraler Signaturanalyse gestützte Klassifizierung aus, da meist kein befriedigendes Ergebnis erreicht werden kann (vgl. z. B. SEPEHRY ET AL. (1998)). Als Grund werden oft stark korrelierende spektrale Reflexionsmerkmale und hohe Kovarianzen angegeben; so auch in LILLESAND ET AL. (2004).

Die Klassifizierungsgenauigkeiten lassen sich durch die Verwendung weiterer Zusatzinformationen in Form von Karten oder zusätzlichen Erhebungen in höher auflösenden Fernerkundungsdaten oder durch Geländebegehungen steigern. Hierzu schreibt WERNER (2002):

„Auch die Auswertung hochauflösender Satellitendaten für die Abgrenzung von Waldbeständen im Rahmen der forstlichen Kartierung, die von KOCH (1999) durchgeführt wurde, bestätigt, dass die visuelle Interpretation hierfür am besten geeignet ist.“

Die Steigerung der Genauigkeit ist abhängig von verfügbaren Ressourcen, wie der Art der Zusatzinformationen und den dafür einsetzbaren und zu deren Auswertung nötigen Mittel. Die Beziehung zwischen beiden verläuft exponentiell (HÄUSSLER 2006, mündlich).

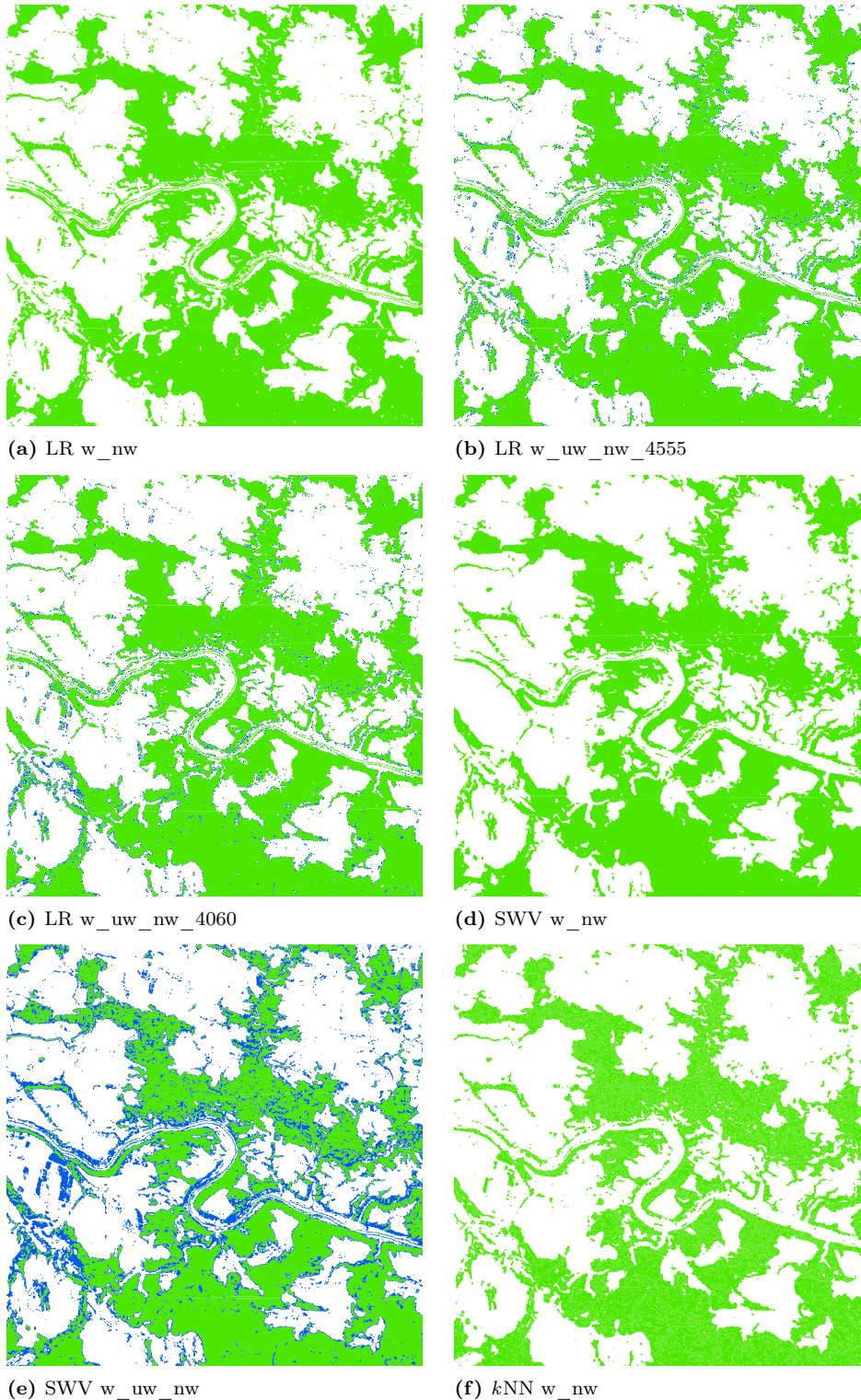


Abbildung 3.5: Ausschnitte der durch logistische Regression (LR), Schwellenwertverfahren (SWV) und kNN-Verfahren erstellten Waldmasken im sächsischen Testgebiet (Quellen: IOST (2006); OEHMICHEN (2007)); weiß = Nichtwald, blau = unsicherer Wald, grün = Wald

Kapitel 4

Die Waldfläche und deren Veränderung

4.1 Schätzung der Waldfläche

Die Schätzung der Waldfläche ist bei jeder Waldinventur eine der wichtigsten Zielgrößen. Sie dient nicht nur der Waldflächenangabe, sondern auch der Herleitung von flächenbezogenen Zielgrößen. Die Schätzung der Waldfläche sollte somit möglichst genau und unverzerrt erfolgen.

Bei der BWI erfolgt die Waldflächenschätzung über den Punktentscheid, wie in Abschnitt 2.1.9 beschrieben. Die hierdurch erzielten Waldflächenangaben für die Testgebiete und deren Stichprobenfehler sind in Tabelle 4.1 den modellierten Waldflächen aus den *Landsat*-Szenen und den Waldmasken der TK getrennt nach Bundesländern gegenübergestellt. In Tabelle 4.2 sind die Differenzen zwischen den Waldflächen der BWI und den modellierten Waldflächen aufgeführt. Negative Werte signalisieren eine Unterschätzung der BWI-Waldfläche, positive Werte zeigen eine Überschätzung der BWI-Waldfläche.

Tabelle 4.1: Auf Basis der BWI geschätzte und aus den *Landsat*-Szenen modellierte Waldfläche in Hektar pro Bundesland und Testgebiet; se = Stichprobenfehler

TG	BL	BWI WF ^a	se% ^a	BWI WF oL ^b	se% ^b	ERR kNN	kNN	LR	SWV	TK
1	HE	61961,3	9,0	57164,3	9,4	57174,8	56790,8	57048,5	57487,1	52432,1
1	NRW	348566,6	3,7	326656,7	3,8	331761,2	330422,2	349164,6	322954,2	316937,9
1	RP	48593,9	5,2	46004,9	5,3	45860,0	45381,1	45441,5	45692,7	43675,9
2	BB	265488,8	5,6	235463,2	5,9		265185,0	250894,1	257804,7	259743,2
2	MV	86677,7	4,9	81678,9	5,0		87155,3	82678,4	85853,2	87591,7
3	SN	147789,2	5,4	137816,9	5,5		141064,9	145186,1	140977,5	141126,7
4	BY	234567,1	4,6	185815,5	5,5	235144,2	236138,3	230095,1	231865,1	210072,9
5	RP	196068,7	2,7	188700,0	2,8	191708,7	193615,6	196387,9	196455,3	194740,0
alle	TG	1389713,6	1,8	1259300,7	1,9					

^a Waldfläche in ha und Stichprobenfehler nach Land und Testgebiet für 2002 Deutschland / einschließlich nicht begehbarer Wald einschließlich Lücken in der Bestockung bzw. im Bestand

^b Waldfläche in ha und Stichprobenfehler nach Land und Testgebiet für 2002 Deutschland / einschließlich nicht begehbarer Wald ausschließlich Lücken in der Bestockung bzw. im Bestand

Keines der genutzten Verfahren schätzt konstant geringere oder größere Unterschiede im Bezug zur BWI-Waldfläche. Vermutet wurde eine geringere Abweichung der LS-Waldflächen von der BWI-Waldfläche ohne Lücken, da Bestandeslücken per Definition Wald sind, aber sich spektral bei entsprechender Größe vom Wald unterscheiden. Diese Hypothese konnte nicht bestätigt werden.

4. Die Waldfläche und deren Veränderung

Tabelle 4.2: Prozentuale Abweichung der modellierten *Landsat*- und TK-Waldflächen von den BWI-Waldflächenschätzungen

TG	BL	ERR kNN	WF DIFF ^a in %			TK	ERR kNN	WF oL DIFF ^b in %			TK
			kNN	LR	SWV			kNN	LR	SWV	
1	HE	7,72	8,34	7,92	7,22	15,37	-0,01	0,65	0,20	-0,56	8,27
1	NRW	4,82	5,20	-0,17	7,34	9,07	-1,56	-1,15	-6,89	1,13	2,97
1	RP	5,62	6,61	6,48	5,97	10,12	0,31	1,35	1,22	0,67	5,06
2	BB		0,11	5,49	2,89	2,16		-12,62	-6,55	-9,48	-10,31
2	MV		-0,55	4,61	0,95	-1,05		-6,70	-1,22	-5,11	-7,23
3	SN		4,54	1,76	4,60	4,50		-2,35	-5,34	-2,29	-2,40
4	BY	-0,24	-0,66	1,90	1,15	10,44	-26,54	-27,05	-23,82	-24,78	-13,05
5	RP	2,22	1,25	-0,16	-0,19	0,67	-1,59	-2,60	-4,07	-4,10	-3,20
Mittlere Abweichung in %											
alle TG		4,03	3,11	3,48	3,74	6,41	-5,88	-6,31	-5,81	-5,57	-2,49

^a Waldflächendifferenz in ha für Waldfläche einschließlich nicht begehbarer Wald einschließlich Lücken in der Bestockung bzw. im Bestand

^b Waldflächendifferenz in ha für Waldfläche einschließlich nicht begehbarer Wald **ausschließlich** Lücken in der Bestockung bzw. im Bestand

Im Mittel wird die BWI-Waldfläche durch die LS-Waldfläche um 4,4 % unterschätzt, die BWI-Waldfläche ohne Lücken um 4,9 % überschätzt. Sieben der 37 LS-Waldflächen liegen oberhalb des 95%igen Konfidenzintervalles der BWI-Waldfläche und 10 der 37 LS-Waldflächen liegen ober- oder unterhalb des 95%igen Konfidenzintervalles der BWI-Waldfläche ohne Lücken.

Interessanterweise führen die LS-kNN-Waldmasken basierend auf den Plotdaten des 4 km x 4 km Grundnetztes zu geringeren Abweichungen von der BWI-Waldmaske als die LS-kNN-Waldmasken basierend auf den Referenzpixeln der verdichteten Plotdaten.

Die *Landsat*-Waldmasken entstanden alle durch Klassifizierung der Grauwerte einer Satellitenszene mit Hilfe eines Algorithmus, welcher sich aus dem Vergleich des Waldstatus der terrestrischen Referenzpunkte und deren koinzidieren Pixelgrauwerten ableitet. Auf Grund dieser mathematischen Modellannahmen wird nicht jedes Pixel der exakten Klasse zugeordnet. Daraus resultiert eine modellabhängige, flächige Verzerrung der Waldmaske, welche nur schwer quantifizierbar ist. Flächige Referenzdaten, welche der BWI-Walddefinition entsprechen, müssten für die Abschätzung des Bias bzw. zu dessen Reduzierung herangezogen werden. Dies könnten sein:

1. Karten des Forst-GIS, wobei diese für die Verwendung einschränkend oft nur für den Staatswald (Bund + Länder) bzw. den öffentlichen Wald vorhanden sind. Die FGIS-Daten werden mit einem sehr hohen Anspruch auf Genauigkeit aus Forsteinrichtungsdaten und Forstgrundkarten abgeleitet (Artikelserie der Allgemeinen Forst Zeitschrift AFZ, Jahrgang 1998, Heft 20, S. 1228 bis 1247). Allerdings sind einige Bedingungen zu deren Einsatz zu formulieren:
 - a) Die Waldfläche der FGIS-Daten wurde fehlerfrei und für alle Eigentumsarten erhoben.
 - b) Die Walddefinitionen der Länder untereinander sind identisch.
 - c) Die Walddefinitionen der Länder sind zur BWI-Waldflächendefinition konform.
2. Modellerte oder delinierte Waldflächen, erstellt mit räumlich höher aufgelösten Fernerkundungsdaten im „Area Frame“-Verfahren.

4.2 Korrektur der Waldmasken-Waldfläche durch Area Frame Double Sampling

Für die Korrektur der Waldfläche über Area Frame Sampling konnten die für die verschiedenen Testgebiete bereitgestellten Luftbilder herangezogen werden, die ähnliche räumliche Auflösungen zu den *QuickBird*-Daten aufweisen.

Im GIS wurde über allen Trakten ein quadratisches Segment von 200 m x 200 m generiert, so dass jedes einzelne Segment den gesamten Trakt inklusive Probeflächen einschließt. Eine Zufallsauswahl selektierte je 200 von 622 Segmenten im Testgebiet 3 *Östliches Mittelgebirge* und 300 von 900 Segmenten im Testgebiet 5 *Pfälzerwald*. Innerhalb dieser selektierten Segmente wurde der Wald, soweit dies die Qualität und Auflösung der Luftbilder zuließ, nach der BWI-Walddefinition anhand der Luftbilder deliniert. Anschließend erfolgte eine Verschneidung der Vektordaten der Waldmasken kNN, LR, SWV und TK sowie der Luftbild-Waldflächen mit allen Stichprobensegmenten. Die erstellte lineare Regressionsbeziehung zwischen Luftbildwaldflächenanteil und Satellitenbildwaldflächenanteil innerhalb der zufällig ausgewählten Segmente weist in Rheinland-Pfalz ein Bestimmtheitsmaß von rund 0,97 für die Waldmasken und lediglich 0,89 für die TK auf. Im sächsischen Testgebiet liegt das r^2 bei durchschnittlich 0,9. Der Zusammenhang zwischen Luftbildwaldfläche und TK-Waldfläche ist somit weniger streng. Mögliche Ursachen könnten größere Zeitabstände zwischen der Aufnahme der Luftbilder und der Entstehung des TK-Vegetationslayer bzw. unterschiedliche Walddefinitionen sein. In den 5 Testgebieten lag bei 316 Trakten jeweils ein Punkt im Wald, welche von der TK als Nichtwald deklariert wurden. Bei 53 Trakten betraf dies 2 und bei 12 Trakten 3 Punkte. Bei 6 Trakten — ein Bsp. zeigt Abbildung 4.1 — ordnet die TK25 alle vier Traktecken dem Nichtwald zu.



Abbildung 4.1: Waldentscheid zwischen Luftbild und TK25 am Beispiel eines Traktes in TG 5, welcher laut TK25 Nichtwald ist, nach BWI-Walddefinition zum Wald gehört

Unterstellt man eine identische Trennbarkeit der Klassen Wald und Nichtwald zwischen Satellitenbild und Luftbild, so wären die Luftbild-Waldanteile und Satellitenbild-Waldanteile innerhalb der Segmente streng korreliert, die Regressionsgerade zwischen beiden Größen besäße einen Anstieg von 1 und keine Konstante. Da dies nicht der Fall ist und die Trennbarkeit der Klassen

4. Die Waldfläche und deren Veränderung

Wald/Nichtwald im Luftbild als ausreichend genau definiert wird, kann die Regressionsgerade der Form $y = ax + b$ auf Basis der Luftbild-Waldanteile und Satellitenbild-Waldanteile der einzelnen Segmente als Funktion der Abweichung der Satelliten-Waldmaske gegenüber dem Luftbildwald gewertet werden. Der Regressionskoeffizient und der Interzept stellen dabei ein Maß der systematischen Verzerrung (Bias) dar, dessen Aussagekraft eng mit der Zunahme des Bestimmtheitsmaßes zwischen Luftbildwaldfläche und Satellitenwaldfläche verbunden ist. Eine etwas bessere Anpassung an die Schätzung der Waldmasken-Waldfläche durch die Luftbild-Waldfläche kann mit einer polynomischen Funktion 3. Grades erreicht werden. Dies liegt darin begründet, dass kleinere Luftbildwaldflächen von der Waldmaske eher unterschätzt und große Luftbild-Waldflächen tendenziell überschätzt wurden.

Der Regressionskoeffizient von Luftbildwaldflächenanteil und Satellitenbildwaldflächenanteil dient in Formel 4.1 zur Korrektur des Waldflächenanteils der gesamten Waldmaske im Testgebiet. Die mittels einer Regressionsbeziehung korrigierten Waldflächenanteile werden anschließend in Formel 2.38 genutzt, um die korrigierte Waldfläche zu berechnen. Deren Varianz ergibt sich aus Formel 2.39. Die Differenzkorrektur im Klammerterm der Formel 4.1 erfolgte anhand der mittleren Waldmasken-Waldfläche jener Segmente, die auch im Luftbild interpretiert wurden (WM) minus der mittleren Waldmasken-Waldfläche aller Segmente (WM_{DS}). Zur Korrektur wurde somit *nicht* die Waldfläche der gesamten Waldmaske herangezogen, da diese keine Varianz besitzt. Eine Abschätzung dieser nach Formel 4.2 wäre nicht möglich.

$$\hat{p}_W = \hat{p}_{LB} + r\hat{e}g_{WM, LB}(\hat{p}_{WM} - \hat{p}_{WM_{DS}}) \quad (4.1)$$

Die Varianz von \hat{p}_W kann geschätzt werden durch:

$$v\langle \hat{p}_W \rangle = \frac{s^2\langle \hat{p}_{LB, WM} \rangle}{n_{WM_{DS}}} + \frac{s^2\langle \hat{p}_{LB} \rangle - s^2\langle \hat{p}_{LB, WM} \rangle}{n_{LB}} \quad (4.2)$$

mit

$$s^2\langle \hat{p}_{LB, WM} \rangle = \frac{1}{n_{WM_{DS}} - 2} \left[\sum (p_{LB_i} - \hat{p}_{LB})^2 - r\hat{e}g_{WM, LB}^2 \sum (p_{WM_i} - \bar{p}_{WM})^2 \right] \quad (4.3)$$

und

$$s^2\langle \hat{p}_{LB} \rangle = \frac{\sum (p_{LB_i} - \bar{p}_{LB})^2}{n_{WM_{DS}} - 1} \quad (4.4)$$

Die in den Segmenten nach Formel 2.36 errechneten Luftbild-Waldanteile und die daraus nach Formel 2.38 abgeleiteten Waldflächen unterschieden sich sehr stark in Abhängigkeit der zufällig ausgewählten Segmente. Aus diesem Grund wurde die Anzahl der zur Erstellung der Regressionsbeziehung ausgewählten Segmente schrittweise erhöht. Zur Verdeutlichung sei hier auf den Anhang A (Abbildung A.14) verwiesen, in der die zunehmende Nivellierung der Waldflächenunterschiede der Waldmasken und die zunehmend stabilere Schätzung der korrigierten Waldfläche durch das Ansteigen der ausgewählten Stichprobensegmente gezeigt wird. Letztlich führte erst die nahe bei der maximalen Stichprobenanzahl liegende Auswahl von 800 Segmenten im Testgebiet *Pfälzerwald* und 600 Segmenten im sächsischen Testgebiet zu stabilen Schätzungen der korrigierten Waldfläche (Abbildung 4.2). Somit darf — für eine entsprechend statistisch gesicherte Schätzung der korrigierten Waldfläche — die Anzahl Stichprobensegmente zur Erstellung der Regressionsparameter nicht zu gering ausfallen.

Der Stichprobenfehler für den geschätzten Waldanteil im Testgebiet *Östliches Mittelgebirge* und *Pfälzerwald* auf Basis der Luftbild-Waldanteile innerhalb der Segmente liegt bei rund 7 bzw. 3%. Die BWI-Waldfläche mit Lücken und die im Rahmen dieser Arbeit erhobene Luftbild-Waldfläche unterscheidet sich in beiden Testgebieten um rund 0,9%, wobei sich die 95%igen Konfidenzintervalle stark überlappen. Die in Tabelle 4.1 angegebenen Differenzen können somit als Verzerrung der Waldflächenangabe aus den Waldmasken gegenüber der Luftbild- aber auch der BWI-Waldfläche angenommen werden.

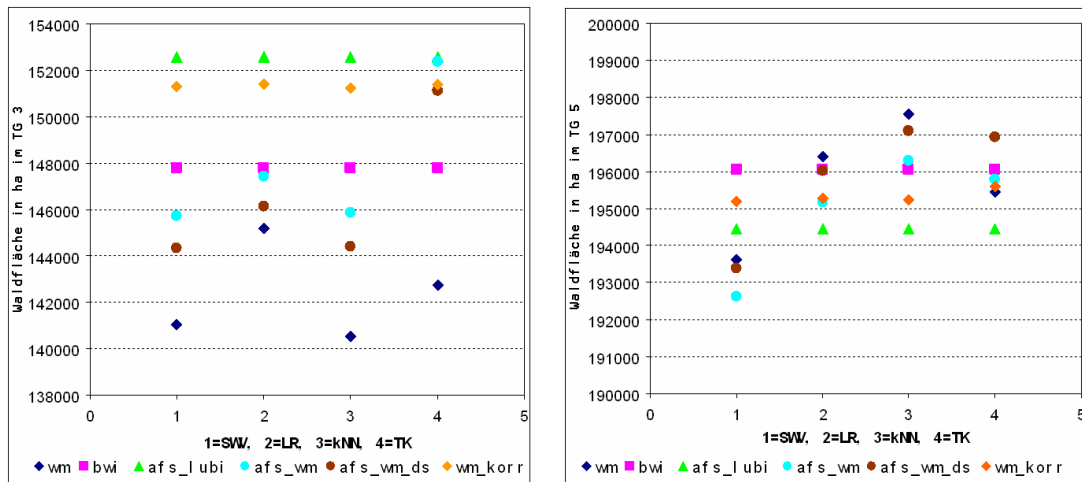
(a) Waldflächenkorrektur im TG *Östliches Mittelgebirge*(b) Waldflächenkorrektur im TG *Pfälzerwald*

Abbildung 4.2: Korrektur der Waldfläche (WF) durch AFS in den TG *Östliches Mittelgebirge* und *Pfälzerwald*; wm = WF der Waldmaske, bwi = WF der BWI, afs_l ubi = WF aus AFS im Luftbild, afs_wm = WF aus AFS in der Waldmaske, afs_wm_ds = WF aus Area Frame Double Sampling in der Waldmaske, wm_korr = korrigierte Waldmaskenfläche

Selbiges Verfahren ist auch auf die hier verwendete *QuickBird*-Waldmaske im Testgebiet *Pfälzerwald* übertragbar. Die aus der Waldmaskenerstellung resultierende Waldfläche kann auf Grund der besseren visuellen Interpretationsmöglichkeiten gegenüber den *Landsat*-Daten mit den *QuickBird*-Daten selbst korrigiert werden.

4.3 Traktvorklärung mit Fernerkundungsdaten

Die Traktvorklärung wird im Rahmen der BWI von den zuständigen Landesforstanstalten durchgeführt. Bei der BWI I bzw. II klärten diese anhand der TK25, sowie weiterer aktueller Karten, von Luftbildern, des Forst-GIS, durch Befragungen der örtlichen Wirtschaftler im Vorfeld oder bei Ungewissheit des Traktstatus durch terrestrische Begehungen während einer BWI den Waldstatus eines Traktes. Nähere Informationen hierzu sind detailliert in KLEINN ET AL. (1996) und POLLEY (2001) dargestellt.

Die Klärung des Waldstatus der Trakte anhand der TK25 scheint auf Grund der Ausführungen im vorangegangenen Abschnitt nicht 100%ig genau zu sein. Auf die Problematik der Verwendung von FGIS-Daten wurde ebenfalls schon hingewiesen. Die Varianten a) Befragungen der örtlichen Wirtschaftler und b) terrestrische Begehungen sind teuer und zeitintensiv. Sollte man sich bei einer zukünftigen BWI für eine zusätzliche Fernerkundungsphase entscheiden, könnten die Kosten der Traktvorklärung gesenkt werden, indem diese durch die Fernerkundungsphase vollständig abgedeckt wird. Voraussetzung hierfür ist die 100%ig genaue Zuordnung der Trakte zu den Klassen Wald und Nichtwald. Die Ergebnisse der Tabelle 3.6 zeigen, dass dies allein sowohl mit den *Landsat*- als auch den *QuickBird*-Daten über eine binäre Ja/Nein-Entscheidung nicht möglich ist.

4.3.1 Differenzierte Traktvorklärung mit *Landsat*-Daten

Aus diesem Grund wurden, wie in Abschnitt 3.5 beschrieben, in einem ähnlichen Ansatz zu DAHM (1995) in einigen Waldmasken die Klasse „unsicherer Wald“ als Zwischenstufe zu den Klassen Wald und Nichtwald unterschieden. Dies geschah in der Hoffnung, Waldpixel mit einer sehr hohen Prä-

zision der Klasse Wald, die Nichtwaldpixel sehr genau dem Nichtwald zuordnen zu können und um diejenigen Pixel, die Waldränder bzw. Bestandestypen repräsentieren, welche sich nur schwer von anderen Landbedeckungsklassen, wie z. B. Maisfeldern, Wiesen oder Weinbergen trennen lassen, herausfiltern zu können. Anschließend müssten in einer zweiten Phase nur noch die Trakte der „unsicheren Waldklasse“ durch eine visuelle Interpretation räumlich höher aufgelöster Bilddaten den Klassen Wald oder Nichtwald zugeordnet werden.

Das Ziel der Filterung von Waldrandpixeln konnte mit den Methoden des *Schwellenwertverfahrens* (OEHMICHEN, 2007) bzw. der *logistischen Regression* (IOST, 2006) erreicht werden. In die Klasse „unsicherer Wald“ fielen signifikant ($\alpha = 0,05$) mehr Waldrandproben, als in die anderen beiden Klassen. Jedoch lagen weiterhin in den Wald/Unsicherer Wald/Nichtwald-Masken je nach Testgebiet und angewandtem Verfahren zur Waldmaskenerstellung bis zu 7% der Waldpunkte im Nichtwald, bzw. der Nichtwaldpunkte im Wald. Damit ist dieses Verfahren zur Traktvorklärung nicht geeignet.

4.3.2 Traktvorklärung mit räumlich hochaufgelösten Fernerkundungsdaten

Somit muss für die Traktvorklärung auf das zum Teil schon bestehende System der visuellen Interpretation von hochauflösenden Fernerkundungsdaten, wie z. B. Color-Infrarot-Luftbildern oder Luftbildkarten zurückgegriffen werden. Sie könnten der Justierung von Waldflächenschätzungen aus Waldmasken dienen, wie im Abschnitt 4.2 bereits beschrieben. Erfolgt dies für jedes Segment um einen BWI-Trakt, so wären eventuelle Verzerrungen der korrigierten Waldfläche bei genügend großer Stichprobenzahl ausgeschlossen. Für die Delinierung der Waldrandgrenzen werden nach den hier erzielten Zeitmessungen rund fünf Minuten je Segment benötigt.

Stehen für das gesamte Untersuchungsgebiet hochauflösende Fernerkundungsdaten bereit, könnte allein auf Basis dieser und unter Verzicht auf eine flächige Waldmaskeninformation der Waldanteil über einen Punktentscheid erfasst werden (JENSEN, 2000). Gleichzeitig könnte die Interpretationsphase hoch aufgelöster FE-Daten, wie z. B. beim italienischen oder schweizerischen NFI (KELLER (2001), TOSI (2003, mündlich)) üblich, auch zur Erhebung weiterer Merkmale, die sich zur Stratifizierung eignen (z. B. Bestockungstyp, Entwicklungstyp), genutzt werden. Das Stichprobenetz kann je nach Bedarf und Größe der Befundeinheit verdichtet werden.

Die Varianz des Waldanteilmittelwertes wird über Formel 2.13 berechnet. Ist der Waldanteil im Untersuchungsgebiet zufällig und uniform verteilt, so nimmt bei genügend großem Stichprobenumfang

$$s^2\langle\hat{p}_l\rangle = \frac{1}{c_l - 1} \sum_{c_l=1}^{c_l} \left(\frac{M_{l,c}}{E\langle M_{l,c} \rangle} \right)^2 (Y_{l,c} - \hat{Y}_l)^2 \quad (4.5)$$

einen konstanten Wert an (Abbildung 4.3a). Hierdurch läßt sich, dargestellt in Abbildung 4.3b, die benötigte Anzahl Proben zum Erreichen eines definierten Stichprobenfehlers für verschiedene Waldanteile herleiten.

Selbiges Verfahren ist auch für die Anteile bestimmter Bestockungstypen oder Altersklassen etc. anwendbar. Am Beispiel des Wuchsgebietes Erzgebirge im sächsischen Testgebiet mit einer Fläche von rund 133000 ha wurde die Klassifizierung von 5063 Traktecken nach den Bestockungstypen Laub-, Misch- und Nadelwald durchgeführt. Die Anzahl Traktecken ergibt sich aus der Verdichtung des bestehenden 2,83 km x 2,83 km-Netzes mit 677 Traktecken auf 1 km x 1 km. Da keine Mischungsanteile angesprochen werden konnten, wurden alle Plots auf denen sowohl Laub- als auch Nadelbäume stocken, der Klasse Mischwald zugeordnet. Um die Vergleichbarkeit zu den BWI-Daten zu erhalten, wurde auch hier diese Einteilung vorgenommen. Von den 677 BWI-Punkten wurden 93,3% der richtigen Klasse zugeordnet. 1,5% der Punkte konnte auf Grund der räumlichen Auflösung von 0,8 m x 0,8 m der Luftbilder nicht exakt den genannten Straten zugeordnet werden. Dies betrifft vor allem in der Textur sich ähnelnde Verjüngungs- und Feld- bzw. Weideflächen. 2,2% der Nischholzbodenpunkte wurden als Nichtwald kartiert. Die zu erwartenden Genauigkeiten in Abhängigkeit der Anzahl Proben sind für dieses Gebiet mit dessen

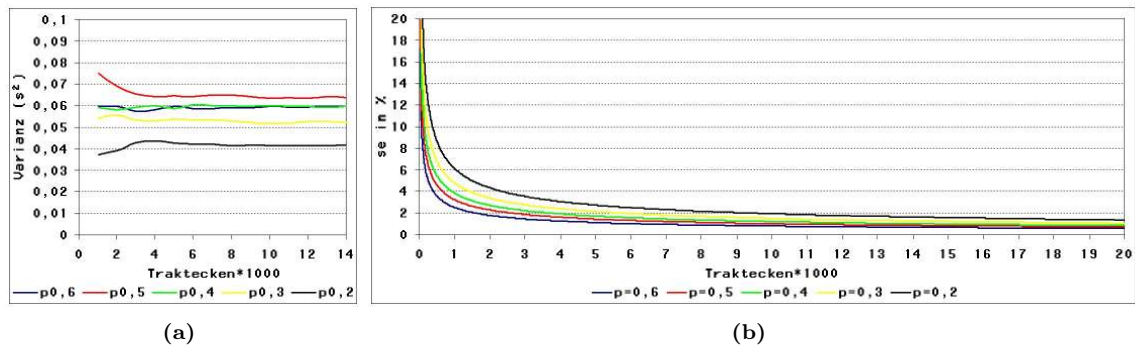


Abbildung 4.3: Varianz und erreichbarer Stichprobenfehler für jeweils verschiedene Waldflächenanteile p in einem jeweiligen definierten Gebiet in Abhängigkeit der Anzahl Proben

spezifischen Bestockungstypanteilen an der Waldfläche in Abbildung 4.4 dargestellt. Werden die Stichprobenfehler bei der entsprechenden Punktzahl des 2,83 km x 2,83 km-Netzes bzw. des 1 km x 1 km-Netzes abgelesen, so resultiert aus der Netzverdichtung eine Halbierung des Stichprobenfehlers.

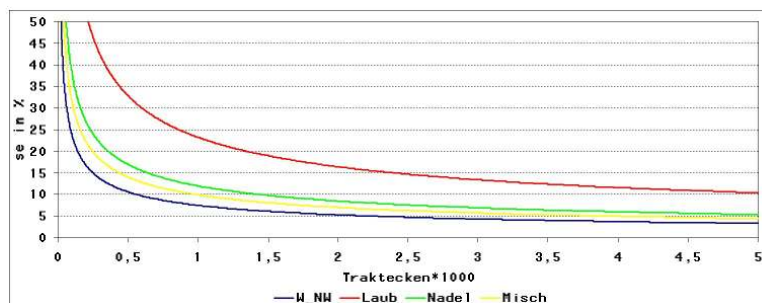


Abbildung 4.4: Erreichbarer Stichprobenfehler für den Flächenanteil der Bestockungstypen im Wuchsgebiet Erzgebirge des TG 3 in Abhängigkeit der Anzahl Proben; Waldanteil = 35 %, wobei sich dieser Wert aus 8 % Laub-, 39 % Nadel-, 49 % Mischwald und 4 % Nichtholzboden zusammensetzt

Abschließend ist festzuhalten, dass sich jegliche Erfassung der Waldfläche mit Fernerkundungsdaten auf Grund der speziellen deutschen Walddefinition schwierig gestaltet. Zur BWI-Waldfläche gehören „dem Wald dienende“ Flächen, Nichtholzboden genannt. Diese sind bei automatisiert erstellten Waldmasken kaum erfassbar. Bei der visuellen Punkt- oder Flächeninterpretation ist dies ebenfalls ohne entsprechende lokale Kenntnisse oder Zusatzinformationen nicht möglich.

4.4 Schätzung von Flächenveränderungen durch Fernerkundung

Neben der Waldfläche als eine der wichtigsten Zielgrößen einer Inventur werden vom Nutzer der Daten Angaben über den Umfang und über die Lokalität von Flächenveränderungen gefordert (FULLER ET AL., 2003). Derzeit häufig im Fokus von Diskussionen im Bereich der Forstpolitik sind die im Kyoto-Protokoll (UNFCCC, 1997) geforderten Angaben zur Waldflächenveränderung

4. Die Waldfläche und deren Veränderung

getrennt nach den Klassen Neuaufforstungen (Afforestation) und Waldumwandlung (Deforestation).

In FULLER ET AL. (2003) werden die Möglichkeiten zur Kartierung von Flächenveränderungen mit Fernerkundungs- bzw. daraus abgeleiteten Kartenwerken zu zwei Zeitpunkten a_1 und a_2 untersucht. Hierin wurde eine Matrix der Ursachen für Flächenveränderungen gegeben. Diese Ursachen können anhand der kartierten Veränderung und der Kartengenauigkeiten beider Zeitpunkte als Wahrscheinlichkeiten, wie ein Pixel klassifiziert wird, dargestellt werden (Tabelle 4.3).

Tabelle 4.3: Ursachen der korrekten oder falschen Kartierung von Flächenveränderungen, mit: Veränderung = c, keine Veränderung = s, Anzahl Klassen = n, Genauigkeit zum Zeitpunkt 1 = a_1 , Genauigkeit zum Zeitpunkt 2 = a_2

Flächen mit Veränderungen (c)		
	a_2	$1 - a_2$
a_1	$d_c = a_1 a_2 c$ Veränderung korrekt kartiert	$d_{ci1} = a_1(1 - a_2)c(n - 2)/(n - 1)$ Veränderung fälschlicherweise kartiert
		$d_{h1} = a_1(1 - a_2)c/(n - 1)$ Veränderung fälschlicherweise nicht kartiert
$1 - a_1$	$d_{ci2} = a_2(1 - a_1)c(n - 2)/(n - 1)$ Veränderung fälschlicherweise kartiert	$d_{ci3} = (1 - a_1)(1 - a_2)c(n - 2)/(n - 1)$ Veränderung durch doppelte Fehlklassifizierung kartiert
		$d_{h2} = a_2(1 - a_1)c/(n - 1)$ Veränderung fälschlicherweise nicht kartiert
		$d_{h3} = (1 - a_1)(1 - a_2)c/(n - 1)$ Veränderung fälschlicherweise nicht kartiert

Flächen ohne Veränderungen (1 - c)		
	a_2	$1 - a_2$
a_1	$s = a_1 a_2 (1 - c)$ Zustand unverändert korrekt kartiert	$d_{e1} = a_1(1 - a_2)(1 - c)$ Zustand unverändert als Veränderung kartiert
$1 - a_1$	$d_{e2} = a_2(1 - a_1)(1 - c)$ Zustand unverändert als Veränderung kartiert	$d_{e \neq e} = (1 - a_1)(1 - a_2)(1 - c)(n - 2)/(n - 1)$ Zustand unverändert als Veränderung kartiert
		$d_{e=e} = (1 - a_1)(1 - a_2)(1 - c)/(n - 1)$ Zustand unverändert durch doppelte Fehlklassifizierung kartiert

Quelle: FULLER ET AL. (2003)

Die als Veränderung angegebene Fläche setzt sich somit additiv zusammen aus:

- Fläche der wirklichen Veränderungen d_c ,
- Flächen, die fälschlicherweise als Veränderung kartiert wurde $d_{ci1} + d_{ci2} + d_{ci3}$ und
- unveränderte Flächen, die zu einem oder zwei Zeitpunkten falsch als Veränderung kartiert wurden $d_{e1} + d_{e2} + d_{e \neq e}$.

Basierend auf den Modellierungen in FULLER ET AL. (2003) sind Genauigkeiten für die Karten zu beiden Zeitpunkten von mindestens 98 % nötig, um eine Landnutzungsveränderung zwischen zwei Klassen (z. B. Wald/Nichtwald) von 5 % mit einer Sicherheit von 75 % kartieren zu können. Diese Aussage wurde am Testgebiet 5 mit den Waldmasken, erstellt mit dem *logistischen Regressionsmodell* nachvollzogen. Zum Zeitpunkt 1990 wurden 92,9 % der BWI-Punkte in den LR-Karten, basierend auf *Landsat5*-Daten korrekt als Wald- bzw. Nichtwaldpunkte klassifiziert. Zum Zeitpunkt 2000 konnten 93,7 % der BWI-Punkte auf Basis der *Landsat7*-Daten korrekt den Klassen Wald/Nichtwald zugewiesen werden. Die kartierte Veränderung durch Verschneidung beider Karten betrug 4,4 %. Auf 2,08 % der Fläche fanden „Aufforstungen“ statt. „Umwandlungen zu Nichtwald“ erfolgten auf 2,32 % der Fläche. Diese Angaben sind verzerrt, da die *Landsat*-Daten

4.4. Schätzung von Flächenveränderungen durch Fernerkundung

von der *DLR* aufeinander georeferenziert, mit einem RMSE von ein bis zwei Pixeln geliefert wurden. Wie die Wahrscheinlichkeiten der Ursachen für die Kartierung von Veränderungen ausfallen, wenn die genannten Werte in die Formeln der Tabelle 4.3 substituiert werden, zeigt Tabelle 4.4

Tabelle 4.4: Wahrscheinlichkeiten der korrekten oder falschen Kartierung von Flächenveränderungen am Bsp. des TG 5, mit: $c = 0,044$, $n = 2$, $a_1 = 0,929$, $a_2 = 0,937$

Flächen mit Veränderungen (c)		
	a_2	$1 - a_2$
a_1	$d_c = 0,038$	$d_{ci1} = 0$
		$d_{h1} = 0,0025$
$1 - a_1$	$d_{ci2} = 0$	$d_{ci3} = 0$
	$d_{h2} = 0,0029$	$d_{h3} = 0,0001$

Flächen ohne Veränderungen ($1 - c$)		
	a_2	$1 - a_2$
a_1	$s = 0,8330$	$d_{e1} = 0,0556$
$1 - a_1$	$d_{e2} = 0,0630$	$d_{e \neq e} = 0$
		$d_{e=e} = 0,0042$

Daraus ergeben sich folgende Wahrscheinlichkeiten:

- kartierte Veränderungen $d_c + d_{ci1} + d_{ci2} + d_{ci3} + d_{e1} + d_{e2} + d_{e \neq e} = 0,1571$,
- keine Veränderungen kartiert $s + d_{h1} + d_{h2} + d_{h3} + d_{e=e} = 0,8429$,
- Wirkliche Veränderungen als Anteil der kartierten Veränderungen = 28 % und
- Anteil der tatsächlichen Veränderungen, der auch als Veränderung angezeigt wird = 87 %.

Das Ergebniss zeigt, dass nur 28 % der 4,4 % kartierten Veränderungen tatsächlich Veränderungen darstellen. Modifiziert man die Genauigkeiten der Karten zu beiden Zeitpunkten auf 98 %, so könnten immerhin schon 71 % der Veränderungen als tatsächliche Veränderungen angesehen werden. Die hier genutzten Waldmasken haben bestenfalls eine Genauigkeit von 96 %. Würde diese Korrektheit zu beiden Zeitpunkten erreicht, ist lediglich eine Landnutzungsveränderung von mindestens 16 % mit 75%iger Sicherheit zu kartieren. Laut BWI-Ergebnissen hat sich die Waldfläche in den alten Bundesländern von 1987 bis 2002 um rund 0,7 % ($-0,9\%$ in Rheinland-Pfalz) verändert. Um so eine geringe Veränderung mit Hilfe von Karten, erstellt auf Basis von Fernerkundungsdaten, erheben zu können, müssten diese ohne Klassifikationsfehler produziert worden sein. Eine visuelle Interpretation von Luftbildern oder *QuickBird*-Szenen innerhalb von Segmenten oder über Punktentscheide würde die Klassifikationsgenauigkeit zumindest der Holzbodenpunkte deutlich erhöhen.

Kapitel 5

Grauwertanalyse der Fernerkundungsdaten

Bevor die Eignung von *Landsat* bzw. *QuickBird*-Daten für Regressionsstichprobenverfahren bzw. für Stichprobenverfahren zur Stratifizierung untersucht werden kann, soll anhand einer Grauwertanalyse getestet werden, ob sich bestimmte forstlich relevante Klassen spektral mit Hilfe eines Kanales oder durch Kombination mehrerer Kanäle unterscheiden und damit auf Grund linearer Beziehungen bzw. Schwellenwerten trennen lassen.

Das Testen von vorhandenen Beziehungen erfolgt ausschließlich zwischen koinzidierenden Pixelgrauwerten und den lokalen Dichten der BWI-Punkte. Um sicherzustellen, dass die stichprobenartige Auswahl jener Pixel, zu denen auch Bodeninformationen vorhanden sind, das Grauwertspektrum aller Bildelemente einer Satellitenszene entsprechend repräsentieren, wurden die Histogramme der Stichprobenauswahl denen der gesamten Satellitenszene gegenübergestellt (Abbildung A.1). Anhand der Grafiken wird deutlich, dass sich die Verteilungen der BWI-Referenzpixel fast perfekt an die Histogramme der Grundgesamtheit aller Pixel einer Satellitenszene anpassen.

5.1 Grauwertanalyse der *Landsat*-Daten

BODMER (1993), DEES (1996) und SCHARDT (1990) beschreiben die Trennbarkeit von Baumartengruppen oder auch einzelner Baumarten für kleinräumige Testgebiete mit Hilfe eines multitemporalen Ansatzes, d. h. es wurden für ein Testgebiet mehrere Satellitenszenen verwendet, aufgenommen zu verschiedenen baumphysiologischen und phänologischen Perioden eines Jahres. Auf Grund des vorliegenden Datenmaterials war die Kombination von Satellitenszenen mehrerer Jahreszeiten innerhalb dieser Arbeit nicht möglich.

5.1.1 Trennung von Baumarten

In einem ersten Schritt wurden die Punktinformationen der BWI-Daten genutzt, um die entsprechend geographisch korrespondierenden Pixel der Satellitenszenen in Baumartenklassen (Bestockungstyp „Fein“ nach BWI-Definition mit den Klassen: Fichte, Fichte mit Beimischung, Buche, Buche mit Beimischung etc.) einzuteilen. Auf Grund einer Pixelgröße von 25 m x 25 m sollte ein Pixel in etwa den Probepunkt an einer Traktecke abdecken. Zunächst wurden nur Reinbestandspixel in dieser Analyse berücksichtigt. Mischpixel, basierend auf mehreren Baumarten oder verschiedenen Landbedeckungsklassen, würden zu einer Verzerrung der Ergebnisse führen. Der Grauwertbereich jeder Klasse wird in einem Boxplot dargestellt. Abbildung 5.1 zeigt dies am Beispiel des Testgebietes 2 *Nordostdeutsches Tiefland*, Ostszene. Zum Verdeutlichen der spektralen Unterschiede zwischen den Szenen sind die Boxplots für das Testgebiet 1 *Westliches Mittelgebirge*, Szene Nord im Anhang (Abbildung A.2) dargestellt.

5. Grauwertanalyse der Fernerkundungsdaten

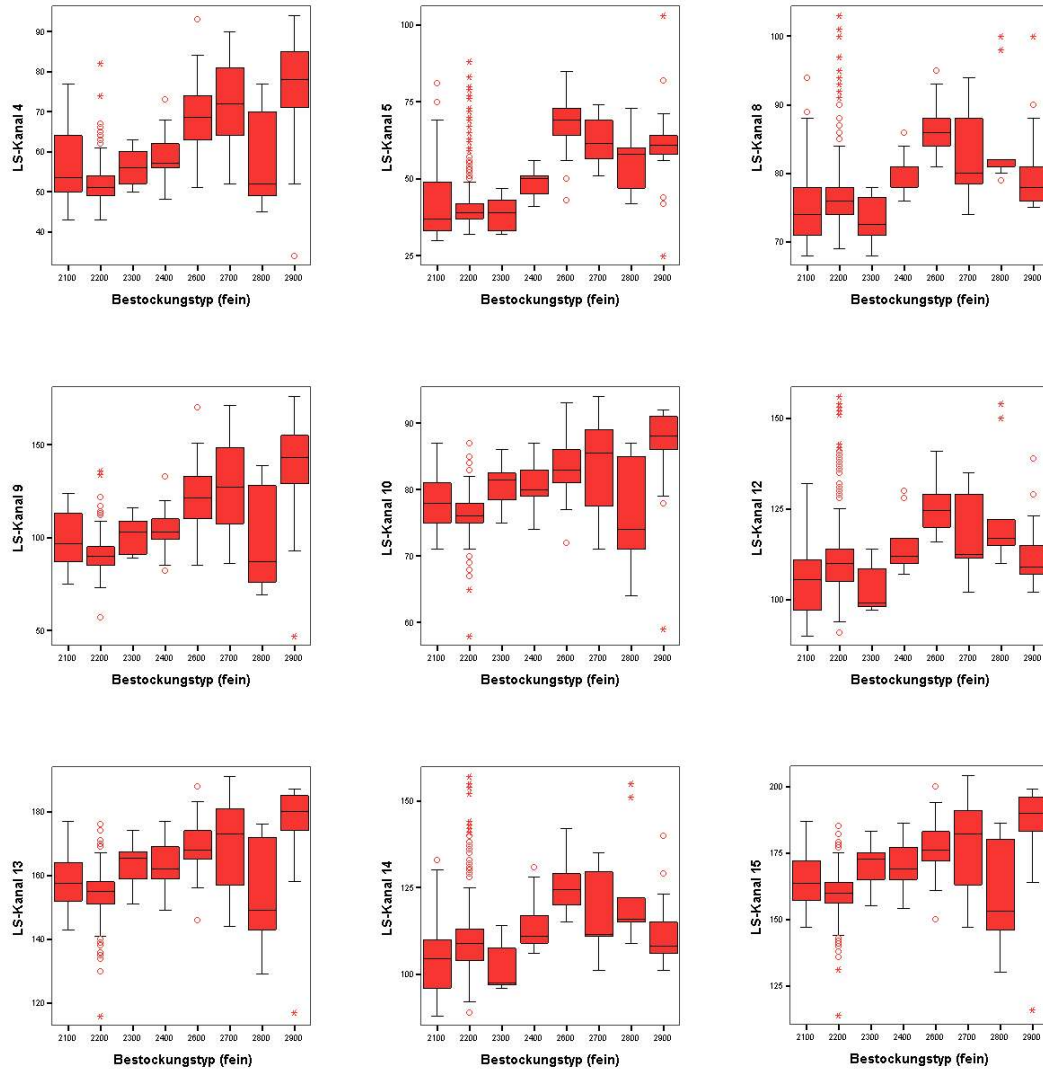


Abbildung 5.1: Boxplots pro *Landsat7*-Kanal für den Grauwertbereich innerhalb von Reinbeständen für verschiedene Baumarten am Beispiel des Testgebietes *Nordostdeutsches Tiefland*, Szene Ost (Bestockungstyp (fein): 2100 = Fi, 2200 = Ki, 2300 = Dgl, 2400 = Lä, 2600 = Bu, 2700 = Ei, 2800 = Bi, 2900 = Er); Kanalbelegung siehe Tabelle 3.4, Seite 37

Die Tendenz, dass Nadelbaumarten auf Grund ihrer höheren Rauhigkeit des Kronendaches im Vergleich zu Laubbäumen mehr Licht absorbieren und damit dunkler rückstrahlen (SCHARDT, 1990; HILDEBRANDT, 1996), wird zwar in den vegetations-sensitiven Kanälen 4 und 5, sowie den Vegetationsindize-Kanälen 8 bis 15 deutlich, aber die Überlappungsbereiche der Interquartile zwischen den einzelnen Baumarten sind extrem hoch. Das Separieren bestimmter Baumarten anhand definierter Grauwerte ist somit kaum möglich.

5.1.2 Trennung von Baumarten und Altersklassen

Eine weitere Unterteilung der einzelnen Baumartenklassen in zusätzliche Altersklassen ist im Testgebiet 2 *Nordostdeutsches Tiefland* wegen der vergleichsweise hohen Baumartenanzahl von 8 und der damit einhergehenden zu geringen Stichprobendichte pro Klasse nur für die Hauptbaumart Kiefer empfehlenswert. Im Testgebiet 3 *Östliches Mittelgebirge* sind in der Südszene nur 4 Baumarten (Fichte, Kiefer, Lärche, Buche) in Reinbeständen anzutreffen, weshalb hier die Unterteilung in weitere Altersklassen vorgenommen wurde (Abbildung 5.2). Die Boxplots weisen eine hohe Spannweite auf. SCHARDT (1990) beschreibt die

„...deutliche Abhängigkeit der spektralen Informationen von Baumart, dem Alter und der Dichte der Bestände. Mit zunehmenden Alter zeigte sich eine Steigerung der Kronendachrauigkeit und der Grenzoberfläche. Die Rauigkeitsreihe wurde lediglich durch Durchforstungsmaßnahmen modifiziert. So haben geschlossene Altbestände ähnliche Rauigkeiten wie jüngere, frisch durchforstete Baumhölzer.“

Auch die hier vorliegenden Daten lassen eine effektive Trennung von Altersklassen innerhalb einzelner Baumarten- oder über mehrere Baumarten-Klassen hinweg kaum zu.

5.1.3 Trennung von Baumarten und Altersklassen nach Höhenstufen

Da Exposition und Höhenlage ebenfalls die Reflektionseigenschaften von Wäldern beeinflussen und die Anzahl der BWI-Plots mit Fichtenreinbeständen in der südlichen Szene des Testgebiet 3 *Östliches Mittelgebirge* ausreichte, um die Unterteilung in Altersklassen noch weiter zu differenzieren, wurden diese auf Grund der Verfügbarkeit eines Höhenmodells in Höhenstufen von 0 bis 300 m über NN, von 300 bis 600 m über NN und höher 600 m über NN eingeteilt. Abbildung 5.3 zeigt die Ergebnisse für die zweite Klasse. Mit Hilfe der Kanäle 9, 10 und 15 ist eine Trennung der Fichtenplots in der Höhenstufe 300 bis 600 m über NN nach den Altersklassen kleiner bzw. größer 50 Jahre möglich. Jedoch sind für die Segregation einer Fichtenklasse, wie dies der vorangegangene Abschnitt zeigt, weitere Zusatzinformationen nötig und kann nicht ausschließlich *Landsat*-Daten erfolgen. Ähnliche, aber nicht so deutliche Ergebnisse wurden mit der selben Höhenzonierung im Testgebiet 1 *Westliches Mittelgebirge* in Nord- und Südszene ebenfalls für Fichte und im Testgebiet 2 *Nordostdeutsches Tiefland*, Szene Ost für die Kiefer mit einer Höhenzonierung von < 50 m über NN, 50 bis 80 m über NN und > 80 m über NN erzielt.

Die gleichen Untersuchungen wurden auch an weiteren Zielgrößen wie Stammzahl pro Hektar, Baumhöhe, Grundfläche pro Hektar und dem Volumen in Rinde pro Hektar durchgeführt. Die Ergebnisse sind ähnlich diffus. Stellvertretend hierfür sind in Abbildung 5.4 die Ergebnisse für Kiefer und Buche im Testgebiet 5 *Pfälzerwald*, Szene Süd, für das Volumen in Rinde pro Hektar, getrennt nach Volumensklassen und Höhenstufen, dargestellt.

5.1.4 Zusammenfassung der Grauwertanalyse für *Landsat*-Daten

Die Spannweiten der Boxplots sind sehr groß. Der Zusammenhang zwischen Grauwert und terrestrischer Zielgröße ist für einen einzelnen Kanal sehr schwach. Auch die Einteilung der Reinbestands-Stichprobenpunkte in Klassen führt nicht zu einer nennenswerten Verbesserung. Die Herleitung von Regeln zur Regressionsbildung oder zur Stratifizierung wird sich somit ohne die Verwendung

5. Grauwertanalyse der Fernerkundungsdaten

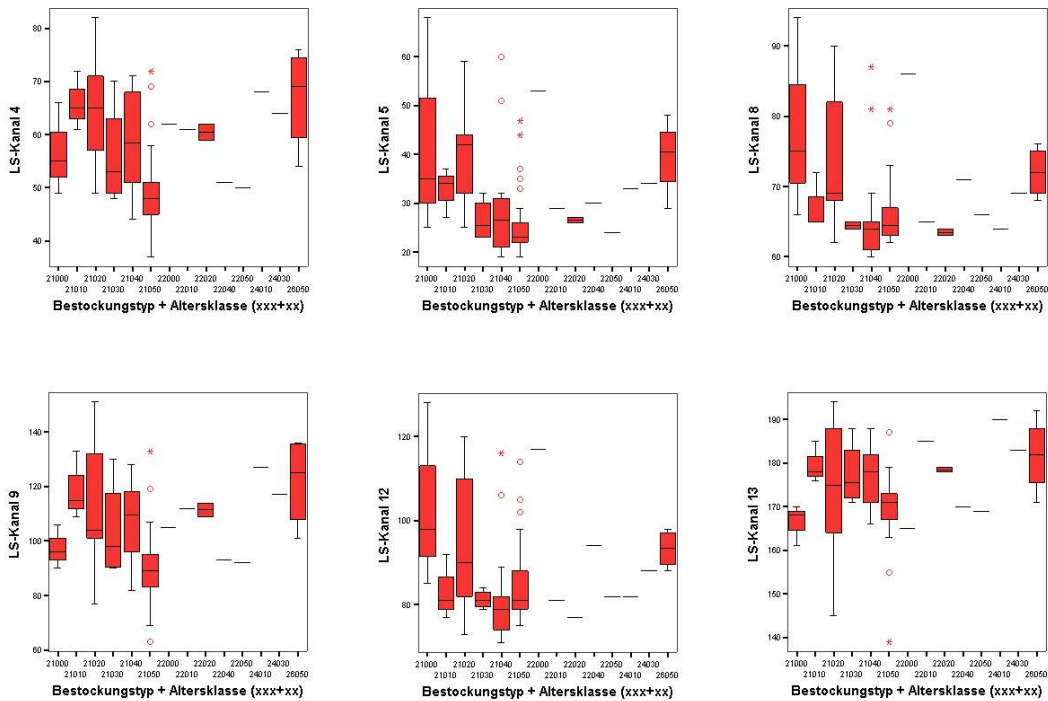


Abbildung 5.2: Boxplots für den Grauwert-Wertebereich innerhalb von Reinbeständen für verschiedene Baumarten am Beispiel des Testgebietes *Östliches Mittelgebirge*, Szene Süd (Bestockungstyp (fein, xxx+__): 210 = Fi, 220 = Ki, 240 = Lä, 260 = Bu; + Altersklasse (___+xx): 00 = 0-10 Jahre, 10 = 10-20 Jahre, 20 = 20-30 Jahre, 30 = 30-40 Jahre, 40 = 40-50 Jahre, 50 \geq 50 Jahre); Kanalbelegung siehe Tabelle 3.4, Seite 37

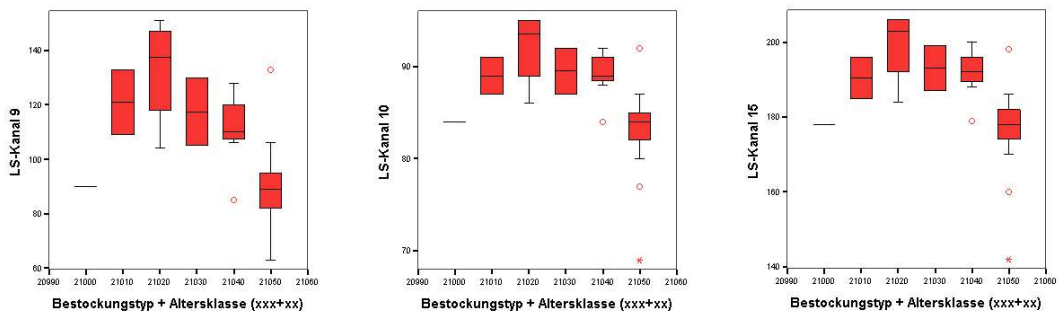


Abbildung 5.3: Boxplots für den Grauwert-Wertebereich innerhalb von Fichtenreinbeständen im Testgebietes *Östliches Mittelgebirge*, Szene Süd, zwischen 300 und 600 m über NN (Bestockungstyp (fein, xxx+__): 210 = Fi; + Altersklasse (___+xx): 00 = 0-10 Jahre, 10 = 10-20 Jahre, 20 = 20-30 Jahre, 30 = 30-40 Jahre, 40 = 40-50 Jahre, 50 \geq 50 Jahre); Kanalbelegung siehe Tabelle 3.4, Seite 37

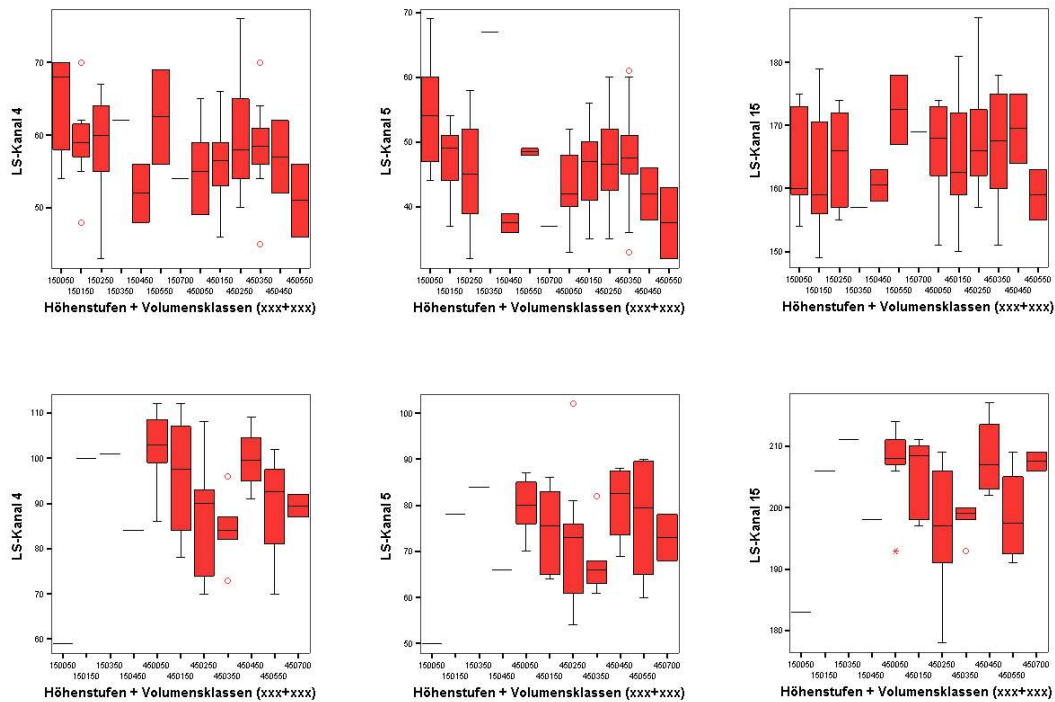


Abbildung 5.4: Boxplots für den Grauwert-Wertebereich innerhalb von Kiefern- (oben) und Buchenreinbeständen (unten) im Testgebietes 5 Szene Süd (Höhenstufen (xxx+___): < 300 m über NN = 150, 300 bis 600 m über NN = 450; + Volumensklassen (___+xxx): < 100 Vfm = 50, 100-200 Vfm = 150, 200-300 Vfm = 250, 300-400 Vfm = 350, 400-500 Vfm = 450, 500-600 Vfm = 550, > 600 Vfm = 750); Kanalbelegung siehe Tabelle 3.4, Seite 37

von Zusatzinformationen aus einem Forst-GIS oder räumlich höher aufgelösten Fernerkundungsdaten schwierig gestalten. Für die Betrachtungen der nachstehenden Kapitel sind folgende Punkte festzuhalten:

- Die hohe Heterogenität der Grauwerte innerhalb der Reinbestände einer Satellitenszene lässt sich zum einen auf die großräumige Verteilung der Punkte — die BWI-Trakte sind bestenfalls zwei Kilometer voneinander entfernt — und dem damit verbundenen recht geringen Stichprobenumfang zurückführen. Standortsunterschiede, die sich aus unterschiedlichem Wassergehalt der Bäume, aber auch des Bodens und der unterschiedlichen Durchstrahlung des Bodens ergeben, beeinflussen den Grauwert des jeweiligen Pixels erheblich. Indizes, wie SAVI oder BSI, welche zur Schwächung genannter Effekte entwickelt wurden, verbessern die Ergebnisse nicht. Andererseits verändern sich die atmosphärischen Bedingungen innerhalb einer Satellitenszene schon über Distanzen von etwa 10 Kilometern so stark (SCHARDT, 1990), dass auch durch diesen Effekt die Grauwerte zusätzlich beeinflusst sind.
- Um die Stichprobenanzahl in einigen Klassen zu erhöhen, wurden bei einer weiteren Untersuchung auch Mischbestandspixel berücksichtigt. Hier haben allerdings die Art und der Anteil der Durchmischung einen so großen Einfluß auf den Grauwert eines Pixels, dass sich der Grauwertbereich innerhalb der Klassen erwartungsgemäß vergrößert und ggf. die Überlappungsbereiche der Boxspannweiten somit deutlich erhöhen.
- Die Ergebnisse zeigen die spektralen Unterschiede der einzelnen Klassen zwischen den Test-

gebieten, so dass die Auswertung in jedem Falle szenenweise erfolgen muss. Eine Einengung des Stichprobenumfanges ist die Folge. Eine weitere Unterteilung der Klassen nach Alter, Wuchsgebiet, Baumart und/oder Höhenstufe und Exposition ist daher wenig zielführend.

5.2 Grauwertanalyse der *QuickBird*-Daten

Innerhalb der *QuickBird*-Szene liegen 594 Traktecken des 2 km x 2 km-Netzes. Für diese waren alle BWI-Informationen erhältlich. Innerhalb der Kernzone des Biosphärenreservates „Pfälzerwald“ erfolgte eine Verdichtung des BWI-Netzes auf 500 m x 500 m, so dass weitere 428 Traktecken mit den Informationen zu Waldstatus, Baumartenanteil, Waldrand und Bhd zur Verfügung standen.

Wie im Abschnitt 3.3 beschrieben, wird die Probefläche einer Traktecke auf Grund der räumlichen Auflösung von mehreren Pixeln der *QuickBird*-Szene abgedeckt. Diese Vielzahl an möglichen Signaturen inklusive ausgeprägter Licht- und Schatteneffekte auf kleinstem Raum lässt eine sinnvolle Kartenerstellung auf Basis verschiedener Spektralbereiche kaum sinnvoll erscheinen (KENNEWEG ET AL., 1991). Abbildung 5.5 zeigt die Spreitung der Grauwerte an einer Unterauswahl einzelner Plots anhand der Kanäle 1 und 4, getrennt nach Nichtwald und Wald. Aus diesem Grund wurden 4 Resampling-Verfahren (Nearest Neighbour, Cubic Convolution, Bilinear Interpolation, Bicubic Spline Interpolation; siehe (LEICA GEOSYSTEMS, 2003)) genutzt, um die räumliche Auflösung zu reduzieren. Es wurden mit jedem der 4 Verfahren Pixel der Größe 15 m und 25 m abgeleitet. Zusätzlich erfolgte die Berechnung der Standardabweichung jener Grauwerte in den 4 Kanälen und dem NDVI-Kanal der *QuickBird*-Szene, die der Ableitung der 15 m- bzw. 25 m-Pixel dienten, so dass die spektrale Vielfalt auf einer Probefläche als „sechster“ bis „zehnter“ Kanal in die Erstellung von Regressionsbeziehungen einfließen konnte.

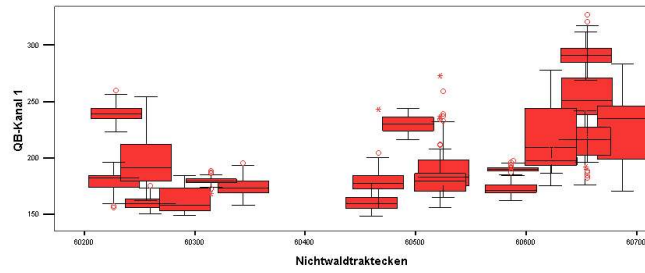
Am Beispiel der Kanäle 1 und 4 verdeutlichen die Abbildungen 5.6 und 5.7 die Lage der Mittelwerte und der Werte für die Standardabweichung für die Klassen Nicht- (0), Laub- (1010), Nadel- (1020) und Mischwald (1033). Die Ausprägungen der Kanäle 2 und 3 folgen denen des Kanals 1. Anhand des *Scheffe*- und *Games-Howell*-Test¹ konnten auf den 0,95%igen Signifikanzniveau Unterschiede zwischen der Nichtwaldklasse und den Waldklassen nachgewiesen werden. Zwischen den drei Waldklassen war dies nicht möglich. Die Überlappungsbereiche der Boxplots, basierend auf den 15 m- bzw. 25 m-Referenzpixel, sind sehr hoch. Zusätzlich ist die Variation der Grauwerte innerhalb des Waldes sehr gering (siehe Abbildungen A.6 und A.7).

Betrachtet man nur die Reinbestandspixel, so kann auch hier nur eine schlechte Differenzierbarkeit nachgewiesen werden (Abbildung A.8a). Lediglich im nahen Infrarotbereich scheint sich die Eiche stärker von den anderen Baumarten Fichte, Kiefer, Douglasie und Buche zu trennen. Noch deutlicher wird dies in Abbildung A.8b. Hier wurden die Baumarten nochmals nach Expositionsklassen getrennt. Inwieweit dies auf Wetterbedingungen im Jahre 2004 bzw. auf den für Vegetationsaufnahmen späten Zeitpunkt zurückzuführen ist, kann an dieser Stelle nicht geklärt werden. Eine weitere Unterteilung der BWI-Plots ist auf Grund der begrenzten Anzahl Referenzpunkte bzw. Pixel nicht sinnvoll.

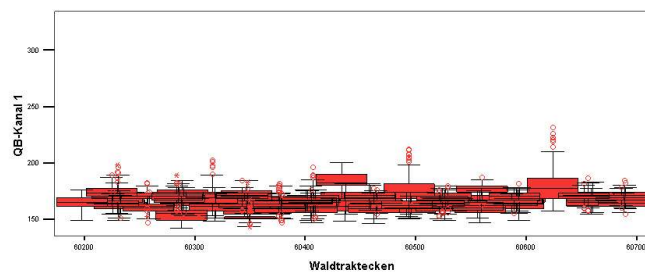
Dieselben Analysen wurden an den Zielgrößen durchschnittliches Alter, durchschnittliche Höhe und mittleres Volumen in Vfm i.R. pro Plot durchgeführt. Hierzu wurden manuell Klassen als auch Klassen durch eine Clusteranalyse gebildet. Spektral ließ sich anhand keiner der Zielgrößen eine Klasse differenzieren. Eine Trennung der Reinbestandsplots in Altersklassen war auf Grund des beschränkten Datenumfanges nicht möglich.

Die hier dargestellten Ergebnisse zeigen nur marginale Unterschiede im Bezug auf das angewandte Resamplingverfahren. Alle im Abschnitt 6.2 folgenden Ausführungen beziehen sich somit auf die „nearest neighbour“-Methode.

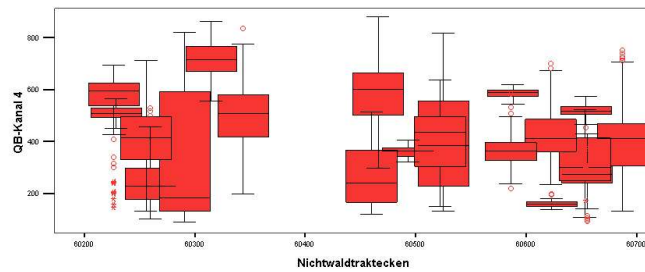
¹ siehe SACHS (2002) Seite: 651



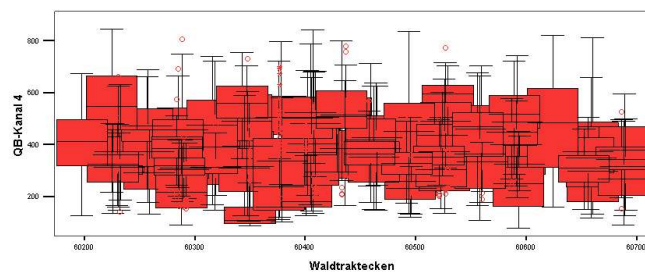
(a) *QuickBird*-Kanal 1, Nichtwald



(b) *QuickBird*-Kanal 1, Wald



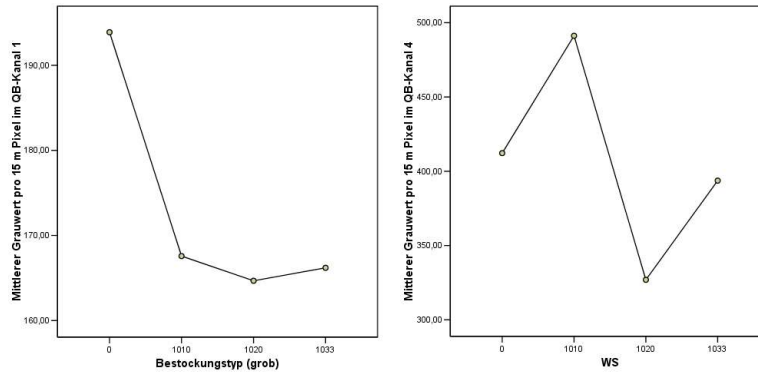
(c) *QuickBird*-Kanal 4, Nichtwald



(d) *QuickBird*-Kanal 4, Wald

Abbildung 5.5: Boxplots der *QuickBird*-Grauwerte für einzelne Traktecken, getrennt nach Nichtwald und Wald für die Kanäle 1 und 4

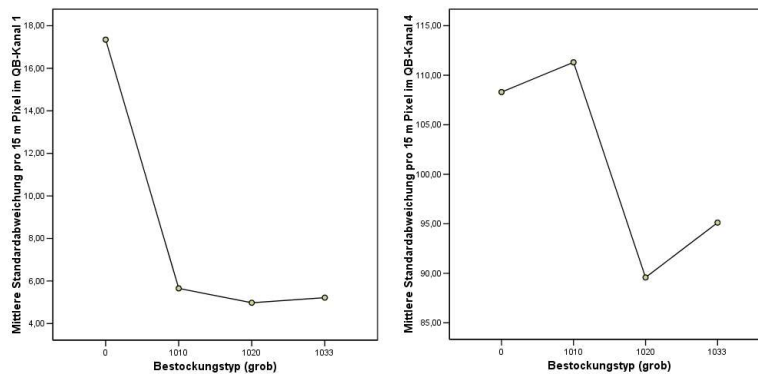
5. Grauwertanalyse der Fernerkundungsdaten



(a) Mittelwert Kanal 1

(b) Mittelwert Kanal 4

Abbildung 5.6: Mittelwerte (15 m-Pixel) der *QuickBird*-Grauwerte auf den Plots für die Kanäle 1 und 4 in den Klassen Nicht- (0), Laub- (1010), Nadel- (1020) und Mischwald (1033)



(a) Standardabweichung Kanal 1

(b) Standardabweichung Kanal 4

Abbildung 5.7: Mittlere Standardabweichung der *QuickBird*-Grauwerte auf den Plots (15 m-Pixel) für die Kanäle 1 und 4 in den Klassen Nicht- (0), Laub- (1010), Nadel- (1020) und Mischwald (1033)

Kapitel 6

Eignung von Fernerkundungsdaten für Regressionsschätzverfahren

In diesem Kapitel soll nun die Möglichkeit untersucht werden, mit Hilfe linearer Beziehungen zwischen Fernerkundungsdaten und terrestrischen Aufnahmen Regressionmodelle für Regressionstichproben abzuleiten. Zur Einteilung ordinaler oder nominaler Daten in Klassen bzw. zur Herleitung von Regressionen unter Verwendung einzelner oder kombinierter Kanäle mit Hilfe nicht linearer bzw. logistischer Regressionen sei an dieser Stelle auf die Arbeit von IOST (2006) verwiesen.

6.1 Eignung von Regressionsschätzverfahren unter Nutzung von *Landsat*-Daten

Zwischen den lokalen Dichten der BWI-Plots und deren räumlich korrespondierenden Pixelgrauwerten aus den Multispektral- und Indexkanälen der *Landsat7-ETM*-Szenen wurden lineare Regressionsbeziehungen für metrische Daten erstellt. Die Güte einer Regressionsbeziehung lässt sich mit dem Bestimmtheitsmaß r^2 prüfen. Je strenger der Zusammenhang zwischen Hilfsvariable und Zielvariable ist, d. h. je genauer sich die Zielvariable anhand der Regressionsgleichung vorhersagen lässt, desto höher ist das Bestimmtheitsmaß.

6.1.1 Einfache lineare Regression mittels Zentralpixel- und 9-Pixel-Methode

Abbildung 6.1 zeigt eine lineare Regression vom Volumen in Rinde pro Hektar auf den NDVI im Testgebiet 2 *Nordostdeutsches Tiefland*, Szene Ost, bei der die Information aller Wald-BWI-Plots, auf denen eine Winkelzählprobe erfolgte, verwendet wurden. Im linken Teil der Abbildung wurde dabei die Zentralpixelmethode verwandt, d. h. es wurde nur der Grauwert des Pixels in Beziehung zur Zielgröße gesetzt, welches nach seinen Koordinaten direkt über dem BWI-Plot liegt. Im rechten Teil wurde die 9-Pixel-Methode nach GHEBREMICHAEL ET AL. (2004) genutzt, da nicht in allen Fällen gewährleistet werden kann, dass die terrestrische Lage des BWI-Punktes mit dem Pixel der *Landsat7-ETM*-Szene korrespondiert. Aus diesem Grund wurden die Grauwerte der acht Pixel um ein Zentralpixel ebenfalls aus dem Satellitenbild extrahiert. Die Grauwerte dieser neun Pixel über einem BWI-Plot wurden arithmetisch gemittelt und in Beziehung zur Zielgröße gesetzt.

Die Graphiken der Abbildung 6.1 zeigen stellvertretend für alle Testgebiete die erzielten Ergebnisse für die Regression vom Volumen in Rinde auf den NDVI. Das Bestimmtheitsmaß steigt in keiner der Beziehungen zwischen Grauwert und Zielgröße in den verwendeten 10 Satellitenszenen über 0,12. Im Mittel bewegt es sich um einen Wert von 0,02. Ähnliche Resultate wurden für weitere Regressionen zwischen dem Alter, der Baumhöhe, der Stammzahl pro Hektar und den Kanälen

6. Eignung von Fernerkundungsdaten für Regressionsschätzverfahren

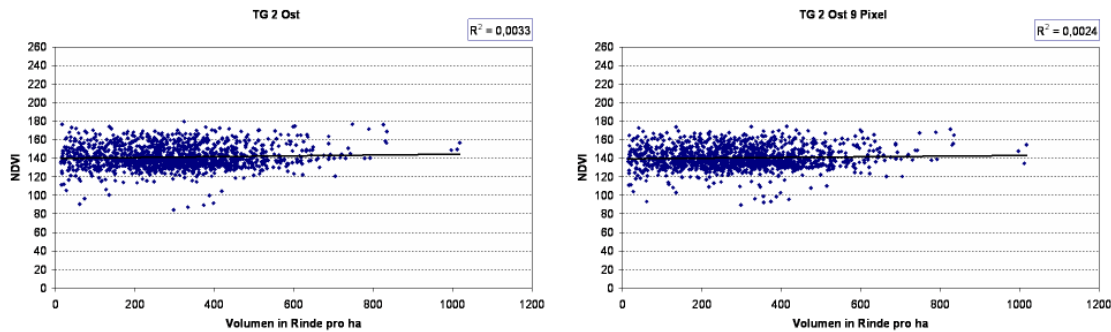


Abbildung 6.1: Regression von Volumen in Rinde auf den NDVI im TG 2 *Nordostdeutsches Tiefland*, Szene Ost; links Zentralpixelmethode, rechts 9-Pixel-Methode

4, 5 sowie den Indizes DD, BSI, IPVI, NDVI und SAVI erzielt. Entsprechend der Ergebnisse des Abschnitts 5.1 wurden auch hier Regressionen getrennt nach Baumartengruppen, Exposition und Höhenstufen erstellt, die in Abbildung 6.2 abgebildet sind. Die 9-Pixel-Methode führt zu keiner Verbesserung der Regressionsbeziehung.

Betrachtet man ein Waldpixel, so dürfte dessen Grauwert eher vom Oberstand als von der Mischung Ober- und Unterstand geprägt sein. Aus diesem Grund wurden für alle BWI-Punkte die Zielgrößen Alter, Höhe, Durchmesser, Volumen in Rinde, Erntevolumen, Grundfläche und Stammzahl nur für die obere Bestandesschicht berechnet. Die mit diesen Ergebnissen erstellten Regressionsbeziehungen für einzelne Kanäle zwischen Grauwert und Zielgröße sind stets höher, als wenn dieser Umstand nicht beachtet wird. Allerdings übersteigt auch hier das r^2 einen Wert von 0,28 nicht.

RATNAYAKE ET AL. (2002) fand für die Beziehungen zwischen forstlichen Parametern und dem NDVI, abgeleitet aus *SPOT-2 HRV 2*-Daten, Korrelationskoeffizienten zwischen $-0,13$ und $0,76$. Seine Untersuchungen stützen sich dabei auf eine Kiefernplantage in England mit einer geringen Ausdehnung von 2300 ha. Für die Zielgrößen Oberhöhe, mittleren Durchmesser und der Grundfläche konnte RATNAYAKE ET AL. (2002) Abhängigkeiten vom NDVI mit einem Bestimmtheitsmaß (unterstellt man einen linearen Zusammenhang) zwischen $0,49$ und $0,55$ nachgewiesen. Hingegen war der lineare Zusammenhang zwischen Ertrags- bzw. Entwicklungsklassen und dem NDVI mit einem r^2 von $0,016$ sehr gering. Die in RATNAYAKE ET AL. (2002) genannten Bestimmtheitsmaße nehmen unter Beachtung der kleinen Untersuchungsfläche ähnliche Wertebereiche zwischen $0,016$ und $0,577$ an, wie die in dieser Arbeit gefundenen Ergebnisse.

6.1.2 Multinomiale lineare Regression mittels Zentralpixel-Methode

In einem weiteren Schritt wurden die *Landsat*-Kanäle in einem multinomialen linearen Regressionsmodell kombiniert, um metrische Parameter innerhalb der als Wald definierten Gebiete der Waldmasken von IOST (2006) und OEHMICHEN (2007) sowie der TK25 pixelweise zu schätzen. Würde man die Nichtwaldpunkte, die häufig den Wert Null annehmen, bei der Bildung der Regression beachten, steigt r^2 über $0,5$. Es könnten mit diesem Modell allerdings nur die Werte für die Nichtwaldpunkte recht gut prognostiziert werden. Die Vorhersage der Waldpunktwerte wäre mit einer sehr großen Abweichungen zur terrestrischen Probe verbunden. Bei der szeneweisen Erstellung der Modelle wurden zum einen alle 15 Kanäle und zum zweiten die sieben ursprünglichen *Landsat*-Kanäle genutzt. Das Bestimmtheitsmaß dieser multinomialen linearen Modelle nimmt in den kleinflächigen Szenenausschnitten mit wenigen BWI-Wald-Punkten einen Wert von größer $0,4$ an, liegt aber im Mittel zwischen $0,1$ und $0,2$. Das r^2 ist für die Modelle beruhend auf 15 Kanalkombinationen leicht höher, als wenn nur die 7 ursprünglichen Kanäle einer *Landsat*-Szene verwendet werden. Die erstellten Modelle wurden in zwei Schritten auf ihre Robustheit getestet:

6.1. Eignung von Regressionsschätzverfahren unter Nutzung von *Landsat*-Daten

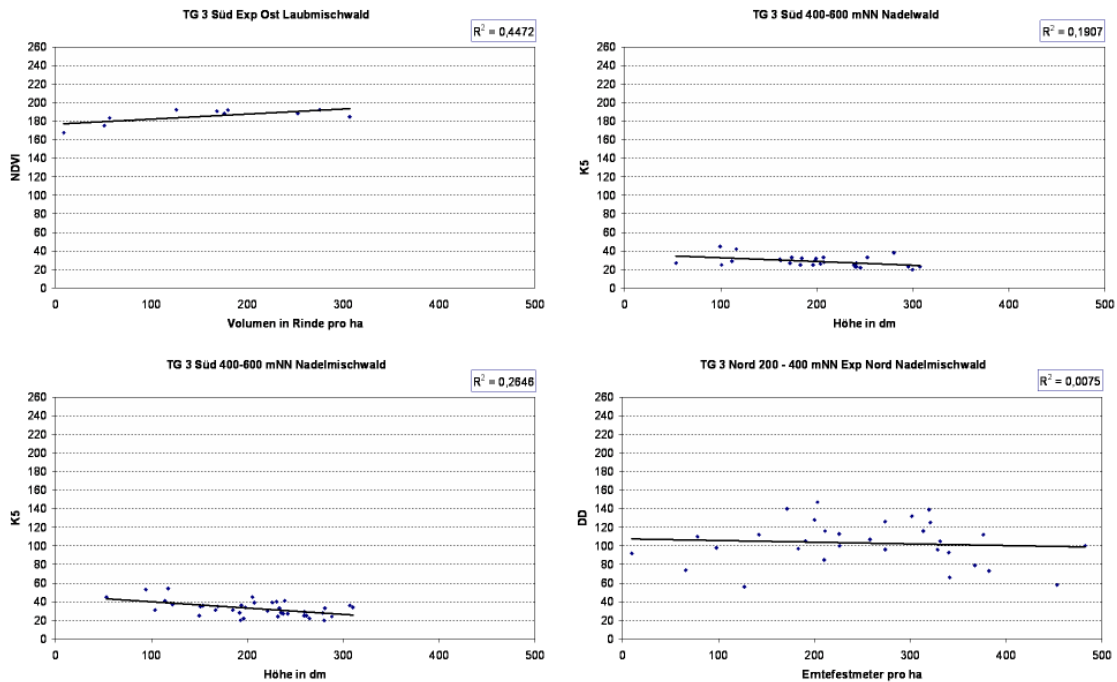


Abbildung 6.2: Regression, getrennt nach Bestockungstyp (grob), Höhenstufen und Exposition im TG 3 *Östliches Mittelgebirge*, Szene Süd für die Zielgrößen Volumen in Rinde pro ha, Höhe, Erntefestmeter und den Vegetationsindizes NDVI, DD und den Kanälen 4 und 5

- An einer Unterstichprobe von 2/3 der BWI-Punkte in der jeweiligen Szene wurde in 100 Wiederholungen der Einfluss der Kanäle anhand ihrer Koeffizienten getestet. Die Modelle, beruhend auf 15 Kanälen, sind extrem instabil. Die Koeffizienten streuen in einem großen Wertebereich und wechseln häufig die Vorzeichen. Wesentlich stabiler reagieren die Modelle, beruhend auf den 7 ursprünglichen *Landsat*-Kanälen.
- Im zweiten Schritt wurde ein lineares 7-Kanal-Modell mit Hilfe aller BWI-Punkte und korrespondierenden Pixeln erstellt, die in allen Waldmasken und im Vegetationslayer der TK25 der Klasse Wald zugeordnet worden. Dieses wurde den 7-Kanal-Modellen, basierend auf den einzelnen Waldmasken, gegenübergestellt. Die Veränderung der Koeffizienten zwischen den einzelnen Regressionsmodellen ist in Tabelle 6.1 dargestellt.

6.1.3 Multinomiale lineare Regression mittels variabler Zentralpixel-Methode

OLSCHOFSKY (in Druck) untersuchte die Beziehungen zwischen hochauflösenden Radardaten im mittleren Frequenzbereich und der Biomasse, erhoben auf terrestrischen Festkreisproben in Roukolathi/Finnland. Bei diesen Aufnahmen wurden die terrestrischen Proben per GPS eingemessen. Eine 100%ige Übereinstimmung zwischen der definierten Koordinate und der tatsächlich aufgenommenen Probenmittelpunkt-Koordinate konnte nicht als gegeben angesehen werden. Aus diesem Grund wurden die Grauwerte innerhalb einer Festkreisprobe arithmetisch gemittelt. Die Biomasse pro Plot diente als Regressor, der mittlere Grauwert als Regressand in einer einfachen linearen Regression. Für jeden terrestrischen Probepunkt wurde mittels dieser Regressionsfunktion ein mittlerer Grauwert prognostiziert. Anschließend wurde der Probepunkt fiktiv in Ein-Meter-Schritten bis maximal 5 m Entfernung in x- und y-Richtung verschoben, erneut der mittlere Grauwert der

Pixel innerhalb des Festkreises berechnet und die Differenz zum prognostizierten Regressions-Grauwert bestimmt. Der fiktive Probekreis, indem die Differenz zwischen dem mittleren Grauwert und Regressions-Grauwert minimal ist, wird als tatsächlich terrestrisch erhobener Punkt definiert. Durch dieses Verfahren konnte das Bestimmtheitsmaß der Regressionsfunktion von 0,4 auf größer 0,8 gesteigert werden.

Mittels der szenenweise erstellten 7-Kanal-Modelle wurde für jedes der 9 Pixel um die terrestrische Koordinate ein Wert für eine Zielgröße prognostiziert und jenes Pixel als tatsächlich korrespondierendes Pixel zur Bodenprobe definiert, bei dem die Differenz zwischen tatsächlichem bei der BWI erhobenen Plotwert und dem prognostizierten Wert minimal ist. Problematisch erwies sich die Tatsache, dass in dieser Arbeit nicht nur eine metrische Zielgröße untersucht wurde, sondern mindestens fünf. Im schlimmsten Fall wurde für jede Zielgröße ein anderes der 9 Pixel als tatsächlich korrespondierendes Pixel ermittelt. Aus diesem Grund wurden den Pixeln getrennt nach Zielgrößen bei zunehmender Differenz steigende Ränge zugeordnet. Anschließend erfolgte die Summierung der Ränge. Jenes der 9 Pixel, bei dem die Summe der Ränge minimal ist, wird als tatsächlich korrespondierendes Pixel angesehen. Die hieraus resultierenden neuen 7-Kanal-Modelle wiesen zumeist ein geringeres Bestimmtheitsmaß auf als die ursprünglichen Modelle.

6.2 Eignung von Regressionsschätzverfahren unter Nutzung von *QuickBird*-Daten

In der Regressionsanalyse zwischen terrestrischen und *QuickBird*-Daten wurden wiederum die Verfahren der *Einfachen linearen Regression* und *Multinomialen linearen Regression mittels Zentralpixelmethode* sowie der *Multinomialen linearen Regression mittels variabler Zentralpixelmethode* angewandt.

Bei Anwendung einer *Einfachen linearen Regression* sind die erzielten Zusammenhänge auf Basis der 15 m- und 25 m-Pixel sowie den untersuchten Zielgrößen ähnlich schwach ($0,02 \leq r^2 \leq 0,5$), wie unter Nutzung der *Landsat*-Daten. Klassifizierungen nach Bestockungstypen, Baumarten, Altersklassen oder Exposition bewirken Steigerungen des Bestimmtheitsmaßes, welches im Mittel auf einen Wert von 0,15 anwächst. Ein generell höheres bzw. niedrigeres Bestimmtheitsmaß für eine der beiden Pixelgrößen ist nicht abzuleiten.

Durch Kombination der vier Mittelwert- und der vier Standardabweichungskanäle zu einem multinomialen linearen 8-Kanal-Modell lässt sich das Bestimmtheitsmaß weiter steigern. Im Mittel bewegt es sich je nach Zielgröße um einen Wert von 0,2. Ist hingegen die Baumart bzw. die Hauptbaumart und die Mischungsart bekannt, steigen die Werte für r^2 durchschnittlich auf 0,31. Tabelle 6.2 zeigt dies am Beispiel der Buchenplots innerhalb der *QuickBird*-Szene. Höhere Bestimmtheitsmaße ($r^2 = 0,85$) wurden für Fichten- und Kiefern-Reinbestandsplots erzielt, jedoch ist die Anzahl dieser Plots mit 11 bzw. 9 Traktecken sehr gering. Es ist zu vermuten, dass das

Tabelle 6.1: Koeffizienten der 7-Kanal-Modelle für das mittlere Alter der verschiedenen Waldmasken im TG 1 *Westliches Mittelgebirge*, Szene Nord; Das Regressionsmodell t1n_WPkt ist mittels der BWI-Punkte, welche in allen Waldmasken als Wald definiert wurden, erstellt.

Modell basierend auf der Waldmaske	K7	K6	K5	K4	K3	K2	K1	Konst.
WPkt	-3,186	0,349	3,678	-0,828	1,204	-6,700	-0,286	243,948
TK	-0,066	-4,283	0,787	0,210	1,369	-4,027	0,784	658,955
SWV_w/nw/uw	-2,912	0,428	3,941	-1,238	0,608	-6,087	-0,711	257,127
SWV_w/nw	-4,741	-0,639	4,615	-1,173	-0,049	-6,333	0,172	381,575
LR_w/nw	-5,030	-1,011	4,730	-1,226	-0,045	-6,401	-0,304	466,502
LR_w/nw/uw_4060	-4,720	-0,951	4,650	-1,262	0,238	-6,317	-0,234	440,637
LR_w/nw/uw_4555	-4,582	-0,744	4,526	-1,168	0,000	-6,360	0,164	395,234

r^2 bei einer Erhöhung der Plotzahl schnell sinkt, so wie dies an den *Landsat*-Daten nachgewiesen werden konnte.

Für die *Multinomiale lineare Regression mittels variabler Zentralpixelmethode* wurden für jeden Plot 3 x 3 Pixel der Größe 15 m x 15 m extrahiert und für jedes dieser Mittelwert-Pixel die Standardabweichung der Grauwerte, die zur Bildung dieses Mittelwert-Pixels herangezogen wurden, berechnet, so dass auch für diese Methode 8 Kanäle zur Herleitung einer Regressionsbeziehung zur Verfügung standen. Auch hier erfolgte die Anwendung der *variablen Zentralpixelmethode* an mehreren Zielgrößen mit dem gleichen Resultat, wie bei den *Landsat*-Ergebnissen, dass sich im ungünstigsten Falle für jede der betrachteten Zielgrößen ein anderes Pixel als tatsächlich korrespondierendes zur terrestrischen Probe ergab. Die durch die Rangsummenbildung abgeleitete Regressionsfunktion führte wiederum zu geringeren Bestimmtheitsmaßen als mit der Zentralpixelmethode.

Tabelle 6.2: Bestimmtheitsmaße der 8-Kanal-Modelle für Buchenplots mit verschiedenen Mischungsarten innerhalb der *QuickBird*-Szene (Pixelgröße 15 m x 15 m); a = mittleres Alter, d = mittlerer Durchmesser, h = mittlere Höhe, g = Grundfläche pro ha, n = Stammzahl pro ha, r = Vorrat pro ha und t = Totholzvolumen pro ha und Plot für den Zeitpunkt der BWI II

	a2	d2	h2	g2	n2	r2	t2
alle Buchen	0,235	0,225	0,180	0,135	0,150	0,153	0,056
Buchen ohne Mischung	0,537	0,527	0,422	0,387	0,409	0,468	0,196
Buchen mit Laubmischung	0,422	0,384	0,341	0,365	0,528	0,398	0,183
Buchen mit Nadelmischung	0,347	0,225	0,160	0,169	0,262	0,160	0,130
Buchen mit Laub- und Nadelmischung	0,389	0,425	0,288	0,230	0,192	0,192	0,065

Da die native Auflösung der *QuickBird*-Daten höher ist, erfolgte die Anwendung der *variablen Zentralpixelmethode* nach OLSCHOFKY (in Druck) zusätzlich an den originalen Pixelgrauwerten. Hierfür wurden alle 2,8 m x 2,8 m-Pixel auf einer Fläche von 46 m x 46 m um jede Waldtraktecke extrahiert. Definiert wurde aus Gründen der Praktikabilität eine feste quadratische Probefläche um jede Traktecke von 20 m x 20 m. Anschließend erfolgte eine Verschiebung der Probefläche von Pixel zu Pixel bis zu einem maximalen Abstand von 8,4 m in x- und y-Richtung, was einem Versatz von 7 Pixeln entspricht. Innerhalb dieser Fläche erfolgte die arithmetische Mittelung der Grauwerte der vier Kanäle und die Berechnung der Standardabweichung der Grauwerte. Diese Werte flossen in die Berechnung eines Regressionsmodelles für jeden pixelweisen Versatz des Zentralpixels der 20 m x 20 m-Probefläche. Über Rangsummenbildung erfolgte probeflächenweise die Ermittlung des für alle Zielgrößen bestmöglichen korrespondierenden Pixels. Die daraus resultierende Regressionsbeziehung innerhalb der Klassen Hauptbaumart und Mischungsart führte für die Zielgrößen Alter und Höhe zu einer Verbesserung des r^2 um durchschnittlich 0,020 bzw. 0,035.

6.3 Zusammenfassung der regressionsanalytischen Betrachtungen

Wie auf Basis der Abschnitte 5.1 und 5.2 zu erwarten war, zeigen die Ergebnisse der regressionsanalytischen Betrachtung, das es selbst innerhalb einer Satellitenszene eines Testgebietes nicht möglich ist, eine Regressionsbeziehung zu erstellen, mit deren Hilfe eine metrische Zielvariable durch die Aufnahme einer Hilfsvariablen verlässlich geschätzt werden kann.

Erschwerend kommt hinzu, dass man für jede Zielgröße in jeder räumlichen und thematischen Einheit (Wuchsgebiet, Exposition, Altersklasse, Bestockungstyp etc.) separate Regressionsbeziehungen erstellen müsste. Dies führt zu komplexen, stratifizierten Gesamtschätzern basierend auf einer möglicherweise sehr geringen Stichprobenzahl mit Bodeninformationen pro Untereinheit. Eine verzerrungsfreie Schätzung wäre nicht gewährleistet (DEES, 1998).

6. Eignung von Fernerkundungsdaten für Regressionsschätzverfahren

Auf Grund der höheren Stabilität der Koeffizienten sollten für weiterführende Untersuchungen wie der Erstellung von Stratifizierungsregeln nur die multinomialen 7- bzw. 8-Kanal-Modelle benutzt werden. Deren Bestimmtheitsmaß liegt in jedem Falle über dem eines einfachen linearen Modells, ist allerdings ebenfalls nicht für die Verwendung in einer Regressionsstichprobe geeignet.

Wären die Verteilung und die räumliche Lage der Baumarten bekannt, so könnten diese Vorinformationen zur Erstellung von Regressionsbeziehungen innerhalb der Baumartenklassen mit *QuickBird*-Daten genutzt werden.

Die hier gezeigten Ergebnisse sind Anlass, die Untersuchungen bezüglich einer Verwendung der Regressionsstichprobe für eine Großrauminventur wie der BWI nicht weiter zu verfolgen.

Kapitel 7

Eignung von Fernerkundungsdaten für stratifizierte Schätzverfahren

7.1 Eignung von Schätzverfahren zur Stratifizierung unter Nutzung von *Landsat*-Daten

Ziel dieses Abschnittes ist es zu untersuchen, durch welche Kombinationen von Hilfsinformationen sich Regeln zur Klasseneinteilung ableiten lassen. Entstehen durch eine Kombination mehrerer Hilfsvariablen im 2- oder n-dimensionalen Merkmalsraum klar trennbare Gruppen, kann eine solche Regel zur Stratifizierung genutzt werden. Innerhalb der Straten wird somit die Varianz der Hilfsvariablen gesenkt. Ob dies auch zur Senkung der Varianz der Zielgröße innerhalb der Straten bzw. über alle Straten hinweg führt und damit zu einer Senkung des Stichprobenfehlers gegenüber des herkömmlichen rein terrestrischen BWI-Verfahrens beiträgt, wird anschließend getestet.

7.1.1 Klassifizierung von Laub-, Misch- und Nadelwald über Grauwert-Quantile

In einem ersten Schritt wurden für alle Kanäle die Minima, Maxima, Quartile und Mittelwerte der Grauwerte, zu denen BWI-Informationen vorliegen, in den Klassen Laub- und Nadelwald berechnet. Die Abbildung 7.1 verdeutlicht die mehr oder minder gute Trennbarkeit dieser beiden Klassen in den einzelnen Kanälen der Nordszene im Testgebiet 3. Die Ergebnisse für die Testgebiete 1, 2, 4 und 5 sind im Anhang (A) aufgeführt. In allen Testgebieten reflektieren die Nadelwaldbestände weniger Licht als die Laubwälder und strahlen damit dunkler. Zur Trennung beider Klassen ist somit der Abstand zwischen dem oberen Quartil $Q3$ der Nadelwaldklasse und dem unteren Quartil $Q1$ der Laubwaldklasse entscheidend. Die Abstände zwischen den Interquartilbereichen der Klassen Laub- und Nadelwald sind in den Kanälen 4, 5, 9, 11, 13 und 15 am deutlichsten ausgeprägt. Die Quartilboxen beider Klassen sind in den Testgebieten 1, 2, 3 und 5 deutlich voneinander getrennt. Lediglich im Testgebiet 4 überschneiden sich die Interquartilbereiche in den genannten Kanälen; allerdings nie so stark, dass sich auch die Mittelwerte beider Klassen überschneiden. In Tabelle B.7 sind die absoluten und relativen (relativ meint den Abstand zwischen beiden Quartilen $Q3_{Ndh}$ und $Q1_{Lbh}$ im Bezug zum tatsächlich realisierten Grauwertbereich in dem jeweiligen Kanal) Abstände zwischen $Q3_{Ndh}$ und $Q1_{Lbh}$ aufgeführt. Die 9-Pixel-Methode, angewandt, um auch hier eventuelle Lagedifferenzen zwischen BWI-Punkt und korrespondierenden Zentralpixel auszuschließen, verschlechtert eher die Ergebnisse (Abbildung 7.2).

Um die Trennbarkeit im 2-dimensionalen Merkmalsraum zu veranschaulichen, wurden Kanal-kombinationen als Punktdiagramme inklusive der berechneten statistischen Lagemaße erstellt. Die Kanalkombinationen Kanal5/DD und Kanal4/NDVI sind zur Trennung der Klassen Laub- und Nadelwald innerhalb der jeweiligen Szene am ehesten geeignet (Abbildung 7.3 und A.13). An Stelle

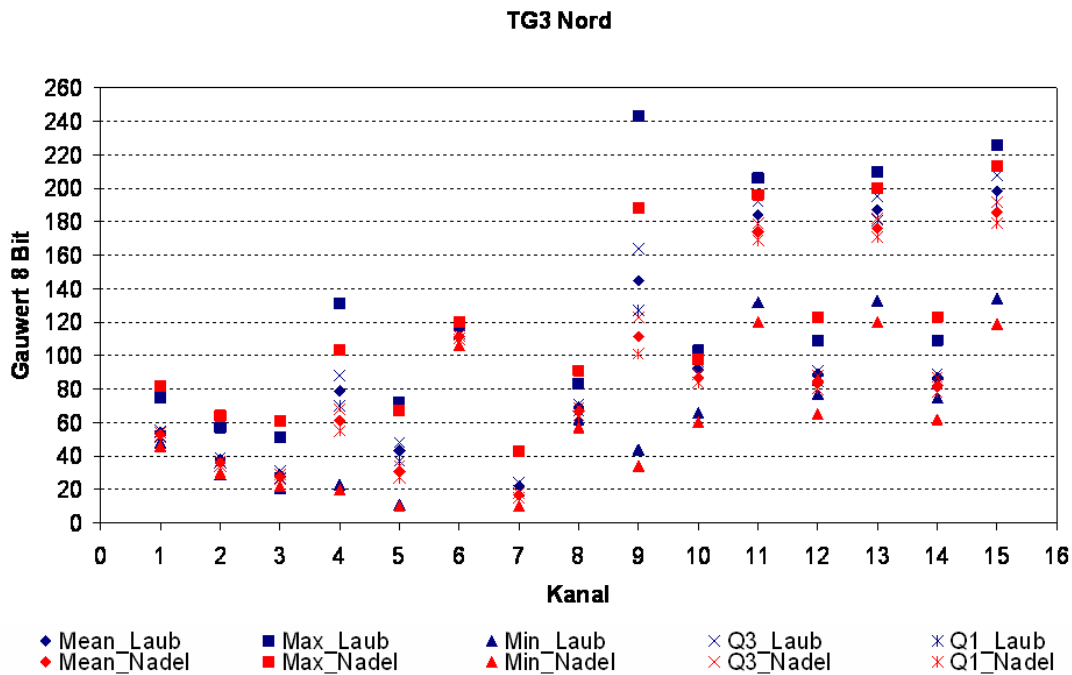


Abbildung 7.1: Lagemaße der Klassen Laub- und Nadelwald zur Stratentrennung im TG 3 *Östliches Mittelgebirge*, Szene Nord, mittels Zentralpixelmethode

einer 2D-Klasseneinteilung ist auch die Nutzung einer 3D-Einteilung denkbar (Abbildung 7.4).

Tabelle 7.1 zeigt die absoluten Quartile $Q3_{Ndh}$ und $Q1_{Lbh}$ auf der 8-Bit-Skala für die Kanäle 4, 5 und DD der einzelnen Satellitenszenen. Jedes Pixel der als Wald definierten Gebiete der verschiedenen Waldmasken wurde bei einer Unterschreitung der drei $Q3_{Ndh}$ -Werte als Nadelwald, bei Überschreitung der $Q1_{Lbh}$ -Werte als Laubwald, die restlichen Pixel als Mischwald klassifiziert und anschließend zur Stratifizierung genutzt. Im Testgebiet 4 wurden, begründet in der Überschneidung der Interquartile von Laub- und Nadelwald, die Mittelwerte beider Klassen zur Stratifizierung herangezogen.

Tabelle 7.1: Unteres Laubholz- (Q1) und oberes Nadelholzquartil (Q3) für die *Landsat*-Kanäle 4, 5 und 9 (= Difference Difference Vegetation Index, DD); n = nord, o = ost, s = süd, w = west

Quartile	TG1n	TG1s	TG2o	TG2w	TG3n	TG3s	TG4o	TG4w	TG5n	TG5s
K4 Lbh(Q1)	86	87	63	82	70	68	55	61	93	77
K4 Ndh(Q3)	66	80	56	76	68	68	59,5	72	83	74
K5 Lbh(Q1)	67	63	53	45	37	36	45	36	68	60
K5 Ndh(Q3)	49	55	45	39	34	36	48	41	61	57
DD Lbh(Q1)	155	158,5	111	151	127	126	101	116	172	140
DD Ndh(Q3)	115	143,5	100	139	123	122	106,5	137	151	134

Die BWI-Punkte wurden basierend auf den Wald-Nichtwaldkarten von IOST (2006) und OEH-MICHEN (2007) und der TK25 zu 60 % richtig in die Klassen Laub-, Misch- und Nadelwald eingeteilt, wobei der Fehler der Wald-Nichtwaldklassifikation mit enthalten ist.

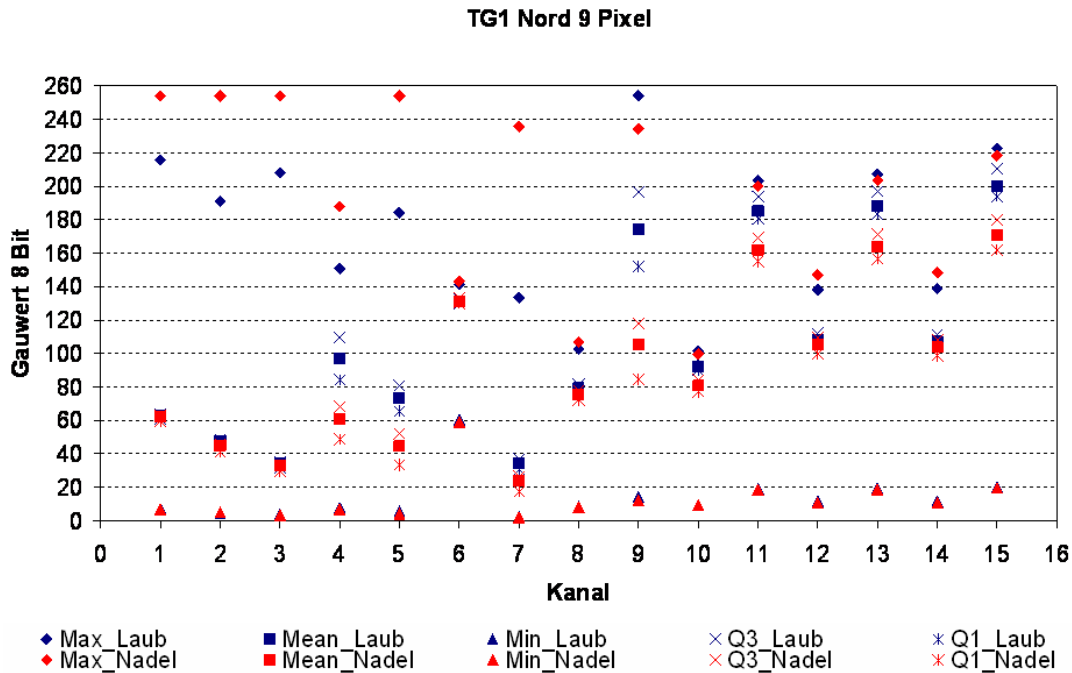


Abbildung 7.2: Lagemaße der Klassen Laub- und Nadelwald zur Stratentrennung im TG 1 *Westliches Mittelgebirge*, Szene Nord, mittels 9-Pixel-Methode

7.1.2 Klassifizierung von Laub-, Misch- und Nadelwald mittels Diskriminanzanalyse

Nachdem szenenweise die Stratifizierung an einem 3D-Schwellenwertmodell erfolgte, soll die Möglichkeit der Klassifikation mit n-dimensionalen Diskriminanzfunktionen untersucht werden. Wie der Abschnitt 6.1 zeigte, verhalten sich Modelle auf Basis der 15 *Landsat*-Kanäle extrem instabil. Die Indize-Kanäle sind zudem aus den 7 ursprünglichen *Landsat*-Kanälen abgeleitet und unterliegen somit zu diesen, aber auch untereinander, einer hohen Korrelation. Allgemeine Bedingung für Diskriminanzanalysen ist die Unkorreliertheit der Eingangsgrößen, sofern sie nicht unbedingt zur Interpretation der Modelle benötigt werden (BECHER, 1999).

GJERTSEN (2005) verwendete zur Klassifizierung von 1075 Fichten-, Kiefern- und Laubholzplots nach einer Korrelationsanalyse Diskriminanzfunktionen mit den Kanälen 1, 3, 4 und 7. Dabei wurden je nach gewählten Datenkollektiv korrekte Klassifizierungen zwischen 29 und 75 % der Stichprobenpunkte erreicht.

IOST (2006) nutzte die *logistische Regression* auch zur Erstellung von Laub-/Misch-/Nadelwald-Karten, wobei Klassifizierungsgenauigkeiten von rund 70 % in den verschiedenen Testgebieten erzielt werden konnten.

Nach dem Test verschiedener Kanalkombinationen mit den hier zugrunde liegenden *Landsat*-Szenen wurden die besten Klassifikationsergebnisse stets mit Diskriminanzfunktionen basierend auf allen 7 Kanälen errechnet. Die Diskriminanzanalyse muss für jede der verwendeten Satellitenszenen separat durchgeführt werden. Die Modelle sind, wie dies die Koeffizienten in Tabelle 7.2 zeigen, nicht von Szene zu Szene übertragbar; die Robustheit der Modelle spielt deshalb eine geringere Rolle in der Beurteilung der Resultate.

Somit sollten immer die 7 ursprünglichen *Landsat*-Kanäle in die Funktionen einfließen, um Klassifikationsergebnisse größtmöglicher Güte zu erhalten. Die Klassifikationsergebnisse sind in Tabelle 7.3 abgebildet. Dabei sind nach der Kreuzvalidierung der Einzelklassifikationen in den Szenen

7. Eignung von Fernerkundungsdaten für stratifizierte Schätzverfahren

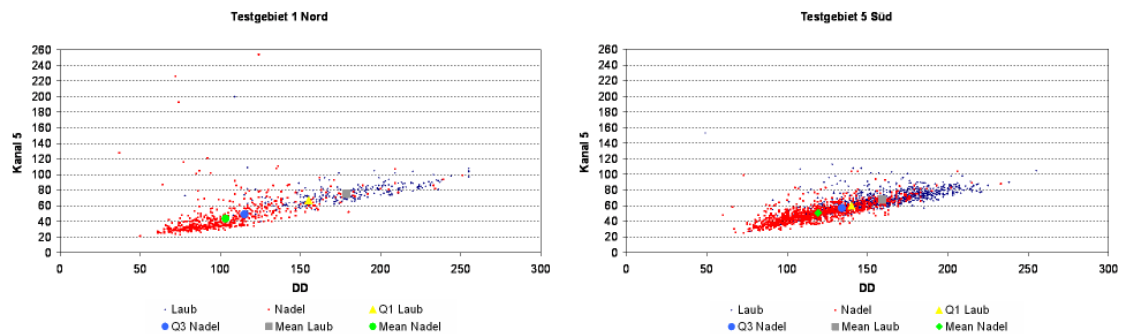


Abbildung 7.3: Kombination der *Landsat*-K5- und -DD-Kanäle zur Stratentrennung der Klassen Laub- und Nadelwald in TG 1 *Westliches Mittelgebirge* und TG 5 *Pfälzerwald*

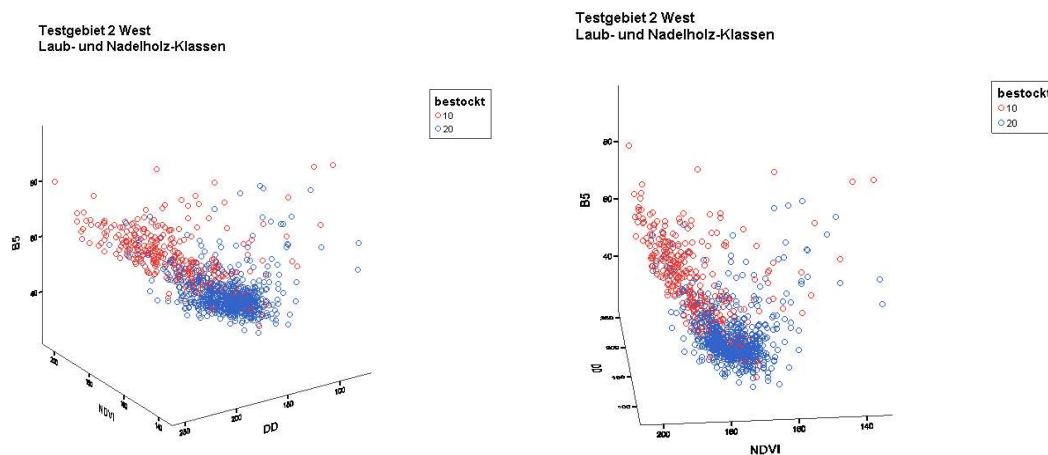


Abbildung 7.4: Kombination der *Landsat*-K5/DD/NDVI-Kanäle zur Trennung der Klassen Laub- und Nadelwald im TG 2 *Nordostdeutsches Tiefland*, Westszene; \circ = Laubwald, \circ = Nadelwald

mehr als 74 % der BWI-Punkte richtig klassifiziert worden. Lediglich im bayerischen Testgebiet lagen die Klassifikationsergebnisse bei rund 61 %. Der Fehler der Wald/Nichtwaldklassifizierung pflanzt sich fort und ist auch in diesen Klassifikationsergebnissen enthalten. Die Trennung nach Laub-, Misch- und Nadelwaldklassen erfolgt durch die Diskriminanzanalyse genauer als über die Klassifizierung anhand der Grauwert-Quantile.

7.1.3 Klassifizierung der Regressionsergebnisse basierend auf den 7-Kanal-Modellen

Als dritte Möglichkeit der Stratifizierung wurden die 7-Kanal-Modelle der Tabelle 6.1 entsprechend auf jede *LR*- und *SWV*-Waldmaske angewandt. Die prognostizierten Werte wurden erstens mittels gutachterlich festgelegter Schwellenwerte und zweitens mittels einer unüberwachten Klassifizierung¹ in zwei bzw. drei Waldklassen eingeteilt.

Die gutachterlich festgelegten Schwellenwerte für das mittlere Alter, den mittleren Durchmesser, die mittlere Grundfläche pro ha, die mittlere Stammzahl pro ha und demn Vorrat pro ha orientieren

¹ siehe LEICA GEOSYSTEMS (2003) und MIKHAIL ET AL. (2001)

7.1. Eignung von Schätzverfahren zur Stratifizierung unter Nutzung von *Landsat*-Daten

Tabelle 7.2: Koeffizienten der Diskriminanzfunktionen nach Fisher für die Bestockungstypen Nadel-, Misch- und Laubwald im TG 2 *Nordostdeutsches Tiefland*, Szene Ost und TG 3 *Östliches Mittelgebirge*, Szene Süd

Kanal	TG 3 süd			TG 2 ost		
	Laub	Nadel	Misch	Laub	Nadel	Misch
1	1,603	1,373	1,689	38,448	38,525	38,546
2	-1,741	-2,221	-2,235	13,006	13,199	13,242
3	-5,562	-4,910	-5,886	-17,041	-17,007	-17,406
4	-1,812	-1,860	-1,897	1,001	,926	,957
5	-,281	-,588	-,328	6,183	5,956	6,052
6	27,328	27,432	27,646	41,122	41,554	41,005
7	4,470	4,735	4,917	-21,683	-21,671	-21,489
Konst.	-1424,301	-1414,721	-1438,164	-3873,043	-3929,218	-3857,463

sich an der ausreichenden Besetzung der Klassen:

- Alter < 40 a, ≥ 40 a bis < 80 a, ≥ 80 a
- Durchmesser < 30 cm und ≥ 30 cm
- Grundfläche $< 20 m^2$ und $\geq 20 m^2$
- Stammzahl < 400 , ≥ 400 bis < 800 , ≥ 800
- Vorrat < 200 Vfm, ≥ 200 Vfm bis < 300 Vfm, ≥ 300 Vfm

Die Klassifizierungsgenauigkeit der BWI-Punkte lag bei dieser Methode für die mit gutachterlichen Schwellwerten erstellten Karten je nach Klassenzahl zwischen 50 und 70 %, wobei auch hier bereits erfolgte Fehlklassifikationen beim Wald-Nichtwald-Entscheid enthalten sind.

7.1.4 Klassifizierung nach dem k NN-Ansatz

Die Pixel der k NN-Wald/Nichtwaldkarten wurden über einen weiteren k NN-Prozess nach dem Alter klassifiziert. Die Stratifizierung erfolgte über a) eine gutachterliche Festlegung der Klassengrenzen (< 40 a, ≥ 40 a bis < 80 a, ≥ 80 a) und b) eine unüberwachte Klassifizierung in 2 bis 5 Waldklassen.

7.1.5 Verwendete Stratifizierungen

Folgende Stratifizierungen wurden hinsichtlich ihrer Auswirkungen auf den Stichprobenfehler untersucht:

- 7 Waldmasken, erstellt mittels *Logistischer Regression*, *Schwellenwertverfahren*, *kNN-Methode* und *ERR-kNN-Methode*, siehe auch Tabelle 3.5, Seite 39,
- Vegetationslayer der TK25,
- 7 Waldmasken, stratifiziert nach Bestockungstyp Nadel-, Misch- und Laubwald anhand Grauwert-Quantile dieser Klassen,
- *LR*-Wald-Nichtwaldmaske, stratifiziert nach Bestockungstyp Nadel-, Misch- und Laubwald basierend auf den Diskriminanzfunktionen,
- *kNN*-Wald-Nichtwaldkarte, stratifiziert nach Bestockungstyp Nadel-, Misch- und Laubwald im Testgebiet 3 *Östliches Mittelgebirge*,

7. Eignung von Fernerkundungsdaten für stratifizierte Schätzverfahren

Tabelle 7.3: Ergebnisse der Kreuzvalidierung zur Diskriminanzanalyse nach Bestockungstyp Nadel-, Misch- und Laubwald für TG 2 *Nordostdeutsches Tiefland*, Szene Ost und TG 3 *Östliches Mittelgebirge*, Szene Süd

Kreuzvalidierung	TG 2 ost	BST ^a	prognostizierte Klassenzugehörigkeit			
			Laub	Nadel	Misch	Total
	Anzahl	Laub	71	16	27	114
		Nadel	11	167	24	202
		Misch	3	2	0	5
	%	Laub	62,3	14,0	23,7	100,0
		Nadel	5,4	82,7	11,9	100,0
		Misch	60,0	40,0	0,0	100,0
74,1 % korrekter Klassifizierungen nach Kreuzvalidierung						
Kreuzvalidierung	TG 3 süd		Laub	Nadel	Misch	Total
		Anzahl	Laub	32	8	9
		Nadel	14	131	17	162
		Misch	2	1	0	3
	%	Laub	65,3	16,3	18,4	100,0
		Nadel	8,6	80,9	10,5	100,0
		Misch	66,7	33,3	0,0	100,0
76,2 % korrekter Klassifizierungen nach Kreuzvalidierung						

^a BST = Bestockungstyp

- *LR*-Wald-Nichtwaldmaske, stratifiziert nach gutachterlich festgelegten Schwellwerten für das mittlere Alter, den mittleren Durchmesser, die Grundfläche pro ha, die Stammzahl pro ha und das Volumen i.R. pro ha anhand der 7-Kanal-Modelle in den Testgebieten 1 *Westliches Mittelgebirge* und 2 *Nordostdeutsches Tiefland*,
- *LR*-Wald-Nichtwaldmaske, stratifiziert durch unüberwachte Klassifizierung der Karten, basierend auf den Regressionsergebnissen in 2 Gruppen innerhalb der als Wald definierten Klasse für das mittlere Alter, den mittleren Durchmesser, die Grundfläche pro ha, die Stammzahl pro ha und das Volumen i.R. pro ha in den Testgebieten 1 *Westliches Mittelgebirge* und 2 *Nordostdeutsches Tiefland*,
- *LR*-Wald-Nichtwaldmaske, stratifiziert durch unüberwachte Klassifizierung, basierend auf den Regressionsergebnissen in 3 Gruppen innerhalb der als Wald definierten Klasse für das mittlere Alter, den mittleren Durchmesser, die Grundfläche pro ha, die Stammzahl pro ha und das Volumen i.R. pro ha in den Testgebieten 1 *Westliches Mittelgebirge* und 2 *Nordostdeutsches Tiefland*,
- *kNN*-Alters-Karte, stratifiziert durch unüberwachte Klassifizierung in 2 Gruppen innerhalb der als Wald definierten Klasse,
- *kNN*-Alters-Karte, stratifiziert durch unüberwachte Klassifizierung in 3 Gruppen innerhalb der als Wald definierten Klasse,
- *ERR_kNN*-Alters-Karte, stratifiziert durch unüberwachte Klassifizierung in 2 Gruppen innerhalb der als Wald definierten Klasse und
- *ERR_kNN*-Alters-Karte, stratifiziert durch unüberwachte Klassifizierung in 3 Gruppen innerhalb der als Wald definierten Klasse.

Für die Stratifizierung wurden ausschließlich Fernerkundungsdaten des zweiten Zeitpunktes herangezogen, da man a) davon ausgehen kann, dass auf Grund der zeitlichen Nähe der Satellitenszenen-Aufnahme und der Aufnahme der BWI-Punkte eine möglichst ohne Einfluss von Veränderungen und somit unverzerrte Zuordnung der Zielgrößen in die jeweiligen Klassen erfolgen kann

und b) eine Verschneidung von zwei oder mehr Stratifizierungszeitpunkten zu einer Vervielfachung der Straten auf Grund von unterschiedlichen Veränderungen (Zuwachs, Nutzung etc.) führt.

Zusätzlich zu den auf Fernerkundungsdaten basierenden Stratifizierungen wurde eine Poststratifizierung der BWI-Daten auf Traktebene (siehe Abschnitt 2.1.5) in jeweils 3 bzw. 4 Alters-, Stammzahl- und Totholzklassen durchgeführt.

7.2 Schätzung von Zustandswerten durch Stratifizierung der Fernerkundungsdaten

Vorab und zum Vergleich sind an dieser Stelle in den Tabellen 7.4 und 7.5 die Ergebnisse der BWI I und II für die Bundesländer nach Testgebieten abgebildet. Die Totalwerte wurden nach Formel 2.41 und die Stichprobenfehler anhand der Varianzformel 2.42 berechnet. Die Schätzung der Mittelwerte für das Gesamtgebiet erfolgte punktgewichtet nach der Formel 2.10 und deren Varianzen nach Formel 2.13. Ein Vergleich zwischen den hier erzielten Ergebnisse mit den BWI-Hochrechnungen für die Testgebiete, gegliedert nach Bundesländern, ergab dieselben Total-Werte für die verschiedenen Zielgrößen. Deren Stichprobenfehler unterscheidet sich auf Grund der anders lautenden Varianzformeln im $\frac{1}{100}$ -Bereich. Die in den Tabellen 7.4 und 7.5 nach Formel 2.13 berechneten Stichprobenfehler beruhen auf einer unstratifizierten BWI-Hochrechnung (mit $L = 0$). Sie sind Bezugspunkt für den Vergleich verschiedener Stratifizierungen und deren Potential zur Varianzsenkung.

Tabelle 7.4: BWI I Ergebnisse in den Testgebieten für die Zielgrößen: Erntefestmeter ohne Rinde, Stammzahl u. Vorrat in Rinde als Total + Stichprobenfehler in % (se%)

TG	BL	Efm o.R.	se%	N	se%	Vfm i.R.	se%
1	HE	8.735.282	13,11	29.957.772	11,06	11.074.056	12,89
1	NRW	65.133.772	4,98	235.435.957	5,25	83.246.304	4,95
1	RP	9.727.787	14,04	25.063.290	14,00	12.431.836	13,91
1		83.596.842	4,43	290.457.019	4,57	106.752.197	4,40
4	BY	52.921.043	7,42	113.522.176	7,04	64.925.350	7,37
5	RP	38.351.152	7,18	122.615.382	7,64	49.022.791	7,07

Tabelle 7.5: BWI II Ergebnisse in den Testgebieten für die Zielgrößen: Erntefestmeter ohne Rinde, Stammzahl, Vorrat in Rinde u. Totholz als Total + Stichprobenfehler in % (se%)

TG	BL	Efm o.R.	se%	N	se%	Vfm i.R.	se%	Totholz in m ³	se%
1	HE	11.802.982	11,55	42.967.901	13,37	14.936.395	11,40	484.898	33,20
1	NRW	85.194.287	4,56	207.307.175	5,38	107.696.893	4,53	3.254.078	19,39
1	RP	10.526.786	7,01	29.739.009	7,41	13.349.999	6,92	664.316	13,91
1		107.524.056	3,89	280.014.086	4,55	135.983.288	3,86	4.403.294	14,93
2	BB	50.168.914	6,70	225.429.962	7,78	66.536.711	6,65	1.513.546	19,89
2	MV	18.360.166	5,81	77.577.881	6,94	24.212.850	5,74	996.762	16,37
2		68.529.080	5,14	303.007.844	6,06	90.749.561	5,11	2.510.309	13,64
3	SN	30.111.160	6,21	121.661.955	6,89	39.058.998	6,16	476.333	17,23
4	BY	68.439.253	6,97	136.070.159	7,23	83.939.714	6,91	6.558.055	13,26
5	RP	51.089.663	3,30	154.858.837	3,72	64.975.462	3,27	3.170.604	7,38

7.2.1 Schätzung von Gesamtwerten durch Stratifizierung mittels Punktgewichtung

Für die Schätzung von Stratenmittelwerten und deren Varianzen, basierend auf prästratifizierten Ansätzen, wurden die Formeln 2.10 und 2.13 verwendet. Die Berechnung stratifizierter Mittelwerte und deren Varianzen für ein Bundesland erfolgte durch die Anwendung der Formeln 2.3 und 2.4, wobei das Verhältnis aus Punktzahl pro Stratum zur Gesamtpunktzahl als Gewichtungsfaktor gewählt wurde, um einen direkten Vergleich mit den aktuellen BWI-Daten zu ermöglichen. Zur Hochrechnung der poststratifizierten Stichproben wurden auf Stratenebene die mit der Traktanzahl gewichteten Formeln 2.10 und 2.13 verwandt; zur Hochrechnung auf Bundeslandebene die Formeln 2.3 und 2.18. Die Schätzung des Totals und dessen Varianz erfolgte anhand der Formeln 2.42 und 2.43. Identisch und damit unabhängig von der Stratifizierung ist der Betrag der Gesamtwerte bzw. des Totals in den Untersuchungsgebieten. Die Varianzen und die daraus resultierenden Stichprobenfehler sind dagegen abhängig von der Wahl des Stratifizierungsverfahrens. Flächengewichtet wurden die Schätzer über alle Testgebiete hinweg ebenfalls nach den Formeln 2.3 und 2.4 hergeleitet.

Die Abbildung 7.5 zeigt die durch die Anwendung verschiedener Stratifizierungsalgorithmen erzielte prozentuale Reduktion des Stichprobenfehlers gegenüber der BWI-Hochrechnung für verschiedene Gesamt- bzw. Totalwerte über alle Testgebiete hinweg. Bundeslandspezifisch sind die Ergebnisse im Anhang dargestellt (Abbildungen A.15 bis A.19).

Die Stratifizierung der k NN⁻², SWV⁻³, LR⁻⁴ und TK⁵-Karten nach Wald/Nichtwald (W/NW) führt bereits zu einer deutlichen Reduzierung des Stichprobenfehlers. Unabhängig vom gewählten Prästratifizierungsansatz und somit recht homogen sind die Größenordnungen der Reduktion des Stichprobenfehlers gegenüber der unstratifizierten Hochrechnung. Für die Zielgrößen Stammzahl und Vorratsfestmeter i.R. konnte der Stichprobenfehler um 30 bis 50 % gesenkt werden. Vergleichbare Ergebnisse wurden für die Zielgrößen Erntefestmeter o.R und die Grundfläche erzielt. Dagegen kann auf Grund der Prästratifizierungen der Stichprobenfehler für die Schätzung des Totholzvorrates um lediglich 10 % reduziert werden. D. h. die gewählten Stratifizierungsalgorithmen sind weniger geeignet, die Varianz in der Zielgröße Totholz zu erklären. Je mehr Straten innerhalb der Klasse Wald unterschieden werden, desto geringer ist der Stichprobenfehler. Jedoch ist eine Unterscheidung von mehr als 3 Straten innerhalb des Waldes wenig zielführend. Dies würde bei der Berechnung von \hat{Y}_{st} in kleineren Befundeinheiten wie z.B. Wuchsgebieten zu unbesetzten oder nur mit einem Trakt besetzten Straten führen. Die Berechnung von $v\langle\hat{Y}_{st}\rangle$ wäre nicht möglich.

Obwohl die Klassifizierungsergebnisse für die Laub-/Misch-/Nadelwald-Trennung (LMN) auf Basis der LR-Wald/Nichtwald-Karte durch die Diskriminanzanalyse um etwa 10 % besser ausfielen als die Trennung anhand des oberen Nadelwald- und unteren Laubwald-Quartiles, sind die erzielten Stichprobenfehler in allen Aussageeinheiten nahezu gleich. Die genauere Trennung in Klassen führt somit nicht automatisch zu genaueren Inventurergebnissen. Ziel muss es sein, Klassen zu definieren, die einen möglichst hohen Teil der Varianz einer Zielgröße in der Population erklären. Die Trennung nach Laub-/Misch-/Nadelwald ist demnach für die hier betrachteten metrischen Zielgrößen von untergeordneter Bedeutung.

Die weitere Stratifizierung der Wald/Nichtwaldkarten auf Basis der 7-Kanal-Regressionsmodelle führt zu indifferenten Ergebnissen. Die unüberwachte Klassifizierung in drei Waldstraten führt stets zu geringeren Stichprobenfehlern als die Einteilung der prognostizierten Pixelwerte in 2 Klassen. Wurden Waldstraten auf Grund gutachterlich festgelegter Schwellenwerte unterschieden, führte dies teils zu höheren Stichprobenfehlern in Bezug auf eine unüberwachte Klassifizierung in zwei Waldklassen, teils zu geringeren Stichprobenfehlern gegenüber der unüberwachten Einteilung in drei Waldstraten. In keinem Fall tragen die vergleichsweise aufwändig herzuleitenden 7-Kanal-Regressionsmodelle und die anschließende Unterteilung der Prognosewerte in zwei oder

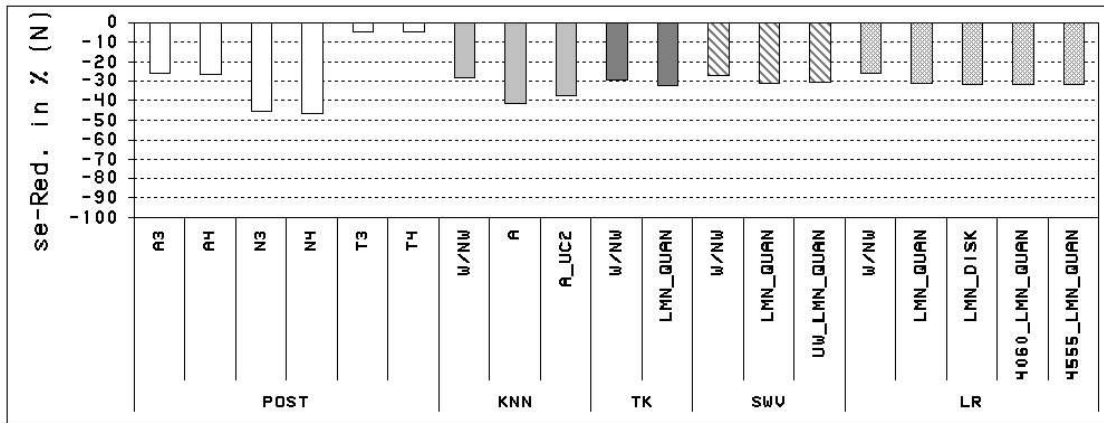
² k nearest neighbour

³ Schwellenwertverfahren

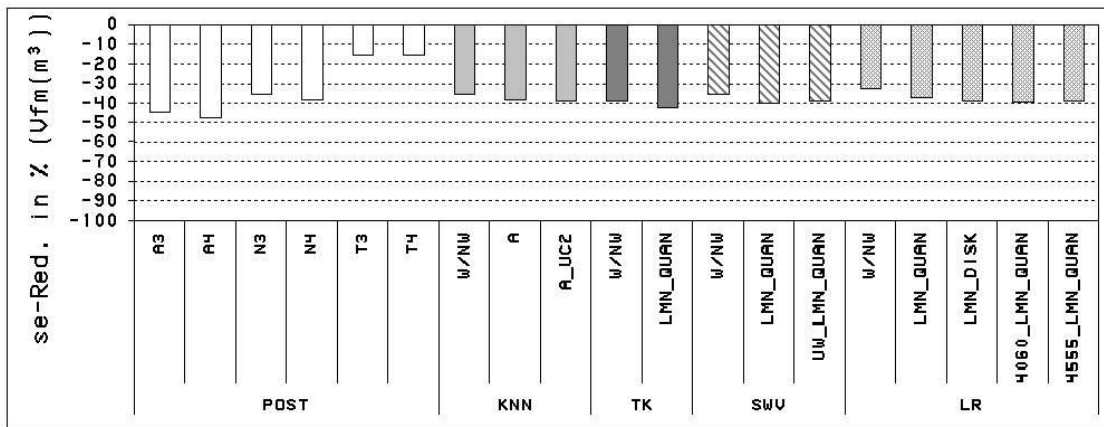
⁴ Logistische Regression

⁵ Vegetationslayer der topographischen Karte

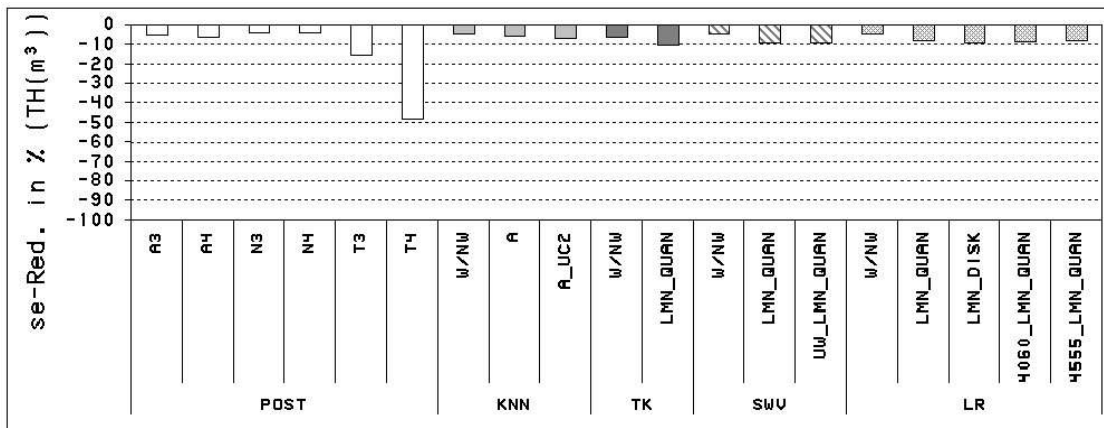
7.2. Schätzung von Zustandswerten durch Stratifizierung der Fernerkundungsdaten



(a) Stammzahl



(b) Vorratsfestmeter i.R.



(c) Totholzvorrat

Abbildung 7.5: Durch verschiedene Stratifizierungsansätze erreichte prozentuale Reduktion des Stichprobenfehlers gegenüber der unstratifizierten Hochrechnung (vergleich Tab. 7.5) für die Schätzer der Stammzahl, der Vorratsfestmeter i.R. und des Totholzvorrates über alle Testgebiete hinweg; Nomenklatur siehe Liste A, Seite 150

drei Straten zu einer höheren Reduktion des Stichprobenfehlers bei, als andere, weniger aufwändig ableitbare, in Abbildung 7.5 dargestellten Stratifizierungsansätze.

Die mögliche Unterbesetzung von Straten auf Grund der bisher diskutierten Prästratifizierung des Inventurgebietes mit Fernerkundungsdaten wurde bereits angesprochen. Deshalb wurden die BWI-Daten einer Poststratifizierung nach 3 und 4 Alters-, Stammzahl- und Totholzklassen auf Basis der Traktmittelwerte unterzogen. Vorteil der Poststratifizierung ist die variable, dem Datenkollektiv angepasste Festlegung von Trennwerten. Die Variabilität geht dabei soweit, dass die Festlegung erst bei der Hochrechnung selbst — je nach Aussageinheit und Datenbasis in dieser Aussageinheit — erfolgen kann. Allerdings ist das Potential der verwendeten Poststratifizierung zur Senkung des Stichprobenfehlers inhomogen (Abbildung 7.5). Das höchste Potential bieten Poststratifizierungen nach der jeweils betrachteten oder einer mit ihr eng korrelierenden Zielgröße. So kann der Stichprobenfehler durch eine Poststratifizierung in 4 Totholzklassen um weitere 40 % gegenüber den Prästratifizierungsansätzen reduziert werden. Werden hingegen Poststratifizierungsansätze gewählt, die nur gering mit der betrachteten Zielgröße korrelieren, so sind hier mitunter auch Stichprobenfehler zu erwarten, die sich über denen der Prästratifizierungsalgorithmen bewegen.

Extrapoliert man die Varianz einer Zielgröße basierend auf einer unstratifizierten, einer durch FE-Daten stratifizierten und einer poststratifizierten Stichprobe innerhalb eines Gebietes auf eine steigende Zahl Trakte, so lassen sich deren Entwicklungen zueinander bei Erhöhung des Stichprobenumfangs beurteilen. Die Abbildung 7.6 zeigt dies am Beispiel der unstratifizierten, der jeweils besten poststratifizierten und der besten prästratifizierten Hochrechnung innerhalb des sächsischen Testgebietes für die Zielgrößen Stammzahl, Vorrat und Totholz. Für alle Befundeinheiten gilt: Der Unterschied im Verlauf des Stichprobenfehlers einer mit der Stammzahl oder dem Alter eng korrelierenden Zielgröße ist zwischen der besten poststratifizierten und der besten prästratifizierten Hochrechnung nahezu identisch. Dagegen verläuft die Kurve der besten poststratifizierten Hochrechnung für die Zielgröße Totholz immer weit unter der Kurve der besten prästratifizierten Hochrechnung. Somit lassen sich unter Verzicht einer Fernerkundungsphase und der damit verbundenen Vor- und Nachteile mit einem poststratifizierten Hochrechnungsansatz die Stichprobenfehler mindestens in der selben Größenordnung senken. Bei der Wahl besser geeigneter Poststratifizierungsalgorithmen und deren flexibler Handhabung lässt sich dieses Potential weiter ausbauen.

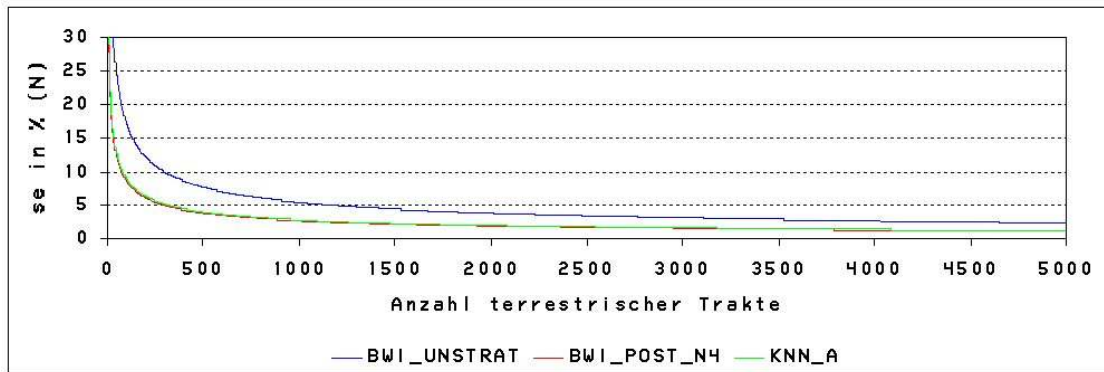
7.2.2 Schätzung von Gesamtwerten durch Stratifizierung mittels Flächengewichtung

Wie bereits in Abschnitt 4.2 erwähnt, differieren die Flächenanteile der Straten je nachdem, ob man die Stratenflächen oder Punktzahl innerhalb der Straten zur Anteilsschätzung heranzieht. Zusätzlich sind die erzielten Flächenanteile abhängig von dem jeweils angewandten Modell. Bei der Flächengewichtung sind somit beide Werte, die flächenbezogene Zielgröße und das Total vom zugrunde liegenden Modell abhängig und differieren (siehe Tabelle 7.6). Hingegen ist, unabhängig von dem zur Klassifizierung genutzten Modell, der Mittelwert und das Total bei einer Punktgewichtung immer konstant. Die Korrektheit oder eine Verzerrung der Flächen ließe sich nur über aufwändig zu erhebende, weitere terrestrischen Proben („Ground Truth“) oder über flächige Kartierungen mittels weiterer hochauflösender Fernerkundungsdaten ermitteln.

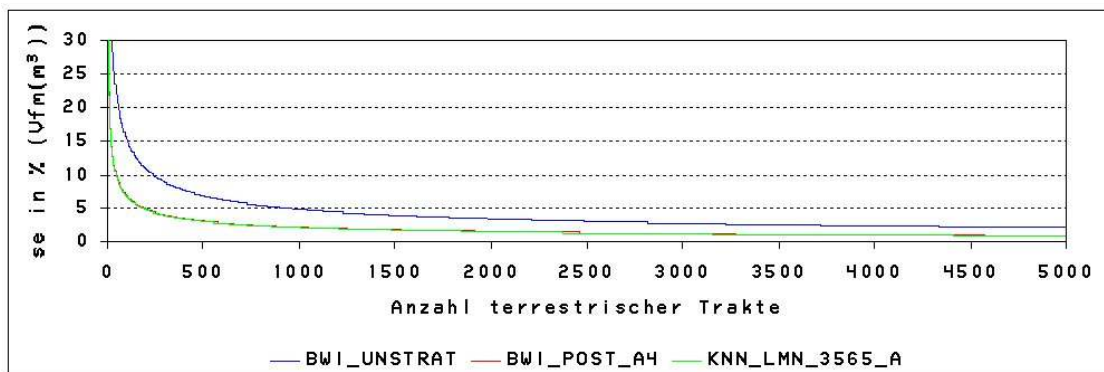
Zusätzlich tritt bei k NN-Stratifizierungen der Effekt auf, dass — je mehr Klassen innerhalb der als Wald deklarierten Gebiete unterschieden werden — der Mittelwert und das Total im Testgebiet gegen einen Grenzwert sinken. Wird nach Alters- oder Volumensklassen stratifiziert, so steigt der Anteil von Referenzpunkten summarisch in jüngeren bzw. volumenschwächeren Straten. Während des k NN-Prozesses, welcher zur Klassifikation der Pixel euklidische Distanzen nutzt, stehen dem Programm vergleichsweise mehr Punkte geringeren Alters als höheren Alters zur Verfügung. Die Wahrscheinlichkeit der Zuordnung in jüngere Altersklassen steigt. Selbiger Effekt wird in STÜMER (2004) beschrieben. Die darin gegebene Begründung, dass für eine möglichst unverzerrte Flächenschätzung eine Gleichverteilung der Referenzpunkte vorhanden sein sollte, wird hiermit bestätigt.

Den gleichen Effekt beschreibt IOST (2006) für die *logistische Regression*. Bei der Erstellung des Modelles ist unbedingt auf die Gleichverteilung von Referenzpunkten auf die zu unterscheidenden

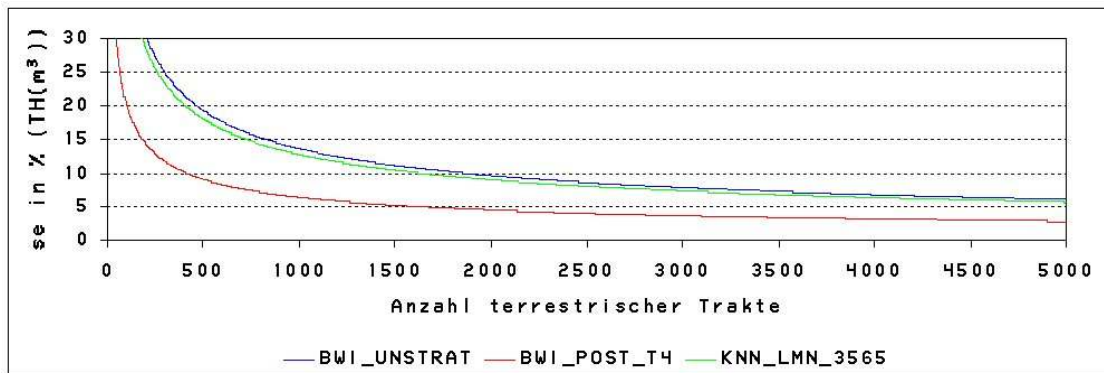
7.2. Schätzung von Zustandswerten durch Stratifizierung der Fernerkundungsdaten



(a) Stammzahl



(b) Vorratsfestmeter i.R.



(c) Totholzvorrat

Abbildung 7.6: Gegenüberstellung der Entwicklung des Stichprobenfehlers einer unstratifizierten, der besten poststratifizierten und der besten prästratifizierten Stichprobe bei einer steigenden Zahl terrestrischer Trakte am Beispiel des Testgebiet 3 *Östliches Mittelgebirge*

Klassen zu achten. Im Testgebiet 1 Szene Nord standen über 400 Nadel- und über 200 Laubwaldpunkte aber nur 95 Mischwaldpunkte zur Klassifizierung zur Verfügung. Per Zufall mussten jeweils 95 Laub- bzw. Nadelwaldpunkte ausgewählt werden, die anschließend zusammen mit den 95 Mischwaldpunkten in die Modellerstellung einfließen. Die berechneten Modellparameter sind stark von den per Zufall selektierten Referenzpunkten abhängig.

Die errechneten Modellparameter mittels *kNN* oder *logistischer Regression* sind stark von der

7. Eignung von Fernerkundungsdaten für stratifizierte Schätzverfahren

Tabelle 7.6: Vergleich von punkt- und flächengewichteten Mittelwerten im Gesamtgebiet

TG	BL	Stratum	SWV			LR			TK		
			Ecken	Anteil	Vfm i.R.	Ecken	Anteil	Vfm i.R.	Ecken	Anteil	Vfm i.R.
3	SN	NW ^a	1.775	0,72	7,83	1.755	0,71	8,57	1.747	0,72	5,30
3	SN	W ^b	722	0,28	249,13	742	0,29	240,88	750	0,28	246,03
3	SN	Summe	2.497	1,00		2.497	1,00		2.497	1,00	
3	SN	MW			77,60			77,60			77,60
3	SN	MW n_i/n^c			75,21			75,58			73,57
3	SN	MW λ_i/λ^d									
4	BY	NW	395	0,41	22,45	390	0,40	20,77	447	0,46	14,44
4	BY	W	582	0,59	352,13	587	0,60	350,43	530	0,54	391,22
4	BY	Summe	977	1,00		977	1,00		977	1,00	
4	BY	MW n_i/n			218,84			218,84			218,84
4	BY	MW λ_i/λ			215,82			218,52			217,11
5	RP	NW	1.581	0,45	10,05	1.585	0,45	10,32	1.572	0,46	16,97
5	RP	W	2.019	0,55	314,21	2.015	0,55	314,60	2.028	0,54	307,50
5	RP	Summe	3.600	1,00		3.600	1,00		3.600	1,00	
5	RP	MW n_i/n			180,63			180,63			180,63
5	RP	MW λ_i/λ			177,08			176,45			174,83

^a Nichtwald

^b Wald

^c punktgewichteter Mittelwert

^d flächengewichteter Mittelwert

Auswahl und Proportionierung der Referenzdaten in den zu unterscheidenden Klassen abhängig und liefern wiederum in Abhängigkeit der verwendeten Modellparameter differierende Flächen- und Flächenanteilsschätzungen. Die Methode des Schwellenwertverfahrens hingegen ist nicht von errechneten Modellparametern abhängig. Hier werden alle Referenzdaten analysiert und anschließend die Schwellenwerte in einem iterativen Prozess mit dem Ziel der Genauigkeitsmaximierung festgelegt.

7.2.3 Zustandswerte bezogen auf die Waldfläche

In den Tabellen 7.7 und 7.8 sind die waldfächenbezogenen Mittelwerte und deren Stichprobenfehler, berechnet nach dem BWI-Verfahren mit den Formeln 2.45 und 2.47, für die Bundesländer in den Testgebieten abgebildet.

Die stratifizierten Mittel- und Totalwerte für das gesamte Testgebiet auf Basis von Punktgewichtungen können laut Stichprobentheorie als unverzerrt und konsistent angesehen werden. Gleiches gilt für Quotienten aus Totalwerten und Waldflächen, abgeleitet aus Punktanteilen der BWI-Traktecken. Dagegen weist bereits der Abschnitt 4.2 auf Verzerrungen der Flächenangaben aus den einzelnen Waldmasken hin. Wird nun der waldfächenbezogene Mittelwert als Quotient aus dem Total des Testgebietes und der Waldmasken-Waldfläche nach Formel 2.45 berechnet, so ist dieser Quotient ebenfalls verzerrt.

Um diesen Effekt zu verdeutlichen (siehe Abbildung 7.7), kann man fiktiv ein Gebiet definieren, indem sowohl die Zielgröße als auch der Wald unabhängig und uniform verteilt sind, so dass die Stichprobenvarianz der Zielgröße $s^2\langle\hat{Y}\rangle$ und die Waldanteilsschätzung vom Stichprobenumfang unabhängig und konstant ist. Erhöht man nun die Anzahl Stichprobenpunkte, verringert man die Varianz des Stichprobenmittelwertes $v\langle\hat{Y}\rangle$. Beachtet man zusätzlich in der Berechnung der Varianz des Quotienten nach Formel 2.47 den Bias der Waldfläche, so divergieren $v\langle\hat{Y}\rangle$ und $MSE\langle\hat{Y}\rangle$ um so stärker, je größer das Untersuchungsgebiet und damit die Waldfläche ausfallen. Verstärkt wird dieser Effekt durch ein Ansteigen der prozentualen Verzerrung der Waldfläche. Abgeschwächt wird

7.2. Schätzung von Zustandswerten durch Stratifizierung der Fernerkundungsdaten

Tabelle 7.7: Ergebnisse der walddflächenbezogenen Mittelwerte in den Testgebieten für die BWI I (Zielgrößen: Alter, Bhd, Erntefestmeter, Grundfläche, Höhe, Stammzahl u. Vorrat)

TG	BL	Alter in a	Bhd in mm	pro Hektar		Höhe in dm	N	Vfm i.R.
				Efm o.R.	Gf in m ²			
1	HE	62,49	209,52	150,49	19,54	141,40	516,11	190,78
1	NRW	49,31	236,19	185,26	25,30	164,64	669,66	236,78
1	RP	47,71	239,48	193,12	23,61	164,09	497,56	246,80
1		50,73	233,32	181,94	24,39	161,74	630,57	232,34
4	BY	67,79	254,37	228,08	26,30	158,41	489,26	279,82
5	RP	65,01	255,99	197,76	25,00	178,78	632,29	252,79
se in %								
1	HE	9,99	8,40	9,18	6,88	8,09	8,12	8,96
1	NRW	3,46	2,55	3,16	2,51	2,23	3,67	3,14
1	RP	8,46	7,93	9,55	7,90	7,60	10,42	9,37
1		3,11	2,37	2,88	2,27	2,13	3,22	2,85
4	BY	4,75	4,44	5,94	5,08	4,43	5,58	5,89
5	RP	4,50	3,52	4,57	3,62	3,25	5,37	4,42

er durch die Zunahme des Waldanteiles im Untersuchungsgebiet, wie in Abbildung 7.8 dargestellt.

Die realen RMSE der flächenbezogenen Mittelwerte für das Volumen und das Alter in den Testgebieten, getrennt nach Bundesländern, zeigt die Abbildung 7.9 am Beispiel des Testgebietes 1 *Westliches Mittelgebirge*. Weitere Ergebnisse sind im Anhang unter Abbildung A.20 dargestellt. Für den stratifizierten Gesamtschätzer wurde die Flächengewichtung nach der *k*NN-Alterskarte genutzt. Die erste Säule der Abbildungen zeigt zum Vergleich die erzielte unverzerrte Schätzung

Tabelle 7.8: Ergebnisse der walddflächenbezogenen Mittelwerte in den Testgebieten für die BWI II (Zielgrößen: Alter, Bhd, Erntefestmeter, Grundfläche, Höhe, Stammzahl, Vorrat u. Totholz)

TG	BL	Alter in a	Bhd in mm	pro Hektar		Höhe in dm	N	Vfm i.R.	Totholz in m ³
				Efm o.R.	Gf in m ²				
1	HE	71,54	258,39	203,34	25,83	176,30	740,25	257,32	8,35
1	NRW	58,82	292,08	242,87	29,24	199,10	591,00	307,03	9,28
1	RP	56,24	287,22	226,00	26,37	193,67	638,47	286,61	14,26
1		60,07	287,39	236,05	28,49	195,67	614,84	298,54	9,75
2	BB	57,17	254,02	193,15	27,36	179,96	867,92	256,17	5,83
2	MV	57,78	280,21	206,64	28,18	193,96	873,14	272,52	11,22
2		57,33	261,19	196,85	27,58	183,79	869,35	260,64	7,30
3	SN	57,63	267,51	201,60	27,14	184,19	814,55	261,51	3,19
4	BY	78,31	292,70	296,97	31,31	189,12	590,43	364,23	28,46
5	RP	78,73	310,83	259,68	30,68	214,94	787,12	330,26	16,12
se in %									
1	HE	8,78	6,08	7,27	6,06	5,62	10,54	7,08	32,24
1	NRW	2,94	2,04	2,57	2,20	1,79	3,81	2,54	19,27
1	RP	3,94	3,14	4,65	3,45	2,90	5,40	4,52	12,85
1		2,57	1,75	2,21	1,88	1,55	3,26	2,18	14,50
2	BB	3,48	3,10	3,60	3,10	2,71	5,41	3,52	19,11
2	MV	3,10	2,58	2,92	2,19	2,07	4,64	2,80	15,71
2		2,66	2,32	2,70	2,31	2,02	4,13	2,64	12,90
3	SN	3,11	2,67	3,29	2,57	2,39	4,28	3,21	16,47
4	BY	4,22	3,99	5,34	4,42	4,00	5,78	5,27	12,22
5	RP	1,80	1,29	1,83	1,38	1,15	2,56	1,77	6,81

7. Eignung von Fernerkundungsdaten für stratifizierte Schätzverfahren

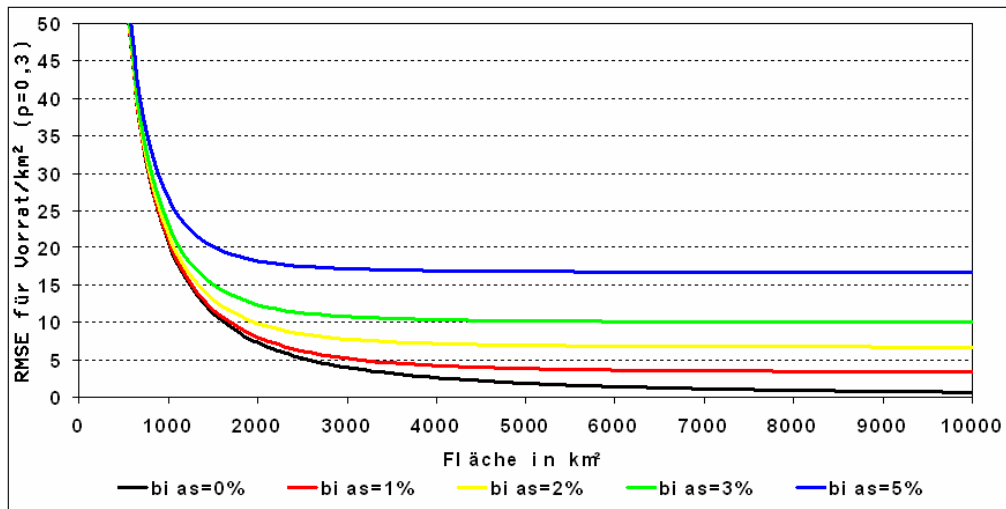


Abbildung 7.7: Einfluss einer verzerrten Waldflächenschätzung auf flächenbezogene Ratios bei einem Waldanteil von 30 % und verschiedenen Annahmen zum Bias der Waldfläche

des Stichprobenfehlers bei der BWI.

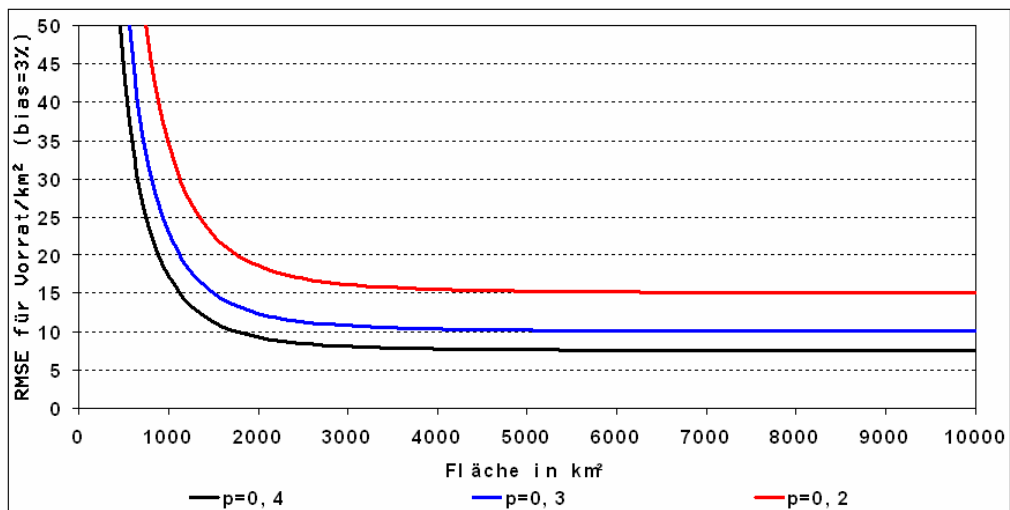
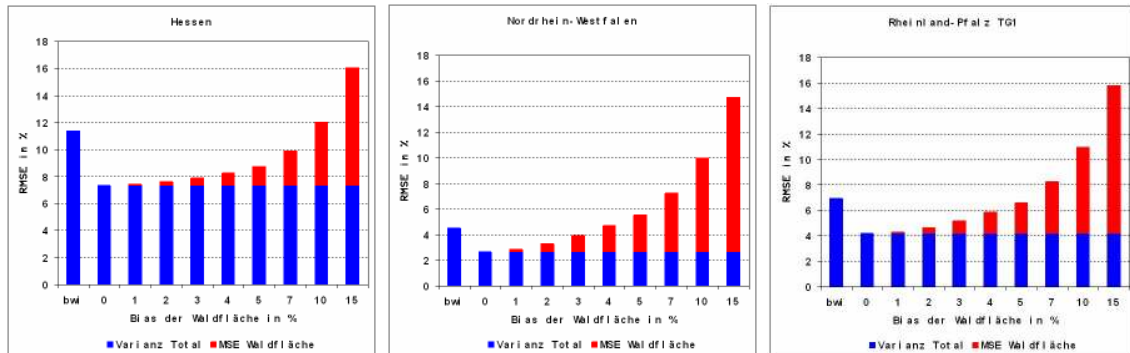
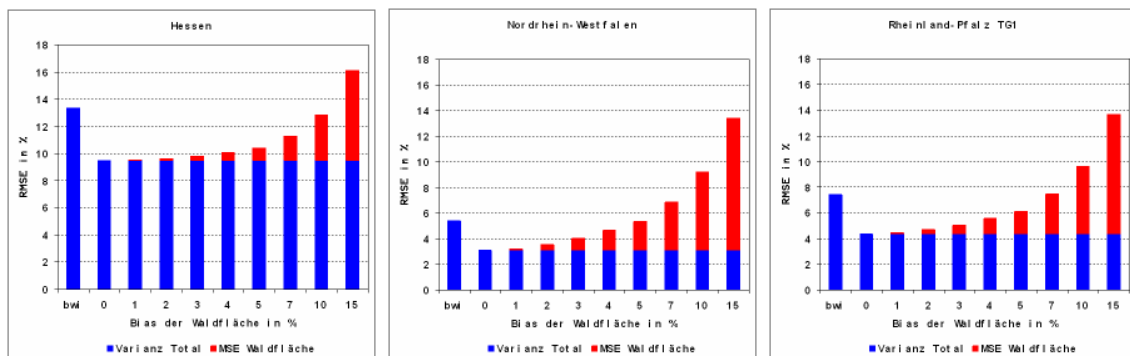


Abbildung 7.8: Einfluss einer verzerrten Waldflächenschätzung von 3 % auf flächenbezogene Ratios bei verschiedenen Waldanteilen

7.2. Schätzung von Zustandswerten durch Stratifizierung der Fernerkundungsdaten



(a) RMSE in % für den Vorrats/ha



(b) RMSE in % für die Stammzahl/ha

Abbildung 7.9: RMSE für die mittlere Stammzahl und das Volumen pro Hektar im Wald unter verschiedenen Annahmen für den prozentualen Bias der Waldfläche

Kapitel 8

Schätzung von Veränderungen

Aufbauend auf den Ergebnissen der Kapitel 4, 6 sowie 7 sollen in diesem Kapitel die vorgestellten Folgeinventurkonzepte des Abschnittes 2.3 untersucht werden. Ihre Unterschiede sind technischer als auch finanzieller Art und führen zu unterschiedlichen zu erwartenden Stichprobenfehlern. In diesem Kapitel wurden die rheinland-pfälzischen Stichprobenpunkte zu einer Auswerteeinheit zusammengefasst, so dass für die Betrachtung der Veränderungen drei Untersuchungsgebiete zur Verfügung stehen: NRW (TG 1), BY (TG 4) und RP (TG 1+5). Für die Veränderungsrechnungen konnten ausschließlich Stichprobenpunkte genutzt werden, die zu beiden Zeitpunkten aufgenommen wurden.

8.1 CFI, SPR und sSPR unter einem einphasigen, unstratifizierten Stichprobendesign

Um die unter Abschnitt 2.3 dargestellten Folgeinventurkonzepte direkt und unabhängig von Einflüssen der Fernerkundung vergleichen zu können, wurde in einem ersten Schritt auf eine Stratifizierung verzichtet. Unter Anwendung der CFI-Methode wurde für beide Zeitpunkte die mittlere Ausprägung der entsprechenden Zielgröße und deren Varianz unstratifiziert nach Formel 2.10 und 2.13 berechnet und anschließend der Differenzschätzer nach Formel 2.49 angewandt. Zur Berechnung der Varianz der Veränderung wurde Formel 2.50 angewandt. Die Ergebnisse der Veränderungsschätzung für das Total als auch für den waldfächenbezogenen Mittelwert (Formeln 2.41 und 2.45) nach der CFI-Methode sind in Tabelle 8.1 abgebildet.

Tabelle 8.1: Veränderungen und deren Stichprobenfehler nach der CFI-Methode für das Total und den waldfächenbezogenen Mittelwert; se = Stichprobenfehler

BL	Zielgröße	Total	se in %	pro ha	se in %
BY	Efm o.R.	14.842.144,18	17,31	64,63	11,21
BY	Grundfläche	1.028.053,50	25,10	4,48	18,80
BY	Vfm i.R.	18.186.889,13	17,32	79,19	11,23
NRW	Efm o.R.	19.286.269,82	12,66	55,52	6,68
NRW	Grundfläche	1.204.200,83	23,37	3,47	17,70
NRW	Vfm i.R.	23.458.578,07	13,14	67,53	7,25
RP	Efm o.R.	13.779.679,35	15,72	57,25	7,93
RP	Grundfläche	1.100.736,18	20,78	4,57	12,58
RP	Vfm i.R.	17.156.325,33	15,82	71,28	7,89

Für die Berechnung der Zielgrößen nach der SPR-Methode wurden in jeder Auswerteeinheit

8. Schätzung von Veränderungen

zufällig Stichproben den Straten n_{1-} , n_{12} sowie n_{-2} zugeordnet. Erfolgte für einen beliebigen Stichprobenpunkt die Zuordnung zum Stratum n_{12} , so blieben die Stichprobenwerte zu beiden Zeitpunkten unverändert. Wurde ein Stichprobenpunkt dem Stratum n_{1-} bzw. n_{-2} zugeordnet, so wurden die Werte des ersten bzw. zweiten Inventurzeitpunktes auf Null gesetzt. Anschließend wurde der Mittelwert für das Gesamtgebiet (Formel 2.61), das Total (Formel 2.41) und der waldflächenbezogene Mittelwert (Formel 2.45) sowie deren Stichprobenfehler (Formeln 2.62, 2.42, 2.47) berechnet.

Da die Schätzung des Mittelwertes und dessen Varianz bei der SPR-Methode zusätzlich von der Anzahl verbundener bzw. unverbundener Stichproben abhängig ist, wurde der Anteil verbundener Stichproben in Zehntel-Schritten von 0,3 bis 0,9 angehoben. Um den Einfluss der zufälligen Zuweisung in die drei Stichprobenklassen auf die Schätzung des Mittelwertes und dessen Genauigkeit darzustellen, wurde dieser Vorgang 4-mal wiederholt. Die Ergebnisse sind für die Vorratsveränderung in Nordrhein-Westfalen in Abbildung 8.1 dargestellt. Sie gelten für die anderen Untersuchungsgebiete und Zielgrößen entsprechend.

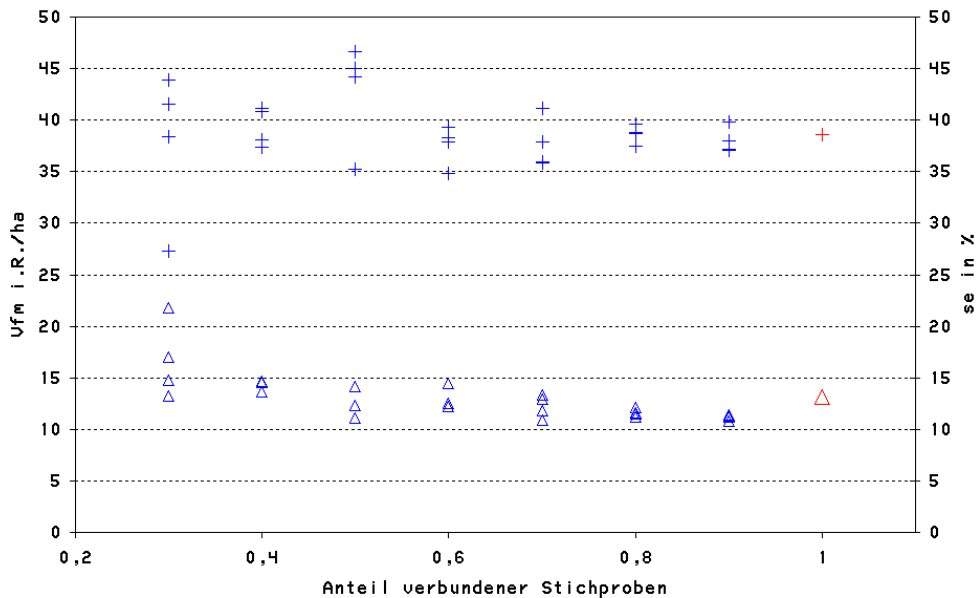


Abbildung 8.1: Entwicklung des Mittelwertes und des Stichprobenfehlers bei SPR in Abhängigkeit vom Anteil verbundener Stichproben für die Vorratsveränderung; + SPR Mittelwert für das Gesamtgebiet + CFI Mittelwert für das Gesamtgebiet Δ SPR Stichprobenfehler für das Total Δ CFI Stichprobenfehler für das Total

Die vier Wiederholungen verdeutlichen: Wird ein Anteil verbundener Stichproben $< 0,8$ gewählt, ist die Schätzung der Veränderung im erhöhten Maße von weiteren Zufallsvariablen wie bspw. der zufälligen Auswahl wiederholt inventarisierter Proben abhängig. Damit einhergehen können — in Abhängigkeit, welche konkreten Proben (Subpopulationen) ausgewählt werden — zufällig (stark) variierende Populationsparameter, die ihrerseits Einfluss auf die Regressions-schätzungen nehmen. Der Schätzwert der Veränderung kann somit bei einer „ungünstigen“, zufälligen Auswahl verbundener Stichproben nicht nur einer erhöhten Varianz, sondern zusätzlich auch einem regressions-bedingten Bias unterliegen. Dies tritt ein, wenn z. B. zufällig vermehrt junge Bestände wiederholt aufgenommen und auf deren Basis die Regressionen zwischen beiden Zeitpunkten erstellt wurden, die Regressionsbeziehungen der Grundgesamtheit jedoch unter Berücksichtigung einer höheren Anzahl älterer Bestände anders parametrisiert würden. Mit einem zunehmenden Anteil verbundener Stichproben sinkt die Wahrscheinlichkeit einer verzerrten Schätzung.

Die SPR-Ergebnisse zeigen erwartungsgemäß eine generelle Abnahme des Stichprobenfehlers für die Vorratsveränderung mit der Zunahme verbundener Stichproben. Betrachtet man die Spreitung sowohl der Mittelwerte als auch der Stichprobenfehler in der Abbildung 8.1, so ist für eine konsistente Schätzung der Veränderungsparameter ein Anteil verbundener Stichprobenelemente — also Stichprobenelemente, die zu beiden Inventurzeitpunkten erhoben werden — von 0,8 und größer zu empfehlen. Für Anteile $\geq 0,8$ ist auch mit einem geringeren Stichprobenfehler gegenüber der CFI-Methode zu rechnen.

Sowohl bei der CFI- als auch bei der SPR-Methode weisen die Stichprobenfehler zwischen den einzelnen Zielgrößen innerhalb einer Auswerteeinheit sehr große Spreitungen auf. Diese sind direkt auf die Regressionskoeffizienten zwischen beiden Inventurzeitpunkten zurückzuführen. Auffallend sind die starken Bindungen ($r^2 \geq 0,8$) der Zielgrößen Alter, Durchmesser und Höhe. Die Ursache hierfür ist im stetigen Zuwachs dieser Größen auf dem Plot zurückzuführen. Dagegen spiegeln die anderen Zielgrößen Grundfläche, Ernte- und Vorratsvolumen ($0,6 \geq r^2 \geq 0,8$), sowie Stammzahl ($r^2 \approx 0,3$) stark die Nutzung wider. Somit lässt sich der hohe Stichprobenfehler der Stammzahl von teilweise $> 30\%$ anhand der geringen Regressionskoeffizienten erklären.

Abweichend von dem oben erläuterten Verfahren konnte für die verbundenen Stichproben beider Inventurzeitpunkte über die direkte Verknüpfung der Einzelbaumdaten der Bruttozuwachs des Anfangsvolumens ($\phi_{s2} - \phi_{s1}$), der Nettozuwachs des Anfangsvolumens ($\phi_{s2} - \phi_{s1} - \phi_{mo}$), der Nettozuwachs inklusive des Einwuchses ($\phi_{s2} - \phi_{s1} + \phi_{in} - \phi_{mo}$) und die Nettozunahme ($\phi_{s2} - \phi_{s1} + \phi_{in} - \phi_{mo} - \phi_{us}$) der jeweiligen Zielgröße auf jedem Plot separat berechnet werden. Geschätzt wurden die Veränderungsgrößen mittels der sSPR-Methode unter Anwendung der Formeln 2.10 und 2.13 für Traktstichproben. Die in Tabelle 8.2, Spalten 4 bzw. 7 für sSPR dargestellten unstratifizierten Resultate beziehen sich wie bei der CFI-Methode auf alle verbundenen Trakte. Die sSPR-Methode führt, da sie unabhängig von jeglichen Regressionsbeziehungen ist und auf Berechnungen individueller Veränderungen durch direkte, fehlerfreie Messungen zweier Zustände beruht, zu einer weiteren deutlichen Senkung des Stichprobenfehlers gegenüber SPR- und vor allem der CFI-Methode (Vergleich mit Tabelle 8.1).

8.2 sSPR unter einem zweiphasigen prästratifizierten Stichprobendesign

Erfolgt die Schätzung der Veränderung in einem stratifizierten Inventurgebiet, so sind entsprechend den Ausführungen im Kapitel 2 erst die Stratenschätzer und anschließend durch Punkt- oder Flächenwichtung die Gesamtschätzer herzuleiten. In Tabelle 8.2 sind in Spalte 5 bzw. 8 die Stichprobenfehler durch Stratifizierung nach der SWV-Wald/Nichtwald-Karte für das Total und den waldfächenbezogenen Mittelwert dargestellt. Es zeigt sich, dass dieser durch die angewandte Prästratifizierung nochmals um $1/4$ bis $1/3$ gesenkt werden kann. Alle im Kapitel 7 aufgeführten Einschränkungen bezüglich der Schätzung von waldfächenbezogenen Veränderungsschätzungen durch die verzerrte Schätzung der Waldfläche gelten entsprechend.

8. Schätzung von Veränderungen

Tabelle 8.2: Veränderungen und deren Stichprobenfehler nach der sSPR-Methode für das Total (oben) und den walddflächenbezogenen Mittelwert (unten) in den Bundesländern der Testgebiete; se = Stichprobenfehler

BL	Zielgröße	Total	se in %		Total	se in %	
			unstrat. ^a	strat. ^b		unstrat. ^a	strat. ^b
Total		Bruttozuwachs^c			Nettozuwachs^c		
BY	Efm o.R.	15.878.432,57	7,39	5,32	15.312.550,47	7,48	5,40
BY	Grundfläche	1.057.687,54	6,75	4,57	1.000.156,07	6,84	4,65
BY	Vfm i.R.	19.188.059,29	7,31	5,22	18.481.989,16	7,39	5,30
NRW	Efm o.R.	22.341.860,34	4,97	3,27	21.787.736,93	5,09	3,38
NRW	Grundfläche	2.068.856,12	4,91	3,04	2.015.208,53	4,99	3,11
NRW	Vfm i.R.	28.077.645,95	4,93	3,21	27.393.807,89	5,04	3,31
RP	Efm o.R.	14.797.534,64	6,18	3,87	14.106.731,01	6,30	4,04
RP	Grundfläche	1.192.878,04	5,89	3,44	1.125.667,87	5,98	3,61
RP	Vfm i.R.	18.498.158,70	6,09	3,77	17.615.648,56	6,21	3,93
Total		Nettozuwachs inkl. Einwuchs			Nettozunahme		
BY	Efm o.R.	23.440.962,43	7,03	4,83	21.324.264,58	7,34	5,25
BY	Grundfläche	1.820.097,42	6,86	4,75	1.642.389,67	7,23	5,24
BY	Vfm i.R.	28.546.543,68	6,99	4,80	25.910.827,59	7,31	5,23
NRW	Efm o.R.	40.598.857,18	4,73	2,65	29.358.689,76	5,64	3,91
NRW	Grundfläche	4.060.345,31	4,80	2,63	3.187.924,38	5,27	3,35
NRW	Vfm i.R.	51.011.627,43	4,72	2,62	37.565.670,28	5,50	3,75
RP	Efm o.R.	25.828.932,31	5,72	3,15	21.163.299,91	6,42	4,22
RP	Grundfläche	2.415.827,26	5,68	3,14	2.043.401,39	6,10	3,85
RP	Vfm i.R.	32.463.368,38	5,68	3,11	26.712.017,44	6,33	4,13
pro Hektar		Bruttozuwachs^c			Nettozuwachs^c		
BY	Efm o.R.	69,62	5,88	5,30	67,14	6,00	5,40
BY	Grundfläche	4,64	5,06	4,56	4,39	5,18	4,65
BY	Vfm i.R.	84,13	5,79	5,21	81,04	5,89	5,30
NRW	Efm o.R.	67,59	3,14	2,89	65,91	3,29	3,01
NRW	Grundfläche	6,26	3,02	2,68	6,10	3,12	2,76
NRW	Vfm i.R.	84,94	3,08	2,84	82,87	3,21	2,95
RP	Efm o.R.	59,68	3,89	3,69	56,89	4,05	3,87
RP	Grundfläche	4,81	3,37	3,20	4,54	3,49	3,38
RP	Vfm i.R.	74,60	3,77	3,59	71,04	3,93	3,76
pro Hektar		Nettozuwachs inkl. Einwuchs			Nettozunahme		
BY	Efm o.R.	102,78	5,47	4,84	93,50	5,82	5,28
BY	Grundfläche	7,98	5,29	4,77	7,20	5,70	5,29
BY	Vfm i.R.	125,17	5,45	4,81	113,61	5,80	5,26
NRW	Efm o.R.	122,82	2,70	2,29	88,81	4,14	3,71
NRW	Grundfläche	12,28	2,80	2,28	9,64	3,55	3,10
NRW	Vfm i.R.	154,32	2,69	2,27	113,64	3,94	3,54
RP	Efm o.R.	104,17	3,15	2,93	85,35	4,33	4,06
RP	Grundfläche	9,74	3,04	2,89	8,24	3,79	3,67
RP	Vfm i.R.	130,92	3,10	2,89	107,73	4,20	3,97

^a unstratifizierte Hochrechnung

^b nach SWV_W/NW-Karte stratifiziert

^c des Anfangsvolumens

Kapitel 9

Kosten

Optimal — im Sinne einer forstlichen Inventur — bedeutet, dass die Varianz und damit der Stichprobenfehler bei vorgegebenen Kosten minimiert wird bzw. durch die Vorgabe eines Stichprobenfehlers die Kosten minimiert werden (MANDALLAZ, 2001b). Hierzu ist es notwendig, beide entscheidenden Parameter, die Kosten und die gewünschte oder geschätzte Varianz, in einem iterativen Prozess gegenüberzustellen. Dies bedingt die Erstellung einer Kostenfunktion, in der alle Kostenparameter einer Inventur berücksichtigt werden. In der Praxis ist die Modellierung der Transportkosten meistens nur sehr grob möglich, so dass lineare Approximationen davon genügen. Mit linearen Transportkosten, und nur mit solchen, sind analytische Lösungen verfügbar (MANDALLAZ, 2003).

9.1 Kostenfunktion

Bei der Bundeswaldinventur werden zur Erhebung der terrestrischen Daten quadratische Trakte als Stichprobeneinheiten genutzt, welche aus 4 Trakt-Eckpunkten bestehen (POLLEY, 2001). Andere Traktformen sind denkbar. So wurden bei der französischen Nationalinventur Dreieckstrakte (KÖHL, 1986) installiert. Bei der finnischen Nationalinventur kommen L-Form-Trakte zum Einsatz (EUROPEAN COMMISSION, 1997). Linien-, Dreieck-, Kreuz- oder Rechtecktrakte sind möglich. Diese design-basierende Vorgabe ist bei der Entwicklung einer Kosten- bzw. Zeitfunktion für eine Inventur zu berücksichtigen. Die Aufnahmezeiten auf den Probepunkten variieren je nach Gestaltung der Probefläche. Zusätzlich ergeben sich im Gegensatz zur einfachen Stichprobenauswahl (SRS) bei der Traktauswahl (CS) nicht nur Wegzeiten zwischen sondern auch innerhalb der Trakte.

Bei geschlossenen Traktformen kann die Wegstrecke vom letzten Trakt-Eckpunkt direkt über die Traktlinie zum Traktausgangspunkt zurück gemessen werden, was bei der BWI auch praktisch erfolgt, um die Genauigkeit der Punkt-Einmessungen zu kontrollieren. Der Trakt wird somit nicht nach der Aufnahme des letzten Trakt-Eckpunktes verlassen.

Zu den Vorgaben des WEI-BWI-Projektes gehört die Unveränderlichkeit des terrestrischen Inventurdesigns, d. h., Probekreise und Winkelzählproben für die verschiedenen Aufnahmeattribute als auch die zweistufige gutachterliche Auswahl von Tarifbäumen sollten konstant bleiben. Dies führt zu einer Vereinfachung der Kostenfunktion, da so die Aufnahmezeiten auf einer Traktecke t_{te} gesamt und nicht nach Einzelattributen betrachtet werden müssen. Die isolierte zeitliche Betrachtung zur Aufnahme von Einzelattributen ist nicht zielführend, da an einem Probepunkt nicht nur ein Attribut erhoben wird, für welches das Inventurdesign optimiert wird, sondern eine Vielzahl an Attributen. Hierdurch kann, unter der Maßgabe, dass die Zeit zur Aufnahme einer Probefläche in etwa konstant bleibt, eine gewisse Robustheit des Inventurdesigns gegenüber eventuellen Veränderungen, z. B. die Aufnahme neuer Attribute und/oder der Wegfall anderer Attribute erreicht werden.

Die bisher angeführten Zeitparameter entstehen ausschließlich in der terrestrischen Phase der Inventur. Zusätzlich muss man bei einem mehrphasigen Inventurdesign unter Einbeziehung von

Fernerkungsdaten die Kosten für deren Auswertung einkalkulieren. Dies sind im Einzelnen die Kosten für die Anschaffung des Auswerteequipments, der Fernerkundungsdaten selbst und der nötige Zeitaufwand, diese auszuwerten. Im Falle einer Regressionsstichprobe werden die zur Erstellung einer Regressionsbeziehung benötigten Zeit- bzw. Kostendaten der Fernerkundungsphase zugeordnet.

Daraus lässt sich eine einfache Zeitfunktion unter Beachtung verschiedener Samplingstraten (siehe Abschnitt 10.1.1) für die Traktstichprobe ableiten:

$$et = t_v + t_{fe.v} + t_{fe} + \sum_{b=1}^B c \langle t_p + t_{zw} + t_{in} + E\langle M \rangle t_{te} \rangle \quad (9.1)$$

mit:

- et Erwarteter Gesamtaufwand,
- t_v Verwaltungskosten/-zeitaufwand, sowie Kosten für die Datenverarbeitung, Personalschulungen, Materialkosten etc.,
- t_{fe} Auswertungskosten/-zeiten in der Fernerkundungsphase,
- $t_{fe.v}$ Kosten der Fernerkundungsdaten, sowie der benötigten Hard- und Software,
- t_p Planungskosten/-zeiten, welche für die Aufnahmeteams im Stichprobengebiet anfallen, umgelegt auf einen Trakt,
- t_{zw} Transportkosten/-zeiten auf dem Weg zwischen zwei Trakten, inklusive Fahrt zum Ausgangspunkt, Aufsuchen des Fixpunktes, Einmessen der ersten Traktecke und das Verlassen des Traktes vom ersten Traktspunkt, über den Fixpunkt zurück zum Ausgangspunkt,
- t_{in} Transportkosten/-zeiten auf den Traktlinien zum Einmessen der Traktecken innerhalb eines Traktes,
- t_{te} Aufnahmekosten/-zeiten auf einer Traktecke im Wald und
- $E\langle M \rangle$ Erwartungswert der Anzahl Proben pro Trakt. $E\langle M \rangle$ lässt sich für ein definiertes Traktdesign aus einer vorangegangenen Inventur schätzen, oder bei nicht definiertem, noch zu wählendem Traktdesign und vorhandener Waldkarte simulieren (RIEDEL, 2002).

Wie die Formel 9.1 zeigt, handelt es sich bei den Verwaltungskosten und den Kosten für die Fernerkundungsphase um Konstanten. Diese Fixkosten entstehen unabhängig vom Inventurdesign. Für die Optimierung sind sie deshalb nur insofern relevant, als dass sie bei einer Optimierung unter vorgegebenen Gesamtkosten den variablen, designabhängigen Kostenanteil bestimmen und deren Anteil an den Gesamtkosten somit einen Einfluss auf die maximal zu erreichende Genauigkeit hat. Die Auswertung der Fernerkundungsphase erfolgt losgelöst von der terrestrischen Inventur. Deren Kosten haben hierdurch wiederum keinen Einfluss auf die Optimierung des terrestrischen Stichprobendesigns. D. h., stehen verschiedene Fernerkundungsquellen — wie in diesem Projekt — zur Verfügung, deren Eignung zur Etablierung varianztechnisch homogener Straten und zur Senkung des Stichprobenfehlers vergleichbar sind, so ist die kostengünstigere Alternative zu favorisieren.

9.2 Kosten- und Zeitdaten der Fernerkundungsphase

In der Kostenkalkulation des WEI-BWI-Projektes (POLLEY ET AL., 2006) enthalten sind 650.000 €, welche durch die Integration einer Fernerkundungsphase in das bestehende Inventursystem zusätzlich anfallen. Personalkosten nehmen davon einen Anteil von rund 2/3 ein. Denkbar wäre auch ein Szenario, indem die komplette Auswertung der Fernerkundungsphase an einen Drittanbieter abgegeben wird. Hierzu wurden in dem GSE-Endbericht Kostenkalkulationen veröffentlicht

9.2. Kosten- und Zeitdaten der Fernerkundungsphase

(HÄUSSLER, 2004). Die Auswertung einer Erstinventur wird mit 1.000.000,00 € und die Auswertung einer Folgeinventur mit 850.000,00 € veranschlagt. So entstehen Kosten von 2,80 €/km² bzw. 2,50 €/km². Diese Angaben sind extrem variabel und hängen von der Preisentwicklung der benötigten Hard- und Software, der Fernerkundungsdaten sowie der entstehenden Personalkosten ab.

Aus jenem Grund wird eine Sensibilitätsanalyse in der Optimierungsphase notwendig. Hier müssen Fernerkundungskosten und die entstehenden Kosten des optimierten terrestrischen Designs den bisherigen BWI-Kosten gegenübergestellt werden. Dazu werden Gesamtkosten in der Fernerkundungsphase von 400.000 € bis 1.000.000 € veranschlagt, wobei 1/3 auf Fixkosten für Hard- und Software sowie auf Fernerkundungsdaten entfallen ($t_{fe.v}$) und 2/3 auf Personalkosten zur Auswertung der FE-Daten (t_{fe}). Letztere sind, wie dies projektspezifische Erfahrungen in Tabelle 9.1 zeigen, je nach gewähltem Analyseverfahren (*SWV*, *LR*, *kNN*) verschieden. Das *LR*-Verfahren benötigt demnach nur 94 % und das *kNN*-Verfahren nur 66 % der Lohnkosten des *Schwellenwertverfahrens*. Für den Optimierungsprozess irrelevante rechenintensive Arbeitsschritte wurden außer Acht gelassen, da diese stark von der zur Verfügung stehenden Hard- und Software abhängen, jedoch keine Arbeitskräfte und damit Personalkosten binden.

Tabelle 9.1: Projektspezifischer Zeitbedarf zur Auswertung der Fernerkundungsquellen pro Satellitenszene getrennt nach dem Erstellungsverfahren

		Zeitbedarf in Stunden	
		<i>Landsat</i>	<i>QuickBird</i>
Bemerkungen			
Schwellenwertverfahren			
Signaturanalyse	Selektion relevanter Trakteckeninformationen aus der BWI-Datenbank, Extraktion u. Aufbereitung der Spektralwerte, Modellfindung	6,00	20,00
WM-Erstellung	Erstellung der Waldmasken, Eliminierung von Kleinstwaldflächen	6,00	6,00
Verifizierung	Signaturanalyse, Genauigkeitsbewertung	8,00	12,00
Logistische Regression			
Signaturanalyse	Selektion relevanter Trakteckeninformationen aus der BWI-Datenbank, Extraktion u. Aufbereitung der Spektralwerte, Vorbereitung zur Einbindung in Statistikpaket	4,50	4,50
statistische Analyse	statistische Analyse der Daten, Modellfindung	6,25	12,25
Kartenerstellung	Entfernung von Gewässern, Modellerstellung im Bildverarbeitungspaket	4,00	4,00
Verifizierung	Genauigkeitsbewertung	4,00	4,00
k Nearest Neighbour			
Signaturanalyse	Selektion relevanter Trakteckeninformationen aus der BWI-Datenbank, Extraktion u. Aufbereitung der Spektralwerte für kNN-Programm	4,00	k.A.
kNN-Berechnung	Berechnung der kNN-Karten im kNN-Programm	60,00 ^a	k.A.
Kartenerstellung	Konvertierung der Ergebnisse im GIS	5,25	k.A.
Verifizierung	Genauigkeitsbewertung	4,00	k.A.
nicht Verfahrensspezifische Zeiten			
WM-Adaption	ATKIS-Auszug, regelbasierte Anpassung der Waldmasken an BWI-Wald-Definition	36,00 ^b	k.A.
Summe Verfahrensspezifischer Zeiten ohne CPU-Rechenzeit			
<i>Schwellenwertverfahren</i>		20,00	38,00
<i>Logistische Regression</i>		18,75	24,75
<i>k Nearest Neighbour</i>		13,25	k.A.

^a inkl. CPU-Rechenzeit von 60 Std.

^b inkl. CPU-Rechenzeit von 24 Std.

9.3 Kosten- und Zeitdaten der terrestrischen Aufnahmen

Basierend auf der Kostenkalkulation des WEI-BWI-Projektes (POLLEY ET AL., 2006) wurden für die terrestrische Erhebung auf Ebene des Bundes und der Länder für die BWI II summarisch rund 18.629.000 € ausgegeben. Davon entfallen 3.117.000 € auf den Bund und 15.512.000 € auf die Länder. Pro Traktecke wurden somit 95,00 €, pro Wald-Traktecke 345 € ausgegeben (POLLEY ET AL., 2006), wovon 17 % auf den Bund entfallen und 83 % auf das jeweilige Land.

Im Vorfeld der BWI sind zwei unabhängige Zeitstudien von der FVA Baden-Württemberg sowie einem Forstplanungsbüro in Göttingen durchgeführt und in HRADETZKY ET AL. (1996a) veröffentlicht worden. Die genaue Herleitung der Zeiten für die einzelnen Arbeitsabschnitte ist im Endbericht des WEI-BWI-Projektes (POLLEY ET AL., 2006) nachzulesen. Die Ergebnisse dieser Studien zeigt Tabelle 9.2, welche sehr nah bei den tatsächlich benötigten Zeiten für die Aufnahmen zur BWI II liegen (POLLEY mdl.). Die terrestrische Aufnahme erfolgt bei der BWI durch zweier Feldaufnahmegruppen. Die in Tabelle 9.2 angegebenen Zeiten wurden für den Optimierungsprozess verdoppelt, um Eingang in die Zeitfunktion zu finden.

Tabelle 9.2: Zeit- und Kostenbedarf zur Erhebung der terrestrischen Daten

Kostenstelle	Zeitbedarf der Teilschritte
<i>Aufnahmekosten einer Traktecke im Wald $t_{te} = 45$ min</i>	
Probekreis 1 m	1,0 min
Probekreis 1,75 m	1,0 min
Probekreis 5 m (Totholz)	1,5 min
Probekreis 10 m ^a	keine Angabe
WZP ^b	14,4 min
Bestandesbeschreibung	4,2 min
Waldrandmessung	0,9 min
sachliche Verteilzeiten	8,1 min
<i>Transportkosten auf den Traktlinien^c $t_{in} = 120$ min^c</i>	
pro Linie (150 m)	30 min
resultierende Einmessgeschwindigkeit (g_m) in m/min	5 m/min
<i>Transportkosten zwischen zwei Trakten $t_{zw} = 66$ min^e</i>	
Anfahrt	30,0 min
Aufsuchen des Fixpunktes	20,0 min
Einmessen des 1. Traktpunktes	16,0 min ^d
Verlassen des Traktes	keine Angabe
resultierende Geschwindigkeit zwischen den Trakten (g_f)	61 m/min ^e

^a Probekreis zur Aufnahme der Bäume < 4 m, Sträucher und Bodenvegetation

^b ohne Messung von Baumhöhen und D7

^c bezogen auf einen quadratischen vollständigen Trakt (Bei der BWI wurden durchschnittl. 2,7 Traktlinien eingemessen, was einer Zeit von rund 80 min entspricht.)

^d resultierend aus der mittleren Entfernung der Fixpunkte zum ersten Traktpunkt von rund 80 m der Göttingen-Studie und der Einmessgeschwindigkeit von 5 m/min der Traktecken

^e bezogen auf 4 km x 4 km Grundnetz der BWI

9.3.1 Planungskosten (t_p)

t_p ist Null, da hierfür keine Zeitangaben gefunden wurden, bzw. sind diese als organisatorische Zeiten in dem Gesamtwert für sachliche Verteilzeiten in t_{te} enthalten und können kaum zuverlässig geschätzt werden.

9.3.2 Aufnahmekosten einer Traktecke im Wald (t_{te})

Zu den Messungen auf der Traktecke gehören folgende Arbeitsschritte:

- Probekreis 1 m (1,0 min),
- Probekreis 1,75 m (1,0 min),
- Probekreis 5 m (ursprünglich 10 m; 1,5 min),
- WZP (incl. Höhen- u. D7-Messung in jeder Bestandesschicht; 14,4 min),
- Bestandesbeschreibung (verteilt auf verschiedene Abschnitte; 4,2 min) und
- Sachliche Verteilzeiten (Erneuerung der Markierungen und organisatorische Zeiten; 8,1 min).

Die Bestandesbeschreibung wurde letztendlich während der BWI II auf verschiedene Arbeitsschritte aufgeteilt, dürfte sich aber in ihrem Umfang kaum verändert haben, so dass dieser Zeitwert übernommen werden kann. Die Totholzaufnahme wurde nicht wie ursprünglich geplant in einem Probekreis mit 10 m Radius durchgeführt, sondern mit einem 5 m-Radius; die Aufnahmefläche wurde geviertelt. Es ist allerdings nicht davon auszugehen, dass sich nun gleichermaßen die Zeit für diese Aufnahme geviertelt hat, da der Einmessungsaufwand bestehen bleibt; Wegzeiten und die Anzahl Messungen verringern sich. Die Zeit von 1,5 Minuten pro Traktecke wird somit gutachterlich halbiert. In den folgenden Auswertungen werden für diesen Arbeitsschritt 0,75 Minuten berechnet. Addiert man die Zeiten ohne Höhen- und D7-Messung, so resultiert daraus ein Wert von 31,35 Minuten pro Traktecke.

Die D7-Messungen erfolgten nur in den neuen Bundesländern auf der Südwestecke des Traktes an allen Bäumen mit einem Bhd > 20 cm. Hier wurde ein Zeitbedarf von 0,4 Minuten pro Baum kalkuliert. Da in den Testgebieten 2 und 3 in den Neuen Bundesländern 2724 Bäume > 20 cm Bhd auf 528 Südwest-Traktecken zu finden sind, bedeutet dies ein Mehraufwand von rund 2 Minuten pro Südwest-Traktecke. Wird dieser Mehraufwand auf alle 2280 Wald-Traktecken in den Testgebieten der Neuen Bundesländer aufgeteilt, so sind für die D7-Messung 0,5 Minuten mehr zu berechnen.

Die Höhenmessung erfolgte pro Hauptbestand (2 Bäume der häufigsten Baumartengruppe, 1 Baum pro weitere Baumartengruppe), Ober- (1 B. je Baumartengruppe) und Unterstand (1 Nadel- u. 1 Laubbaum) getrennt. Die Auswertung der Testgebiete ergab rund 3 (2,58) Höhenmessungen pro Traktecke. Nach HRADETZKY ET AL. (1996a) dauerte die Höhenmessung an einem Baum nicht länger als eine Minute.

Für t_{te} wurde bei der Studie der FVA Baden-Württemberg ein Zeitwert von 34,85 Minuten ermittelt. In der Göttinger Studie wurde die benötigte Zeit pro Traktecke insgesamt auf 48 Minuten geschätzt. Ein für künftige Optimierungsrechnungen verwendeter Wert von $t_{te} = 45$ Minuten sollte die Realität gut widerspiegeln.

9.3.3 Transportkosten auf den Traktlinien zum Einmessen der Traktecken (t_{in})

Die Zeiten innerhalb eines Traktes setzen sich nur aus dem Zeitbedarf zum Zurücklegen der Wegstrecke pro Traktlinie und der Anzahl eingemessener Traktlinien zusammen. Unter der oben erläuterten Voraussetzung, dass auch die letzte Traktlinie gemessen wird, ist die Anzahl der eingemessenen Traktlinien gleich der mittleren Anzahl Waldecken pro Trakt (= 2,7). Daraus ergibt sich ein Zeitbedarf im Trakt für die Studie der FVA Baden-Württemberg von $28,14 \times 2,7 = 75,98$ Minuten und für die Göttinger Studie $34 \times 2,7 = 91,8$ Minuten. In der zweiten Studie sind laut Datengrundlage die Zeiten zum Einmessen der Traktecken im Hochgebirge enthalten (HRADETZKY ET AL., 1996a). Dieser Wert sollte somit für den Bundesdurchschnitt etwas geringer ausfallen. Für die Optimierung des Folgeinventurkonzeptes der BWI werden für diesen Arbeitsschritt 80 Minuten veranschlagt.

9.3.4 Transportkosten zwischen zwei Trakten (t_{zw})

Hierin werden die Zeiten zum Zurücklegen zwischen den Trakten berücksichtigt. Diese umfassen sowohl die Wegstrecken vom Ausgangspunkt Trakt 1 zum Ausgangspunkt Trakt 2, die Wegstrecke vom Ausgangspunkt zum Fixpunkt, die Messstrecke vom Fixpunkt zum 1. Traktpunkt und die Wegstrecke vom 1. Traktpunkt über den Fixpunkt zum Ausgangspunkt umgelegt auf einen Trakt. Für diese Zeiten werden in der baden-württembergischen Studie — bezogen auf das 4 km x 4 km-Grundnetz — allgemein 45 Minuten pro Trakt benötigt.

In der Göttinger Studie sind diese Zeiten differenzierter ermittelt worden. Für die Anfahrt zum nächsten Trakt wurden 34 Minuten benötigt, zum Aufsuchen des Fixpunktes 23 Minuten. Für das Einmessen der 1. Traktecke vom Fixpunkt aus wurde keine Angabe gefunden. Für eine Wiederholungsinventur wird der Aufwand zum Wiederfinden des Fixpunktes mit 10 Minuten mehr angegeben.

9.3.5 Zeit bezogen auf eine Traktecke

Werden die Zeiten der Tabelle 9.2 entsprechend addiert und mit der Anzahl Personen multipliziert, ergibt sich ein Aufwand von rund 190 Minuten je Traktecke bezogen auf das 4 km x 4 km-Netz.

Interessant für die Optimierung sind die Angaben zum Einmessen einer Traktlinie (150 m) und die benötigte Zeit zwischen den Trakten. Daraus lassen sich Einmessgeschwindigkeiten bzw. Wegstreckengeschwindigkeiten ableiten, mit denen verschiedenste Trakt designs und Netzdichten, aber auch die entstehenden Kosten in Abhängigkeit der Netzdichte über die lineare Beziehung $t = \text{Weg}/\text{Geschwindigkeit}$ modellieren werden können (Tabelle 9.2).

Kapitel 10

Optimierung

In den Kapiteln 7 und 8 konnte gezeigt werden, dass eine Reduktion des Stichprobenfehlers in Abhängigkeit der betrachteten Zielgröße und durch die Verwendung verschiedenster Stratifizierungen um mindestens 30% zu erwarten ist. Ein alternatives, stratifiziertes Inventurverfahren unter Verwendung von Fernerkundungsdaten gliedert sich technisch in drei Phasen:

- Nutzung von aktuellen Fernerkundungsdaten und Inventurdaten des letzten Zeitpunktes zur Stratifizierung nach Wald/Nichtwald-Klassen und weiteren Untereinheiten innerhalb der Klasse Wald,
- Klärung des Traktstatus über die bisher bei der BWI angewandten Methode oder durch Interpretation räumlich sehr hoch aufgelöster Fernerkundungsdaten und zur Erhebung von Informationen zur Korrektur der Satellitenbildwaldfläche sowie
- Aufnahme der terrestrischen Probepunkte.

Für die anschließende Optimierung verschiedener stratifizierter Stichprobenpläne gliedert sich dieses Verfahren jedoch nur in zwei Phasen. In der ersten Phase erfolgt die Prästratifizierung der Fernerkundungsdaten und die Traktvorklärung. Die bisherigen verwaltungstechnischen Kosten zur Traktvorklärung beim Bund und bei den Ländern sind konstant. Zusätzlich entstehen Kosten durch die Fernerkundungskomponente, wobei diese beim Bund angesiedelt werden. Die Kosten der zweiten Phase, in welcher die terrestrischen Erhebungen erfolgen, sind in Abhängigkeit des betrachteten Inventurdesigns, d. h. in Abhängigkeit des Stichprobenumfangs, der Netzdichte und der Anordnung der Probepunkte in Trakten variabel.

Die Prästratifizierung kann durch Daten der vorangegangenen Inventur in Kombination mit aktuellen Fernerkundungsdaten vorab oder zeitlich unabhängig während oder nach der terrestrischen Inventur des jetzigen Inventurzeitpunktes mit aktuellen Inventur- und Fernerkundungsdaten erfolgen. Beide Varianten — Kartenerstellung durch die k NN-Methode: 1. mit allen BWI II-Punkten und 2. nur mit den zum Inventurzeitpunkt 1 vorhandenen Punkten im 4 km x 4 km-Netz — wurden in den Testgebieten *Westliches Mittelgebirge* und *Pfälzerwald* getestet. Die Stratifizierungsergebnisse und die einhergehende Senkung des Stichprobenfehlers sind ähnlich.

Demgegenüber bedient sich ein zweites zu optimierendes Verfahren der Poststratifizierung. Es handelt sich dabei um ein rein einphasiges terrestrisches Inventurverfahren.

Mögliche Designalternativen auf Basis von Regressionsstichproben wurden auf Grund der Ergebnisse in den Kapiteln 5 und 6 nicht untersucht.

Die Aussage zu einem optimalen Stichprobenplan lässt sich 100%ig nur auf Basis der Testgebiete realisieren, da die Verteilungsmuster der Zielgrößen im übrigen Bundesgebiet innerhalb dieses Projektes nicht bekannt waren. Jedoch können die hier erzielten Ergebnisse als repräsentativ für Gesamtdeutschland angesehen werden, da bei der Testgebietswahl auf die Auswahl typischer Landschaftselemente und Landschaftsstrukturen geachtet wurde.

Theoretisch müsste für jede der in Abschnitt 7.1.5 vorgestellten Stratifizierungen eine Optimierung des Stichprobenplanes vorgenommen werden. Anschließend wäre eine Beurteilung anhand der

geringsten zu erwartenden Kosten bei einer vorgegebenen Genauigkeit oder anhand der höchsten erzielten Genauigkeit bei vorgegebenem Gesamtbudget möglich. Aus diesem Grund werden hier beispielhaft zwei auf Basis der *Landsat*-Daten prästratifizierte Stichprobenpläne optimiert. Dies sind zum einen die Schwellenwertkarte, stratifiziert nach Nichtwald, Laub-, Misch- und Nadelwald, sowie die k NN-Karte, stratifiziert nach Nichtwald, Wald < 40 , ≥ 40 bis 80 und > 80 Jahre. Die Kartenerstellung nach dem Schwellenwertverfahren ist unter Vernachlässigung der reinen CPU-Rechenzeiten das zeitintensivste Verfahren, die k NN-Methode dagegen das zeiteffizienteste Kartenerstellungsverfahren. Der erzielte Stichprobenfehler der k NN-Alters-Karte lag in den Testgebieten jeweils unter dem der *Schwellenwert*-Bestockungstyp-Karte.

Mit den innerhalb des Projektes ausgewerteten und den in HRADETZKY ET AL. (1996b) veranschlagten terrestrischen Inventurkosten war die Aufspaltung der Länderkosten in die nötigen fixen, für die Optimierung irrelevanten und die design-spezifischen variablen Kostenstellen nicht möglich. Aus diesem Grund können nur Annahmen zu den wirklichen reinen terrestrischen Inventurkosten getroffen werden. Es ist auch zu vermuten, dass der Anteil Landesverwaltungskosten an den Gesamtkosten der BWI zwischen den Bundesländern differiert.

Bedingt durch diesen Sachverhalt wird auf eine Optimierung nach vorgegebenen Kosten verzichtet. Die Optimierung über eine vorgegebene Genauigkeit kann dagegen erfolgen, da hierfür nicht die unmittelbaren Kosten, sondern die in Kapitel 9 veranschlagten Zeiten eingesetzt werden können. Resultierend aus der Optimierung auf Basis vorgegebener Genauigkeiten wird die optimierte Anzahl terrestrischer Proben in einer Sensitivitätsstudie mit den Personalkosten pro Stichprobenpunkt von 100 € bis 250 €¹ multipliziert und zu den veranschlagten Fernerkundungskosten (Abschnitt 9.2) addiert.

Jene resultierende lineare Kostenentwicklung eines optimierten, zweiphasigen, stratifizierten Verfahrens wird, in Abhängigkeit der veranschlagten Aufnahmekosten pro Plot, den reinen terrestrischen Kosten gegenübergestellt, die bei der BWI II entstanden sind. Da letztere — wie bereits erwähnt — nicht bekannt sind, werden für die bei der BWI tatsächlich angefallenen reinen terrestrischen Inventurkosten auf Basis bekannter Fakten (POLLEY ET AL., 2006) folgende Annahmen getroffen:

- *BWI terr*: Die Gesamtkosten der BWI II betragen insgesamt = 18.629.000 €.
- *BWI terr - oB*: Die Landes-BWI-Kosten betragen abzüglich der Kosten des Bundes von 3.117.000 € = 15.512.000 €.
- *BWI terr - oB - oLV*: Die reinen, terrestrisch tatsächlich benötigten Inventurkosten für die Länder entstehen aus *BWI terr - oB* abzüglich der Verwaltungskosten inkl. der Kosten für die Traktvorklärung und der Fixkosten für Ausrüstung, Schulungen etc. Die reinen, terrestrisch tatsächlich benötigten Inventurkosten für die Länder werden für die Gegenüberstellung mit den alternativen, optimierten Inventurdesigns auf 50 %, auf 60 % bzw. 70 % von den *BWI terr - oB* (15.512.000 €) geschätzt.

Die im Abschnitt 10.1.4 präsentierten Ergebnisse sind somit Resultate aus einer Sensitivitätsanalyse und geben Eckpunkte wieder, in welchem Kostenbereich eine optimierte zweiphasige, stratifizierte Inventur effizienter im Bezug auf die bisherige rein terrestrische BWI-Methode ist. Demgegenüber ist ein Vergleich eines optimierten einphasigen, poststratifizierten Stichprobenplanes mit den BWI-Kosten realistisch und ohne weitere Annahmen möglich.

Folgende Stichprobenpläne sollen mit dem von Mandallaz und Lanz für Waldinventuren weiterentwickelten Modell der „antizipierten Varianz“ unter Vorgabe einer gewünschten Genauigkeit optimiert werden:

SRS Ein Stichprobenplan der Traktgröße $E\langle M(x) \rangle \equiv 1$, welcher dem *Simple Random Sampling* entspricht.

¹ Bei der BWI II kostet eine Traktecke im Wald rund 345 € inkl. aller Kosten des Bundes plus der Länder bzw. 278 € inkl. aller Kosten nur für die Länder. Die Spanne von 100 € bis 250 € repräsentiert somit einen möglichen Anteil der Landesverwaltungskosten pro Traktecke zwischen 64 % und 10 %

10.1. Inventurdesign-Optimierung unter dem Modell der *antizipierten Varianz*

- LTD12m Ein linienförmiges Traktdesign mit zwei Traktecken, welche eine Distanz von 150 m aufweisen. 12 steht für die Verwendung der Traktpunkte 1 und 2 der simulierten quadratischen BWI-Stichprobenpläne. m bedeutet, dass bei der Aufnahme des Trakte zu Kontrollzwecken vom letzten Traktpunkt zum Ersten zurückgemessen wird.
- LTD12o Entspricht vom Design *LTD12m*. Hierbei wird jedoch nicht davon ausgegangen, dass vom letzten Traktpunkt zum Ersten zurückgemessen wird. Der Trakt wird somit am letzten Traktpunkt verlassen, was eine gewisse Zeitersparnis nach sich zieht.
- LTD13m Ein linienförmiges Traktdesign mit zwei Traktecken, welche eine Distanz von 212,13 m aufweisen. 13 steht für die Verwendung der Traktpunkte 1 und 3 der simulierten quadratischen BWI-Stichprobenpläne. m bedeutet, dass bei der Aufnahme des Traktes zu Kontrollzwecken vom letzten Traktpunkt zum Ersten zurückgemessen wird.
- LTD13o Entspricht vom Design *LTD13m*. Hierbei wird jedoch nicht davon ausgegangen, dass vom letzten Traktpunkt zum Ersten zurückgemessen wird. Der Trakt wird somit am letzten Traktpunkt verlassen, was eine gewisse Zeitersparnis nach sich zieht.
- DTD123 Ein Traktdesign, welchen einem rechtwinkligen Dreieck mit drei Traktecken entspricht, welche eine Distanz von 150 m aufweisen. 123 steht für die Verwendung der Traktpunkte 1, 2 und 3 der simulierten quadratischen BWI-Stichprobenpläne. Es wird davon ausgegangen, dass bei der Aufnahme dieses Traktdesigns zu Kontrollzwecken vom letzten Traktpunkt zum Ersten (212,13 m) zurückgemessen wird.

Um die mit dem Modell der *antizipierten Varianz* erzielten Ergebnisse zu verifizieren, werden zusätzlich die Quotientenmethode (Abschnitt 10.2) und das Verfahren des Bootstrappings (Abschnitt 10.4) angewandt. Abschließend werden die minimal erwarteten Kosten für die optimierten Stichprobenpläne berechnet (Abschnitt 10.5).

10.1 Inventurdesign-Optimierung unter dem Modell der *antizipierten Varianz*

Bei der Optimierung des Inventurdesigns mit Hilfe des Modells der *antizipierten Varianz* wird die optimale Anzahl Probeflächen und die Größe der Probeflächen für die terrestrische Phase bestimmt. Anschließend kann für dieses Inventurdesign der design-spezifische minimal erwartete Zeitaufwand *mec* berechnet werden. Ein Vergleich mit anderen optimierten Inventurdesigns wird somit möglich. Die im folgenden beschriebenen Formeln sind, wo nicht anders genannt, aus LANZ (2001b) übernommen und wenn notwendig, dem in dieser Arbeit angewandten zweiphasigen, stratifizierten, einstufigen Stichprobenverfahren angepasst worden. Zur Herleitung der einzelnen Parameter sei auf die Arbeiten von LANZ (2001b); MANDALLAZ (2001b, 2003) und RIEDEL (2002) verwiesen.

Da die Gestaltung der Probefläche aus Konsistenzgründen bei zukünftigen Bundeswaldinventuren unverändert bleiben soll, kann deren Größe als konstant definiert werden. Dies gilt auch für die Winkelzählprobe. Die mittlere Anzahl Individuen pro Probefläche, an denen die Erhebung der Attribute erfolgt, ist somit auch konstant und lässt sich aus den BWI II-Daten ermitteln. Hieraus resultiert, dass nur die Anzahl Stichproben optimiert und anschließend die minimal erwarteten Kosten *mec* für einen Effizienzvergleich unterschiedlicher Stichprobenpläne berechnet werden müssen.

Im Folgenden sollen die Prozeduren zum Schätzen der in Abschnitt 2.1 vorgestellten und in den folgenden Abschnitten benötigten Parameter des Gesamtvarianzmodelles dargelegt werden.

10.1.1 Populations- (δ_l^2) und Samplingstratenvarianzkomponente (Δ)

Nach LANZ (2001b) ist keine Reduktion der design-spezifischen Varianz zu erwarten, wenn die Stichprobenintensität über alle Straten konstant bleibt. Das Stichprobendesign lässt sich allerdings aus praktischen und technischen Erwägungen nicht für jedes Stratum anpassen. Verwiesen sei hier beispielsweise auf die variable Handhabung einer Poststratifizierung. Aus diesem Grund werden an dieser Stelle Populationsstraten, wie z. B. Bestockungs- oder Entwicklungstypen definiert, deren Flächensumme einem Samplingstratum (= Stichprobendesignstratum) entspricht.

$$\lambda(U) = \sum_{b=1}^B \sum_{b,l=1}^{b,L} \lambda(U_{b,l}) \quad (10.1)$$

Unter einem Samplingstratum wird dabei eine eindeutig abgrenzbare flächige Einheit verstanden, innerhalb derer ein spezifisches Stichprobennetz installiert wurde. Dies entspricht z. B. den verschiedenen Verdichtungsgebieten der BWI. Ein Grund zur Installation verschiedener Samplingstraten kann in der differierenden Erreichbarkeit von Probeflächen zwischen Hochgebirge und Flachland liegen. Ein weiterer Grund kann varianztechnischer Natur sein, z. B. wenn innerhalb großer abgrenzbarer Gebiete sehr häufig Nadelbaumarten und in anderen Gebieten Laubbaumarten dominieren. Die Varianz zwischen den Populationsstraten δ_b^2 eines Samplingstratums wird für Traktstichproben in Formel 10.2 und die Varianz zwischen den Samplingstraten Δ für Traktstichproben in Gleichung 10.3 angegeben.

$$\delta_b^2 = (1 + \theta_b) \sum_{b,l=1}^{b,L} \frac{\lambda_{b,l}}{\lambda_b} (Y_{b,l} - Y_b)^2 \quad (10.2)$$

$$\Delta = (1 + \Theta) \sum_{b=1}^B \frac{\lambda_b}{\lambda_U} (Y_b - Y)^2 \quad (10.3)$$

Der Summenterm ist ein Maß für die Interstratenvarianz, kurz β_b^2 . $1 + \theta$ als Maß des Effizienzverlustes einer Traktstichprobe gegenüber SRS leitet sich aus den Erwartungswerten ab, dass eine Traktecke in ein bestimmtes Stratum fällt, bzw. dass sie in einem anderen Stratum liegt und den Varianzen bzw. Kovarianzen der Zielgrößen zwischen den Straten. θ spiegelt die Korrelation der Traktpunkte untereinander wieder und ist definiert durch:

$$\theta = \frac{\sum_{l=1}^L E\langle M_{l,c}(M_{l,c} - 1) \rangle (Y_l - Y)^2}{E\langle M_{l,c} \rangle \sum_{l=1}^L \frac{\lambda(U_l)}{\lambda(U)} (Y_l - Y)^2} + \frac{\sum_{l \neq f}^L E\langle M_{l,c} M_{f,c} \rangle (Y_l - Y)(Y_f - Y)}{E\langle M_{l,c} \rangle \sum_{l=1}^L \frac{\lambda(U_l)}{\lambda(U)} (Y_l - Y)^2} \quad (10.4)$$

Nach LANZ (2001b) kann $1 + \theta_b$ für jede Zielgröße auf Basis der Populationsstraten für das jeweilige Samplingstratum geschätzt werden durch:

$$1 + \theta_b = \frac{s^2 \langle \sum_{b,l=1,c=1}^{b,L,C} M_{b,l,c} (Y_{b,l} - Y_b) \rangle}{E\langle M_{b,l,c} \rangle \sum_{b,l=1}^{b,L} \frac{\lambda(U_{b,l})}{\lambda(U_b)} (Y_{b,l} - Y_b)} \quad (10.5)$$

Equivalent hierzu wird $1 + \Theta$ über alle Samplingstraten hinweg geschätzt durch:

$$1 + \Theta = \frac{s^2 \langle \sum_{b=1,c=1}^{B,C} M_{b,c} (Y_b - Y) \rangle}{E\langle M_{b,c} \rangle \sum_{b=1}^B \frac{\lambda(U_b)}{\lambda(U)} (Y_b - Y)} \quad (10.6)$$

Der Varianzterm des Zählers $s^2 \langle \sum_{b,l=1,c=1}^{b,L,C} M_{b,l,c} (Y_{b,l} - Y_b) \rangle$ und $E\langle M_{b,l,c} \rangle$ müssen über Simulationen geschätzt werden. Als Grundlage des Simulationsprozesses dienen die k NN-Alt- bzw. die nach Laub-, Misch- und Nadelwald stratifizierte SWV-Karten. Innerhalb dieser werden eine Vielzahl Trakte generiert. Wieviele Trakte generiert werden sollen, hängt von der gewünschten Schätzgenauigkeit für $E\langle M_{b,l,c} \rangle$ und für den Varianzterm des Zählers zur Berechnung von $1 + \theta$ ab.

**10.1. Inventurdesign-Optimierung unter dem Modell der
antizipierten Varianz**

Tabelle 10.1: Interstratenvarianzkomponente (β_b^2) für verschiedene Zielgrößen; a = Alter, d = Durchmesser, e = Erntefestmeter, g = Grundfläche, h = Höhe, n = Stammzahl, r = Vorratsfestmeter zum Zeitpunkt der BWI II

TG	BL	β_b^2 a2	β_b^2 d2	β_b^2 e2	β_b^2 g2	β_b^2 h2	β_b^2 n2	β_b^2 r2
SWV – Nichtwald – Laub-Misch-Nadelwald								
1	HE	1043,66	12851,84	9269,64	152,60	6125,65	125838,11	14845,79
1	NRW	626,43	15525,82	12888,37	181,27	7635,89	60278,62	20655,25
1	RP	655,47	17141,84	12940,95	157,09	8315,69	70737,97	20501,83
2	BB	684,39	13580,59	8154,54	164,48	6941,94	170887,36	14336,95
2	MV	677,64	15556,54	8904,94	162,44	7711,83	153505,02	15459,34
3	SN	589,41	12530,61	7380,81	128,78	6146,87	112836,27	12331,50
4	BY	1238,15	16938,41	18138,50	202,10	7247,10	69956,06	27326,82
5	RP	1314,98	20024,11	14298,10	198,24	9750,13	130065,50	23091,37
kNN – Alter								
1	HE	1942,21	17339,62	10368,79	141,22	7530,90	203864,38	16395,37
1	NRW	990,49	19210,52	12696,11	169,91	8605,90	129830,56	20153,15
1	RP	1002,32	20308,58	12767,96	145,35	8789,67	136443,23	20304,97
2	BB	866,93	15362,00	8176,02	157,69	7061,89	249831,14	14230,71
2	MV	862,81	17411,37	9414,23	156,58	7936,37	246781,99	15969,87
3	SN	786,58	14591,30	8299,11	131,10	6627,71	162782,50	13658,15
4	BY	1385,05	17822,30	18534,41	202,67	7343,67	123243,54	27730,89
5	RP	1900,87	23719,83	16314,11	203,04	10730,29	190831,11	25892,96
POST – Alter								
1	HE	1427,39	15306,04	7960,62	113,74	6475,34	113706,32	12640,48
1	NRW	760,64	15964,68	10736,08	140,51	7239,74	46366,80	16938,27
1	RP	667,87	14434,93	8834,21	104,44	6428,92	46532,87	14121,83
2	BB	786,41	14667,27	8597,47	159,40	7192,99	144190,57	14981,60
2	MV	710,17	15353,29	8757,15	142,39	7240,36	112256,21	14908,59
3	SN	610,37	12394,14	6803,01	114,04	5686,59	89282,92	11338,59
4	BY	1615,17	21266,01	22448,25	241,31	8718,48	74985,33	33567,76
5	RP	1451,91	20456,72	14356,63	185,80	9505,96	106267,31	22977,61
		β^2 a2	β^2 d2	β^2 e2	β^2 g2	β^2 h2	β^2 n2	β^2 r2
		120,35	1601,39	1796,15	16,06	673,18	3119,28	2573,26

Im vorliegenden Fall wurden pro Testgebiet zwischen 85.000 und 140.000 Trakte generiert. Mit Hilfe dieser unabhängig vom ursprünglichen Stichprobenetz erzeugten Trakte können anschließend die mittlere Anzahl Traktecken pro Trakt je Stratum und die Varianz der Summe der einfachen Differenzen über alle Straten pro Trakt erwartungstreu geschätzt werden (RIEDEL, 2002).

Da für eine Poststratifizierung keine Karten vorlagen, konnten diese beiden Parameter nicht durch Simulationen geschätzt werden. $s^2 \langle \sum_{b,l=1,c=1}^{b,L,C} M_{b,l,c} (Y_{b,l} - Y_b) \rangle$ und $E \langle M_{b,l,c} \rangle$ wurden deshalb aus der einen vorliegenden Stichprobe berechnet.

Die Tabellen 10.1 und 10.2 geben einen Überblick der errechneten Werte für β_b^2 und $1 + \theta_b$. Je effektiver die Stratifizierung erfolgt, d. h. je kleiner die Varianz innerhalb der Straten und damit auch der Stichprobenfehler ist, desto mehr steigt die Interstratenvarianz β_b^2 .

Dagegen ist $1 + \theta$ um so kleiner, je häufiger die Ecken eines Traktes in verschiedene Straten fallen. Nach MANDALLAZ (1997) ist $\theta = 0$, wenn fast alle Traktecken eines Traktes in einem anderen Stratum liegen, d. h. nur indem Fall $1 + \theta = 1$ sind Traktstichproben genauso effektiv wie SRS. θ kann maximal Werte von

$$\theta_{max} = E \langle M_{b,l,c} \rangle - 1 + \frac{s^2 \langle M_{b,l,c} \rangle}{E \langle M_{b,l,c} \rangle} \quad (10.7)$$

annehmen. Liegen alle Traktecken eines Traktes in einem Stratum, ist $s^2 \langle M_{b,l,c} \rangle = 0$, $1 + \theta$ folglich gleich $E \langle M_{b,l,c} \rangle$.

10. Optimierung

Tabelle 10.2: Varianz-Inflationsfaktor durch Traktsampling ($1+\theta_b$) gegenüber SRS für verschiedene Zielgrößen; a = Alter, d = Durchmesser, e = Erntefestmeter, g = Grundfläche, h = Höhe, n = Stammzahl, r = Vorratsfestmeter unter dem BWI-spezifischen quadratischen Traktdesign zum Zeitpunkt der BWI II

TG	BL	$1 + \theta_b$ a2	$1 + \theta_b$ d2	$1 + \theta_b$ e2	$1 + \theta_b$ g2	$1 + \theta_b$ h2	$1 + \theta_b$ n2	$1 + \theta_b$ r2
SWV – Nichtwald – Laub-Misch-Nadelwald								
1	HE	2,72	2,82	2,77	2,70	2,81	2,53	2,77
1	NRW	2,54	2,64	2,58	2,59	2,64	2,66	2,58
1	RP	2,66	2,71	2,67	2,70	2,73	2,70	2,68
2	BB	3,25	3,25	3,27	3,27	3,27	3,23	3,27
2	MV	3,11	3,12	3,13	3,11	3,13	3,01	3,13
3	SN	3,04	3,01	3,05	3,04	3,05	2,93	3,05
4	BY	2,79	2,79	2,78	2,78	2,79	2,76	2,78
5	RP	3,26	3,29	3,31	3,32	3,30	3,31	3,31
kNN – Alter								
1	HE	1,89	2,28	2,55	2,52	2,44	1,21	2,55
1	NRW	2,49	2,77	2,86	2,85	2,85	1,55	2,86
1	RP	2,25	2,60	2,71	2,86	2,73	1,38	2,72
2	BB	2,60	2,84	3,15	3,30	3,15	2,31	3,19
2	MV	2,74	2,96	3,11	3,20	3,16	1,93	3,15
3	SN	2,45	2,75	2,88	3,10	2,94	1,85	2,93
4	BY	2,99	2,96	2,92	2,69	2,85	1,18	2,90
5	RP	3,03	3,31	3,35	3,38	3,39	2,12	3,37
POST – Alter								
1	HE	4,09	4,10	4,11	4,09	4,11	3,96	4,11
1	NRW	3,98	3,98	3,98	3,98	3,98	3,98	3,98
1	RP	3,97	3,97	3,97	3,97	3,97	3,98	3,97
2	BB	3,97	3,97	3,97	3,97	3,97	3,98	3,97
2	MV	3,96	3,96	3,96	3,96	3,96	3,96	3,96
3	SN	3,94	3,94	3,94	3,94	3,94	3,95	3,94
4	BY	3,99	3,99	3,99	3,99	3,99	3,99	3,99
5	RP	3,99	3,99	3,99	3,99	3,99	3,99	3,99
		$1 + \Theta$ a2	$1 + \Theta$ d2	$1 + \Theta$ e2	$1 + \Theta$ g2	$1 + \Theta$ h2	$1 + \Theta$ n2	$1 + \Theta$ r2
		4,556	3,782	3,866	3,875	3,793	5,564	3,854

$1 + \theta$ beträgt unter dem quadratischen BWI-Traktdesign für die beiden Prästratifizierungen durchschnittlich zwischen 2,7 (kNN) und 3,0 (SWV). Somit wird die Schätzung der *antizipierten Varianz* nach Formel 2.14, Seite 11, im zweiten Term um den Faktor 2,7 bzw. 3,0 gegenüber SRS gesteigert.

Bei der Poststratifizierung erfolgte die Zuordnung zu Straten auf Ebene der Trakte. Die Ecken eines Traktes liegen folglich immer im selben Stratum. Der Gewinn an neuen Informationen innerhalb eines Traktes fällt gering aus; $1 + \theta$ steigt auf einen maximal möglichen Wert um 4. Im Falle Hessens wird der Wert 4 überschritten, da an den Landesgrenzen Trakte mit einer Eckenzahl < 4 auftreten. $s^2\langle M_{b,l,c} \rangle$ ist in diesem Falle größer 0, $1 + \theta_{max} > E\langle M_{b,l,c} \rangle$.

In Tabelle 10.3 sind die $1 + \theta_b$ -Werte für die alternativen linienförmigen bzw. dreiecksförmigen Traktdesigns unter dem kNN -stratifizierten Ansatz aufgeführt. Aus den Tabellen 10.2 und 10.3 wird ersichtlich, dass bei einer Reduktion der Anzahl Ecken pro Takt eine Steigerung der statistischen Effizienz gegenüber SRS erfolgt.

Der Gesamtvarianzschätzer av , welcher sich aus der Summe der Varianzkomponenten „Varianz innerhalb der Straten“ + „Varianz zwischen den Straten“ zusammensetzt, ist in den vorliegenden Samplingstraten für alle Zielgrößen unter einem Traktstichprobendesign immer größer als unter einem einfachen Punktstichprobendesign. Das Traktdesign ist somit aus rein statistischer Sicht erwartungsgemäß ineffizienter als SRS.

**10.1. Inventurdesign-Optimierung unter dem Modell der
antizipierten Varianz**

Tabelle 10.3: Varianz-Inflationsfaktor durch Traktsampling ($1 + \theta_b$) gegenüber SRS unter k NN-Stratifizierung für verschiedene Zielgrößen; a = Alter, d = Durchmesser, e = Erntefestmeter, g = Grundfläche, h = Höhe, n = Stammzahl, r = Vorratsfestmeter unter einem linien- bzw. dreiecksförmigen Traktdesign zum Zeitpunkt der BWI II

TG	BL	$1 + \theta_b$ a2	$1 + \theta_b$ d2	$1 + \theta_b$ e2	$1 + \theta_b$ g2	$1 + \theta_b$ h2	$1 + \theta_b$ n2	$1 + \theta_b$ r2
linienförmiges Traktdesign mit zwei Traktecken und einer Distanz von 150 m (LTD12)								
1	HE	1,20	1,36	1,47	1,44	1,42	0,78	1,47
1	NRW	1,52	1,63	1,66	1,65	1,66	1,02	1,66
1	RP	1,38	1,54	1,60	1,68	1,60	0,91	1,61
2	BB	1,47	1,58	1,72	1,79	1,72	1,32	1,74
2	MV	1,58	1,67	1,74	1,77	1,76	1,13	1,76
3	SN	1,41	1,55	1,62	1,72	1,64	1,07	1,64
4	BY	1,71	1,69	1,67	1,54	1,63	0,74	1,66
5	RP	1,71	1,81	1,82	1,81	1,83	1,23	1,83
linienförmiges Traktdesign mit zwei Traktecken und einer Distanz von 212,13 m (LTD13)								
1	HE	1,19	1,34	1,45	1,41	1,40	0,75	1,45
1	NRW	1,48	1,58	1,61	1,60	1,61	0,99	1,61
1	RP	1,33	1,48	1,53	1,60	1,53	0,86	1,54
2	BB	1,43	1,54	1,68	1,74	1,67	1,28	1,70
2	MV	1,54	1,62	1,69	1,71	1,70	1,09	1,70
3	SN	1,37	1,51	1,57	1,66	1,59	1,03	1,59
4	BY	1,67	1,65	1,63	1,50	1,59	0,73	1,62
5	RP	1,69	1,79	1,80	1,79	1,81	1,22	1,80
rechtwinkliges Traktdesign, mit drei Traktecken und 150 m Entfernung (DTD)								
1	HE	1,56	1,83	2,02	1,99	1,94	1,00	2,02
1	NRW	2,00	2,20	2,26	2,25	2,25	1,28	2,26
1	RP	1,80	2,06	2,14	2,25	2,15	1,13	2,15
2	BB	2,03	2,21	2,43	2,54	2,43	1,81	2,46
2	MV	2,16	2,31	2,42	2,48	2,45	1,52	2,44
3	SN	1,92	2,14	2,24	2,40	2,28	1,45	2,28
4	BY	2,36	2,33	2,30	2,12	2,25	0,96	2,29
5	RP	2,37	2,56	2,59	2,60	2,61	1,68	2,60

10.1.2 Effizienzverlustfaktor der nicht exakten PPS-Auswahl (γ_π)

Mittels einer Festkreisprobe erfolgt die Auswahl der Individuen, die in die Stichprobe gelangen, nur für die Zielgrößen Stammzahl bzw. Stammzahl/ha proportional zur Dimension der lokalen Ausprägung. Gleiches gilt für die WZP; hier wird die PPS-Auswahl für die Grundfläche bzw. den Bhd erzielt.

Die Auswahl der Individuen für jede weitere Zielgröße geschieht nicht exakt nach den PPS-Kriterien, da im Falle einer Festkreisprobe bzw. einer WZP die Auswahlwahrscheinlichkeit π_i und daraus resultierend die Probefläche A_i nicht proportional z. B. mit der Höhe oder dem Volumen des Einzelbaumes ansteigt.

γ_π , entwickelt in MANDALLAZ und YE (1999) und weiterentwickelt von LANZ (2001a), stellt ein Maß der Abweichung durch die nicht exakte PPS-Auswahl dar und ist definiert durch:

$$\gamma_\pi = \frac{\sum_{i=1}^N \frac{Y_i^2}{\pi_i} \sum_{i=1}^N \pi_i}{\left(\sum_{i=1}^N |Y_i|\right)^2} \geq 1 \quad (10.8)$$

Die exakte Herleitung von γ_π ist in LANZ (2001a) unter Verwendung der Cauchy-Schwartz-Ungleichung $\left(\sum_{i=1}^N a_i b_i\right)^2 \leq \sum_{i=1}^N a_i^2 + \sum_{i=1}^N b_i^2$ dargestellt. Hieraus wird ersichtlich, dass im Falle einer exakten PPS-Auswahl $\gamma_\pi = 1$ ist. Erfolgt anstatt einer PPS-Auswahl eine PPC-Auswahl durch die Aufnahme definierter Durchmesserklassen $1_d, \dots, k_d, \dots, K_d$ in konzentrischen Probekreisen oder definierter Grundflächenklassen $1_g, \dots, k_g, \dots, K_g$ bei der Winkelzählprobe, so ist $\gamma_\pi = \tilde{\gamma}^2$, wobei $\tilde{\gamma}$ — ebenfalls aus der Cauchy-Schwartz-Ungleichung abgeleitet — definiert ist durch:

$$\tilde{\gamma} = \frac{\sum_{i=1}^N g(Y_i)}{\sum_{i=1}^N |Y_i|} = \frac{\sum_{k=1}^K N_k \sqrt{E_k \langle Y^2 \rangle}}{\sum_{k=1}^K N_k E_k \langle |Y| \rangle} \geq 1 \quad (10.9)$$

mit $g(Y_i) = \sqrt{E_k \langle Y^2 \rangle}$, wenn $i \in k$. D. h. $\sum_{i=1}^N g(Y_i)$ kann für konzentrische Probekreise aus einer Durchmesserklassenverteilung für die jeweilige betrachtete Zielgröße innerhalb dieser Probekreise und für die WZP aus einer Grundflächenklassenverteilung für die entsprechende Zielgröße aus einer Pilotinventur oder vorangegangenen Inventur geschätzt werden. Der Summenterm $\sum_{i=1}^N |Y_i|$ entspricht dem Total der betrachteten Zielgröße und läßt sich ebenfalls aus einer Pilotinventur oder einer vorangegangenen Inventur schätzen.

In Tabelle 10.4 sind die stratenspezifischen γ_π -Werte dargestellt. Die Individuenauswahl ab 7 cm Bhd erfolgt bei der BWI über die Winkelzählprobe. Die Auswahl des Attributes Grundfläche erfolgt hierbei proportional zur Größe (PPS). $\gamma_\pi(g)$ ist Eins. Der Bhd leitet sich über die Konstante $\pi/4$ proportional zur Grundfläche des Einzelbaumes ab. $\gamma_\pi(d)$ ist somit wiederum Eins. Für alle anderen Zielgrößen ergibt sich ein Effizienzverlust durch die nicht exakte PPS-Auswahl. Dieser ist jedoch wesentlich geringer als bei der Auswahl durch konzentrische Probekreise, wie dies ein Vergleich der Werte mit LANZ (2001b) und RIEDEL (2002) aufzeigt.

Tabelle 10.4: Effizienzverlustfaktor der nicht exakten PPS-Auswahl (γ_π) für verschiedene Zielgrößen innerhalb der Samplingstraten (Verdichtungsgebiete); a = Alter, d = Durchmesser, e = Erntefestmeter, g = Grundfläche, h = Höhe, n = Stammzahl, r = Vorratsfestmeter

TG	BL	a	d	e	g	h	n	r
1	HE	1,1053	1,0000	1,0242	1,0000	1,0178	1,0018	1,0167
1	NRW	1,1032	1,0000	1,0324	1,0000	1,0180	1,0066	1,0209
1	RP	1,1003	1,0000	1,0224	1,0000	1,0231	1,0079	1,0169
2	BB	1,0761	1,0000	1,0188	1,0000	1,0163	1,0021	1,0129
2	MV	1,0852	1,0000	1,0221	1,0000	1,0200	1,0049	1,0155
3	SN	1,0935	1,0000	1,0231	1,0000	1,0227	1,0047	1,0162
4	BY	1,0794	1,0000	1,0460	1,0000	1,0319	1,0040	1,0346
5	RP	1,1482	1,0000	1,0392	1,0000	1,0320	1,0039	1,0286

10.1.3 Bestimmung der optimalen Anzahl Probeflächen

Die optimale Anzahl Probeflächen n_{opt} eines Samplingstratums (Verdichtungsgebiet) für eine stratifizierte zweiphasige Stichprobe berechnet sich unter Vorgabe einer festen Zahl Probebäume pro Plot sn (= konstante Probeflächengröße) und der Vorgabe eines Gesamtbudgets für die Inventur nach:

$$n_{opt} = \frac{et - t_v - \sum_{b=1}^B t_{b,v}}{\sqrt{(t_{b,20} + t_{b,te}) \left(\frac{\gamma_b |Y|_b^2}{sn_b} + \delta_b^2 \right)}} * \sqrt{\frac{\gamma_b |Y|_b^2 + \delta_b^2}{t_{b,20} + t_{b,te}}} \quad (10.10)$$

mit $t_{b,20} = (t_p + t_{zw} + t_{in})/\overline{M}_b$. Wird hingegen eine zu erreichende Genauigkeit vorgegeben, so erfolgt die Berechnung von n_{opt} nach:

$$n_{opt} = \frac{\sqrt{(t_{b,20} + t_{b,te}) \left(\frac{\gamma_b |Y|_b^2}{sn_b} + \delta_b^2 \right)}}{av} * \sqrt{\frac{\gamma_b |Y|_b^2 + \delta_b^2}{t_{b,20} + t_{b,te}}} \quad (10.11)$$

Soll dagegen der Gesamtstichprobenplan und nicht die Stichprobenpläne der einzelnen Samplingstraten (Verdichtungsgebiete) unter Vorgabe einer festen Zahl Probebäume pro Plot sn optimiert

werden, berechnet sich n_{opt} nach Formel 10.12 bzw. 10.13:

$$n_{opt} = \frac{et - t_v - \sum_{b=1}^B t_{b,v}}{\sum_{b=1}^B \frac{\lambda(F_b)}{\lambda(F)} \sqrt{(t_{b,20} + t_{b,te}) \left(\frac{\gamma_b |Y_b|^2}{sn_b} + \delta_b^2 \right)}} * \frac{\lambda(F_b)}{\lambda(F)} \sqrt{\frac{\frac{\gamma_b |Y_b|^2}{sn_b} + \delta_b^2}{t_{b,20} + t_{b,te}}} \quad (10.12)$$

$$n_{opt} = \frac{\sum_{b=1}^B \frac{\lambda(F_b)}{\lambda(F)} \sqrt{(t_{b,20} + t_{b,te}) \left(\frac{\gamma_b |Y_b|^2}{sn_b} + \delta_b^2 \right)}}{av} * \frac{\lambda(F_b)}{\lambda(F)} \sqrt{\frac{\frac{\gamma_b |Y_b|^2}{sn_b} + \delta_b^2}{t_{b,20} + t_{b,te}}} \quad (10.13)$$

10.1.4 Ergebnisse der Designoptimierung unter dem Modell der *antizipierten Varianz*

Die folgenden Tabellen zeigen die Ergebnisse der Optimierungsrechnung unter dem Modell der antizipierten Varianz für die Zielgröße *Vorratstotal in Vfm i.R.* Die Optimierungsergebnisse für die Zielgrößen mittleres Alter, mittlerer Durchmesser pro ha, Vorratstotal in Efm o.R., Grundfläche pro ha, mittlere Höhe pro ha und die Stammzahl pro ha sowohl für das quadratische Traktdesign als auch für die alternativen Inventurdesigns sind im Anhang (Tabellen B.8ff, ab Seite 163) abgebildet.

Unter Nutzung der Formeln des vorangegangenen Abschnittes wurden für die Stratifizierungsansätze:

- der SWV-Karte, stratifiziert nach Nichtwald, Laub-, Misch- und Nadelwald bzw.
- der k NN-Karte, stratifiziert nach Nichtwald, < 40 , ≥ 40 bis 80 und > 80 Jahre sowie
- der Poststratifizierung, stratifiziert nach < 40 , ≥ 40 bis 80 und > 80 Jahre.

die jeweilige optimale Anzahl Traktecken für zwei Szenarien berechnet:

Szenario I: Für den Term av der Formeln 10.11 und 10.13 wurde die auf Basis der 14189 Stichprobenpunkte geschätzte, gegenüber der BWI niedrigere Gesamtvarianz unter einem stratifizierten Stichprobenplan eingesetzt. Anhand des Szenario I wird somit das Ziel verfolgt, die Genauigkeit in Abhängigkeit der verwendeten Stratifizierung für den bisherigen BWI-Stichprobenplan durch die Integration eines Stratifizierungsansatzes gegenüber der ursprünglichen, unstratifizierten Hochrechnung zu maximieren.

Szenario II: Setzte man dagegen für den Term av stattdessen die höhere BWI-Varianz², d. h. die geringere BWI-Genauigkeit in das Gesamtvarianzmodell unter einem nunmehr stratifizierten Stichprobenplan als Maßstab an, ergeben sich entsprechend geringere Werte für die benötigte, optimale Anzahl Stichproben. Szenario II soll somit bei einer vorab definierten Genauigkeit die Kosten bzw. den Zeitaufwand für die terrestrischen Aufnahmen minimieren.

10.1.4.1 Interpretation der Ergebnisse zum Szenario I

Die Ergebnisse der Kapitel 7 und 8 zeigen, dass bei Nutzung der identischen Stichprobendichte wie bei der BWI, jedoch im Gegensatz zur BWI unter einem integrierten stratifizierten Stichprobenplan (Szenario I) eine Reduktion des Stichprobenfehlers in Abhängigkeit der betrachteten Zielgröße und der verwendeten Stratifizierung zwischen 30 und 50 % realistisch ist.

Da insgesamt 14189 Stichprobenpunkte zur Schätzung der Varianz (av -Werte) unter einem nunmehr stratifizierten Stichprobenplan zur Verfügung standen, sollte die optimale Punktzahl für das quadratische Traktdesign bei der Optimierung nach Szenario I summarisch nahe dem Wert

² Die BWI-Varianz ist höher und die Schätzgenauigkeit somit geringer, da die Hochrechnung unstratifiziert vorgenommen wurde.

10. Optimierung

von 14189 Stichprobenpunkten liegen (siehe Teil (a) der Tabelle 10.5). Szenario I stellt somit für die Optimierung des Stichprobenplanes pro Testgebiet und Bundesland unter dem quadratischen BWI-Traktdesign *QTD* eine Kontrollrechnung dar.

Tabelle 10.5: n_{opt} bezogen auf die in Abhängigkeit von der verwendeten Stratifizierung gesteigerte Genauigkeit gegenüber der BWI für das Vorratstotal in Vfm i.R. unter dem Modell der *av*, Szenario I für ein a) quadratisches Traktdesign, optimiert pro Testgebiet und Bundesland, b) quadratisches Traktdesign, optimiert über alle Testgebiete hinweg, c) einfaches Punktstichprobendesign, optimiert pro Testgebiet und Bundesland; Ecken = Anzahl Traktecken, Trakte = Anzahl Trakte, Netz = aus der Anzahl der Trakte resultierendes quadratisches Stichprobennetz in Metern, MW = Mittelwert

TG	BL	knn			swv			post		
		Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz
a) <i>QTD</i> optimiert mit dem Modell der antizipierten Varianz pro BL und TG										
1	HE	230	58	4100,63	225	57	4147,86	258	65	3872,32
1	NRW	1335	336	4250,18	1300	328	4307,60	1524	384	3978,61
1	RP	833	209	2124,28	824	207	2134,83	944	237	1994,85
2	BB	1637	411	4109,05	1677	421	4060,36	1806	453	3912,54
2	MV	2412	609	2072,75	2394	604	2080,42	2571	649	2007,87
3	SN	2322	584	2935,73	2272	571	2967,66	2502	629	2827,97
4	BY	699	175	4679,37	674	169	4762,73	905	227	4111,95
5	RP	3379	846	2062,44	3245	812	2104,39	3592	899	2000,33
Summe		12846	3229		12612	3170		14101	3544	
MW				3528,45			3552,38			3312,88
b) <i>QTD</i> optimiert mit dem Modell der antizipierten Varianz über alle TG hinweg										
1	HE	247	62	3955,41	246	62	3967,83	270	68	3782,23
1	NRW	1805	455	3655,20	1742	439	3720,74	1919	484	3544,91
1	RP	273	69	3710,14	272	69	3713,68	272	68	3718,00
2	BB	1774	445	3947,44	1804	453	3914,46	2000	502	3717,34
2	MV	703	178	3838,35	691	174	3872,28	753	190	3710,68
3	SN	1203	303	4078,81	1169	294	4137,59	1257	316	3990,83
4	BY	1354	340	3361,07	1320	331	3403,72	1700	426	2999,35
5	RP	1301	326	3324,26	1224	306	3426,19	1319	330	3301,49
Summe		8660	2177		8469	2129		9490	2385	
MW				3744,01			3780,64			3588,28
c) <i>SRS</i> optimiert mit dem Modell der antizipierten Varianz pro BL und TG										
1	HE	109	109	2995,75	101	101	3116,82	84	84	3406,41
1	NRW	571	571	3261,52	607	607	3163,44	503	503	3475,85
1	RP	362	362	1615,78	363	363	1613,32	313	313	1738,36
2	BB	597	597	3408,61	597	597	3409,27	535	535	3602,37
2	MV	882	882	1721,94	884	884	1720,08	766	766	1848,10
3	SN	904	904	2358,95	863	863	2415,22	760	760	2573,85
4	BY	295	295	3605,26	296	296	3596,83	278	278	3714,93
5	RP	1207	1207	1726,37	1198	1198	1733,13	1119	1119	1792,76
Summe		4928	4928		4909	4909		4357	4357	
MW				2809,64			2802,81			2984,04

Für die Differenzen zwischen n_{opt} unter *QTD*, Szenario I, nach der Optimierung pro Testgebiet und Bundesland von der ursprünglichen Stichprobenzahl 14189 gibt es folgende Erklärungen:

- Wie in den vorangegangenen Kapitel dargelegt wurde, erfolgte die Hochrechnung zu Gesamtschätzern pro Samplingstratum $\hat{Y}_{st.b}$ über die Punkt-Wichtung der Stratenschätzer um — unabhängig von der jeweiligen Stratifizierung — zu identischen Schätzern zu gelangen. Die Simulationen zur Schätzung von $1 + \theta$ und $E\langle M(x) \rangle$ erfolgten jedoch unter Zuhilfenahme der stratifizierten Karten, so dass diese beiden Werte von der flächigen Stratengewichtung abhängig waren. Die hier zwangsläufig angewandte kombinierte Verwendung beider Straten-

wichtigungen führt jedoch nur in einem sehr geringen Maße zu den erwähnten Differenzen.

- Das Modell der *antizipierten Varianz* gibt einen „mittleren“, optimierten Stichprobenplan aus, der unabhängig vom Startpunkt des Inventurnetzes ist. D. h., die Gesamtvarianz ist von der konstanten Inter-Stratenvarianz und von der — je nach dem, welcher Startpunkt des Inventurnetzes gewählt wird — im geringen Umfang variablen Intra-Stratenvarianz abhängig.

Je näher somit die optimale Punktzahl pro Samplingstratum an der ursprünglich verwandten Punktzahl pro Samplingstratum liegt, desto näher liegt das realisierte quadratische Trakt-Stichprobendesign in Abhängigkeit von der betrachteten Zielgröße und der angewandten Stratifizierung am optimalen quadratischen Trakt-Stichprobendesign.

Liegt dagegen das Interesse nicht darauf den Stichprobenplan pro Samplingstratum (Untereinheiten, wie z. B. Bundesländer, Wuchsgebiete etc.) zu optimieren, sondern einen möglichst effizient erfassten Schätzer und dessen Varianz über alle Testgebiete und Bundesländer hinweg auf Bundesebene zu erhalten, erfolgt die Optimierung nicht mehr optimal für das jeweilige Samplingstratum. Es wird innerhalb des Optimierungsprozesses von der ursprünglichen Netzdichte abgerückt, hin zu einer Netzdichte pro Samplingstratum, welche den Gesamtstichprobenplan auf Bundesebene optimiert. Die resultierenden Netzdichten pro Samplingstratum sind zumeist gröber (siehe Teil (b) der Tabelle 10.5). Es wären somit vergleichsweise weniger Stichproben unter einem optimierten, stratifizierten Stichprobenplan nötig, wenn die BWI nur Aussagen auf Bundesebene bei gleicher Genauigkeit erbringen möchte.

Alternativ wurde unter Szenario I der stratifizierte Stichprobenplan für eine einfache Punktstichprobe pro Samplingstratum optimiert (siehe Teil (c) der Tabelle 10.5 und im Anhang ab Tabelle B.10). Die Ergebnisse zeigen, dass bei einer gleichzeitigen Steigerung der ursprünglichen BWI-Genauigkeit um 30 bis 50 % — abhängig von der verwendeten Stratifizierung — unter *SRS* nur rund ein Drittel der ursprünglichen BWI-Punktzahl nötig wäre.

10.1.4.2 Interpretation der Ergebnisse zum Szenario II

Wird im Gegensatz zu Szenario I die geringere Genauigkeit der bisher unstratifiziert hochgerechneten BWI als ausreichend definiert, kann nach den erzielten Ergebnissen (Tabelle 10.6 und B.8 ff), unter dem Modell der *antizipierten Varianz*, Szenario II, und den hier beispielhaft verwendeten Stratifizierungen die Stichprobendichte in Abhängigkeit des betrachteten Traktdesigns um rund 50 % reduziert werden. Für die bei der Optimierung nicht untersuchten Stratifizierungen sind Reduktionen der Stichprobenumfänge in ähnlichen Größenordnungen möglich, da diese zu vergleichbaren Genauigkeitssteigerungen geführt haben (siehe Kapitel 7).

Vergleicht man die Ergebnisse der Tabellen 10.6 und 10.7 hinsichtlich der Optimierung des Stichprobenplanes pro Bundesland und Testgebiet, so wird deutlich, dass bei einer für alle Trakt-designs identischen, gewünschten Genauigkeit die benötigte optimale Anzahl Stichproben zur Erzielung dieser gewünschten Genauigkeit proportional zu der Reduktion der Probepunkte pro Trakt sinkt. Das Punkt-Reduktionspotential für ein Dreiecks-Traktdesign *DTD123* gegenüber dem quadratischen Traktdesign *QTD* liegt bei 20 %, das der 4 linienförmigen Traktalternativen bei 42 % (*LTD13*) bzw. 41 % (*LTD12*). Soll vom quadratischen Traktdesign der BWI auf eine einfache Punktstichprobe *SRS* umgestellt werden, so können bei gleicher Genauigkeit gegenüber *QTD* sowohl unter Szenario I als auch unter Szenario II 60 % der Stichproben eingespart werden. Wird dagegen eine Umstellung vom bisherigen quadratischen Traktdesign unter einem unstratifizierten Stichprobenplan hin zu einer einfachen Punktstichprobe unter einem stratifizierten Stichprobenplan in Erwägung gezogen, so könnten hierbei rund 80 % der ursprünglichen Stichproben eingespart werden.

Eine Senkung des Stichprobenumfanges nach Szenario II für die untersuchten Designalternativen unter einem optimierten Stichprobenplan geht auch mit einer deutlichen Senkung der terrestrischen Inventurkosten einher. Die tatsächlichen Auswirkungen auf die terrestrischen Inventurkosten werden anhand einer Gegenüberstellung von Transportkosten bzw. -zeiten, die innerhalb und zwischen den Trakten benötigt werden, in Abschnitt 10.5 untersucht.

10. Optimierung

Tabelle 10.6: n_{opt} optimiert mit dem Modell der *antizipierten Varianz* bezogen auf die BWI-Genauigkeit für die Erfassung des Vorratstotal in Vfm i.R. unter Szenario II für ein a) quadratisches Traktdesign, optimiert pro Testgebiet und Bundesland, b) quadratisches Traktdesign, optimiert über alle Testgebiete hinweg, c) einfaches Punktstichprobendesign, optimiert pro Testgebiet und Bundesland; Ecken = Anzahl Traktecken, Trakte = Anzahl Trakte, Netz = aus der Anzahl der Trakte resultierendes quadratisches Stichprobennetz in Metern, MW = Mittelwert

TG	BL	knn		swv			post			
		Ecken	Netz	Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz	
QTD optimiert mit dem Modell der antizipierten Varianz pro BL und TG										
1	HE	104	26	6097,87	103	26	6123,67	116	29	5768,27
1	NRW	641	161	6135,71	615	155	6263,17	692	174	5902,38
1	RP	409	103	3030,55	408	103	3035,60	412	104	3019,24
2	BB	745	187	6090,57	758	190	6037,45	856	215	5681,24
2	MV	1126	284	3033,36	1104	279	3064,03	1222	308	2912,56
3	SN	1110	279	4245,90	1075	270	4314,17	1175	296	4126,79
4	BY	294	74	7218,03	283	71	7347,69	396	99	6218,53
5	RP	1615	404	2983,11	1510	378	3084,68	1657	415	2945,06
	Sum	6044	1519		5857	1472		6526	1640	
	MW			5199,81			5257,18			4884,10
QTD optimiert mit dem Modell der antizipierten Varianz über alle TG hinweg										
1	HE	112	28	5878,76	110	28	5919,54	123	31	5616,86
1	NRW	819	206	5425,66	784	198	5545,00	872	220	5259,00
1	RP	124	31	5506,32	123	31	5532,16	123	31	5517,59
2	BB	803	202	5866,05	811	204	5837,99	908	228	5518,41
2	MV	319	80	5699,83	311	78	5772,42	342	86	5506,85
3	SN	544	137	6063,26	525	132	6175,04	569	143	5929,79
4	BY	616	155	4982,54	596	149	5065,39	776	195	4438,89
5	RP	592	148	4925,42	553	138	5097,42	601	150	4890,73
	Sum	3930	988		3814	959		4314	1084	
	MW			5559,00			5635,06			5323,91
SRS optimiert mit dem Modell der antizipierten Varianz pro BL und TG										
1	HE	49	49	4454,85	46	46	4601,51	38	38	5074,25
1	NRW	274	274	4708,45	287	287	4599,58	229	229	5156,54
1	RP	178	178	2305,11	180	180	2294,04	137	137	2631,04
2	BB	272	272	5052,35	270	270	5069,33	254	254	5230,85
2	MV	412	412	2519,97	408	408	2533,32	364	364	2680,80
3	SN	432	432	3411,71	408	408	3511,07	357	357	3755,95
4	BY	124	124	5561,19	125	125	5549,00	122	122	5618,11
5	RP	577	577	2497,02	557	557	2540,47	516	516	2639,46
	Sum	2318	2318		2281	2281		2015	2015	
	MW			4140,03			4147,81			4398,49

Die hier erzielten Ergebnisse zeigen in Abbildung 10.1, dass unter Szenario II ein erhebliches Potential zur Senkung des Stichprobenumfangs besteht. Um diese Resultate zu verifizieren, wurden zwei weitere Verfahren genutzt, den optimalen Stichprobenumfang für Szenario I und Szenario II bzw. den relativen Wert weiterer benötigter Stichproben unter dem Szenario II zu schätzen. Dies ist zum einen die Quotientenmethode, zum anderen das Verfahren des Bootstrappings.

10.2 Inventurdesign-Optimierung für QTD nach der Quotientenmethode

Die Quotientenmethode nutzt die auf Basis der ursprünglichen Stichprobe geschätzte Varianz der Zielgrößen $s^2\langle\hat{Y}_{b,l}\rangle$ und setzt diese ins Verhältnis zu einer steigenden Zahl Trakte c , so dass die Varianz des Mittelwertes und demzufolge der Stichprobenfehler mit steigenden c sinkt. Die

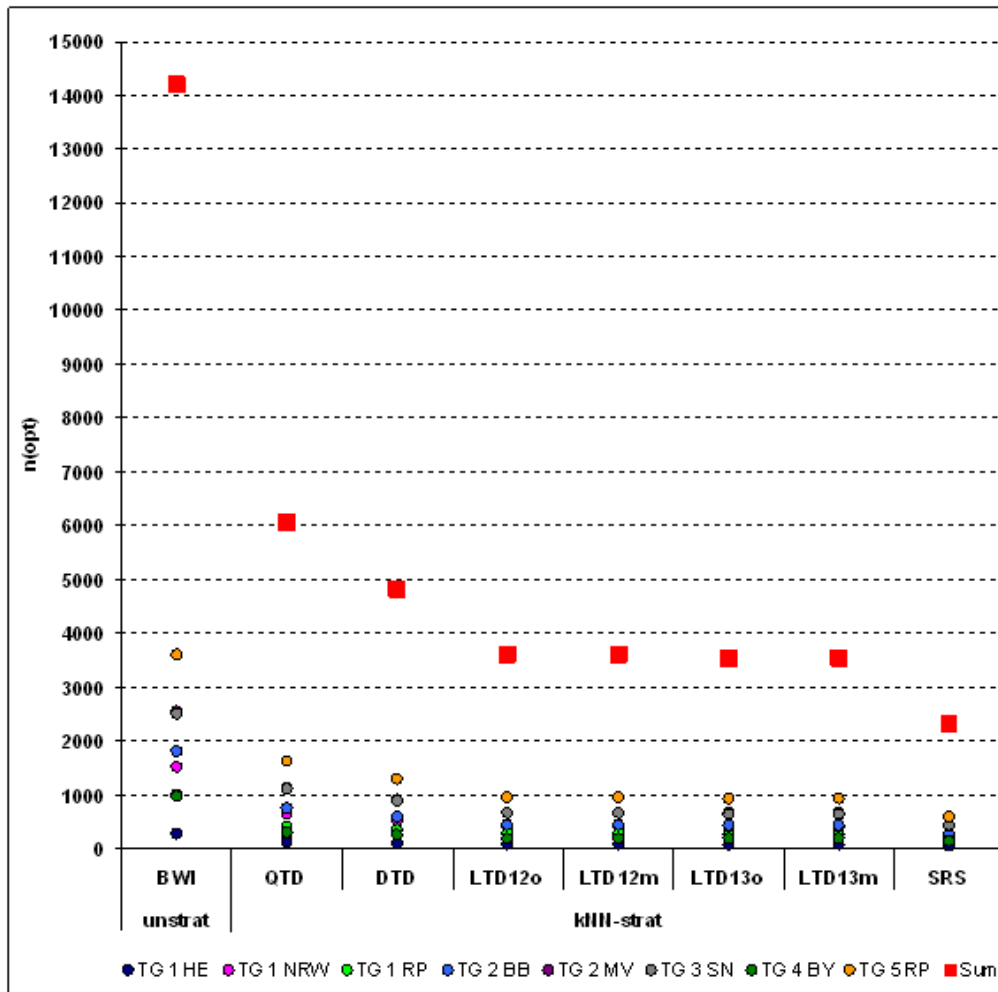


Abbildung 10.1: Entwicklung von n_{opt} unter Szenario II und dem k NN-Stratifizierungsansatz in Abhängigkeit des Traktdesigns für das Vorratstotal in Vfm i.R.; BWI unstrat = die benötigte BWI-Punktzahl zur Erzielung der BWI-Genauigkeit unter einem unstratifizierten Stichprobenplan, k NN-strat = benötigte Anzahl Stichproben zur Erzielung der BWI-Genauigkeit für einem optimierten Stichprobenplan unter Verwendung der k NN-Stratifizierung in Abhängigkeit des Traktdesigns, Sum = Summe von n_{opt} über alle Testgebiete

10. Optimierung

Tabelle 10.7: n_{opt} unter einem k NN-stratifizierten Stichprobenplan pro BL und TG für das Vorratstotal in Vfm i.R., optimiert mit dem Modell der *antizipierten Varianz* bezogen auf die BWI-Genauigkeit (Szenario II) für ein *linienförmiges Traktdesign mit zwei Traktecken (LTD)* und für ein *dreieckförmiges Traktdesign mit drei Traktecken (DTD)*; Ecken = Anzahl Traktecken, Netz = aus der Anzahl der Trakte resultierendes quadratisches Stichprobennetz in Metern

w	bl	LTD12m ^a		LTD12o ^b		LTD13m ^c		LTD13o ^d		DTD123 ^e	
		Ecken	Netz	Ecken	Netz	Ecken	Netz	Ecken	Netz	Ecken	Netz
optimiert mit dem Modell der <i>antizipierten Varianz</i> pro BL und TG											
1	HE	66	4581,80	66	4581,80	65	4583,77	65	4583,77	85	4535,38
1	NW	404	4633,39	404	4633,39	394	4650,82	394	4650,82	523	4593,02
1	RP	259	2302,66	259	2302,66	250	2316,35	250	2316,35	333	2292,00
2	BB	432	5109,46	432	5109,46	422	5123,00	422	5123,00	587	5074,06
2	MV	663	2530,70	663	2530,70	646	2538,65	646	2538,65	893	2520,84
3	SN	657	3575,45	657	3575,45	640	3590,31	640	3590,31	881	3597,02
4	BY	183	5798,51	183	5798,51	179	5816,64	179	5816,64	239	5893,03
5	RP	939	2400,57	939	2400,57	929	2401,68	929	2401,68	1278	2354,58
Summe		3603		3603		3526		3526		4818	
MW			4189,25		4189,25		4202,03		4202,03		4180,36

^a LTD mit zwei 150 m auseinanderliegenden Traktecken, wobei vom letzten Trakt zum ersten zurückgemessen wird.

^b LTD mit zwei 150 m auseinanderliegenden Traktecken, wobei der Trakt am letzten Trakt verlassen wird.

^c LTD mit zwei 212,13 m auseinanderliegenden Traktecken, wobei vom letzten Trakt zum ersten zurückgemessen wird.

^d LTD mit zwei 212,13 m auseinanderliegenden Traktecken, wobei der Trakt am letzten Trakt verlassen wird.

^e DTD mit drei rechtwinklig angeordneten, 150 m auseinanderliegenden Traktecken, wobei vom letzten Trakt zum ersten zurückgemessen wird.

Ergebnisse für das Vorratstotal in Vfm i.R. unter einem quadratischen Traktdesign sind in Tabelle 10.8 für Szenario I und in Tabelle 10.9 für Szenario II dargestellt. Die Ergebnisse weiterer Zielgrößen sind dem Anhang zu entnehmen.

Da das Szenario I unter der Quotientenmethode nur eine Umkehrung der Rechenschritte beinhaltet, werden die ursprünglichen Stichprobenzahlen von 14189 erzielt, die der Schätzung des Stichprobenfehlers unter verschiedenen stratifizierten Stichprobenplänen zu Grunde liegen. Wird dagegen die Anzahl Stichproben bis zu dem Punkt gesenkt, an dem die geringere BWI-Genauigkeit erreicht wird, kann der relative Wert weiterer benötigter Stichproben unter dem Szenario II kalkuliert werden.

Im Gegensatz zur Optimierung unter dem Modell der *antizipierten Varianz* sind die relativen Werte für die weiterhin benötigten Stichproben zur Erlangung der BWI-Genauigkeit unter einem stratifizierten Stichprobenplan, geschätzt mit der Quotientenmethode je nach Stratifizierung und Zielgröße sehr unterschiedlich. Vergleicht man die optimale Anzahl Stichproben n_{opt} des Szenario I und Szenario II für das quadratische Traktdesign zwischen den Tabellen 10.8 und 10.9, sowie den entsprechenden Tabellen im Anhang B, so erstreckt sich die Spannweite des weiterhin benötigten Anteils Stichproben zwischen 0,16 und 0,79. Der benötigte Stichprobenumfang unter einem stratifizierten Stichprobenplan könnte somit in Abhängigkeit der verwendeten Stratifizierung und der betrachteten Zielgröße zwischen 21 % und 84 % gesenkt werden.

Ursache hierfür ist die entsprechend bessere oder schlechtere Erfassung der Varianz der Zielgröße $s^2\langle\hat{Y}_{b,l}\rangle$ in Abhängigkeit von der Wahl des Startpunktes des Inventurnetzes und der verwendeten Stratifizierung. Ist die aus der Stratifizierung der Zielgröße und des realisierten Startpunktes des Inventurnetzes resultierende Varianz gering, sinkt der Stichprobenfehler bei steigendem c stärker, als wenn $s^2\langle\hat{Y}_{b,l}\rangle$ unter einem hierzu verschobenen, stratifizierten Stichprobenplan höher geschätzt würde. Die Abbildungen 10.2a und 10.2b verdeutlichen diesen Sachverhalt am Bsp. des Vorratstotal (schnelle Abnahme des Stichprobenfehlers bei steigendem c) und der Stammzahl pro ha

10.3. Antizipierte Varianz versus Quotientenmethode

(geringere Abnahme des Stichprobenfehlers bei steigendem c).

Die Quotientenmethode liefert somit nur asymptotisch unverzerrte Ergebnisse, wenn c gegen unendlich geht. Je kleiner c gewählt wird, desto abhängiger ist die Varianzschätzung vom gewählten Startpunkt und umso verzerrter können die präsentierten Ergebnisse sein. Der durchschnittliche relative Wert weiterhin benötigter Stichproben von 0,40 (0,43 bei k NN-, 0,52 bei SWV- und 0,26 bei Post-Stratifizierung) unter einem stratifizierten Stichprobenplan über alle Zielgrößen hinweg kann somit nur einen ersten Anhaltspunkt darstellen.

Tabelle 10.8: n_{opt} unter einem *quadratischen Traktendesign (QTD)* und Szenario I nach dem Verhältnis von Stichprobenvarianz s^2 und Stichprobenanzahl n (*Quotientenmethode*) pro BL und TG für das Vorratstotal in Vfm i.R.; Ecken = Anzahl Traktecken, Trakte = Anzahl Trakte, Netz = aus der Anzahl der Trakte resultierendes quadratisches Stichprobennetz in Metern, MW = Mittelwert

W	BL	knn			swv			post		
		Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz
<i>QTD optimiert mit dem Modell der antizipierten Varianz pro BL und TG</i>										
1	HE	261	66	3848	261	66	3848	261	66	3848
1	NRW	1516	382	3989	1516	382	3989	1516	382	3989
1	RP	990	249	1948	990	249	1948	990	249	1948
2	BB	1796	451	3923	1796	451	3923	1796	451	3923
2	MV	2552	644	2015	2552	644	2015	2552	644	2015
3	SN	2497	628	2831	2497	628	2831	2497	628	2831
4	BY	977	245	3957	977	245	3957	977	245	3957
5	RP	3600	901	1998	3600	901	1998	3600	901	1998
	Sum	14189	3566		14189	3566		14189	3566	
	MW			3064			3064			3064

Tabelle 10.9: n_{opt} unter einem *quadratischen Traktendesign (QTD)* und Szenario II nach dem Verhältnis von Stichprobenvarianz s^2 und Stichprobenanzahl n (*Quotientenmethode*) pro BL und TG für das Vorratstotal in Vfm i.R.; Ecken = Anzahl Traktecken, Trakte = Anzahl Trakte, Netz = aus der Anzahl der Trakte resultierendes quadratisches Stichprobennetz in Metern, MW = Mittelwert

W	BL	knn			swv			post		
		Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz
<i>QTD optimiert mit dem Modell der antizipierten Varianz pro BL und TG</i>										
1	HE	153	39	5031	187	47	4546	96	24	6346
1	NRW	976	246	4972	1062	267	4767	468	118	7182
1	RP	643	162	2417	643	162	2417	407	102	3039
2	BB	647	163	6536	557	140	7043	334	84	9097
2	MV	711	179	3817	776	196	3654	470	119	4694
3	SN	794	200	5020	891	224	4738	542	136	6078
4	BY	859	215	4220	824	207	4309	393	99	6238
5	RP	1462	366	3135	1711	428	2898	964	241	3862
	Sum	6246	1569		6651	1671		3674	923	
	MW			4393			4296			5817

10.3 Antizipierte Varianz versus Quotientenmethode

Das Modell der *antizipierten Varianz* beruht vornehmlich auf der Interaktion von vorgegebener Genauigkeit, sprich der gewichteten Summe der *Intra-Straten*varianzen sowie der *Inter-Straten*varianz und berücksichtigt zusätzlich die mittlere, erwartete Verteilung der Trakte über die Straten. Die

durch das Modell prognostizierte Stichprobenanzahl entspricht folglich einem mittleren optimalen Stichprobenplan, unabhängig ob die Stichprobe rein zufällig oder — je nach Lage des Startpunktes — systematisch ausgewählt wurde. Dagegen beruht die Quotientenmethode — wie oben beschrieben — lediglich auf dem Verhältnis von $s^2\langle\hat{Y}_{b,l}\rangle$ und c . Unterschiede zwischen beiden Optimierungsverfahren hinsichtlich der optimalen Anzahl Stichproben unter Szenario I bzw. Szenario II sind vorprogrammiert.

Vergleicht man die Verläufe der Optimierungskurven zwischen dem Modell der *antizipierten Varianz* (av) und der Quotientenmethode (qm) der Abbildungen 10.2a und 10.2b, so liegen diese recht eng beieinander. Je enger beide Kurven zueinander verlaufen, desto näher liegt das realisierte quadratische Traktdesign an dem mittleren optimalen quadratischen Traktdesign.

Die Kurve der Quotientenmethode kann sowohl oberhalb³ als auch unterhalb⁴ der av-Kurve liegen. Schaut man sich das Bsp. der Optimierung des Vorratstotales mittels dem Modell der *antizipierten Varianz* an, so liegen die optimalen Stichprobenzahlen unter Szenario I für beide Optimierungsansätze nahe beieinander. Das Potential zur Reduktion des Stichprobenumfanges unter Szenario II wird dagegen für die Optimierung mit dem Modell der *antizipierten Varianz* mit 54 %⁵ angegeben, das der Quotientenmethode hingegen mit bis zu 73 %⁶. D. h., das Modell der *antizipierten Varianz* „berücksichtigt“ bei der Ausdünnung des Stichprobennetzes auch Stichprobenpläne, z. B. durch den Versatz des Netzstartpunktes, an denen die wahre Varianz der Zielgröße nur ungenügend erfasst werden kann. Die Anzahl mindestens zu verbleibender Stichproben zur Erlangung der vorgegebenen Genauigkeit entspricht dem bereits erwähnten mittleren optimalen Stichprobenplan.

Im Gegensatz dazu wird bei der Optimierung der Stichprobenzahlen zur Erfassung der Stammzahlen pro ha unter der SWV-Stratifizierung mit der Quotientenmethode ein niedrigeres Potential zur Senkung des Stichprobenumfanges mit nur 21 % gegenüber den potentiell möglichen 54 % der av-Methode errechnet. Grund hierfür ist die vergleichsweise schlechtere Erfassung der wahren Varianz mit der realisierten Stichprobe gegenüber der *antizipierten Varianz*.

10.4 Inventurdesign-Optimierung durch *Bootstrapping*

Da sich gerade bei der Ausdünnung eines vorhandenen Stichprobennetzes die Frage nach der Vorgehensweise und somit auch nach dem Startpunkt des verbleibenden Netzes stellt, wurden in einem Bootstrapping-Verfahren 500 verschiedene, zufällig generierte Stichproben aus dem ursprünglichen BWI-Stichprobennetz pro Bundesland und Testgebiet gezogen. Hierzu wurden Stichproben mit jeweils 33 %, 40 %, 50 %, 60 %, 66 %, 70 % und 75 % verbleibenden Stichprobenanteil erzeugt. Für jede der 500-mal 7 Stichproben pro Bundesland und Testgebiet wurde der Stichprobenfehler unter einem stratifizierten Stichprobenplan für jede der untersuchten Zielgrößen berechnet und dem Stichprobenfehler der unstratifizierten ursprünglichen BWI-Hochrechnung gegenübergestellt. Es wurde der Anteil verbleibender Stichproben als ausreichend definiert, für den in allen 500 Stichprobenziehungen pro Zielgröße einen vergleichsweise geringerer Stichprobenfehler geschätzt wurde, als bei der unstratifizierten BWI-Hochrechnung.

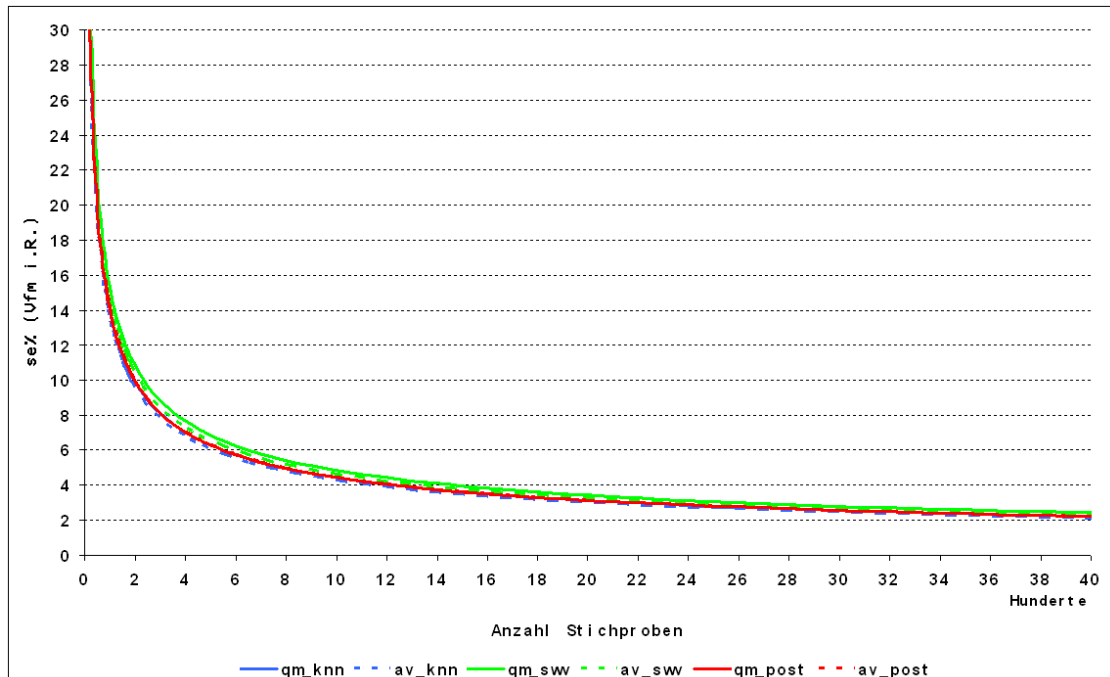
Die Ergebnisse der Abbildung 10.3 zeigen den Anteil an Stichprobenziehungen, in denen der Stichprobenfehler unter einem stratifizierten Stichprobenplan auf Grund der Netzausdünnung einen höheren Wert annahm, als bei der unstratifizierten BWI-Hochrechnung in Abhängigkeit vom Anteil verbleibender Stichproben, der verwendeten Stratifizierung und der betrachteten Zielgröße. In Abbildung 10.4 ist beispielhaft die Entwicklung des optimalen Anteils verbleibender Stichproben in Abhängigkeit von der ursprünglichen Stichprobenzahl pro Bundesland und Testgebiet für die Stammzahl/ha aufgetragen, da deren Variabilität von den 3 Stratifizierungen am schlechtesten erfasst wurde und somit das Maximum des verbleibenden Anteils an Stichproben für

³ Wenn die mittlere $s^2\langle\hat{Y}_{b,l}\rangle$ mit der realisierten Stichprobe überschätzt wird.

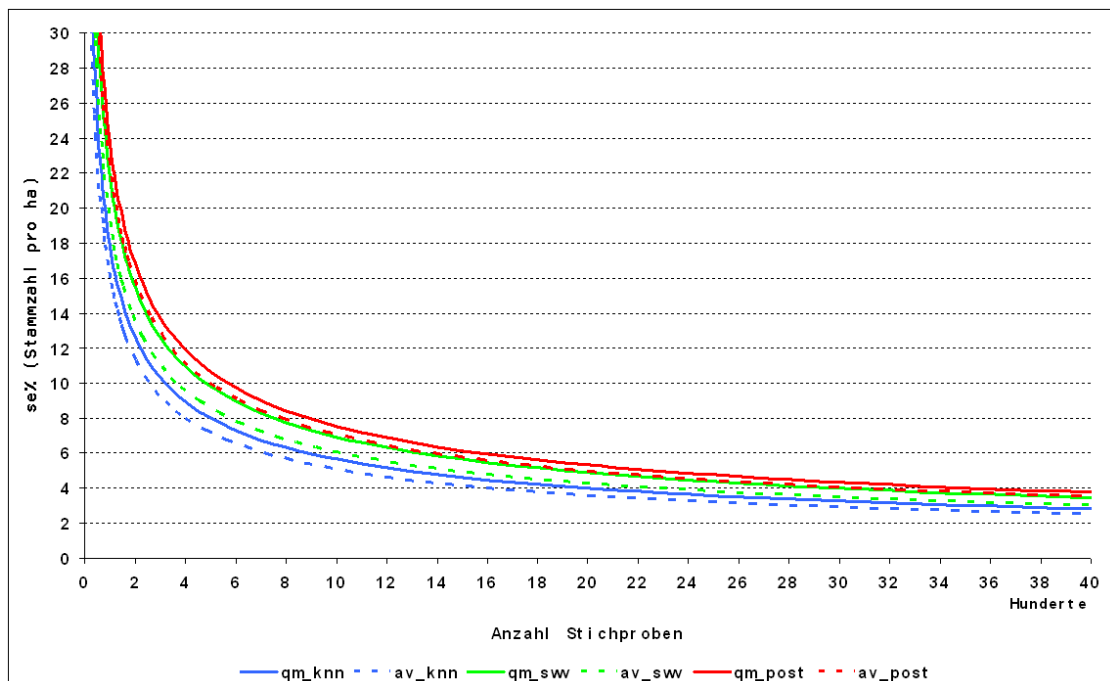
⁴ Wenn die mittlere $s^2\langle\hat{Y}_{b,l}\rangle$ mit der realisierten Stichprobe unterschätzt wird.

⁵ Vergleich von n_{opt} Szenario I und Szenario II für *QTD* und *SRS* in den Tabellen 10.5 und 10.6

⁶ Vergleich n_{opt} Szenario I und Szenario II für *QTD* in den Tabellen 10.8 und 10.9



(a) Vorratfestmeter in Vfm i.R.



(b) Stammzahl pro ha

Abbildung 10.2: Unterschiedlicher Verlauf der Optimierungskurven in Abhängigkeit von der Anzahl Stichproben zwischen dem Modell der *antizipierten Varianz* (*av*) und der Quotientenmethode (*qm*, abhängig von s^2 und steigenden c) für die Zielgrößen Vorrattotal in Vfm i.R. und der Stammzahl pro ha

10. Optimierung

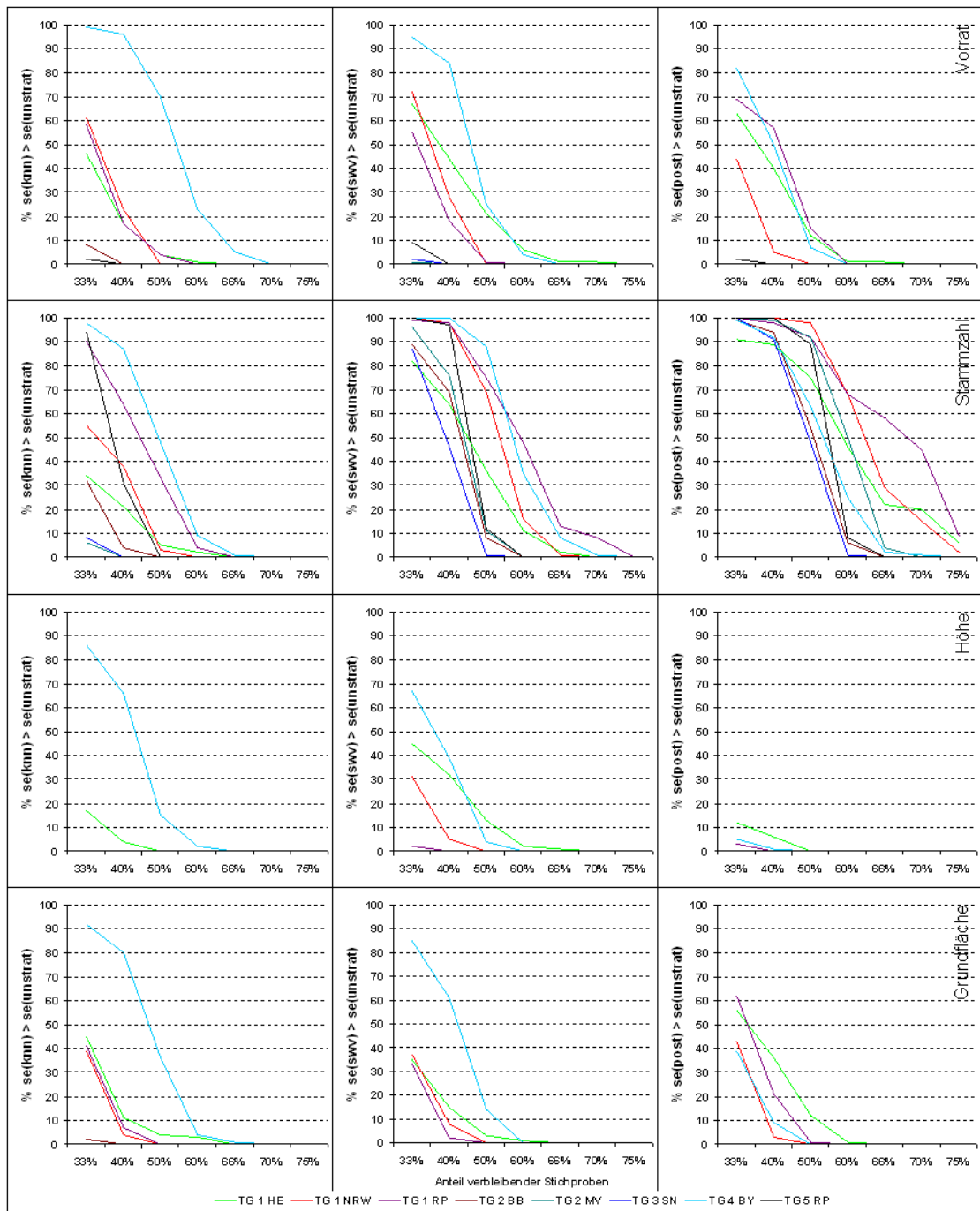


Abbildung 10.3: Schätzung des optimalen Anteils verbleibender Stichproben durch die Methode des Bootstrappings; dargestellt ist die Häufigkeit in %, mit der bei einer Unterauswahl von Stichproben mittels einer stratifizierten Hochrechnung der Stichprobenfehler der unstratifizierten Hochrechnung pro Testgebiet und Bundesland für das Vorratstotal, die mittlere Stammzahl, die mittlere Höhe und die mittlere Grundfläche überschritten wird.

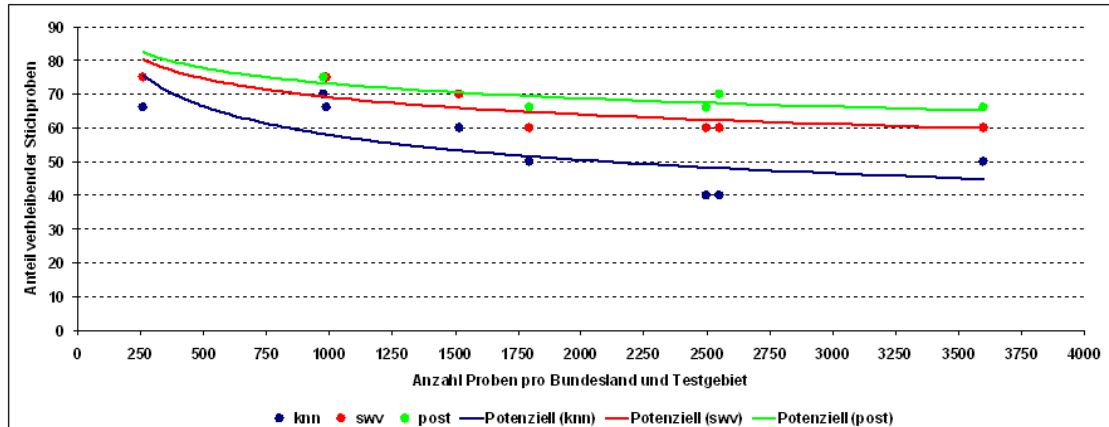


Abbildung 10.4: Entwicklung des optimalen Anteils verbleibender Stichproben durch Bootstrapping (se_{strat} ist in allen 500 Wiederholungen kleiner als se_{bwi}) in Abhängigkeit von der ursprünglichen Anzahl BWI-Proben pro Bundesland und Testgebiet für die k NN-, SWV-Prästratifizierung und die Poststratifizierung in 3 Altersklassen

alle untersuchten Zielgrößen darstellt. Die Trendlinien aller Stratifizierungen nähern sich einem spezifischen Grenzwert. In Abhängigkeit der gewählten Stratifizierung bedeutet dies:

- Wenn das zu optimierende Gebiet einen ursprünglichen BWI-Stichprobenumfang besitzt, bei dem die Trendlinie waagrecht verläuft, kann das Netz auf den stabilen Wert verbleibender Stichproben reduziert werden, wobei die Wahrscheinlichkeit, dass der ursprüngliche BWI-Stichprobenfehler für die Zielgröße mit der höchsten Variabilität überschritten wird, sehr gering ist.
- Die Ergebnisse für die Testgebiete können auch auf die gesamte Bundesfläche extrapoliert werden.

Das Punkt-Reduktionspotential liegt auf Grund der Definition, ab wann ein relativer Wert weiterhin benötigter Stichproben als optimal angesehen wird, etwas unterhalb der Ergebnisse die mit dem Modell der *antizipierten Varianz* erzielt wurden.

10.5 Minimal erwartete Kosten unter dem Modell der *antizipierten Varianz*

10.5.1 Bestimmung der minimal erwarteten Kosten

Wurde n_{opt} für ein bestimmtes Traktdesign unter Berücksichtigung einer vorgegebenen Genauigkeit av bestimmt, müssen für dieses Design die minimal erwarteten Kosten bzw. Zeiten mec berechnet werden. Nur so ist die Identifizierung des kosten- bzw. zeitgünstigsten Stichprobenplanes unter einer vorgegebenen Genauigkeit av möglich. Erfolgte die Optimierung von n_{opt} für jedes Samplingstratum separat, kann mec nach Formel 10.14 geschätzt werden:

$$mec = \frac{\left(\sqrt{(t_{b,20} + t_{b,te}) \left(\frac{\gamma_b |Y|_b^2}{sn_b} + \delta_b^2 \right)} \right)^2}{av} \quad (10.14)$$

Wurde die Optimierung über alle Samplingstraten hinweg vorgenommen, berechnet sich mec nach:

$$mec = \frac{\left(\sum_{b=1}^B \frac{\lambda(F_b)}{\lambda(F)} \sqrt{(t_{b,20} + t_{b,te}) \left(\frac{\gamma_b |Y|_b^2}{sn_b} + \delta_b^2 \right)} \right)^2}{av} \quad (10.15)$$

10.5.2 Ergebnisse der Kostenoptimierung unter dem Modell der antizipierten Varianz

Tabelle 10.10 präsentiert die Ergebnisse für die Berechnungen des minimal erwarteten Zeitaufwandes in Abhängigkeit vom jeweils gewählten Optimierungs-Szenario, der gewählten Stratifizierung und dem gewählten Stichprobendesign (*QTD* oder *SRS*) für das Vorratstotal. Die Ergebnisse weiterer Zielgrößen für *QTD* bzw. *SRS* sind im Anhang ab Tabelle B.32 ff, Seite 175, abgebildet. Exemplarisch für die *kNN*-Stratifizierung sind die Resultate der *mec*-Berechnungen weiterer Designalternativen in Tabelle 10.11, Seite 113, bzw. im Anhang auf Seite 181 abgebildet.

Tabelle 10.10: *mec* unter dem Modell der antizipierten Varianz pro BL und TG für das Vorratstotal in Vfm i.R.; *mec* = minimal erwartete Zeiten in Stunden für die terrestrischen Aufnahmen der optimalen Anzahl Stichproben mittels einer 2er-Equipe, Tage = Anzahl Tage zum Aufnehmen der optimalen Anzahl Trakte/Traktecken, rel = relativer Anteil weiterhin benötigter Zeit | 1 - rel = zeitliches Einsparpotential

W	BL	knn <i>QTD</i>		knn <i>SRS</i>		swv <i>QTD</i>		swv <i>SRS</i>		post <i>QTD</i>		post <i>SRS</i>	
		<i>mec</i>	Tage	<i>mec</i>	Tage	<i>mec</i>	Tage	<i>mec</i>	Tage	<i>mec</i>	Tage	<i>mec</i>	Tage
optimal für Genauigkeitssteigerung unter einem stratifizierten Stichprobenplan bei gleicher Stichprobendichte (Szenario I)													
1	HE	702	44	401	25	686	43	371	23	787	49	310	19
1	NW	4073	255	2106	132	3965	248	2238	140	4648	291	1854	116
1	RP	2310	144	938	59	2287	143	941	59	2620	164	811	51
2	BB	4992	312	2202	138	5112	320	2201	138	5506	344	1972	123
2	MV	6696	418	2287	143	6646	415	2292	143	7136	446	1985	124
3	SN	6708	419	2755	172	6564	410	2628	164	7229	452	2314	145
4	BY	2129	133	1088	68	2055	128	1093	68	2757	172	1024	64
5	RP	9371	586	3129	196	9001	563	3105	194	9962	623	2902	181
Sum		36981	2311	14907	932	36318	2270	14869	929	40645	2540	13173	823
rel				0,40 ^a				0,41 ^a				0,32 ^a	
optimal für Reduktion der Stichprobendichte zur Erzielung der BWI-Genauigkeit (Szenario II)													
1	HE	317	20	182	11	315	20	170	11	355	22	140	9
1	NW	1954	122	1010	63	1876	117	1059	66	2112	132	842	53
1	RP	1135	71	461	29	1131	71	466	29	1144	71	354	22
2	BB	2272	142	1002	63	2312	145	996	62	2611	163	935	58
2	MV	3126	195	1068	67	3064	192	1057	66	3391	212	944	59
3	SN	3207	200	1317	82	3106	194	1243	78	3395	212	1087	68
4	BY	895	56	457	29	864	54	459	29	1206	75	448	28
5	RP	4479	280	1496	93	4189	262	1445	90	4596	287	1339	84
Sum		17386	1087	6993	437	16857	1054	6894	431	18809	1176	6088	381
rel				0,40 ^b				0,41 ^b				0,32 ^b	
rel		0,47 ^c		0,47 ^c	0,19 ^d	0,46 ^c		0,46 ^c	0,19 ^d	0,46 ^c		0,46 ^c	0,15 ^d

^a Relativer Wert weiterhin benötigter Zeit, wenn unter Szenario I von *QTD* auf *SRS* umgestellt wird.
^b Relativer Wert weiterhin benötigter Zeit, wenn unter Szenario II von *QTD* auf *SRS* umgestellt wird.
^c Relativer Wert weiterhin benötigter Zeit, wenn unter *QTD* von Szenario I auf Szenario II umgestellt wird.
^d Relativer Wert weiterhin benötigter Zeit, wenn von *QTD* (Szenario I) auf *SRS* (Szenario II) umgestellt wird.

Werden die Ergebnisse für eine bestimmte Zielgröße und eine bestimmte Stratifizierung zwischen den beiden Szenarien I und II verglichen, so sind die relativen Werte für die weiterhin benötigten Zeiten, in den Tabellen 10.10 und B.32 ff gekennzeichnet mit ^c, identisch mit den relativen Werten für die weiterhin benötigten Stichprobennzahlen, da an dieser Stelle nur unterschiedliche Netzdichten ein und des selben Traktdesigns betrachtet werden und die benötigten Kosten bzw. Zeiten direkt von der Netzdichte abhängig sind. Das zeitliche Einsparpotential liegt somit je nach Zielgröße bei über 50 %, wenn die, durch eine unstratifizierte Hochrechnung erzielte, ungenauere BWI-Schätzung als ausreichend definiert wird.

Vergleicht man in Abhängigkeit vom gewählten Szenario und der betrachteten Zielgröße die

**10.5. Minimal erwartete Kosten unter dem Modell der
antizipierten Varianz**

beiden unterschiedlichen Probennahmedesigns *QTD* und *SRS* (mit ^a und ^b in den Tabellen 10.10 und B.32 ff gekennzeichnet), so ist das Stichprobenkonzept auf Basis der 4 quadratisch angeordneten Traktecken das deutlich ineffizientere Aufnahmeverfahren gegenüber *SRS*. Wenn zukünftig von *QTD* auf *SRS* umgestellt würde, könnte man unabhängig vom gewählten Szenario rund 60 % der bisher benötigten terrestrischen Aufnahmezeit einsparen.

Stellt man jedoch das bisherige quadratische und unstratifiziert hochgerechnete *BWI-Trakt-Stichprobenkonzept* dem stratifiziert hochgerechneten *SRS-Stichprobenkonzept* (mit ^d in den Tabellen 10.10 und B.32 ff gekennzeichnet) gegenüber, so könnten mit einer einfachen Punktstichprobe (*SRS*) unter Szenario II nahezu 75 % der benötigten terrestrischen Aufnahmezeiten gegenüber dem ursprünglichen, quadratischen *BWI-Trakt-Design* (*QTD*) bei gleicher Genauigkeit eingespart werden. D.h. die tatsächlichen terrestrischen Aufnahmekosten der Länder könnten um 3/4 der bisher benötigten Zeiten und damit Kosten gesenkt werden.

Für die weiteren Designalternativen sind die minimal erwarteten Kosten *mec* in den Tabellen 10.11 und B.38 abgebildet. Generell gilt: Je weniger Punkte pro Trakt aufgenommen werden, bzw. je höher die Distanz zwischen den Traktecken ist, desto effizienter sind die alternativen Trakt-Designs gegenüber *QTD* und nähern sich der Effizienz von *SRS*; sind aber dessen Effizienz unter den gegebenen Bedingungen stets unterlegen. Wird auf das Rückmessen zum ersten Traktpunkt zur Kontrolle der Einmessgenauigkeit bei den linienförmigen Trakt-Designalternativen verzichtet (*LTD12o* und *LTD13o*), so kann man hier rund 10 % der benötigten Zeit gegenüber den Alternativen „mit Zurückmessen“ einsparen.

Tabelle 10.11: *mec* für ein linienförmiges Trakt-Design mit zwei Traktecken (*LTD*) und für ein dreieckförmiges Trakt-Design mit drei Traktecken (*DTD*), optimiert mit dem Modell der antizipierten Varianz unter einem *k*NN-stratifizierten Stichprobenplan pro BL und TG für das Vorratstotal in Vfm i.R.; rel = relativer Anteil weiterhin benötigter Aufnahmezeit gegenüber der benötigten Zeit für die Aufnahme von *QTD* bei einem unstratifizierten Stichprobenplan | 1 - rel = Zeit-Reduktionspotential gegenüber Szenario I, *QTD* am Bsp. der *k*NN-Stratifizierung

w	bl	LTD12m ^a		LTD12o ^b		LTD13m ^c		LTD13o ^d		DTD123 ^e	
		<i>mec</i>	Tage	<i>mec</i>	Tage	<i>mec</i>	Tage	<i>mec</i>	Tage	<i>mec</i>	Tage
optimal für Reduktion der Stichprobendichte zur Erzielung der BWI-Genauigkeit (Szenario II)											
1	HE	266	16,65	233	14,59	264	16,51	232	14,48	317	19,83
1	NW	1630	101,87	1428	89,23	1600	100,01	1403	87,68	1936	121,01
1	RP	843	52,71	714	44,60	817	51,07	692	43,26	1028	64,24
2	BB	1660	103,77	1445	90,28	1634	102,10	1422	88,90	2057	128,59
2	MV	2105	131,54	1773	110,81	2058	128,63	1735	108,45	2681	167,58
3	SN	2250	140,62	1922	120,10	2204	137,74	1884	117,73	2803	175,21
4	BY	706	44,14	615	38,43	695	43,46	606	37,87	838	52,37
5	RP	3030	189,35	2560	160,01	3005	187,78	2540	158,74	3905	244,05
Sum		12490	780,64	10689	668,05	12277	767,30	10514	657,12	15566	972,87
rel		0,34^f		0,29^f		0,33^f		0,28^f		0,42^f	
rel		0,72^g		0,61^g		0,71^g		0,60^g		0,90^g	

^a *LTD* mit zwei 150 m auseinanderliegenden Traktecken, wobei vom letzten Traktpunkt zum ersten zurückgemessen wird.
^b *LTD* mit zwei 150 m auseinanderliegenden Traktecken, wobei der Trakt am letzten Traktpunkt verlassen wird.
^c *LTD* mit zwei 212,13 m auseinanderliegenden Traktecken, wobei vom letzten Traktpunkt zum ersten zurückgemessen wird.
^d *LTD* mit zwei 212,13 m auseinanderliegenden Traktecken, wobei der Trakt am letzten Traktpunkt verlassen wird.
^e *DTD* mit drei rechtwinklig angeordneten, 150 m auseinanderliegenden Traktecken, wobei vom letzten Traktpunkt zum ersten zurückgemessen wird.
^f Relativer Wert weiterhin benötigter Zeit, wenn von Szenario I, *QTD* auf Szenario II, alternatives Design umgestellt wird.
^g Relativer Wert weiterhin benötigter Zeit, wenn von Szenario II, *QTD* auf Szenario II, alternatives Design umgestellt wird.

10.6 Kosten-analytische Sensitivitätsstudie

Überträgt man die Ergebnisse des Szenario II auf das Gebiet der Bundesrepublik, so könnten durch die Implementierung eines auf Basis von Fernerkundungsdaten prästratifizierten bzw. durch die nachträgliche Klassifizierung der Inventurdaten poststratifizierten, zweiphasigen Stichprobenplanes etwa 27.000 Waldtraktecken (WTE) gegenüber den ursprünglichen 54.000 WTE eingespart werden. Abbildung 10.5 zeigt die linear steigende Entwicklung der Gesamtinventurkosten (terrestrische Aufnahme + FE-Kosten) exemplarisch für 25.000, 30.000, 35.000 und 40.000 WTE bei steigenden Kosten pro Waldtraktecke. Die Kostenentwicklung dieser vier (blauen) Graphen liegt trotz der Integration von Fernerkundungskosten in Höhe von 750.000 € weit unterhalb der Kostenkurve für die bisher aufgenommenen 54.000 BWI-Waldtraktecken (schwarzer Graph) ohne die Implementierung von FE-Informationen.

Setzt man die Verwaltungskosten der Länder bspw. mit 30 %, 40 % bzw. 50 % der Gesamt-Landesinventurkosten an, welche durch die drei roten Graphen der Abbildung 10.5 repräsentiert werden, stellt der jeweilige Schnittpunkt dieser 3 roten Linien mit der schwarzen „n = 54.000“-WTE-Kurve die jeweiligen tatsächlichen, reinen Inventurkosten pro WTE unter dem jetzigen Inventurdesign der BWI in Abhängigkeit der veranschlagten Verwaltungskosten der Länder dar. D. h., betragen die Verwaltungskosten der Länder 50 % so liegen die reinen terrestrischen Inventurkosten für eine WTE bei rund 143 € ; betragen die Verwaltungskosten 70 %, so kostet die Aufnahme einer WTE zum Zeitpunkt der BWI II rund 200 €.

Umgekehrt bedeutet dies: Abhängig von den tatsächlichen reinen terrestrischen Inventurkosten pro Plot ist jedes quadratische Traktdesign *QTD* mit einer geringeren Anzahl Stichproben trotz der zusätzlichen Berücksichtigung von Fernerkundungskosten solange günstiger als das jetzige Inventurverfahren, solange der entsprechend veranschlagte rote Graph der Verwaltungskosten nicht überschritten wird. Sollte man sich z. B. für eine Reduktion des Stichprobenumfangs unter *QTD* bis auf 30.000 WTE entscheiden, ist dieser stratifizierte Stichprobenplan inkl. FE-Kosten solange günstiger als die bisherige Inventurmethode bei 50 % Verwaltungskosten der Länder, insofern die terrestrischen Kosten pro WTE 230 € nicht übersteigen. Das „ausgedünnte“ Inventurnetz unter einem stratifizierten Stichprobenplan ist folglich bei einer Kostensteigerung pro Plot um 80 € weiterhin kostengünstiger als das bisherige BWI-Aufnahmeverfahren bei veranschlagten 50 % Verwaltungskosten der Länder. Werden dagegen nur 40 % Verwaltungskosten veranschlagt, so könnten die Aufnahmekosten pro Inventurplot sogar um 100 € steigen. Eine Umstellung auf ein stratifiziertes Stichprobenverfahren mit einem reduzierten Stichprobenumfang lässt somit bei gleichbleibender Genauigkeit auch Spielraum gegenüber eventuellen Veränderungen bei den Aufnahmeverfahren auf der Waldtraktecke, z. B. zur Aufnahme zusätzlicher Attribute.

Die Abbildung 10.6 veranschaulicht den nur geringen Einfluss variierender Kosten für die Fernerkundungsphase auf die Gesamtkosten (terrestrische Erhebung + FE-Kosten) einer Inventur in Abhängigkeit unterschiedlicher Annahmen zu den terrestrischen Kosten pro Plot. Die FE-Kosten fallen bei einer möglichen Implementierung einer Fernerkundungsphase zur Kartenerstellung und zur Prästratifizierung des Inventurgebietes zusätzlich an. Deren Anteil an den Gesamtkosten beträgt sowohl nach den Schätzungen des WEI-BWI-Projektes (POLLEY ET AL., 2006) als auch nach HÄUSSLER ET AL. (1999) maximal 11 %. Die Maximalangabe erfolgte in HÄUSSLER ET AL. (1999) zu einer möglichen Erst-Inventur inkl. FE-Daten mit 1.000.000 €. Zusätzlich wirkt sich die Integration einer Fernerkundungsphase und gleichzeitiger Reduzierung der Stichprobendichte bei steigenden Aufnahmekosten pro Plot kostendämpfend aus, wie dies die wachsenden Abstände der „54Tsd o. FE“-Punkte zu den Punkten geringerer Netzdichten in Abbildung 10.6 zeigen.

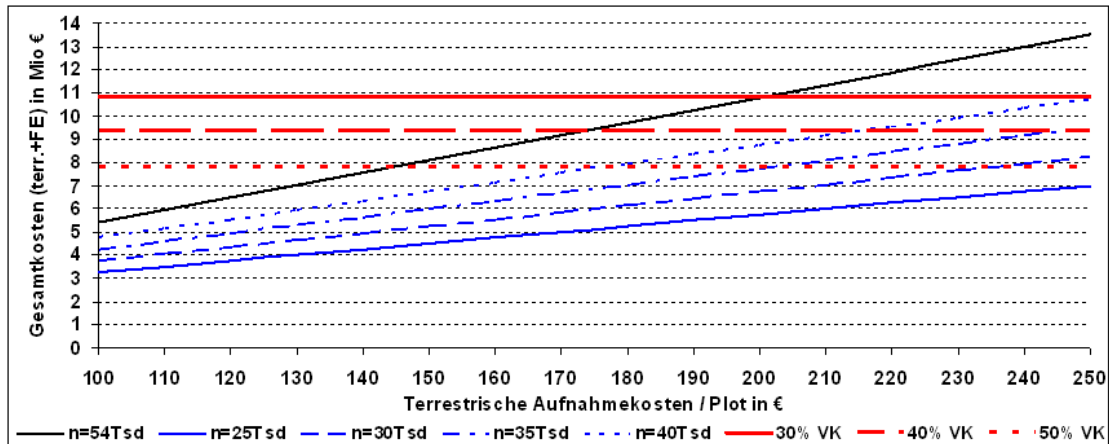


Abbildung 10.5: Entwicklung der Gesamtinventurkosten (terrestrische Kosten + Kosten der Fernerkundungsphase) bei variablen Plotkosten gegenüber den geschätzten, designabhängigen Inventurkosten der BWI

- $n = 54Tsd$ = Kostenentwicklung unter dem heutigen, rein terrestrischen BWI-Design mit bundesweit 54.000 Waldtraktecken bei steigenden Aufnahmekosten pro Waldplot
- $n = 25Tsd$ = Kostenentwicklung unter einem auf 25.000 Waldtraktecken reduzierten, stratifizierten Stichprobendesign inkl. 750.000 € Kosten für die Fernerkundungsphase bei steigenden Aufnahmekosten pro Waldplot
- $n = 30Tsd$ = Kostenentwicklung unter einem auf 30.000 Waldtraktecken reduzierten, stratifizierten Stichprobendesign inkl. 750.000 € Kosten für die Fernerkundungsphase bei steigenden Aufnahmekosten pro Waldplot
- $n = 35Tsd$ = Kostenentwicklung unter einem auf 35.000 Waldtraktecken reduzierten, stratifizierten Stichprobendesign inkl. 750.000 € Kosten für die Fernerkundungsphase bei steigenden Aufnahmekosten pro Waldplot
- $n = 40Tsd$ = Kostenentwicklung unter einem auf 40.000 Waldtraktecken reduzierten, stratifizierten Stichprobendesign inkl. 750.000 € Kosten für die Fernerkundungsphase bei steigenden Aufnahmekosten pro Waldplot
- 30 % VK = Summe der Inventurkosten der Länder minus 30 % geschätzter Verwaltungskosten = 10,86 Mio € terrestrischer Inventurkosten bei der BWI II (Referenzwert, nicht variabel)
- 40 % VK = Summe der Inventurkosten der Länder minus 40 % geschätzter Verwaltungskosten = 9,31 Mio € terrestrischer Inventurkosten bei der BWI II (Referenzwert, nicht variabel)
- 50 % VK = Summe der Inventurkosten der Länder minus 50 % geschätzter Verwaltungskosten = 7,76 Mio € terrestrischer Inventurkosten bei der BWI II (Referenzwert, nicht variabel)

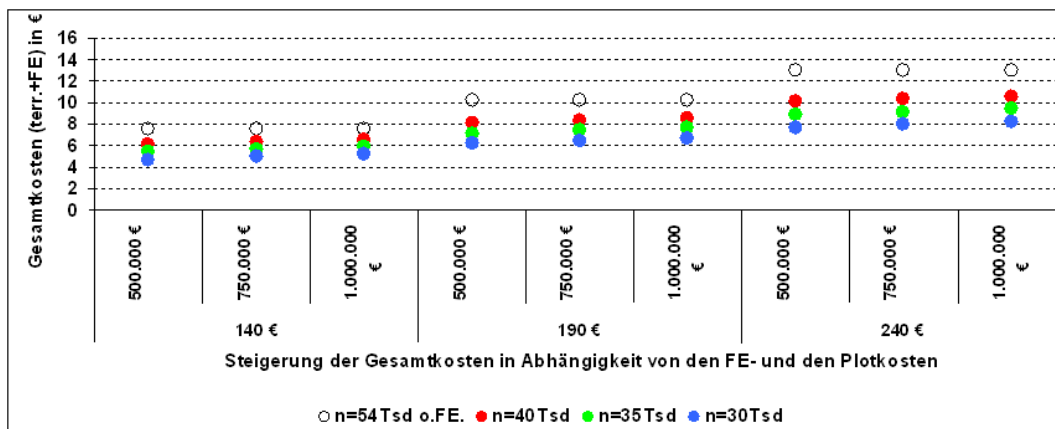


Abbildung 10.6: Abhängigkeit der Gesamtinventurkosten gegenüber variablen Kosten in der Fernerkundungsphase und pro Plot

Kapitel 11

Diskussion

Die Ergebnisse der vorangegangenen Kapitel werden an dieser Stelle nochmals aufgenommen und synoptisch diskutiert. Die anschließende Empfehlung zu einem möglichen alternativen Inventurdesign für die Bundeswaldinventur ist unter drei Gesichtspunkten zu erörtern:

1. Kann ein steigender Genauigkeitsanspruch an die BWI durch die Intergration von Fernerkundungsdaten in das bisherige Inventursystem zu einer grundlegenden Verbesserung hinsichtlich der statistischen Effektivität gegenüber einer möglichen komplexeren Auswertung führen?
2. Oder lässt die Intergration von Fernerkundungsdaten unter Wahrung der bisherigen BWI-Genauigkeit eine Senkung des terrestrischen Stichprobenumfangs zu?
3. Sind gegenüber den beiden erstgenannten prästratifizierten Ansätzen poststratifizierte Ansätze aus statistischer Sicht ähnlich effektiv und zu dem kosteneffizienter, da auf die Auswertung einer Fernerkundungsphase verzichtet werden kann?

Die entsprechenden Schätzer für Regressionsstichproben als auch für prä- und poststratifizierte Stichproben zur Erfassung des Zustandes und der Veränderung wurden im Kapitel 2 präsentiert. Die auf dem Modell der *antizipierten Varianz* basierenden stratifizierten als auch regressionstechnischen Schätzer können nach MANDALLAZ (1997) zu ungenaueren Schätzungen der Varianz und damit des Stichprobenfehlers der Zielgrößen eines Inventurzeitpunktes bzw. unter Verwendung von sSPR zwischen zwei Zeitpunkten gegenüber den designbasierenden Schätzalgorithmen führen. Des Weiteren führen die design-basierenden Schätzalgorithmen bei einer systematischen Stichprobenauswahl zu einer konservativen Schätzung des Stichprobenfehlers (KÖHL ET AL., 2006b). Daraus abgeleitet ist die Verwendung der im Kapitel 2 vorgestellten designbasierenden Schätzer für die Schätzung von Zustandswerten eines Inventurzeitpunktes bzw. für die Schätzung von Veränderungen innerhalb eines Inventurintervalles zu empfehlen.

Die großräumige Verwendung von Regressionstichprobenverfahren erscheint unter den in Kapitel 6 erzielten Ergebnissen nicht empfehlenswert. Die erstellten Regressionsmodelle zwischen BWI-Daten und den Originalgrauwert-Kanälen sowie den Indizekanälen bzw. die für die *QuickBird*-Daten zusätzlich erstellten Standardabweichungskanäle und Kombinationen daraus führen zu Bestimmtheitsmaßen, mit denen eine zuverlässige Prognostizierung einer terrestrischen Zielgröße nicht möglich ist. Die gefundenen Modelle sind szenenabhängig und somit nicht generalisierbar, was den Aufwand zur Erstellung von stichprobentechnisch verwertbaren Regressionsmodellen immens steigert. Die im Abschnitt 6.1 beschriebenen Verfahren der 9-Pixel-Methode oder der Methode mit variablen Zentralpixel führen hier zu keiner Verbesserung der Ergebnisse. Zusätzlich wäre die Herleitung von Veränderungsgrößen von zwei Prognosemodellen abhängig. Diese zwei Prognosemodelle könnten, wie am Beispiel des ausgefallenen „Scan Line Correctors (SLC)“ und des damit nicht mehr sinnvoll nutzbaren *Landsat7*-Satellitensystems eingetretenen „worst case“, auf verschiedenen Satellitensystemen beruhen. Die entstehenden Verzerrungen auf Grund unter-

schiedlicher Spektralbereiche der einzelnen Kanäle verschiedener Satellitensysteme sind schwer quantifizierbar.

Das häufig gegen Regressionsstichproben ins Feld geführte Argument nicht-additiver Tabellen auf Grund verschiedener Modellannahmen zwischen einer Population und deren Subpopulationen kann hier nicht bekräftigt werden. Die *QuickBird*-Auswertungen zeigen, dass nur bei konsequenter Trennung nach Baumarten bzw. Baumartengruppen — dieses Detail müsste vorab bekannt sein — eine Erstellung von Regressionsbeziehungen sinnvoll ist. Eine anschließende stratifizierte Behandlung der Subpopulationen und einer punkt- oder flächengewichteten Berechnung von Gesamtschätzern umgeht das Problem der Nichtadditivität.

Die Funktionsbeziehungen zwischen Hilfsvariablen und terrestrischer Zielgröße ist bei bekannter Baumarten- bzw. Baumartengruppeninformation wesentlich stärker, als ohne diese Information, allerdings unter Zuhilfenahme der *Landsat*-Daten deutlich geringer, als bei den *QuickBird*-Daten. Ob dies allein auf die größere Ausdehnung der *Landsat*-Szenen und der damit verbundenen höheren Variabilität, sowohl der Hilfsvariablen, als auch der Zielvariablen, zurückzuführen ist, kann hier auf Grund nur einer vorhandenen *QuickBird*-Szene nicht geklärt werden. Jedoch zeigen die Regressionsergebnisse der *Landsat*-Daten eine rasche Abnahme des Bestimmtheitsmaßes bei Erhöhung der dem Regressionsmodell zu Grunde liegenden terrestrischen Proben und korrespondierenden Hilfsinformationen.

Oft ist die Zuordnung der terrestrisch korrespondierenden Pixel problematisch. Zur Erstellung einer Regressionsbeziehung müssen die Erhebungspunkte bzw. -flächen beider Medien möglichst genau übereinander liegen. Um diesen Sachverhalt zu prüfen, wurden im Vorfeld zum Zweiten Schweizerischen Landesforstinventar (LFI) Planen über Baumkronen an den LFI-Punkten gezogen und anschließend bei einer routinemäßigen Befliegung mit einer Luftbildkamera fotografiert (KÖHL und SUTTER, 1991). Die mittlere Abweichung der Probeflächenzentren betrug dabei 5,8 Meter. Diese Methode ist im Einzelfall mit hoch auflösenden Fernerkundungssystemen zu Studienzwecken anwendbar, im bundesweiten Einsatz aber nicht praktikabel. Die von der *GAF* zu beziehenden *Spot5*-Orthofotos mit einer räumlichen Auflösung von 2,5 m x 2,5 m, werden mit einer Genauigkeit zwischen 10 und 20 Metern geliefert¹. Unterstellt man eine gleiche Flächenausdehnung des terrestrisch aufgenommenen und des in der Fernerkundung analysierten Probepunktes, so würden sich beide korrespondierenden Flächen bestenfalls zu 50 % überlappen. Der Genauigkeitsanspruch an die durchzuführende Georeferenzierung der Fernerkundungsdaten ist somit extrem hoch.

Unproblematischer ist die tatsächliche punktuelle Koinzidenz zwischen Terrestrik und Fernerkundung bei stratifizierten Stichproben zu beurteilen. Die Fehlklassifizierung von terrestrischen Stichprobenpunkten anhand der aus den Fernerkundungsdaten erstellten thematischen Karten hat keinen Einfluss auf den Schätzwert einer Zielgröße, sondern erhöhen nur dessen Varianz (KÖHL, 1994).

Grauwertanalysen, Berechnungen von Indizes oder direkte Messungen von Hilfsvariablen in den Fernerkundungsszenen sind sowohl für eine Stratifizierung als auch zur Herleitung von Regressionsbeziehungen notwendig. Unter dem Aspekt der Nutzung multispektraler Daten zur Erhebung von Hilfsinformationen bietet somit keines der beiden Verfahren einen Kostenvorteil. Jedoch sind Regressionsmodelle — im Gegensatz zu Stratifizierungsansätzen — in ihrer Gültigkeit häufig regional begrenzt. Zum Testen dieses Sachverhaltes sind zusätzliche Verifizierungsarbeiten und folglich zusätzliche Kosten nötig.

Ein entscheidender Vorteil der Stratifizierung liegt in der Tatsache, dass diese auch für nominale oder ordinale Daten zur Verfügung steht. Regressionsstichproben sind nur zur Erfassung von metrischen Variablen geeignet, wie z. B. dem Holzvorrat.

Die durch Stratifizierung erzielten Ergebnisse zeigen, dass die Reduktion des Stichprobenfehlers für das Total um mindestens ein Drittel gegenüber dem bisherigen rein terrestrischen BWI-Verfahren auf Ebene der Bundesländer oder Wuchsgebieten realistisch ist. Bei verzerrungsfreier Schätzung der Waldfläche kann für flächenbezogene Mittelwerte ebenfalls eine Reduktion des Stichprobenfehlers durch eine Stratifizierung um etwa 50 % gegenüber dem rein terrestrischen un-

¹ http://www.gaf.de/main/data_imagery.php?mainKat=/main/data.php&Kat=spot; Stand: 10.03.2006

stratifizierten Verfahren erzielt werden. Sobald die Verzerrung der Waldflächenschätzung Werte größer 2 % annimmt, kann der RMSE in Abhängigkeit von der Stichprobendichte und der flächigen Ausdehnung des Gebietes höhere Werte gegenüber dem Stichprobenfehler der rein terrestrischen unstratifizierten Stichprobe annehmen.

Ein etwas größeres Potential zur Senkung des Stichprobenfehlers gegenüber einer prästratifizierten Stichprobe zeigt gerade in kleineren Auswerteeinheiten eine individuell angepasste Poststratifizierung. Individuell meint dabei die Stratifizierung nach der gerade betrachteten oder einer eng korrelierenden Zielgröße. Die Regeln zur Klassenbildung können in einen iterativen, varianzanalytischen Prozess unmittelbar vor der Hochrechnung zu aggregierten Werten innerhalb einer Auswerteeinheit festgelegt werden. An dieser Stelle wird häufig gegen Poststratifizierungen argumentiert, man könne die Klassenzahl beliebig erhöhen, bis der Fehler beliebig klein wird (DAHM, 1995). Dieser Vorwurf ist negierbar durch eine entsprechend sinnvolle globale Poststratifizierung, welche in Untereinheiten durch das Zusammenfassen von nicht- bzw. unterbesetzten Klassen angepasst werden kann.

Die Ergebnisse der Satellitenbilddauswertung zur Bildung von Regressionen bzw. Straten zeigen, dass die zusätzliche Verwendung weiterer Hilfsinformationen, wie einem Forst-GIS, sicher sinnvoll wäre. Hieraus könnten die fehlenden Hilfsinformationen zu den Baumarten, wie in vielen Arbeiten (COENRADIE ET AL., 2002; RATNAYAKE ET AL., 2002; DEES, 1996; BODMER, 1993; SCHARDT, 1990) bereits beschrieben, entnommen werden. Damit verbunden ist der Nebeneffekt, dass die Waldfläche für die Gebiete bekannt wäre, in denen das FGIS zur Verfügung steht. Innerhalb von kleinräumigen Satellitenszenen — im Falle des *Landsat*-Satellitensystems definierten Subszenen — könnten Trainingsgebiete installiert werden, anhand derer Schwellenwerte oder Parameter für ein logistisches Regressionsmodell zur Erstellung einer Waldmaske bzw. weitergehende Klassifizierungsalgorithmen für den nichtöffentlichen Wald abgeleitet werden könnten. Die Erstellung von „vorhersagetreuen“ Regressionmodellen für einzelne Zielgrößen wäre ebenfalls zu testen. Allerdings ist die Zusammenführung der verschiedenen Forst-GIS- und Forsteinrichtungs-Systeme der Länder, auf Grund ihrer unterschiedlichen Erhebungsmethoden und Zielsetzungen problematisch und in der Forstwirtschaft ein seit Jahren umstrittener Gegenstand. Würden Forst-GIS und Luftbilder in einem größeren Maßstab zur Verbesserung der Satellitenbilddauswertung eingesetzt werden, müsste die Notwendigkeit des Satellitenbildeinsatzes an sich in Frage gestellt werden. KOUKAL (2001) geht davon aus, dass mit Luftbildern eine thematisch genauere Ansprache möglich ist. Zudem sind Luftbilder billiger als hochauflösende Satellitendaten, so dass sich deren Einsatz nur auf Gebiete begrenzen sollte, in denen keine Luftbilder zur Verfügung stehen (KOUKAL, 2001).

Wie Tabelle 3.6 und die Ergebnisse der Grauwertanalyse für *QuickBird*-Daten gezeigt haben, führt die Verwendung eines räumlich hoch auflösenden Satellitensystems mit den hier angewandten Methoden bzw. den Methoden von IOST (2006) und OEHMICHEN (2007) nicht zwangsläufig zu besseren Ergebnissen in der Schätzung von Waldflächen bzw. Stratenflächen oder Regressionsbeziehungen. Objektbasierte Ansätze zur Klassifizierung von Fernerkundungsdaten konnten erst am Ende des WEI-BWI-Projektes analysiert werden, da es vorher innerhalb der Klassifizierungssoftware *eCognition* nicht möglich war, ganze *Landsat*- bzw. *QuickBird*-Szenen zu laden. Die Aufsplittung der einzelnen Szenen in Subszenen wäre eine Alternative gewesen, führt aber bei der Angleichung der Klassifizierungsergebnisse in den Übergangsbereichen der Subszenen zu einem erhöhten Arbeitsaufwand. Die mit Hilfe von *eCognition* erstellte Wald/Nichtwald-Kartierung auf Basis der *QuickBird*-Daten erbrachte ähnliche Klassifizierungsgenauigkeiten von rund 90 %, wie die Auswertung der unter Abschnitt 3.5 beschriebenen Methoden. KOCH ET AL. (2003) empfehlen zur Steigerung der Klassifizierungsgenauigkeit die Kombination beider Verfahren, da mit Hilfe des pixelbasierten Ansatzes einer zu starken Generalisierung durch einen objektbasierten Ansatz entgegen gewirkt werden kann.

Eine visuelle Interpretation der *QuickBird*-Daten ist auf Grund des räumlichen Auflösungsvermögens nicht zu empfehlen, da gerade in den Übergangszonen zwischen Wald und Feld mit Fehlklassifikationen zu rechnen ist. Eine weitaus billigere Alternative hierzu — mit 1,50 € bis

7,50 € pro km^2 gegenüber bis zu 40,00 € pro km^2 *QuickBird*-Szene² — bietet das Luftbild bei einem besseren räumlichen Auflösungsvermögen (POLLEY ET AL., 2006).

Die unter Kapitel 8 getesteten Veränderungsrechnungen zeigen, dass die Verwendung der *sSPR*-Methode gegenüber der *CFI*- oder der *SPR*-Methode wesentlich vorteilhafter ist. Sie führt sowohl unter einem stratifizierten als auch einem unstratifizierten Stichprobendesign zu geringeren Schätzfehlern. Die ausschließliche Betrachtung von Proben der letzten beiden Inventurzeitpunkte führt zu einer wesentlichen Vereinfachung der Schätzprozeduren. Die Schätzalgorithmen sind die gleichen intuitiv verständlichen und robusten Schätzer wie für die Zustandsschätzungen unter einem unstratifizierten oder stratifizierten Stichprobenplan. Der Programmieraufwand einer Auswertesoftware kann somit verringert werden. Der teilweise Ersatz von Proben verhindert eine Verzerrung der Veränderungsschätzungen durch das Bekanntwerden der Stichprobenpunkte im Feld und eine damit mögliche Veränderung der Bewirtschaftung. Gleichzeitig kann bei Integration einer Fernerkundungsphase der Aufnahmezeitraum der FE-Daten verkürzt werden, da keine völlig wolkenlose Abdeckung des Inventurgebietes nötig ist. Es werden nur die Punkte zur Schätzung von Veränderungen herangezogen, die zu beiden Zeitpunkten in der FE-Datenquelle nicht wolkenverhangen sind. Allerdings muss sichergestellt werden, dass bestimmte Gebiete, die einer erhöhten Prädisposition zur Wolkenbildung unterliegen, nicht systematisch ausgeschlossen werden. In diesem Falle wäre mit einer Verzerrung der Veränderungsschätzungen zu rechnen.

Die Problematik der Fehlklassifizierung von Wald- und Nichtwaldpunkten auf Basis der hier angewandten Fernerkundungsdaten und Methoden der Modellbildung zur Klassifizierung und der damit einhergehenden Verzerrung der Waldflächenschätzung in der Fernerkundungsphase wurde im Kapitel 4 ausführlich dargelegt. Im Hinblick auf die Traktvorklärung ist festzuhalten, dass diese nicht ausschließlich über die hier untersuchten Fernerkundungssysteme *Landsat* und *QuickBird* geleistet werden kann. Es müssen Zusatzinformationen in Form höher auflösender Fernerkundungsquellen oder hinreichend genauer Karten eingeholt werden. Würde die Traktvorklärung ausschließlich über die von OEHMICHEN (2007) und IOST (2006) produzierten Karten, mit deren Genauigkeiten für den Wald/Nichtwaldentscheid erfolgen, welche nach der Literaturstudie im Abschnitt 3.5.4 für die angewandten Verfahren und ohne weitere Zusatzinformationen sehr gute Ergebnisse brachten, würden einige Waldpunkte bei der Inventur nicht erfasst. Dies würde überschlägig zu einer Unterschätzung des totalen Vorrates bis zu 10 % bewirken. Die Beachtung jener Waldflächen und deren Vorrat kann gerade im Hinblick auf das „Kyoto-Reporting“ und der Holznutzungspolitik nicht unterbleiben. Deren Auswahlwahrscheinlichkeit für die terrestrische Phase muß gewahrt bleiben.

Zudem haben die Resultate im Kapitel 4 deutlich gezeigt, dass eine Schätzung der Veränderung der Waldfläche nicht ausschließlich auf Basis von Verschneidungen zweier Wald/Nichtwald-Karten zu unterschiedlichen Zeitpunkten, erstellt über Modelle mit Hilfe der Fernerkundungsdaten, erfolgen kann. Die kartierten Veränderungen sind zu einem sehr hohen Prozentsatz auf a) Fehlklassifizierungen zu einem bzw. zwei Zeitpunkten und b) auf die nicht exakt aufeinander zu georeferenzierenden Satellitenszenen beider Zeitpunkte zurückzuführen.

Auf Grund der Ergebnisse dieser Arbeit und der bisherigen Diskussion ist festzuhalten, dass die Fernerkundung auf Basis der hier getesteten Sensoren und Methoden der Klassifizierung zur Stratifizierung und einer damit einhergehenden Senkung des Stichprobenfehlers von mehr als 30 % geeignet ist. Regressionsstichprobenverfahren sind auf Grund der hier gewonnenen Erkenntnisse nicht zu empfehlen.

Die Traktvorklärung ebenso wie die unverzerrte Erfassung der Waldfläche bzw. die Erhebung von Informationen zur Korrektur der Satellitenbildwaldfläche müssen jedoch weiterhin separat erfolgen. Dies kann einerseits durch die flächendeckende Interpretation räumlich sehr hoch auflösender Fernerkundungsdaten, wie z. B. Luftbildern mit einer Auflösung von 20 cm geschehen. In der Schweiz und in Italien wird die Klassifizierung nach Wald und Nichtwald bzw. weiteren Straten innerhalb des Waldes anhand von Luftbildern bereits erfolgreich angewandt. Andererseits kann die Traktvorklärung weiterhin über die herkömmliche Weise durch Forst-GIS-Verschneidungen, Luft-

² Kalkuliert wurde mit den von Eurimage unter <http://www.eurimage.com/products/products.html> veröffentlichten Preislisten; Stand Januar 2006

bildinterpretationen und bei weiterer Unklarheit des Traktstatus über terrestrische Begehungen der örtlichen Wirtschaftler erfolgen.

Ein für den Optimierungsprozess zu empfehlendes Inventurverfahren unter Verwendung von Fernerkundungsdaten zur Stratifizierung des Inventurgebietes gliedert sich somit technisch in drei Phasen:

- Nutzung von aktuellen Fernerkundungsdaten und Inventurdaten des letzten Zeitpunktes zur Stratifizierung nach Wald/Nichtwald-Klassen und weiteren Untereinheiten innerhalb der Klasse Wald,
- Klärung des Traktstatus über die bisher bei der BWI angewandten Methode oder durch Interpretation räumlich sehr hoch aufgelöster Fernerkundungsdaten und zur Erhebung von Informationen zur Korrektur der Satellitenbildwaldfläche und
- Aufnahme der terrestrischen Probepunkte.

Für die anschließende Optimierung des Inventurverfahrens gliedert sich dieses Verfahren in zwei Phasen. In der ersten Phase erfolgt die Prästratifizierung der Fernerkundungsdaten und die Traktvorklärung. In der zweiten, der terrestrischen Phase, werden die zu messenden Attribute auf den Probeflächen aufgenommen.

Ebenfalls zu empfehlen ist das Verfahren der Poststratifizierung. Es handelt sich dabei um ein rein einphasiges, terrestrisches Inventurverfahren. Beide Verfahren führen zu einer Senkung des Stichprobenfehlers bei einem unveränderten Stichprobenumfang. Die Vorteile einer integrierten Fernerkundungsphase sind:

- Nutzung von aktuellen Fernerkundungsdaten und Inventurdaten zur Kartenerstellung und
- schnell verfügbare, aktuelle Fernerkundungsdaten bei Schadereignissen und damit der Möglichkeit zu Zwischenberichten innerhalb eines Inventurintervalles ohne zusätzlicher terrestrischer Erhebungen.

Die Vorteile der Poststratifizierung dagegen sind:

- keine zusätzlichen Kosten für Fernerkundungsdaten und deren Auswertung und
- keine Unterbesetzung von Straten, vor allem in kleinen Aussageeinheiten.

Die Optimierungsrechnungen wurden nur für metrische Zustandsschätzer durchgeführt. Die Resultate sind jedoch problemlos auf Veränderungsschätzer zu übertragen, da deren Stichprobenfehler, durch die Einführung eines stratifizierten Stichprobenplanes, ebenfalls um mindestens 30 % gesenkt werden konnte. Ebenfalls problemlos übertragbar sind die Resultate auf Zielgrößen, die nicht durch die WZP, sondern durch konzentrische Probekreise wie z. B. das Totholz erfasst wurden.

Ziel des Optimierungsprozesses war es, den Stichprobenplan „quadratisches Traktdesign der BWI“ (*QTD*) unter beiden Szenarien zu optimieren und mit alternativen, optimierten Stichprobenplänen hinsichtlich der Anzahl benötigter Stichproben und hinsichtlich der minimal erwarteten terrestrischen Aufnahmezeiten zu vergleichen. Ist es somit nicht das Ziel, die Genauigkeit der BWI durch Integration eines stratifizierten Hochrechnungsansatzes zu steigern, sondern möglichst die Kosten der terrestrischen Aufnahmen unter Wahrung der bisherigen BWI-Genauigkeit zu senken, kann durch die Implementierung eines stratifizierten Hochrechnungsansatzes sowohl die Anzahl benötigter Stichproben um etwa 50 % und hierdurch auch die terrestrischen Aufnahmezeiten (-kosten) um 60 % gesenkt werden. Noch größeres Einsparpotential entsteht durch die Abkehr vom quadratischen Traktdesign hin zur einfachen Punktstichprobe (*SRS*). Unter diesem Szenario könnten gegenüber dem derzeitigen, unstratifizierten Inventurdesigns der BWI etwa 75 % der terrestrischen Kosten eingespart werden.

Betrachtet man sich die Konsequenzen der Umstellung von *QTD* auf *SRS*, so fallen die Einsparpotentiale unter *SRS* noch höher aus. Grund hierfür ist, dass mit dem bisherigen quadratischen

Traktdesign etwa 1,4 Trakte pro Tag aufgenommen werden konnten. Dies bedeutet, jeder zweite Trakt musste zweimal angefahren werden, um dessen Aufnahme am nächsten Tag fertigzustellen. Diese unnötigen doppelten Anfahrtskosten könnten bei *SRS* eingespart werden.

Eine Antwort auf die Frage, warum *SRS* soviel effizienter ist als *QTD*, liefert ein Blick auf die Formel 2.13. Bei der Hochrechnung einer Traktstichprobe wird zuerst ein Mittelwert über den gesamten Trakt gebildet. Der Trakt ist somit die kleinste Stichprobeneinheit. Mit dieser wird anschließend der Schätzer und dessen Varianz berechnet. D. h. die 4 Traktecken sind nichts anderes als eine „virtuelle“ Vergrößerung der Probefläche. Die Varianz innerhalb des Traktes wird nicht erfasst, die Anzahl Stichproben jedoch um den Faktor 4, bei einer unstratifizierten Hochrechnung des quadratischen Traktdesigns gegenüber *SRS*, verringert. Folglich sind Traktstichproben nur sinnvoll einzusetzen, wenn

1. möglichst jeder Trakteckpunkt in ein anderes Stratum fällt, da hierdurch bei Hochrechnungsalgorithmen, die unterschiedliche Traktgrößen berücksichtigen, die Anzahl kleinster Stichprobenelemente heraufgesetzt wird und
2. die Transportkosten innerhalb des Traktes geringer sind, als zwischen den Trakten.

Beide Voraussetzungen sind nicht gegeben. Die unterschiedlichen Prästratifizierungen anhand von *Landsat*-Daten als auch der TK ergaben zwar eine deutliche Steigerung der Anzahl kleinster Stichprobeneinheiten um mindestens ein Drittel. Die Werte für $1 + \theta$ zeigen jedoch, dass das quadratische Traktdesign trotzdem um den Faktor 2,7 und größer gegenüber einer einfachen Punktstichprobe ineffizienter ist. Die Werte der Anzahl Punkte pro Trakt $E\langle M(x) \rangle$ in Abhängigkeit von der realisierten Stratifizierungen von 2,6 und größer bestätigen, dass nicht jede Traktecke in ein anderes Stratum fällt und somit keinen zusätzlichen Informationsgewinn erbringt bzw. die Anzahl kleinster Stichprobenelemente ansteigen lässt. Ein Blick in die Tabelle 9.2 zeigt außerdem, dass die Transportzeiten innerhalb des Traktes größer sind als zwischen den Trakten, selbst dann, wenn — wie im Mittel der BWI — nur durchschnittlich 2,7 Traktecken pro Trakt im Wald liegen. Somit ist *SRS* erst recht wesentlich effektiver, wenn bei der BWI an der bisherigen unstratifizierten Hochrechnung festgehalten werden sollte.

Für metrische, auf den Traktecken erhobene Zielgrößen gilt somit: Je kleiner die Traktgröße, desto effizienter ist die Aufnahme dieser Attribute. Bei der BWI werden jedoch nicht nur Daten auf den Traktecken aufgenommen, sondern — wie im Falle der Wegedichte — auch auf den Traktlinien. Diese Zielgrößen müssten bei einem Wechsel von *QTD* auf *SRS* über andere Methoden erhoben werden. Eine andere Alternative, diese Attribute mit einer möglichst vergleichbaren Methode aufzunehmen, stellt der Wechsel vom quadratischen Traktdesign hin zu einem linienförmigen Traktdesign dar, wobei linienförmige Trakte mit zunehmenden Punktabstand (größer 200 m, LTD13) effizienter werden. Deren Effizienz kann nochmals gesteigert werden, wenn der linienförmige Trakt an der letzten Traktecke verlassen wird und auf eine Rückmessung zum ersten Traktpunkt verzichtet wird. Das linienförmige Traktdesign ist zwar nicht so effizient im Bezug auf *SRS*, aber benötigt deutlich weniger Erhebungszeiten als *QTD*.

Extrapoliert man die Ergebnisse, die für die Testgebiete erzielt wurden, auf die gesamte Bundesrepublik, so sind beide Bedingungen für einen effizienten Einsatz von *QTD* auch hier nicht gegeben. Die Extrapolation ist zum einen zulässig, da die in Tabelle 9.2 aufgeführten Zeiten auf zwei im Vorfeld der BWI realisierten Zeiterhebungen beruhen, welche in unterschiedlichen topographischen Gebieten (HRADETZKY ET AL., 1996a) durchgeführt wurden und nahezu identisch mit den tatsächlich benötigten Zeiten in der BWI (POLLEY mdl.) sind. Zum anderen zeigen die Optimierungsergebnisse, dass sich das Punktereduktionspotential unter einem alternativen stratifizierten Stichprobenplan mit zunehmender Gebietsgröße einem Grenzwert nähert.

Schaut man sich die Genauigkeitssteigerungen durch die Integration eines stratifizierten Stichprobenplanes gegenüber einer unstratifizierten Hochrechnung in anderen im Zuge der Erstellung von Kohlenstoffbudgets durchgeführten Projekten an, liegen diese in vergleichbaren Größenordnungen (KÖHL ET AL., 2006a; HÄUSSLER ET AL., 2006). Genutzt wurden hierfür verschiedenste Daten europäischer Nationalinventuren, unter anderem auch die der BWI.

Die Ergebnisse des Optimierungsprozesses decken sich im wesentlichen mit den Ergebnissen von MANDALLAZ (1997, 2001a,b, 2008); MANDALLAZ und LANZ (2001); MANDALLAZ und YE (1999) und LANZ (2001b). Beide Autoren führten ausführliche Effizienzuntersuchen zu verschiedenen Traktdesigns anhand metrischer Daten des schweizerischen LFI durch, wobei sich die einfache Punktstichprobe als die effizienteste Methode zur Datenerhebung in der terrestrischen Phase unter einem stratifizierten Stichprobenplan herausstellte. Auch DEES ET AL. (1998) und DAHM (1995) kommen in ihren Arbeiten zu dem Ergebnis, dass das quadratische Traktdesign, sowohl unter stratifizierten als auch unter unstratifizierten Stichprobenplänen Traktdesigns mit weniger Ecken pro Trakt unterlegen ist.

Kapitel 12

Ausblick

Die Integration eines nicht nur nach Verdichtungsgebieten, sondern auch nach weiteren metrischen, ordinalen oder nominalen Klassen stratifizierten Stichprobenplanes in das System der Bundeswaldinventur bietet zweierlei Vorteile:

1. Unter Szenario I, indem die Genauigkeit durch die Implementierung eines stratifizierten Stichprobenplanes bei vorgegebenen Kosten und bei gleich bleibender Stichprobendichte gesteigert wurde, sind Senkungen des Stichprobenfehlers, unabhängig von der Art der Stratifizierung, von 30 % bis über 50 % zu erzielen. Dies gilt sowohl für testgebiets-übergreifende Schätzungen, als auch in noch stärkerem Maße für Schätzungen der Zielgröße und deren Varianz in kleineren Auswerteeinheiten, wie z. B. im hessischen Teil des Testgebietes 1, *Westliches Mittelgebirge*.
2. Im Szenario II sollte dagegen untersucht werden, in welchem Maße sich die terrestrischen Kosten bei gleichbleibender, vorab definierter Genauigkeit durch die Implementierung eines stratifizierten Stichprobenplanes senken lassen. Als Maßstab wurde die BWI-Genauigkeit herangezogen. Die Optimierungsmethoden „Modell der *antizipierten Varianz*“ und „Bootstrapping“ ergaben im Mittel, dass für das bisherige quadratische Traktdesign der BWI (*QTD*) etwa 50 % der heutigen Stichprobenpunkte eingespart werden können. Anhand des Modelles der *antizipierten Varianz* konnte weiterhin nachgewiesen werden, dass das bisherige quadratische Traktdesign der BWI sehr ineffizient ist. Eine Umstellung des Inventurdesigns hin zu Trakten mit wenigeren Traktecken bis hin zu einer einfachen Punktstichprobe (*SRS*) könnte bis zu 80 % der terrestrischen Aufnahmekosten bzw. -zeiten einsparen.

Die Ergebnisse zu beiden Szenarien gelten für die Anwendung bereits vorhandener Kartenwerke zur Prästratifizierung, wie z. B. der Topographischen Karte, bei deren Einsatz vernachlässigbare Mehrkosten entstehen. Diese sind aber auch bei der Integration einer zusätzlichen Fernerkundungsphase gültig, in der das Inventurgebiet mittels Satellitendaten oder Luftbildern ebenfalls prästratifiziert wird. Hierdurch entstehen geschätzte Mehrkosten bis zu einer Million Euro, wobei auch Vorteile in der Form resultieren, dass Karten zu jeder Zeit aktuell gehalten werden können, aber auch Stratifizierungen flexibel an Schad- oder Katastrophen-Ereignisse angepasst werden könnten.

Die Poststratifizierung von ganzen Trakten führt zu gleichen Genauigkeitssteigerungen sowohl unter Szenario I als auch zu vergleichbaren Potentialen zur Senkung des Stichprobenumfangs unter Szenario II. Nun ist jedoch die Zuordnung eines gesamten Traktes in ein Poststratum — wie in Kapitel 10 beschrieben — aus Gründen des statistischen Effizienzverlustes sehr ungünstig. Deshalb dürfte die Anwendung von modellbasierenden Varianzschätzern oder Jackknife-Schätzern bei Poststratifizierungen auf Trakteckenebene zu einer statistischen Effizienzsteigerung von Traktstichproben gegenüber *SRS* führen. Dieser Sachverhalt muss in weiterführenden Arbeiten untersucht werden.

Entscheidend für die Ineffizienz von Traktstichproben gegenüber der einfachen Punktstichprobe sind jedoch die vergleichsweise hohen Transportkosten innerhalb eines Traktes gegenüber

den Transportkosten zwischen zwei Trakten unter den in Deutschland vorzufindenden Geländebedingungen und in Abhängigkeit vom Einmess- und Wiederauffindungs-Aufwand der einzelnen Traktecken. Überschlägige Rechnungen haben gezeigt, dass sich, selbst wenn die Geschwindigkeit zum Zurücklegen der Strecke zwischen zwei Traktecken von derzeit 300 Meter pro Stunde auf „normale“ Schrittgeschwindigkeit von 4000 m pro Stunde gesteigert werden könnte, der benötigte Zeitaufwand unter dem derzeitigen quadratischen Traktdesign um 30 % reduzieren ließe, aber weiterhin deutlich über dem benötigten Zeitaufwand für eine einfache Punktstichprobe läge.

Dass die erzielten Ergebnisse nicht nur testgebietsspezifische Resultate sind, verdeutlicht ein Blick in weitere, bereits im letzten Kapitel zitierte Arbeiten.

Abschließend kann, in Hinblick auf die erzielten und verifizierten Ergebnisse sowie der erfolgten Diskussion verschiedenster Inventurverfahren, die Empfehlung gegeben werden, dass ein künftiges alternatives BWI-Verfahren

1. auf einem prä- oder poststratifizierten Ansatz basieren und
2. die Anordnung der terrestrischen Probepunkte aus Effizienzgründen in Form einer einfachen Punktstichprobe erfolgen sollte.

Das enorme Potential zur Kostensenkung bei einer Umstellung des bisher quadratischen Trakt-designs unter einem unstratifizierten Stichprobenplan hin zu einer einfachen Punktstichprobe unter einem stratifizierten Stichprobenplan von etwa 80 % könnte jedoch auch dazu genutzt werden, beide Szenarien in einem zukünftigen alternativen Inventurdesign zu kombinieren, d. h.,

1. das Punktreduktionspotential nicht voll auszuschöpfen, um gleichzeitig zu einer gewissen Kostenersparnis auch die Genauigkeit zu steigern oder
2. aus Konsistenzgründen zur bisherigen Schätzung von Zielgrößen, erhoben auf der Traktlinie, ein linienförmiges Traktdesign, bestehend aus zwei Traktecken mit einem möglichst großen Punktabstand, zu installieren.

Literaturverzeichnis

- BÄTTIG, C., BÄCHTIGER, C., BERNASCONI, A., BRÄNDLI, U.-B. und BRASSEL, P. (2002): Landesforstinventar — Wirkungsanalyse zu LFI 1 und 2 und Bedarfsanalyse für das LFI 3. *Umwelt-Materialien, Wald 143*, Bundesamt für Umwelt, Wald und Landschaft BUWAL, Bern.
- BECHER, G. (1999): *Waldzustandsanalyse mit multivariaten Verfahren*. Springer Verlag.
- BEERS, T. (1962): Components of forest growth. *Journal of Forestry* **60**(4): 245–248.
- BICKFORD, C. A., MEYER, C. E. und WARE, K. (1963): An efficient sampling design for forest inventory: the northeastern forest resurvey. *Journal of Forestry* **61**: 826–833.
- BLINN, C. E. (2005): *Increasing the Precision of the Forest Area Estimates through Improved Sampling for Nearest Neighbour Satellite Images Classification*. Dissertation, Faculty of the Virginia Polytechnic Institute and State University, Blacksburg, Virginia.
- BODMER, H.-C. (1993): *Untersuchung zur forstlichen Bestandeskartierung mit Hilfe von Satellitenbildern*. Dissertation, Professur Forsteinrichtung und Waldwachstum, ETH Zürich.
- BOLTE, A., SCHRÖCK, H. und BLOCK, J. (2007): Pflanzenartenvielfalt der Wälder in Deutschland — Beitrag der forstlichen Umweltbeobachtung zu ihrer Erfassung und Bewertung. In BEGEMANN, F., SCHRÖDER, S., WENKEL, K. und WEIGEL, H. (Herausgeber), *Monitoring und Indikatoren der Agrobiodiversität. Tagungsband eines Symposiums am 7. und 8. November 2006 in Königswinter*, Bundesforschungsanstalt für Forst- und Holzwirtschaft, Hamburg (Germany). Inst. für Waldökologie und Waldinventuren, Bundesanstalt für Landwirtschaft und Ernährung, Bonn (Germany). Informations- und Koordinationszentrum für Biologische Vielfalt (IBV), Seiten 214–234.
- BUCK, A. (2001): *Aufbau, Optimierung und Anwendung eines forstlichen Geo-Informationssystems im Gebiet der Bayerischen Alpen — Implementierung eines wissensbasierten Systems zur Integration von Fernerkundung und GIS*. Dissertation, Lehrstuhl für Landnutzungsplanung und Naturschutz, Fakultät Wissenschaftszentrum Weihenstephan für Ernährung, Landnutzung und Umwelt, Technischen Universität München.
- BUNDESMINISTERIUM DER JUSTIZ (2000): Allgemeine Verwaltungsvorschrift zur Durchführung der Bundeswaldinventur II (VwV-BWI II). *Bundesanzeiger* **52**(146a): 19.
- BUNDESMINISTERIUM FÜR VERBRAUCHERSCHUTZ, ERNÄHRUNG UND LANDWIRTSCHAFT (2004): Die zweite Bundeswaldinventur — BWI² Das Wichtigste in Kürze. *Technischer Bericht*, Bonn.
- COCHRAN, W. G. (1977): *Sampling Techniques*. John Wiley & Sons, New York, 428 Seiten.
- COENRADIE, B., HOFFMANN, K. und SAGISCHEWSKI, H. (2002): *Abschlußbericht zum Forschungsprojekt „Verbessertes Waldzustandsmonitoring mit MOMS-Priroda-Daten“*. Landesforstpräsidium Sachsen.
- CRIPPEN, R. (1990): Calculating the Vegetation Index Faster. *Remote Sensing of Environment* **34**: 71–73.

- CUNIA, T. und CHEVROU, R. B. (1969): Sampling with Partial Replacement on three or more occasions. *Forest Science* **15**: 204–224.
- DAHM, S. (1995): Bundeswaldinventur — Auswertungsmodelle und Vorschläge zur Effektivitätssteigerung. In *Mitteilungen der BFH*, Hamburg.
- DAHM, S. (2006): Auswertungsalgorithmen für die zweite Bundeswaldinventur. *Technischer Bericht*, Bundesforschungsanstalt für Forst- und Holzwirtschaft, Hamburg, Institut für Waldökologie und Waldinventuren.
- DEES, M. (1996): *Regressions- und Kleingebietsschätzung bei forstlichen Großrauminventuren*. Dissertation, Universität Freiburg i.Br.
- DEES, M. (1998): Regressionsschätzer bei forstlichen Trakt-Großrauminventuren. *Allgemeine Forst- u. Jagdzeitung* **169**(10-11): 177–185.
- DEES, M., KOCH, B. und PELZ, D. (1998): Designalternativen zur Integration von Satellitendaten in das Design der Bundeswaldinventur. In PELZ, D. R. und RAU, O. (Herausgeber), *Sammlung von Beiträgen aus der 10. Jahrestagung der Sektion Forstliche Biometrie und Angewandte Informatik des Deutschen Verbandes Forstlicher Forschungsanstalten*, Seite 21.
- EURIMAGE (2002): Price List. www.eurimage.com.
- EUROPEAN COMMISSION (1997): Study on European Forestry Information And Communication System, Reports on Forestry Inventory And Survey Systems. *Technischer Bericht*. Office for Official Publications of the European Communities.
- FULLER, R., SMITH, G. und DEVEREUX, B. (2003): The characterisation and measurement of land cover change through remote sensing: problems in operational applications. *International Journal of Applied Earth Observation and Geoinformation* **4**: 234–253.
- GALLEGO, F. J. (1995): Sampling Frames Of Square Segments. *Technischer Bericht*, Office for Publications of the E.C. Luxembourg.
- GALLEGO, F. J. (1999): Crop Area Estimation In The MARS Project. In *Conference on the ten years of the MARS Project*, Brussels, Seite 11.
- GHEBREMICAEL, S., SMITH, C. und AHMED, F. (2004): Estimating the leaf area index (LAI) of black wattle from Landsat ETM+ satellite imagery. *Southern Africa Forest Journal* **201**: 3–12.
- GJERTSEN, A. K. (2005): Accuracy Of Forest Mapping Based On Landsat TM Data And k-NN-Based Method. In OLSSON, H. (Herausgeber), *Proceedings of ForestSat 2005 in Borås May 31 — June 3*, Skogsstyrelsens förlag 551 83 Jönköping.
- HALL, F., STREBEL, D., NICKESON, J. und GOETZ, S. (1991): Radiometric Rectification: Toward a Common Radiometric Response Among Multidate, Multisensor Images. *Remote Sensing of Environment* **35**: 11–27.
- HÄUSSLER, T. (2004): Service „Forest Monitoring Inputs for Greenhouse Gas (GHG) Reporting“ Report 2004. *Technischer Bericht*, GAF AG.
- HÄUSSLER, T., AKGÖZ, E., EKSTRAND, S., GALLAUN, H., LAGARDE, I., LÖFMARK, M., SCHARDT, M., PELZ, D. und OBERGFÖLL, P. (1999): Monitoring changes and indicators for structural diversity of forested areas. In *Proceeding of International Remote Sensing Conference 1999 Rogov, Poland*, Seite 13.
- HÄUSSLER, T., SIEGMUND, R., RIEDEL, T. und KENTER, B. (2006): S6 Service Operations Report. Forest Monitoring Inputs for National Greenhouse Gas (GHG) Reporting. Service to BMELV. Stage 2 of the Earthwatch GMES Service Element. *Technischer Bericht*, GAF AG.

- HILDEBRANDT, G. (1996): *Fernerkundung und Luftbildmessung für Forstwirtschaft, Vegetationskartierung und Landschaftsökologie*. Herbert Wichmann Verlag, Heidelberg, 1. Auflage.
- HRADETZKY, J., POLLEY, H. und ZEJSCHWITZ, C. v. (1996a): Bundeswaldinventur II Zeitaufwand und Kosten für die Außenaufnahmen. *Allgemeine Forstzeitung* **51**(15): 835–837.
- HRADETZKY, J., POLLEY, H. und ZEJSCHWITZ, C. V. (1996b): Bundeswaldinventur-Zeitaufwand und Kosten für die Außenaufnahmen. *Allgemeine Forstzeitung* **51**(15): 835–837.
- HUETE, A. (1988): A Soil-Adjusted Vegetation Index (SAVI). *Remote Sensing of Environment* **25**: 295–309.
- IOST, A. (2006): *Untersuchung der Eignung logistischer Regressionsmodelle zur Klassifizierung von Fernerkundungsdaten und Kartierung verschiedener BWI-Zielgrößen*. Dissertation, Universität Hamburg, Zentrum Holzwirtschaft.
- JENSEN, J. R. (2000): *Remote Sensing Of The Environment: An Earth Resource Perspective*. Prentice Hall series in geographic information science.
- JONES, H. (1974): Jackknife Estimation of Functions of Stratum Means. *Biometrika* **61**: 343–348.
- KAUFMAN, Y. und TANRÉ, D. (1992): Atmospherically Resistent Vegetation Index (ARVI) for EOS-MODIS. *IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing* **30**: 261–270.
- KELLER, M. (2001): *Swiss National Forest Inventory: Methods and Models of the Second Assessment*, Swiss Federal Research Institute WSL, Kapitel 2.2 Aerial Photography. Seiten 45–64.
- KENNEWEG, H., FÖRSTER, B. und RUNKEL, M. (1991): Diagnose und Erfassung von Waldschäden auf der Basis von Spektralsignaturen. Abschlußbericht (Teil B6) des vom BMFT geförderten Verbundprojektes: Untersuchung und Kartierung von Waldschäden mit Methoden der Fernerkundung. *Technischer Bericht*, TU Berlin.
- KLEINN, C., DEES, M. und POLLEY, H. (1996): Forest inventory and survey systems in Germany. *Technischer Bericht*, Federal Ministry of Food, Agriculture and Forestry, Germany.
- KOCH, B. (1999): Vorteile der Nutzung von Satellitendaten bei Forsteinrichtung und Großrauminventur. In *Erданwendungen der Weltraumtechnik — Geo-Information vom Satelliten zum Verbraucher*, Deutsche Gesellschaft für Luft- und Raumfahrt Lilienthal-Oberth e.V.
- KOCH, B., JOCHUM, M., IVITS, E. und DEES, M. (2003): Pixelbasierte Klassifizierung im Vergleich und zur Ergänzung zum objektbasierten Verfahren. *Photogrammetrie Fernerkundung Geo-information* **3**: 195–204.
- KÖHL, M. (1986): *Effektivität von Gruppenstichproben*. Dissertation, Universität Freiburg i.Br., Freiburg.
- KÖHL, M. (1994): *Statistisches Design für das zweite Schweizerische Landesforstinventar: Ein Folgeinventurkonzept unter Verwendung von Luftbildern und terrestrischen Aufnahmen, Mitteilungen der Eidgenössische Forschungsanstalt für Wald, Schnee und Landschaft (WSL)*, Band Band 69 Heft 1. Eidgenössische Forschungsanstalt für Wald, Schnee und Landschaft (WSL), CH-8903 Birmensdorf, 140 Seiten.
- KÖHL, M. (1998): Statistische Schätzalgorithmen in der Bundeswaldinventur (BWI) Bericht zum Forschungsauftrag des BML. *Technischer Bericht*, Tharandt.
- KÖHL, M. (2001): *Swiss National Forest Inventory: Methods and Models of the Second Assessment*, Swiss Federal Research Institute WSL, Kapitel 2.1 Inventory Concept NFI2. Seiten 19–44.

- KÖHL, M., KENTER, B., RIEDEL, T. und STÜMER, W. (2006a): Multi-source inventory methods for quantifying carbon stocks and stock changes in European forests. CarboInvent WP7 bottom-up approach. *Final report*, University of Hamburg.
- KÖHL, M., MARCHETTI, M. und MAGNUSSEN, S. (2006b): *Sampling Methods, Remote Sensing and GIS Multiresource Forest Inventory*. Tropical Forestry, Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 373 Seiten.
- KÖHL, M. und SUTTER, R. (1991): Verwendung von Luftbildern zur Holz-Vorratsschätzung im Schweizer Landesforstinventar (LFI). *Zeitschrift für Photogrammetrie und Fernerkundung ZPF* **59**(5): 165–176.
- KOUKAL, T. (2001): Landschaftserfassung mit Luftbildern und Satellitenbildern. In *Strukturwandel in Berggebieten*, Bundesanstalt für alpenländische Landwirtschaft Gumpenstein, Irnding, Österreich, Seiten 15–20.
- KOUKAL, T. (2004): *Nonparametric Assessment of Forest Attributes by Combination of Field Data of the Austrian Forest Inventory and Remote Sensing Data*. Dissertation, Universität für Bodenkultur Wien.
- LANZ, A. (2001a): A new framework for forest inventory optimisation: theory, implementation and perspectives. In *Forest Biometry, Modelling and Information Science, Proceedings of a IUFRO 4.11 conference held at the University of Greenwich, June 2001*, Scotland, Seite 15.
- LANZ, A. (2001b): *Optimal Sample Design for Extensive Forest Inventories*. Dissertation, Chair of Forest Inventory and Planning Swiss Federal Institute of Technology (ETH), Zürich.
- LEICA GEOSYSTEMS (2003): *Erdas Field Guide™*. Leica Geosystems GIS & Mapping, LLC, Atlanta, Georgia, 7. Auflage.
- LILLESAND, T. M., KIEFER, R. W. und CHIPMAN, J. W. (2004): *Remote Sensing and Image Interpretation*. John Wiley & Sons, Inc., 5 Auflage.
- LOETSCH, F. und HALLER, K. (1964): *Forest Inventory*, Band I. BLV-Verlagsgesellschaft, München.
- LOETSCH, F., ZÖHRER, F. und HALLER, K. (1973): *Forest Inventory*, Band II. BLV-Verlagsgesellschaft, München.
- MAGNUSSEN, S. und KÖHL, M. (2005): A Variance Estimator For Constrained Estimates Of Change in Relative Categorical Frequencies. *Environmental Monitoring and Assessment* **105**: 391–410.
- MANDALLAZ, D. (1997): The Anticipated Variance: a Tool for the Optimization of Forest Inventories. *Technischer Bericht*, Chair of Forest Inventory and Planning Swiss Federal Institute of Technology (ETH), Zürich.
- MANDALLAZ, D. (2001a): Anticipated variance with lack of fit in the Swiss National Inventory. In *Forest Biometry, Modelling and Information Science, Proceedings of a IUFRO 4.11 conference held at the University of Greenwich, June 2001*, Seite 13.
- MANDALLAZ, D. (2001b): Optimal Sampling Schemes Based on the Anticipated Variance with Lack of Fit. *Technischer Bericht*, Chair of Forest Inventory and Planning Swiss Federal Institute of Technology (ETH), Zürich.
- MANDALLAZ, D. (2003): Die antizipierte Varianz: ein Werkzeug für die Optimierung von Waldinventuren. *Schweizerische Zeitschrift für das Forstwesen* **154**(3-4): 117–121.
- MANDALLAZ, D. (2008): *Sampling Techniques For Forest Inventories*. Chapman & Hall/CRC Applied Environmental Statistics, 256 Seiten.

- MANDALLAZ, D. und LANZ, A. (2001): Forest inventory: further results for optimal sampling schemes based on the anticipated variance. *Canadian Journal of Forest Research* **31**: 1845–1853.
- MANDALLAZ, D. und YE, R. (1999): Forest inventory with optimal two-phase, two-stage sampling schemes based on the anticipated variance. *Canadian Journal of Forest Research* **29**: 1691–1708.
- MCRROBERTS, R., HOLDEN, G., NELSON, M., LIKNES, G. und GORMANSON, D. (2006): Using satellite imagery as ancillary data for increasing the precision of estimates for the Forest Inventory and Analysis program of the USDA Forest Service. *Canadian Journal of Forest Research* **36**: 2968–2980.
- MIKHAIL, E. M., BETHEL, J. S. und MCCCLONE, J. C. (2001): *Introduction To Modern Photogrammetry*. John Wiley & Sons, Inc.
- OEHMICHEN, K. (2007): *Erstellung von Waldmasken mittels eines Schwellenwertverfahrens*. Dissertation, Universität Hamburg, Zentrum Holzwirtschaft.
- OLSCHOFSKY, K. (in Druck): *Potentiale der Erfassung stockender Biomasse in borealen Wäldern mittels Radardaten*. Dissertation, Universität Hamburg, Zentrum Holzwirtschaft.
- PIELOU, E. C. (1966): The measurement of diversity in different types of biological collections. *Journal of Theoretical Biology* **13**: 131–144.
- POLLEY, H. (2001): Aufnahmeanweisung für die Bundeswaldinventur II (2001-2002). *Technischer Bericht*, Bundesministerium für Verbraucherschutz, Ernährung und Landwirtschaft (BMVEL), Referat 533.
- POLLEY, H., KÖHL, M., IOST, A., KROIHER, F., OEHMICHEN, K. und RIEDEL, T. (2006): Endbericht zum DLR-Projekt: Weiterentwicklung des Bundeswaldinventurverfahrens durch Integration von Fernerkundungsdaten. *Technischer Bericht*, Bundesforschungsanstalt für Forst- und Holzwirtschaft Hamburg.
- RATNAYAKE, R., STEVEN, M. und WATKINS, C. (2002): Relationship between Spot-2 HRV 2 data and forest stand parameters in a managed Pine plantation. In CORONA, P., FOLVING, S. und MARCHETTI, M. (Herausgeber), *Collecting and Analyzing Information for Sustainable Forest Management and Biodiversity Monitoring with special reference to Mediterranean Ecosystems*, Nr. EUR 20392 EN in Environment and quality of life series, European Commission.
- RIEDEL, T. (2002): *Optimierung von Traktinventuren unter dem Modell der antizipierten Varianz*. Diplomarbeit, Technische Universität Dresden, Fachrichtung Forstwissenschaften, Tharandt.
- RIKIMARU, A. und MIYATAKE, S. (1997): Development of Forest Canopy Density Mapping and Monitoring Model Using Indices of Vegetation, Bare Soil and Shadow. URL <http://www.gisdevelopment.net/aars/acrs/1997/ts5/ts5006.shtml>.
- SACHS, L. (2002): *Angewandte Statistik (Anwendung statistischer Methoden)*. Springer-Verlag Berlin Heidelberg New York, 10., überarbeitete und aktualisierte Auflage.
- SAGISCHEWSKI, H., KRÜGER, J., KOCH, B. und CHMARA, S. (2003): Verfahrensentwicklung zur fernerkundungsbasierten Erstellung des Waldverzeichnisses Thüringens. *Technischer Bericht 22*, Thüringer Landesanstalt für Wald, Jagd und Fischerei, Gotha.
- SÄRNDAL, C. E., SWENSSON, B. und WRETMAN, J. (1992): *Model Assisted Survey Sampling*. Springer-Verlag New York.
- SCHARDT, M. (1990): *Verwendbarkeit von Thematic Mapper-Daten zur Klassifizierung von Baumarten und Altersklassen*. Dissertation, Albert-Ludwigs-Universität Freiburg.

- SCHARDT, M. (1998): Erfassung forstlicher Parameter mittels Landsat/TM-Daten. *Allgemeine Forstzeitung* **24**: 1461–1463.
- SCHMID, P. (1969): Stichproben am Waldrand. *Schweizerische Anstalt für das forstliche Versuchswesen; Mitteilungen, Band 45; Heft 3*: 235–303.
- SCHMID-HAAS, P. (2003): Die Idee der Kontrollstichproben: ihre Entstehung und ihre Zukunft. *Schweizerische Zeitschrift für das Forstwesen* **154**(3-4): 102–111.
- SCOTT, C. T. (1984): A New Look at Sampling with Partial Replacement. *Forest Science* **30**(1): 157–166.
- SCOTT, C. T. und KÖHL, M. (1993): *A Method of Comparing Sampling Design Alternatives for extensive Inventories*, *Mitteilungen der Eidgenössischen Forschungsanstalt für Wald, Schnee und Landschaft*, Band 68. Eidgenössische Forschungsanstalt für Wald, Schnee und Landschaft, Birmensdorf, 62 Seiten.
- SCOTT, C. T. und KÖHL, M. (1994): Sampling with Partial Replacement and Stratification. *Forest Science* **40**(1): 30–46.
- SEKTION GEOINFORMATION (2004): Waldmischungsgrad der Schweiz. *Technischer Bericht*, Schweizerisches Bundesamt für Statistik.
- SEPEHRY, A., EJTEHADI, H. und HORVÁTH, F. (1998): Classification of main forest types integrating GIS and TM imagery by applying supplementary data: A case study in Vetyem, SW-Hungary. In GUDMANDSEN, P. (Herausgeber), *Future Trends in Remote Sensing, Proceedings of the 17th EARSeL Symposium on future trends in remote sensing Lyngby/Denmark/17-19 June 1997. S. 297-304*.
- SHANNON, C. und WEAVER, W. (1998): *The Mathematical Theory of Communication*. University of Illinois Press, 144 Seiten.
- SHIVER, B. D. und BORDERS, B. E. (1996): *Sampling Techniques for Forest Resource Inventory*. John Wiley & Sons, Inc.
- STECH, C. (2005): Einführung in die Fernerkundung. URL http://www.uni-kiel.de/ewf/geographie/forum/unterric/material/einf_fe/.
- STÜMER, W. (1998): Begleitbericht zur Erstellung der Koordinaten für die zweite Bundeswaldinventur (BWI II). *Technischer Bericht*, Dendro-Institut Tharandt e.V.
- STÜMER, W. (2004): *Kombination von terrestrischen Aufnahmen und Fernerkundungsdaten mit Hilfe der kNN-Methode zur Klassifizierung und Kartierung von Wäldern*. Dissertation, Technische Universität Dresden.
- TRAUB, B. (2001): *Swiss National Forest Inventory: Methods and Models of the Second Assessment*, Swiss Federal Research Institute WSL, Kapitel 2.11 Representativeness of the Sample Grid. Seiten 132–149.
- TURNER, M., PEARSON, S., BOLSTAD, P. und WEAR, D. (2003): Effects of land-cover change on spatial pattern of forest communities in the Southern Appalachian Mountains (USA). *Landscape Ecology* **18**: 449–464.
- UNFCCC (1997): The Kyoto Protocol to the United Nations Framework Convention on Climate Change. *Technischer Bericht*, Bonn.
- VALLIANT, R. (1993): Poststratification and Conditional Variance Estimation. *Journal of the American Statistical Association* **88**(421): 89–96.
- DE VRIES, P. G. (1986): *Sampling Theory for Forest Inventory*. Springer-Verlag.

- WARE, K. und CUNIA, T. (1962): Continuous Forest Inventory with Partial Replacement of Samples. *Forest Science Monograph* **3**: 40.
- WERNER, C. (2002): *Einsatzmöglichkeiten räumlich hochauflösender Satellitenbilder für die Landschaftsplanung und Naturschutz*. Habilitationsschrift an der Fakultät VII — Architektur Umwelt Gesellschaft — der Technischen Universität Berlin.
- WILLIAMS, W. (1962): The Variance of an Estimator with Poststratified Weighting. *American Statistical Association Journal* **57**: 622–627.
- ZÖHRER, F. (1980): *Forstinventur*. Parey Verlag.

Internetquellen

- <http://www.ifn.fr/pages/index-gb.html>
<http://www.lfi.ch>
<http://www.eurimage.com/products/products.html>
<http://www.met.rdg.ac.uk/swsgrime/artemis/index.html>
http://www.gaf.de/main/data_imagery.php?mainKat=/main/data.php&Kat=spot

Anhang A

Abbildungen

Grauwertanalyse von Landsatdaten

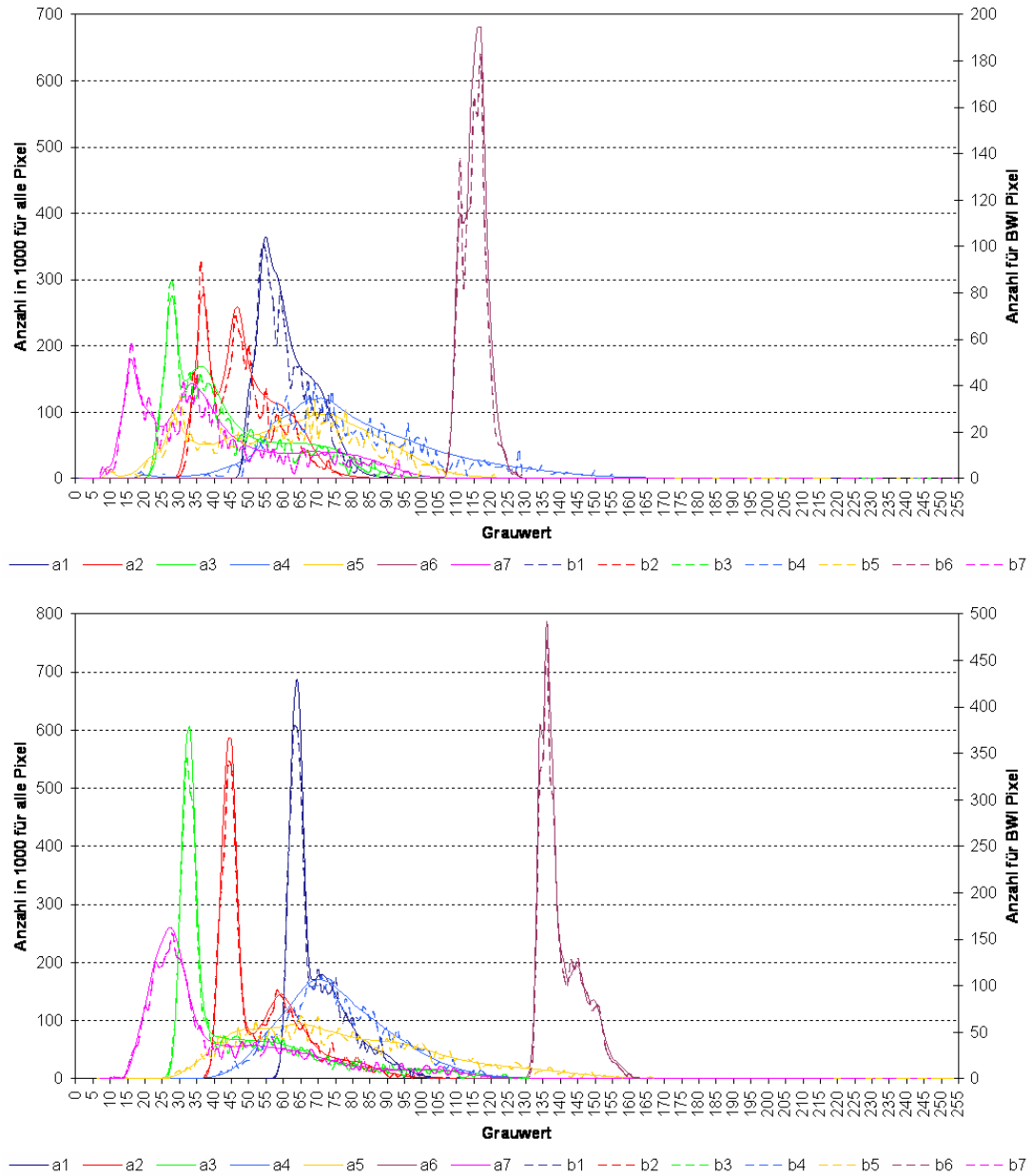


Abbildung A.1: Histogramm aller 8-Bit-Werte der Szene TG3 Nord (oben) und der Szene TG5 Süd (unten) versus den Referenz-8-Bit-Werten der BWI (1-7 = Kanal 1-7, a = alle Pixel einer Szene, b = BWI-Referenzpixel einer Szene)

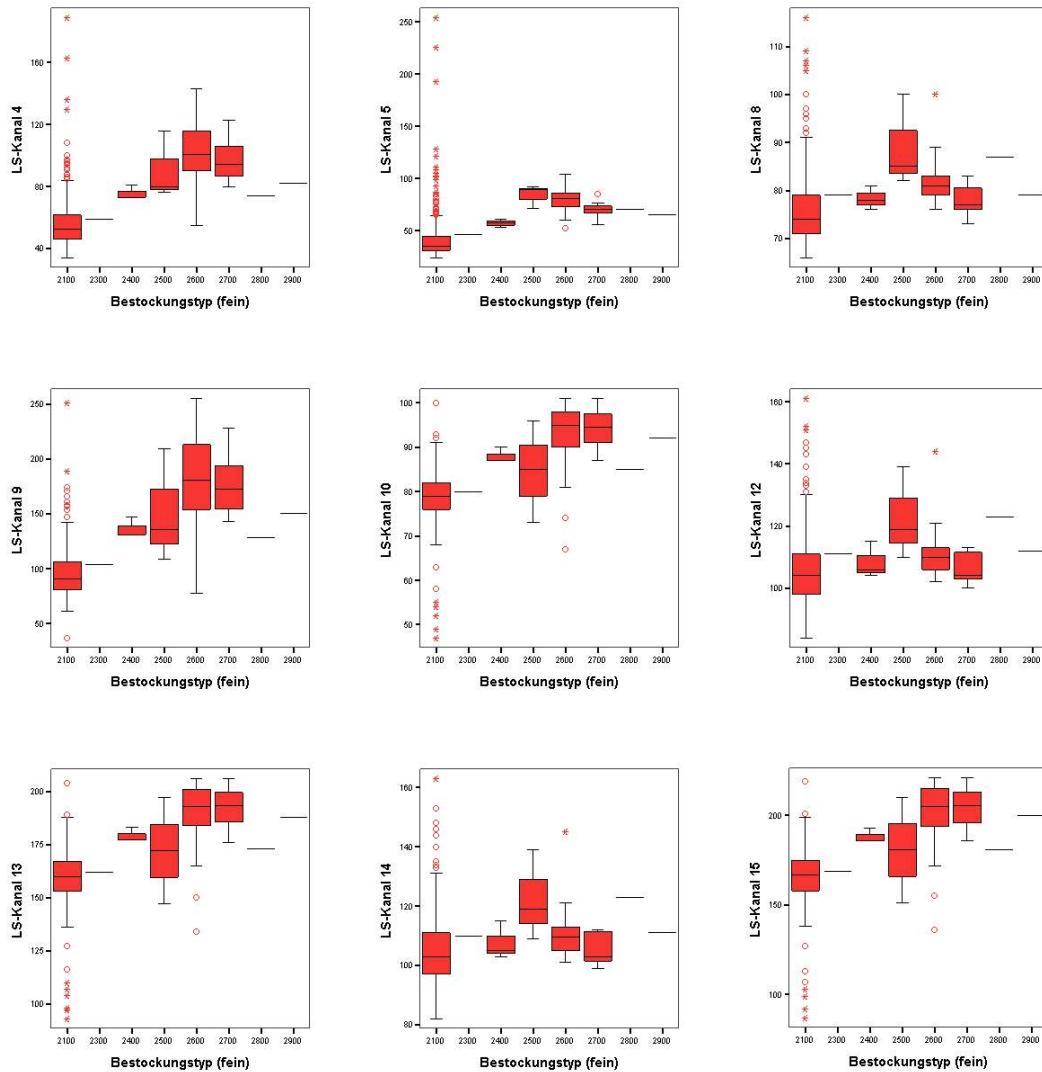


Abbildung A.2: Boxplots für den Grauwertbereich innerhalb von Reinbeständen für verschiedene Baumarten des Testgebietes 1 Szene Nord (2100 = Fi, 2300 = Dgl, 2400 = Lä, 2500 = Ta, 2600 = Bu, 2700 = Ei, 2800 = Bi, 2900 = Er); Kanalbelegung siehe Tabelle 3.4, Seite 37

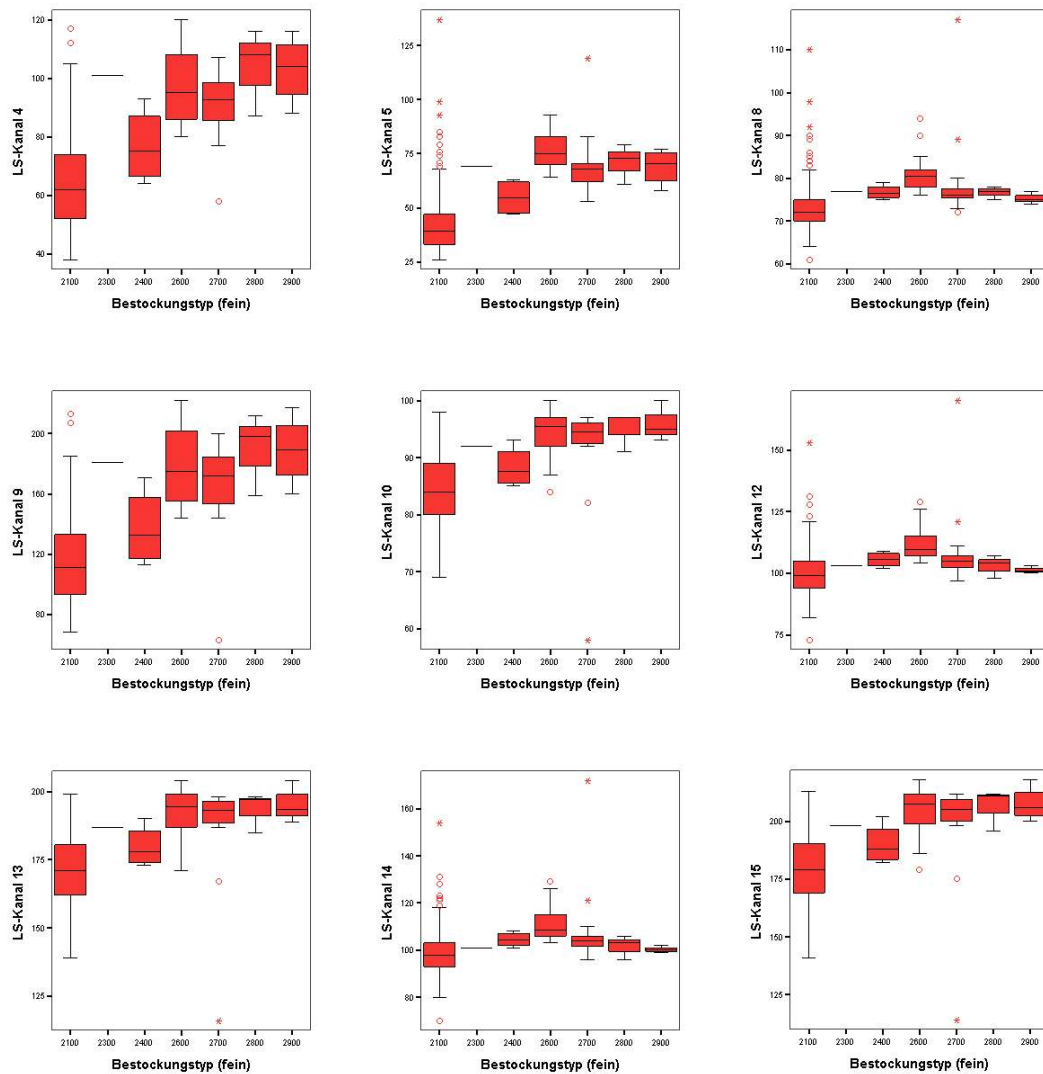


Abbildung A.3: Boxplots für den Grauwertbereich innerhalb von Reinbeständen für verschiedene Baumarten des Testgebietes 1, Szene Süd (2100 = Fi, 2300 = Dgl, 2400 = LÄ, 2500 = Ta, 2600 = Bu, 2700 = Ei, 2800 = Bi, 2900 = Er); Kanalbelegung siehe Tabelle 3.4, Seite 37

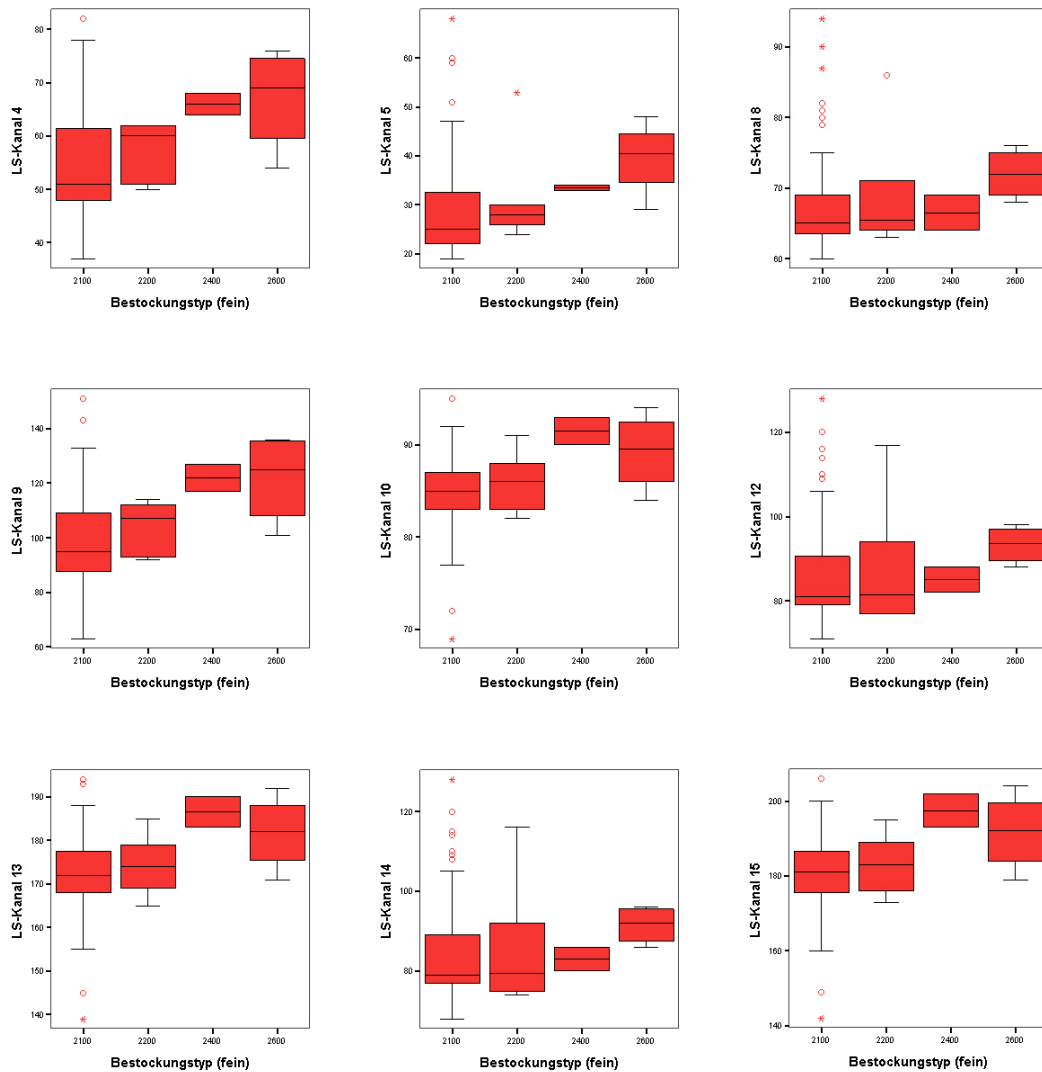


Abbildung A.4: Boxplots für den Grauwertbereich innerhalb von Reinbeständen für verschiedene Baumarten des Testgebietes 3, Szene Süd (2100 = Fi, 2200 = Ki, 2400 = Lä, 2600 = Bu); Kanalbelegung siehe Tabelle 3.4, Seite 37

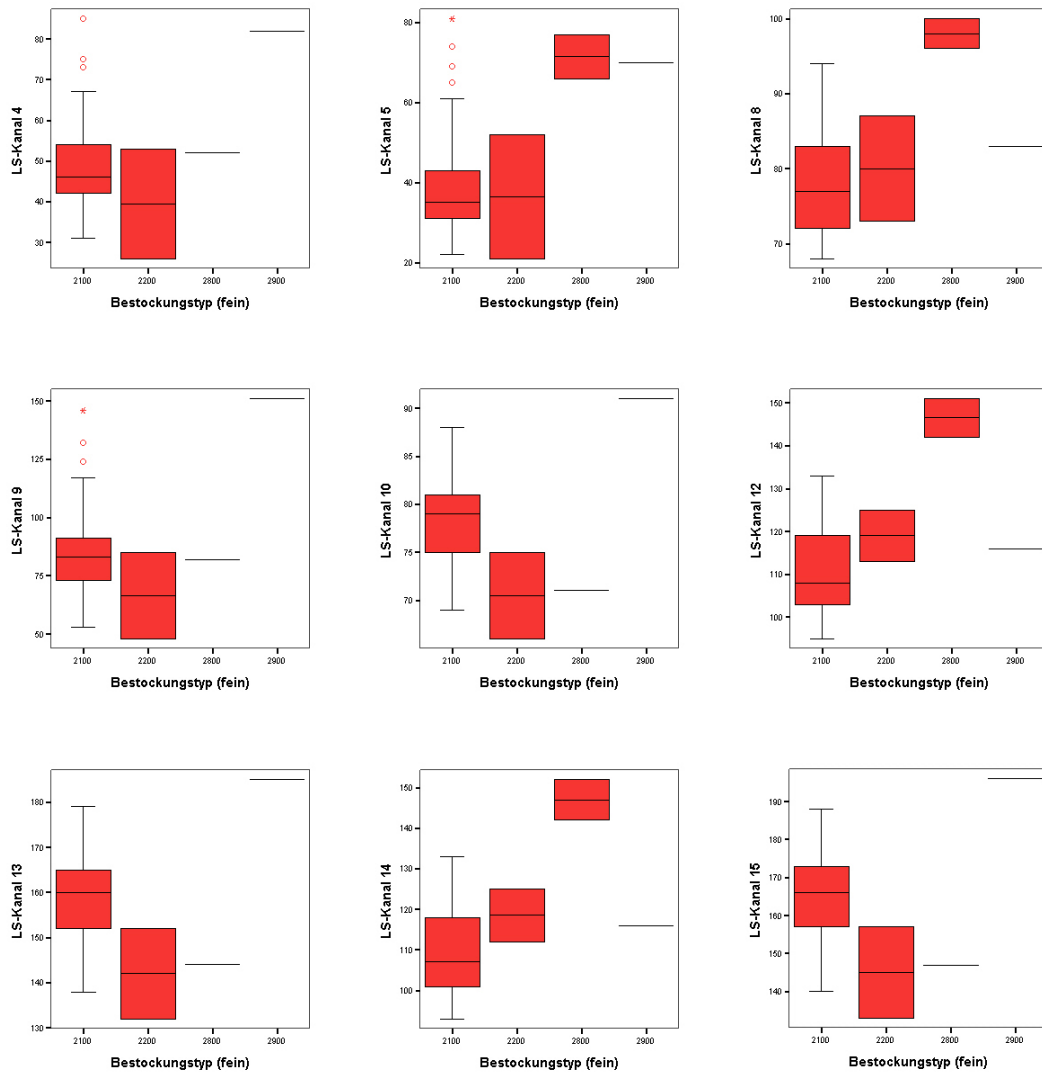


Abbildung A.5: Boxplots für den Grauwertbereich innerhalb von Reinbeständen für verschiedene Baumarten des Testgebietes 4, Szene Ost (2100 = Fi, 2200 = Ki, 2800 = Bi, 2900 = Er); Kanalbelegung siehe Tabelle 3.4, Seite 37

Grauwertanalyse von QuickBirddaten

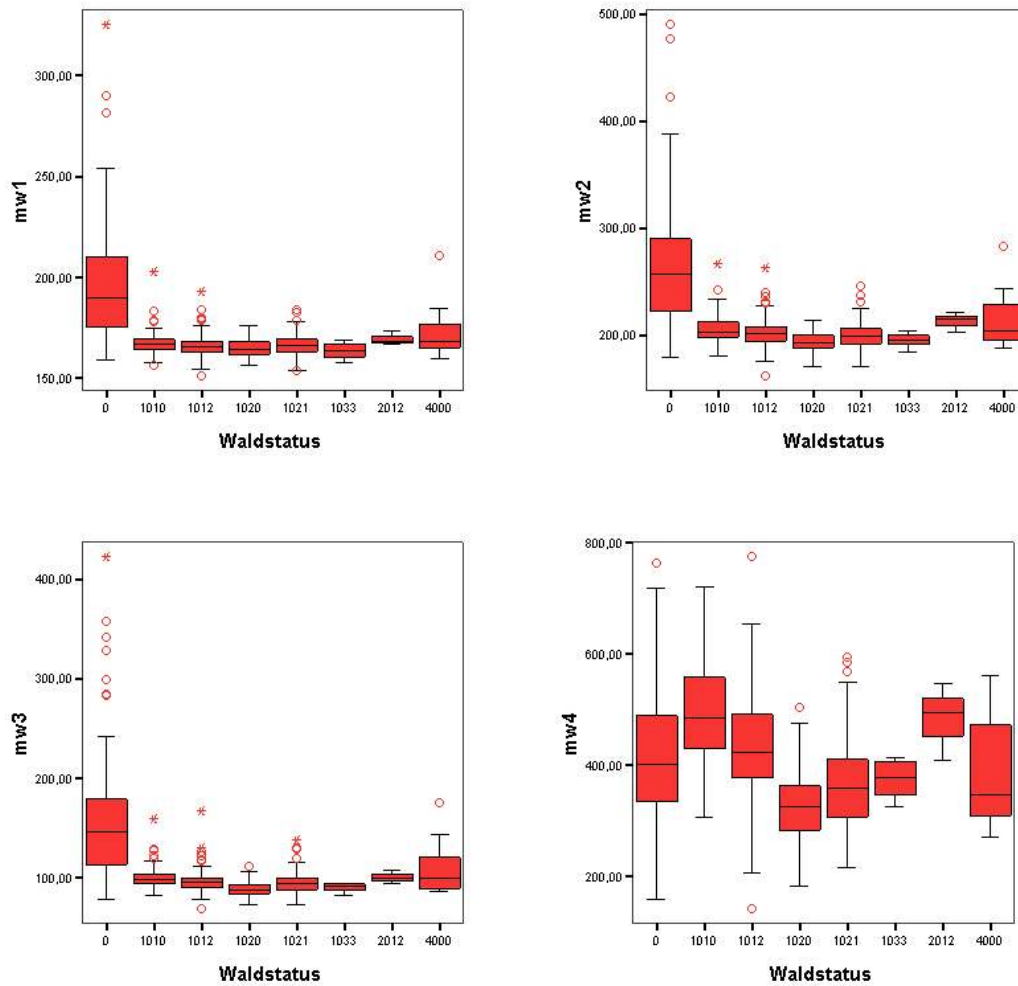


Abbildung A.6: Mittelwerte (15 m-Pixel) der *QuickBird*-Grauwerte getrennt nach Bestockungstypklassen Nicht- (0), produktiver Wald (Laub- (1010), Laubmisch- (1012), Nadel- (1020), Nadelmisch- (1021) und Mischwald (1033)), unproduktiver Wald (Nadelmisch- (2012)), Nichtholzboden (4000)

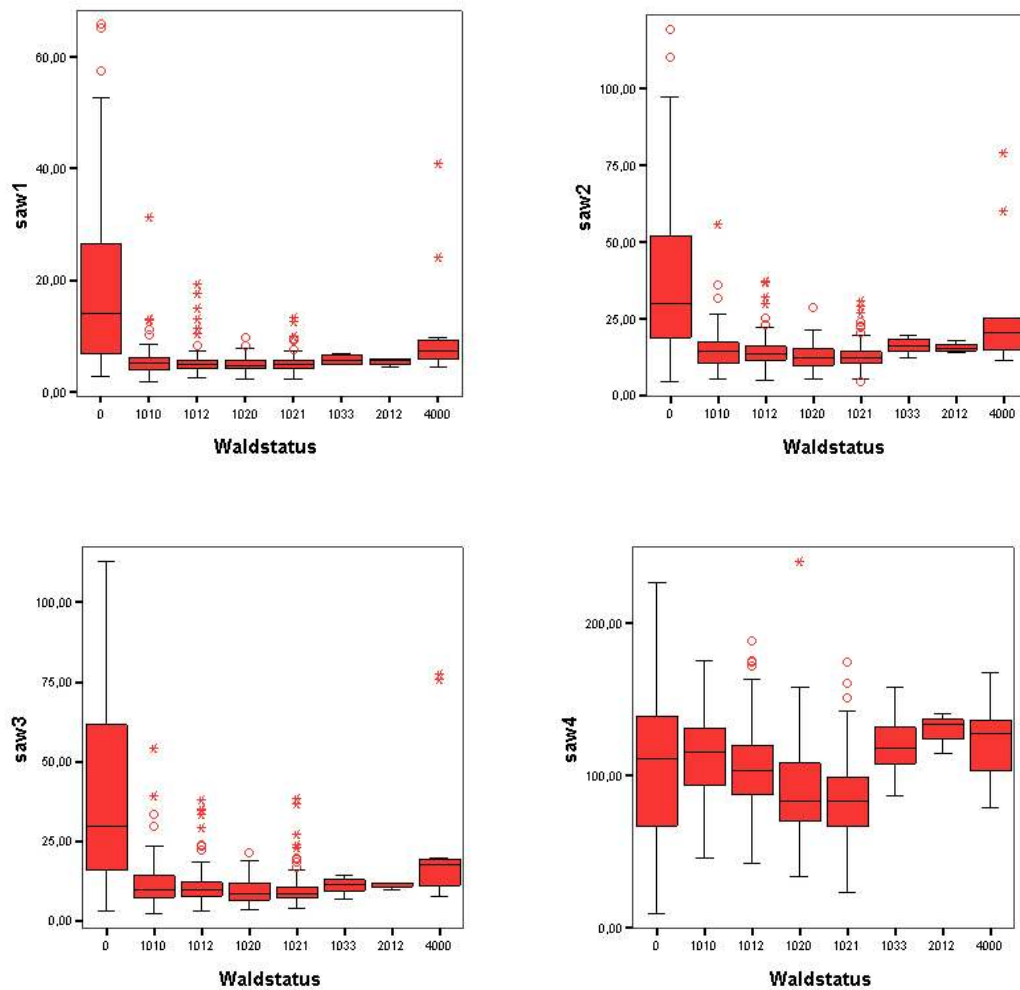
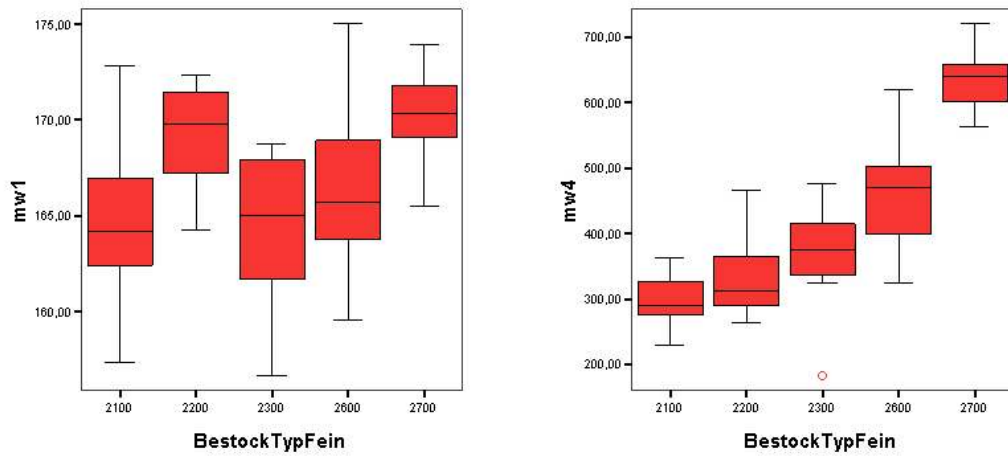
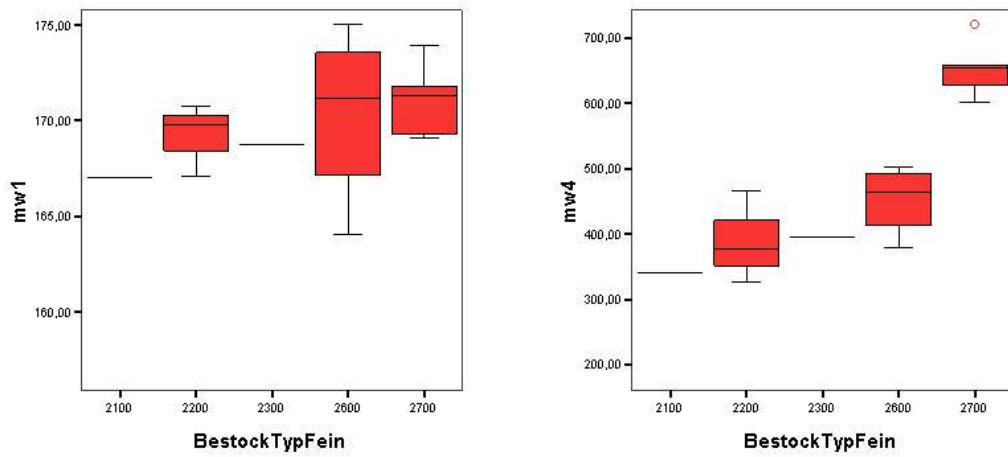


Abbildung A.7: Standardabweichung (15 m-Pixel) der *QuickBird*-Grauwerte getrennt nach Bestockungstypklassen Nicht- (0), produktiver Wald (Laub- (1010), Laubmisch- (1012), Nadel- (1020), Nadelmisch- (1021) und Mischwald (1033)), unproduktiver Wald (Nadelmisch- (2012)), Nichtholzboden (4000)



(a) getrennt nach Reinbeständen



(b) getrennt nach Reinbeständen und Exposition (Süd)

Abbildung A.8: Mittelwerte (15 m-Pixel) der *QuickBird*-Grauwerte getrennt nach Reinbeständen für BWI-Punkte mit südlicher Exposition; 2100 = Fichte, 2200 = Kiefer, 2300 = Douglasie, 2600 = Buche, 2700 = Eiche

Regressionsanalyse

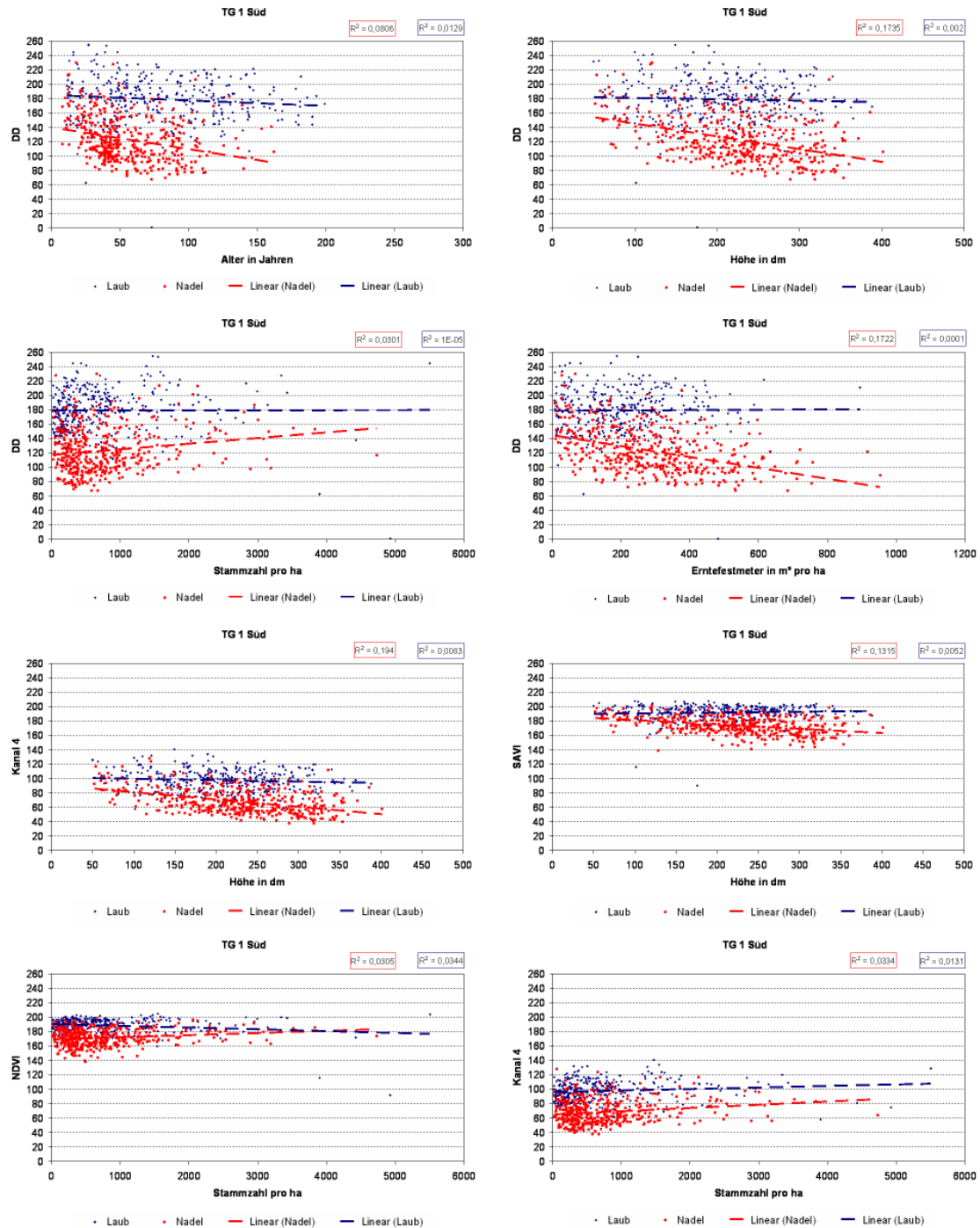


Abbildung A.9: Regressionen, getrennt nach Bestockungstypen (grob), im TG 1, Szene Süd, für verschiedene Zielgrößen in Abhängigkeit von verschiedenen LS-Kanälen

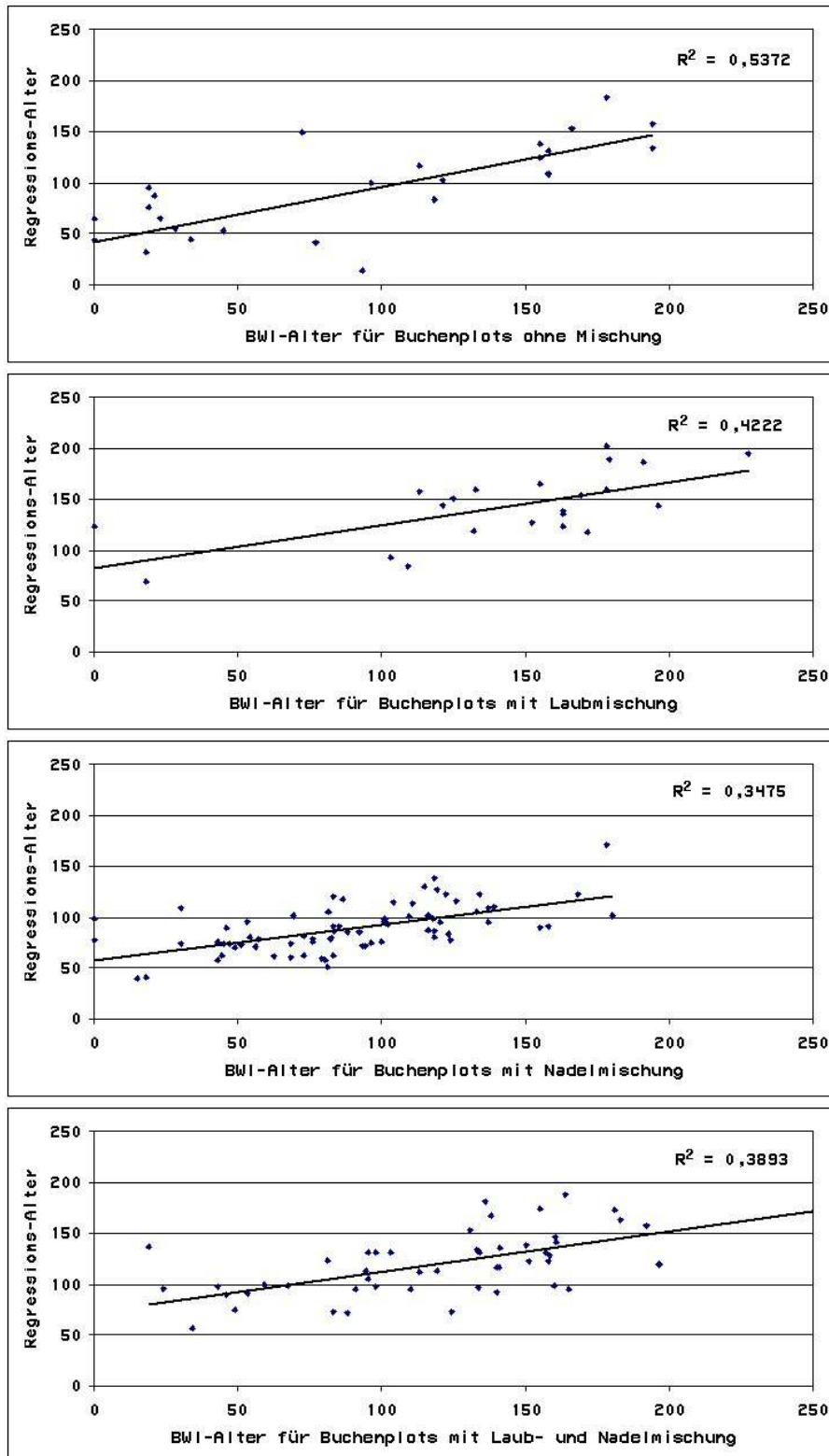


Abbildung A.10: Regressionsbeziehungen zwischen den 8-Kanal-QuickBird-Grauwerten (15 m-Pixel) und dem Alter getrennt nach Mischungsart

Stratifizierungsansätze

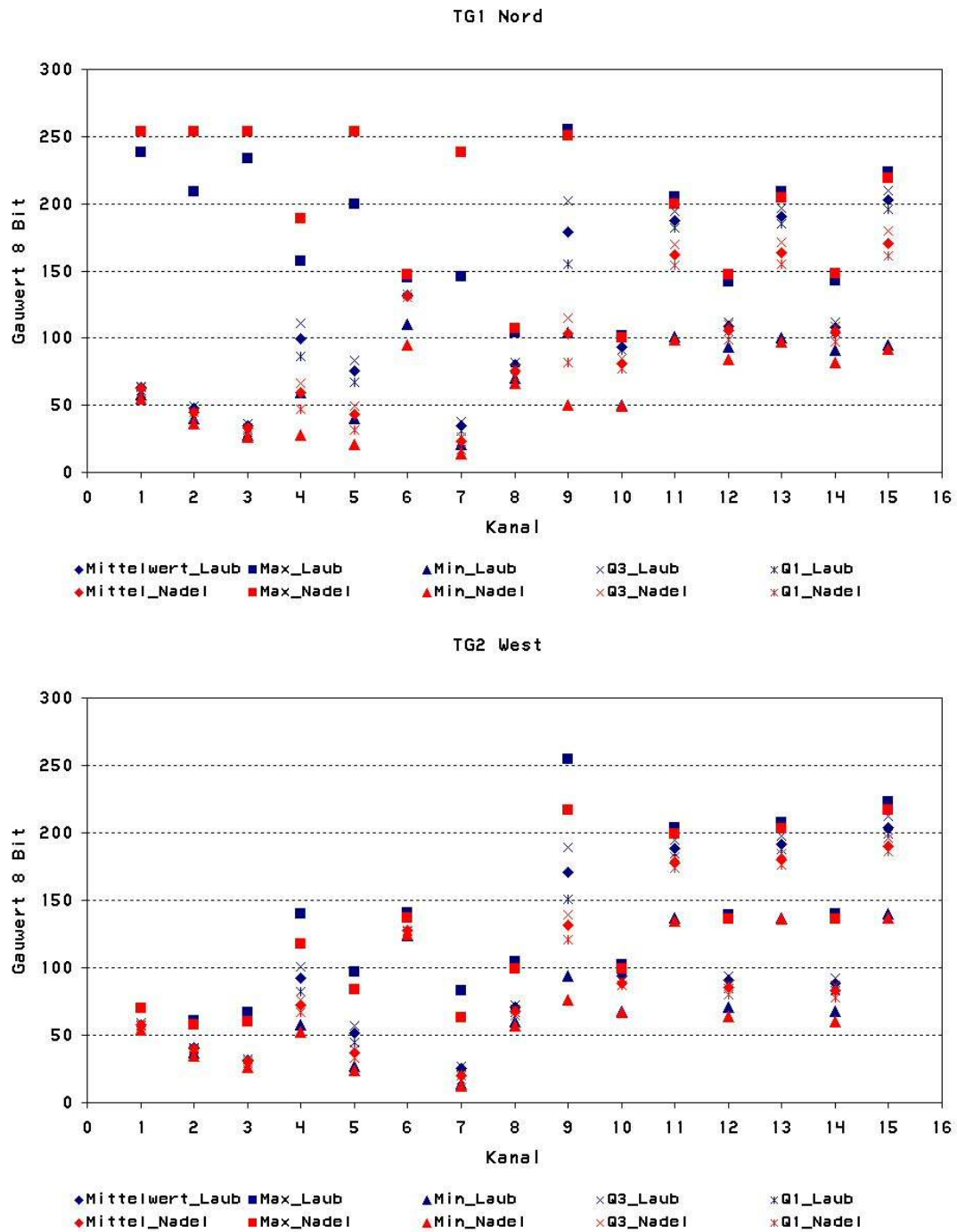


Abbildung A.11: Lagemaße der Klassen Laub- und Nadelwald zur Stratentrennung mittels Zentralpixelmethode in den Testgebieten 1 und 2

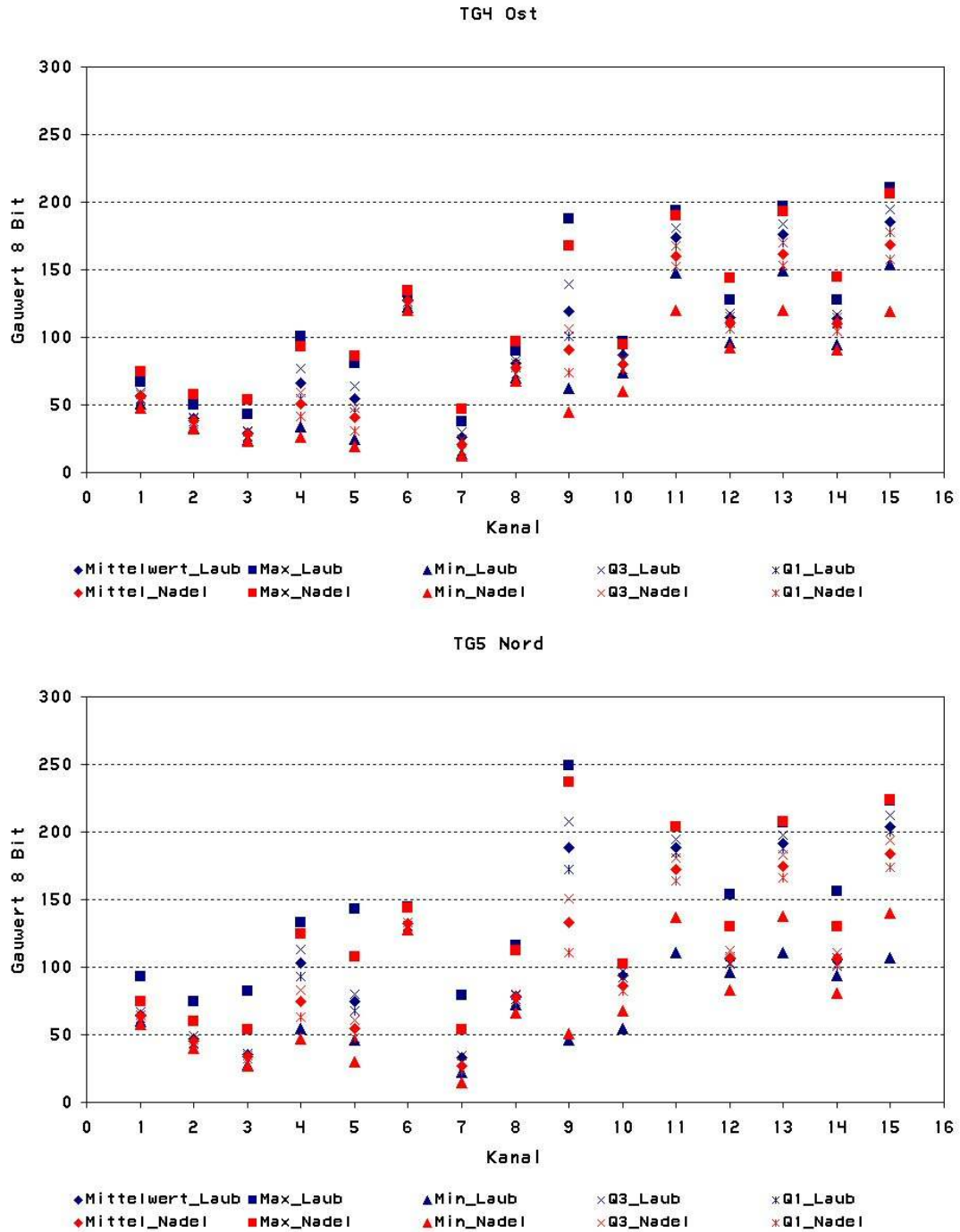


Abbildung A.12: Lagemaße der Klassen Laub- und Nadelwald zur Stratentrennung mittels Zentralpixelmethode in den Testgebieten 4 und 5

A. Abbildungen

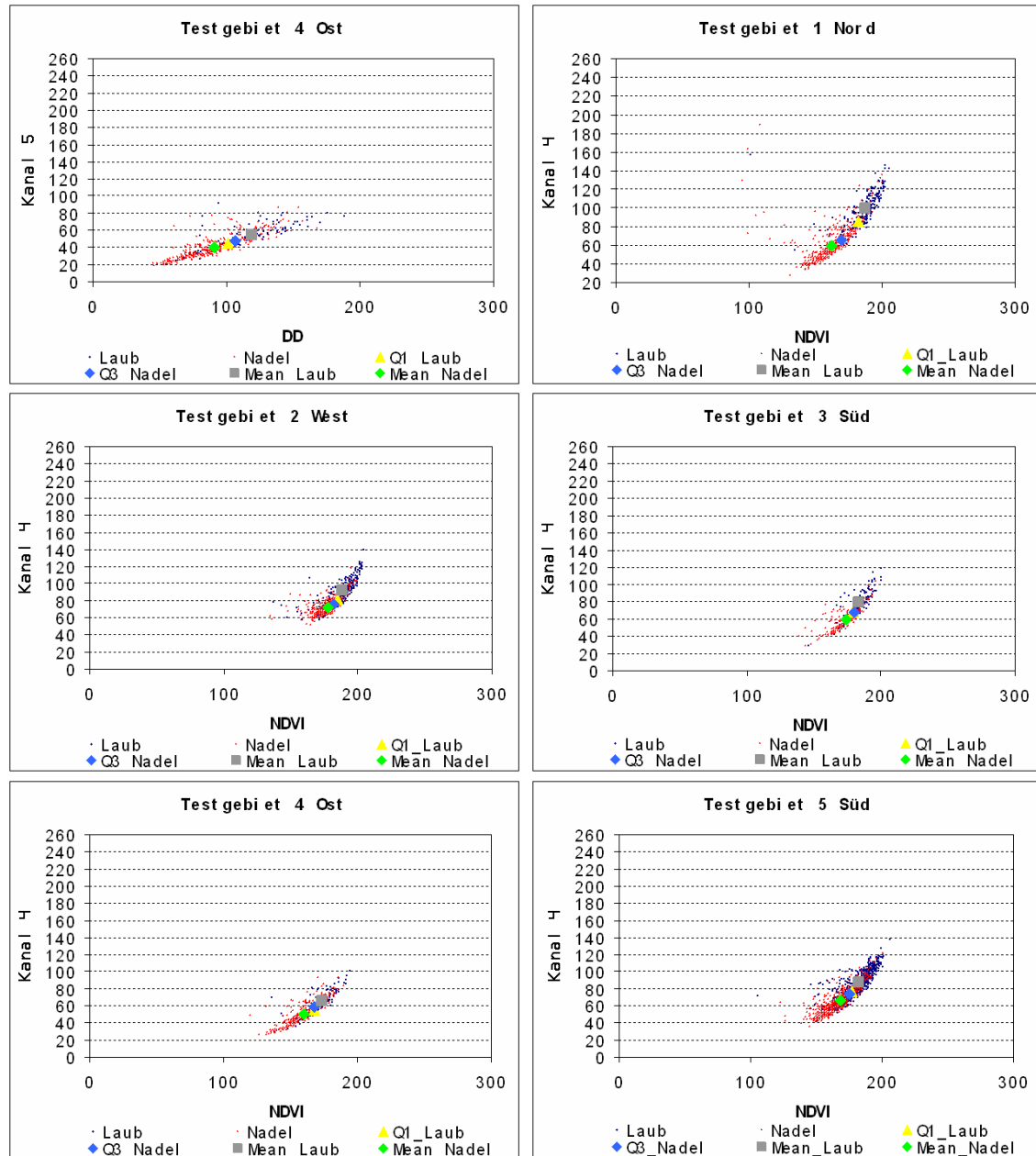
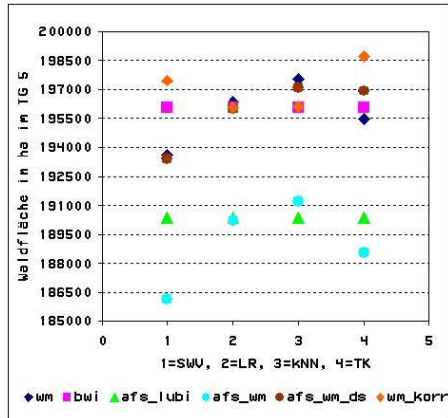
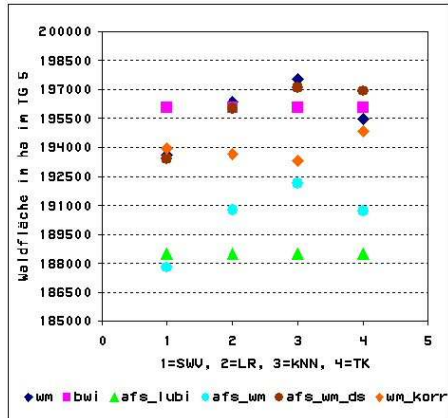


Abbildung A.13: Lagemaße der Klassen Laub- und Nadelwald zur Stratentrennung, Kombination K5/DD: TG 4 und Kombination K4/NDVI: TG 1, 2, 3, 4, 5

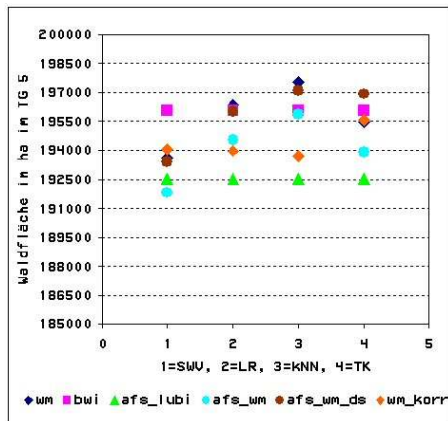
Waldflächenkorrektur



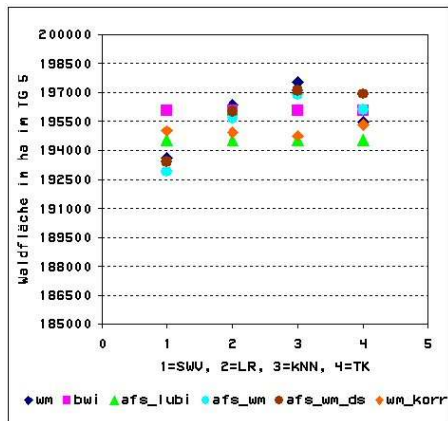
(a) 1. Zufallsauswahl von 400 Segmenten



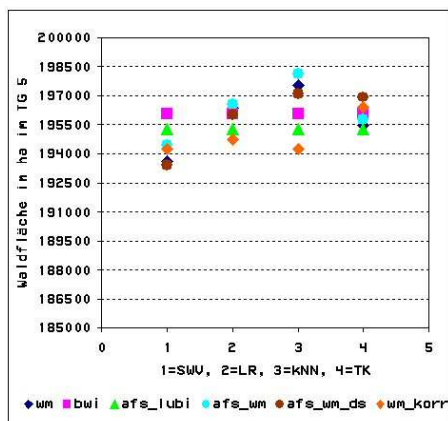
(b) 2. Zufallsauswahl von 400 Segmenten



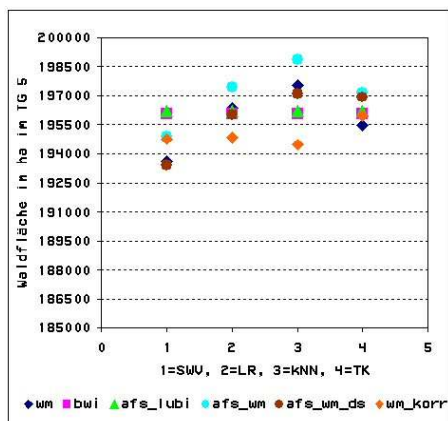
(c) 1. Zufallsauswahl von 500 Segmenten



(d) 2. Zufallsauswahl von 500 Segmenten



(e) 1. Zufallsauswahl von 600 Segmenten



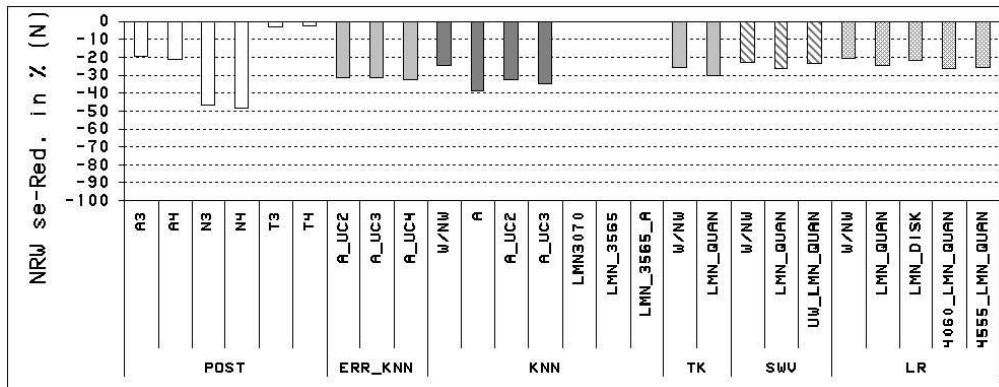
(f) 2. Zufallsauswahl von 600 Segmenten

Abbildung A.14: Korrektur der Waldfläche durch AFS in Abhängigkeit von der Anzahl betrachteter Segmente im TG 5, 1 = kNN-Waldfläche, 2 = LR-Waldfläche, 3 = SWV-Waldfläche, 4 = TK-Waldfläche

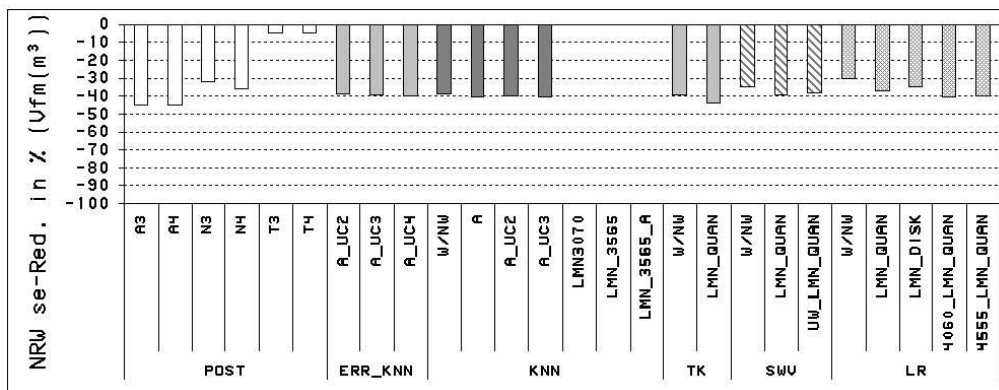
Varianzsenkungspotential verschiedener Stratifizierungsansätze

Nomenklatur für die Tabellen 7.5, Seite 75 und folgende Tabellen:

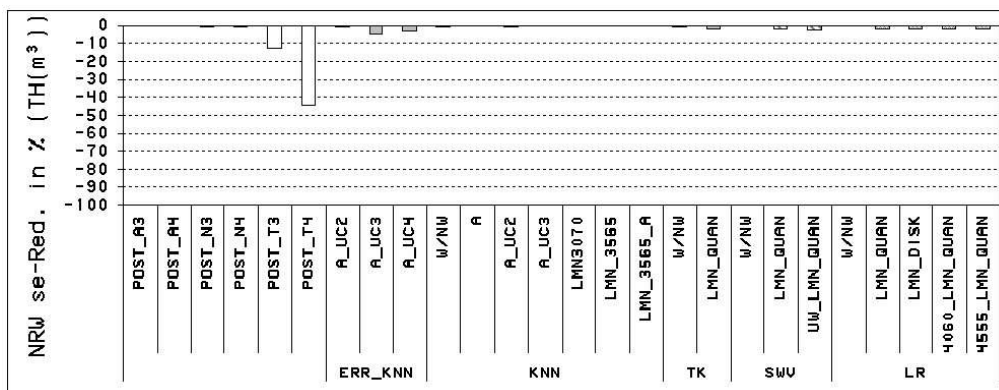
A3	Poststratifizierung nach 3 Altersklassen
A4	Poststratifizierung nach 4 Altersklassen
N3	Poststratifizierung nach 3 Stammzahlklassen
N4	Poststratifizierung nach 4 Stammzahlklassen
T3	Poststratifizierung nach 3 Tothholzklassen
T4	Poststratifizierung nach 4 Tothholzklassen
ERR_KNN_A_UC2	kNN-Karte, basierend auf den BWI I-Plotdaten des 4 km x 4 km Grundnetzes für die Testgebiete 1, 4 und 5, stratifiziert nach 2 Altersklassen durch unüberwachte Klassifizierung
ERR_KNN_A_UC3	kNN-Karte, basierend auf den BWI I-Plotdaten des 4 km x 4 km Grundnetzes für die Testgebiete 1, 4 und 5, stratifiziert nach 3 Altersklassen durch unüberwachte Klassifizierung
ERR_KNN_A_UC4	kNN-Karte, basierend auf den BWI I-Plotdaten des 4 km x 4 km Grundnetzes für die Testgebiete 1, 4 und 5, stratifiziert nach 4 Altersklassen durch unüberwachte Klassifizierung
KNN_W/NW	kNN-Karte, stratifiziert nach Wald und Nichtwald
KNN_A	kNN-Karte, stratifiziert nach 3 Altersklassen durch gutachterliche Festlegung der Klassengrenzen
KNN_A_UC2	kNN-Karte, stratifiziert nach 2 Altersklassen durch unüberwachte Stratifizierung
KNN_A_UC3	kNN-Karte, stratifiziert nach 3 Altersklassen durch unüberwachte Stratifizierung
KNN_LMN3070	kNN-Karte, stratifiziert nach Laub-, Misch- und Nadelwald, wobei Laubwald definiert ist mit mindestens 70 % Laubanteil und Nadelwald mit mindestens 70 % Nadelanteil
KNN_LMN3565	kNN-Karte, stratifiziert nach Laub-, Misch- und Nadelwald, wobei Laubwald definiert ist mit mindestens 65 % Laubanteil und Nadelwald mit mindestens 65 % Nadelanteil
KNN_LMN3565_A	kNN-Karte, stratifiziert nach Laub-, Misch- und Nadelwald und zusätzlich 3 gutachterlich festgelegten Altersklassen, wobei Laubwald definiert ist mit mindestens 65 % Laubanteil und Nadelwald mit mindestens 65 % Nadelanteil
TK_W/NW	TK-Karte, stratifiziert nach Wald und Nichtwald
TK_LMN_QUAN	TK-Karte, stratifiziert nach Laub-, Misch- und Nadelwald mittels Quantil-Methode
SWV_W/NW	SWV-Karte, stratifiziert nach Wald und Nichtwald
SWV_UW_LMN_QUAN	TK-Karte, stratifiziert nach unsicherer Wald, Laub-, Misch- und Nadelwald mittels Quantil-Methode
LR_W/NW	LR-Karte, stratifiziert nach Wald und Nichtwald
LR_LMN_QUAN	LR-Karte, stratifiziert nach Laub-, Misch- und Nadelwald mittels Quantil-Methode
LR_LMN_DISK	LR-Karte, stratifiziert nach Laub-, Misch- und Nadelwald mittels Diskriminanz-Analyse
LR_4060_LMN_QUAN	LR-Karte, stratifiziert nach unsicherer Wald (0,40 $leq p < 0,60$), Laub-, Misch- und Nadelwald mittels Quantil-Methode
LR_4555_LMN_QUAN	LR-Karte, stratifiziert nach unsicherer Wald (0,45 $leq p < 0,55$), Laub-, Misch- und Nadelwald mittels Quantil-Methode



(a) Stammzahl

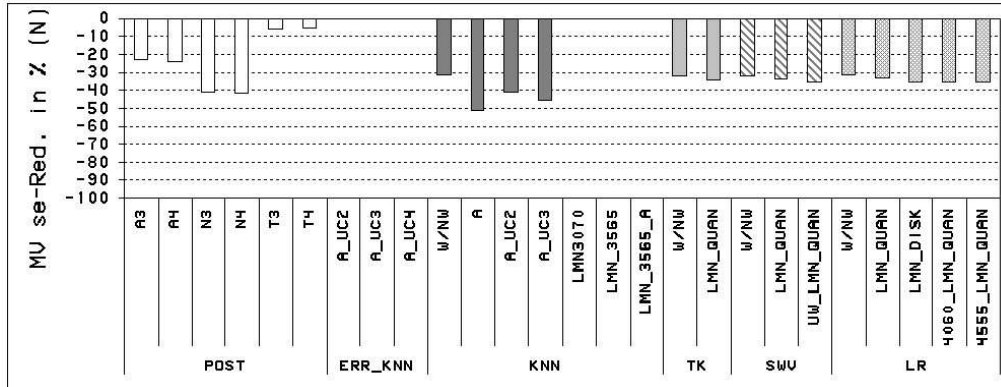


(b) Vorratsfestmeter i.R.

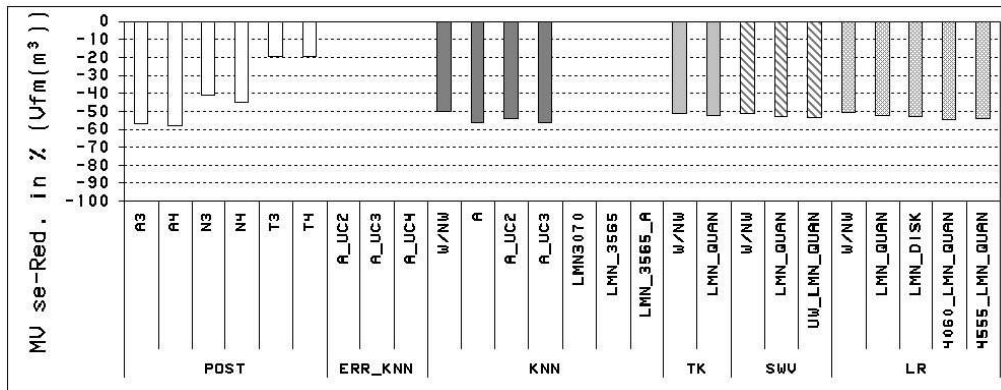


(c) Totholzvorrat

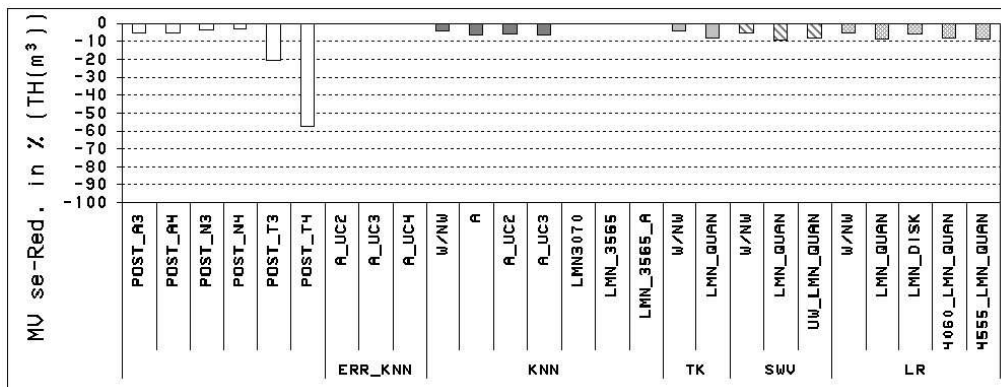
Abbildung A.15: Varianzsenkungspotential verschiedener Stratifizierungsansätze in Nordrhein-Westfalen (TG 1) (vergleiche Tab. 7.5) für die Schätzer der Stammzahl, der Vorratsfestmeter i.R. und des Totholzvorrates



(a) Stammzahl

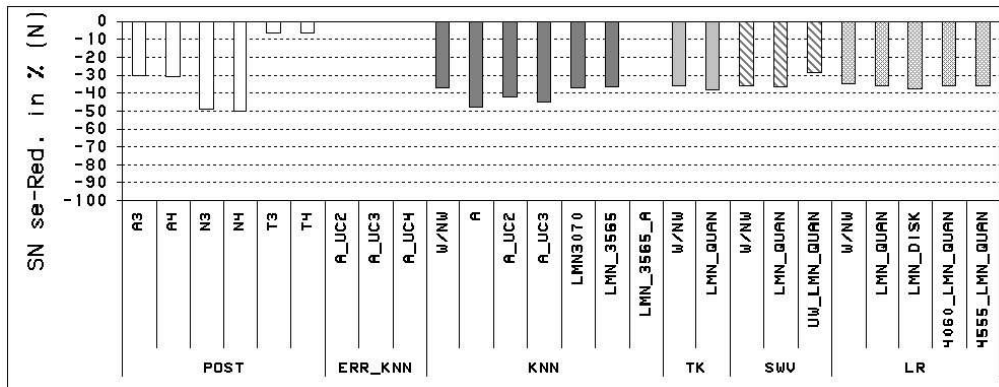


(b) Vorratsfestmeter i.R.

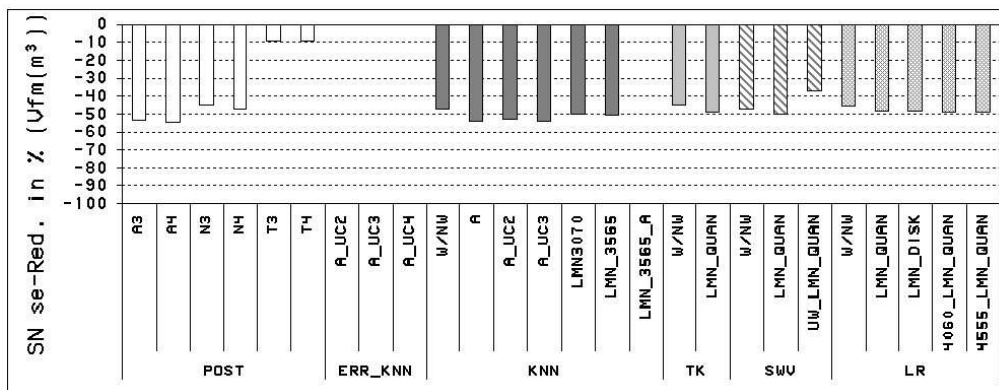


(c) Totholzvorrat

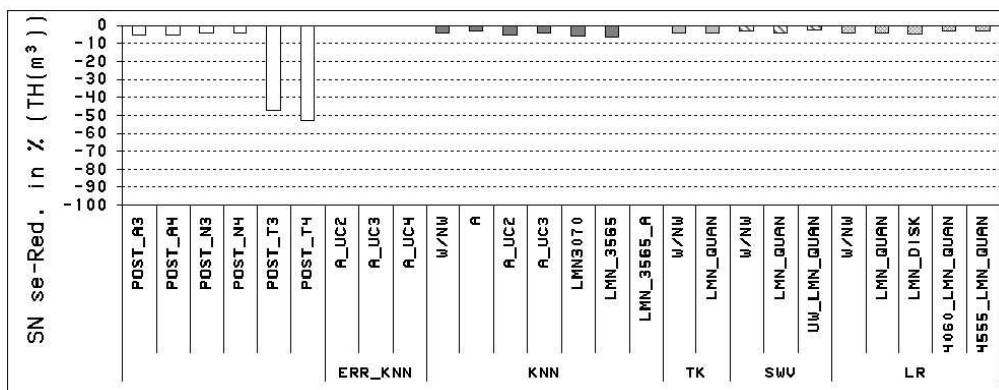
Abbildung A.16: Varianzsenkungspotential verschiedener Stratifizierungsansätze in Mecklenburg-Vorpommern (TG 2) (vergleiche Tab. 7.5) für die Schätzer der Stammzahl, der Vorratsfestmeter i.R. und des Totholzvorrates



(a) Stammzahl

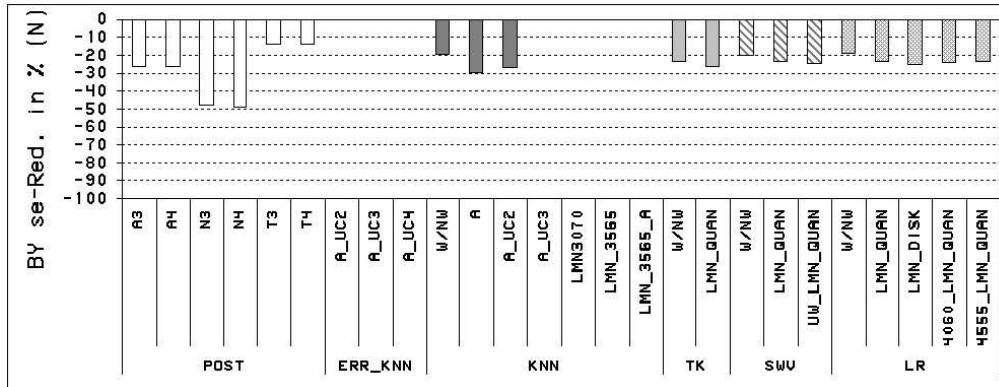


(b) Vorratsfestmeter i.R.

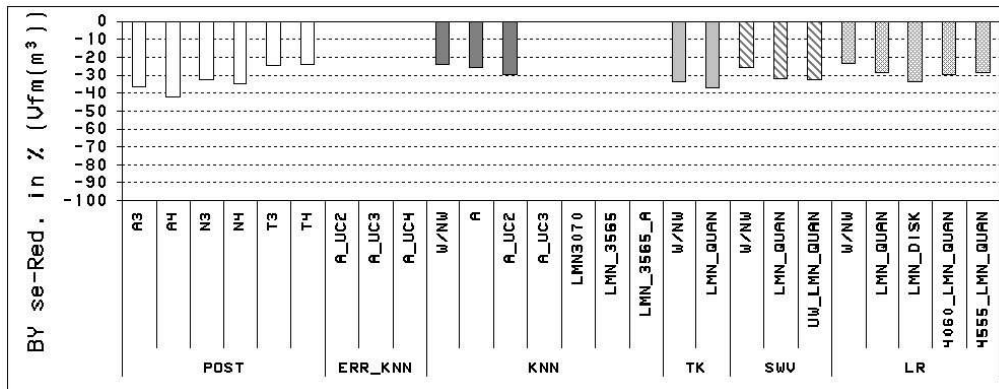


(c) Totholzvorrat

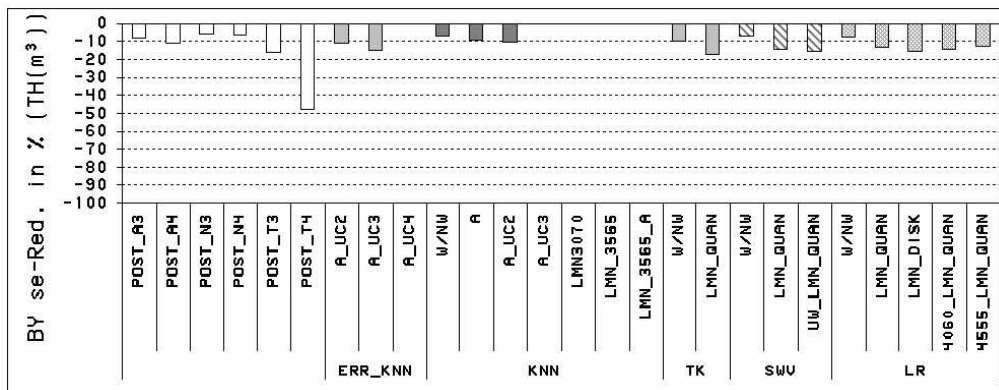
Abbildung A.17: Varianzsenkungspotential verschiedener Stratifizierungsansätze in Sachsen (TG 3) (vergleiche Tab. 7.5) für die Schätzer der Stammzahl, der Vorratsfestmeter i.R. und des Totholzvorrates



(a) Stammzahl

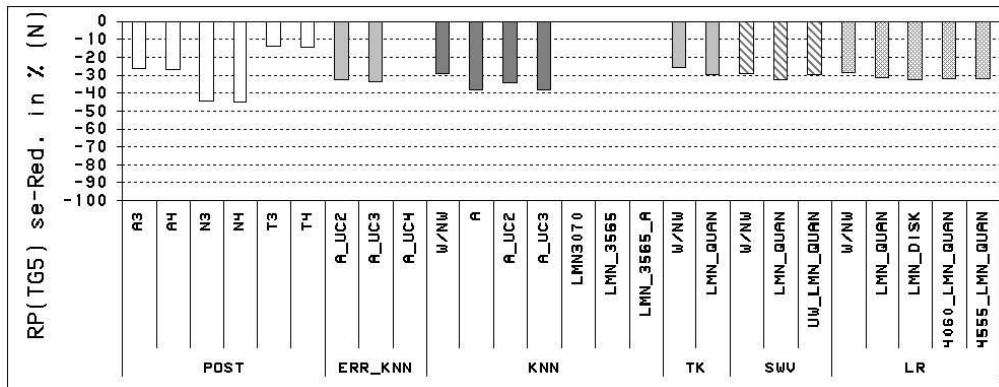


(b) Vorratsfestmeter i.R.

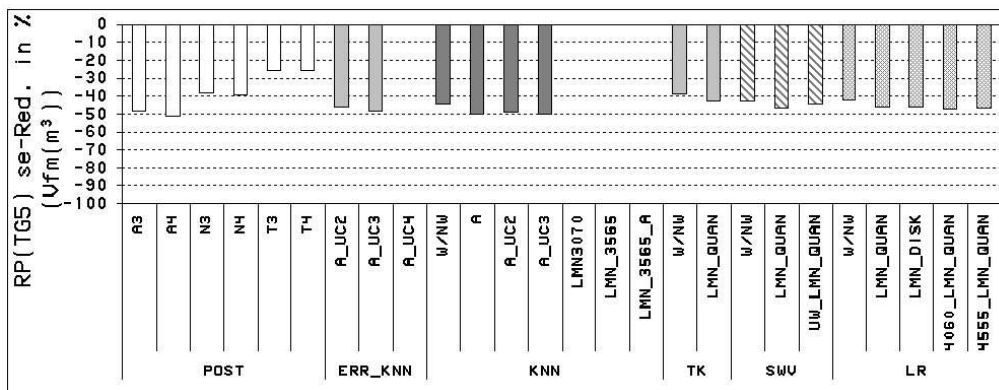


(c) Totholzvorrat

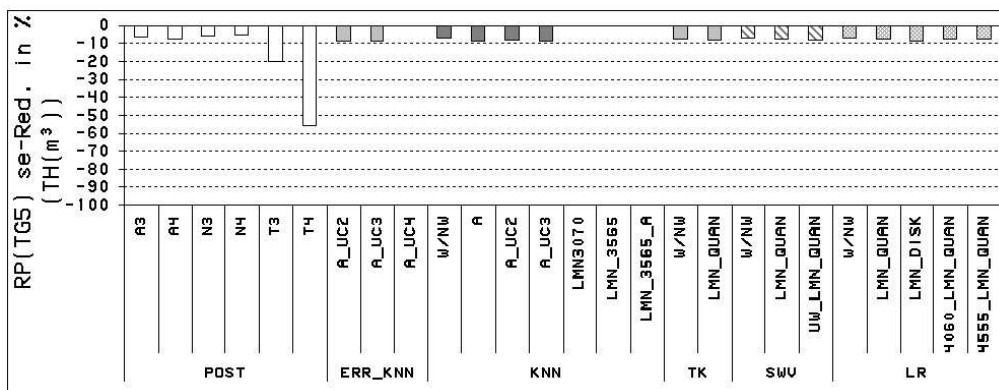
Abbildung A.18: Varianzsenkungspotential verschiedener Stratifizierungsansätze in Bayern (TG 4) (vergleiche Tab. 7.5) für die Schätzer der Stammzahl, der Vorratsfestmeter i.R. und des Totholzvorrates



(a) Stammzahl



(b) Vorratsfestmeter i.R.

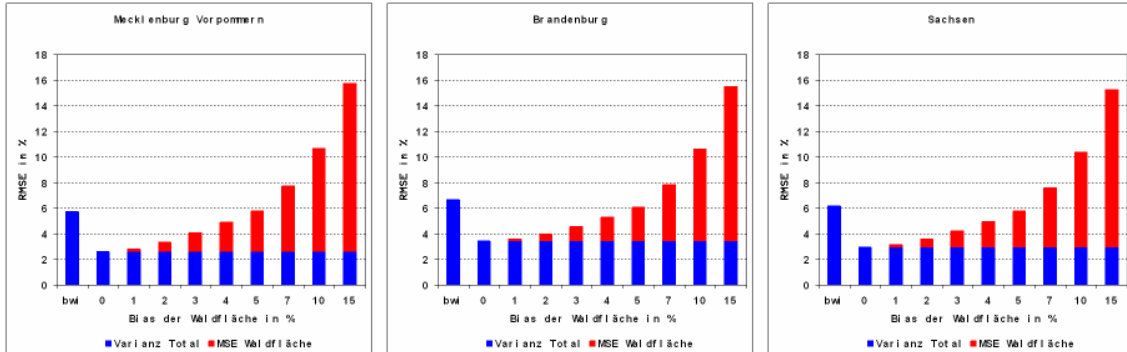


(c) Totholzvorrat

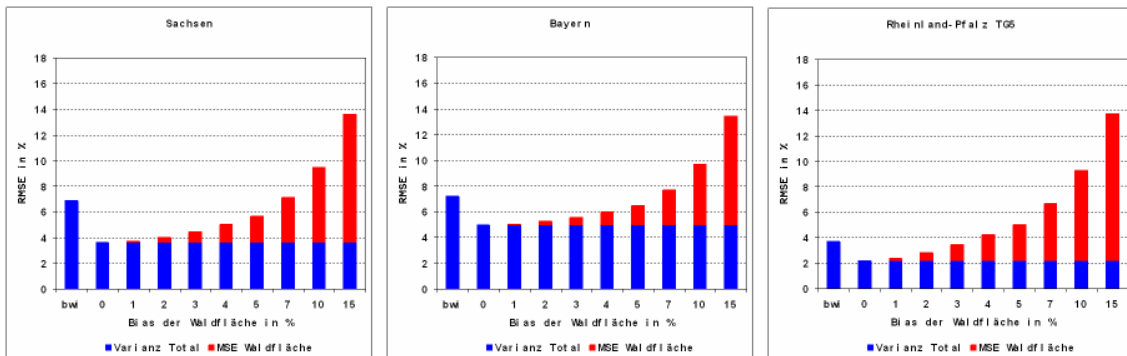
Abbildung A.19: Varianzsenkungspotential verschiedener Stratifizierungsansätze in Rheinland-Pfalz (TG 5) (vergleiche Tab. 7.5) für die Schätzer der Stammzahl, der Vorratsfestmeter i.R. und des Totholzvorrates

A. Abbildungen

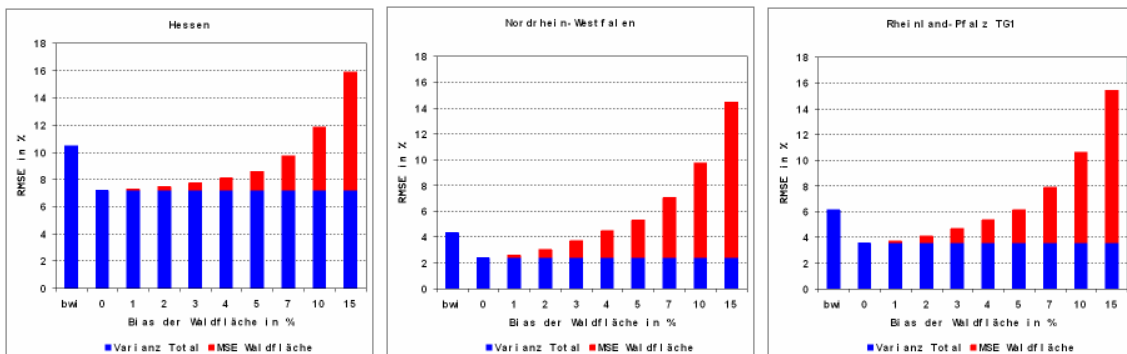
RMSE für Waldflächenbezogene Mittelwerte



(a) RMSE in % für den Vorrat/ha



(b) RMSE in % der Stammzahl/ha



(c) RMSE in % der Grundfläche/ha

Abbildung A.20: RMSE für verschiedene Zielgrößen pro Hektar im Wald unter verschiedenen Annahmen für den prozentualen Bias der Waldfläche

Anhang B

Tabellen

Tabelle B.1: Flächen der in den Testgebieten erfassten Wuchsgebiete

TG	Wuchsgebiet	Fläche in ha
1	Bergisches Land	128158,1724
1	Nördliches hessisches Schiefergebirge	93330,7499
1	Sauerland	486495,4950
1	Westerwald	60202,9341
1	Westfälische Bucht	31788,1030
2	(Mittel-) Mecklenburger Jungmoränenland	263828,0677
2	Mittelbrandenburger Talsand- und Moränenland	43056,8504
2	Nordostbrandenburger Jungmoränenland	11467,8250
2	Ostholsteinisch-Westmecklenburger Jungmoränenland	22092,3386
2	Ostmecklenburg-Nordbrandenburger Jungmoränenland	493748,8257
2	Ostmecklenburg-Vorpommersches Jungmoränenland	39846,8263
2	Ostniedersächsisch-altmärkisches Altmoränenland	81659,9695
3	Düben-Niederlausitzer Altmoränenland	74129,5469
3	Elbsandsteingebirge	30012,8052
3	Erzgebirge	133028,3667
3	Erzgebirgsvorland	2375,1648
3	Lausitzer Löß-Hügelland	70796,8759
3	Oberlausitzer Bergland	34693,0892
3	Sächsisch-Thüringisches Löß-Hügelland	51661,4645
3	Westlausitzer Platte und Elbtalzone	106616,303
4	Bayerische Alpen	249503,1506
4	Schwäbisch-Bayerische Jungmoräne und Molassevorberge	134054,6418
4	Schwäbisch-Bayerische Schotterplatten- und Altmoränenlandschaft	15,4083
5	Oberrheinisches Tiefland und Rhein-Main-Ebene	88445,1589
5	Pfälzerwald	179252,2472
5	Saarländisch-Pfälzisches Muschelkalkgebiet	29850,9711
5	Saar-Nahe Bergland	57290,4948
5	Westricher Moorniederung	4870,7591

B. Tabellen

Tabelle B.2: Flächen der in den Testgebieten erfassten Bundesländer

TG	Bundesland	Fläche in ha
1	Hessen	97740,6318
1	Nordrhein-Westfalen	607741,4367
1	Rheinland-Pfalz	94493,3861
2	Brandenburg	694175,0905
2	Mecklenburg-Vorpommern	261525,6130
3	Sachsen	503313,6173
4	Bayern	383573,2008
5	Rheinland-Pfalz	359709,6313

Tabelle B.3: Flächen der in den Testgebieten erfassten Wuchsgebiete pro Bundesland

TG	BL	Wuchsgebiet	Fläche in ha
1	HE	Nördliches hessisches Schiefergebirge	85032,6355
1	HE	Sauerland	1742,0315
1	HE	Westerwald	10965,9647
1	NRW	Bergisches Land	98456,0039
1	NRW	Nördliches hessisches Schiefergebirge	8298,1144
1	NRW	Sauerland	467743,886
1	NRW	Westerwald	1455,3285
1	NRW	Westfälische Bucht	31788,1030
1	RP	Bergisches Land	29702,1685
1	RP	Sauerland	17009,5766
1	RP	Westerwald	47781,6408
2	BB	(Mittel-) Mecklenburger Jungmoränenland	61144,0569
2	BB	Mittelbrandenburger Talsand- und Moränenland	43056,8504
2	BB	Nordostbrandenburger Jungmoränenland	11122,2987
2	BB	Ostholsteinisch-Westmecklenburger Jungmoränenland	3765,7568
2	BB	Ostmecklenburg-Nordbrandenburger Jungmoränenland	490921,4764
2	BB	Ostmecklenburg-Vorpommersches Jungmoränenland	2504,6814
2	BB	Ostniedersächsisch-altmärkisches Altmoränenland	81659,9695
2	MV	(Mittel-) Mecklenburger Jungmoränenland	202684,0108
2	MV	Nordostbrandenburger Jungmoränenland	345,5262
2	MV	Ostholsteinisch-Westmecklenburger Jungmoränenland	18326,5817
2	MV	Ostmecklenburg-Nordbrandenburger Jungmoränenland	2827,3493
2	MV	Ostmecklenburg-Vorpommersches Jungmoränenland	37342,1449
3	SN	Düben-Niederlausitzer Altmoränenland	74129,5469
3	SN	Elbsandsteingebirge	30012,8052
3	SN	Erzgebirge	133028,3667
3	SN	Erzgebirgsvorland	2375,1648
3	SN	Lausitzer Löß-Hügelland	70796,8759
3	SN	Oberlausitzer Bergland	34693,0892
3	SN	Sächsisch-Thüringisches Löß-Hügelland	51661,4645
3	SN	Westlausitzer Platte und Elbtalzone	106616,303
4	BY	Bayerische Alpen	249503,1506
4	BY	Schwäbisch-Bayerische Jungmoräne und Molassevorberge	134054,6418
4	BY	Schwäbisch-Bayerische Schotterplatten- und Altmoränenlandschaft	15,4083
5	RP	Oberrhinesisches Tiefland und Rhein-Main-Ebene	88445,1589
5	RP	Pfälzerwald	179252,2472
5	RP	Saarländisch-Pfälzisches Muschelkalkgebiet	29850,9711
5	RP	Saar-Nahe Bergland	57290,4948
5	RP	Westricher Moorniederung	4870,7591

Tabelle B.4: Koeffizienten der 7-Kanal-Modelle für die verschiedenen Waldmasken und die Zielgrößen Alter, Durchmesser und Grundfläche pro ha, basierend auf dem jeweiligen Regressionsmodell, erstellt mit den BWI-Punkten, welche in allen Waldmasken als Wald definiert wurden

Szene	ZG	Kanal							1	konst	r ²
		7	6	5	4	3	2	1			
TG1 Nord	Alter	-3,1863	0,3499	3,6788	-0,8282	1,2044	-6,7005	-0,2864	243,9485	0,2400	
TG1 Süd		-0,6563	-2,6964	3,8486	-2,2304	-3,9747	0,0818	1,2749	446,2677	0,2169	
TG2 Ost		-1,4949	-3,8143	3,8407	-2,3866	-2,2457	1,7916	0,3628	534,1932	0,1547	
TG2 West		-2,1843	-1,9651	5,2952	-2,0960	-3,2167	-2,2902	1,3487	420,6466	0,2461	
TG3 Nord		-4,3073	-0,1195	5,2293	-2,1386	-4,3163	-1,9387	0,6237	267,7492	0,1248	
TG3 Süd	-10,1689	-0,0780	8,5558	-2,7129	-7,7238	2,8839	0,2623	233,0663	0,1746		
TG4 Ost	-1,9650	1,8286	2,1598	-1,1434	-1,2548	2,9623	-4,0300	17,7213	0,0326		
TG4 West	-3,8961	-0,6837	7,9405	-3,0768	3,5051	-0,0037	-9,9573	581,8354	0,3291		
TG5 Nord	-1,5128	-2,2294	3,4991	-1,8449	-2,8641	-0,0912	-0,2337	468,7993	0,1229		
TG5 Süd	0,8085	-0,3051	3,4549	-2,1238	-1,6403	-3,5391	-2,0653	406,3719	0,1735		
TG1 Nord	Durchmesser	-13,6501	4,4350	13,0016	-3,6973	0,4870	-25,1114	6,9530	335,0278	0,1101	
TG1 Süd		-2,2622	-3,7464	11,3896	-7,9375	-17,7473	-2,3878	5,7965	1164,1355	0,1355	
TG2 Ost		-2,1600	-19,0772	11,2737	-6,2630	-5,7110	2,4928	-2,1693	2918,6678	0,1583	
TG2 West		-6,9253	-13,6297	18,0056	-6,1535	-13,7198	-12,2143	6,8277	2444,4847	0,2261	
TG3 Nord		-18,0835	-7,9319	20,5807	-6,0731	-20,6177	-14,5108	-1,6825	2357,6738	0,1332	
TG3 Süd	-28,4006	2,9603	27,6571	-7,7664	-32,6958	-7,3653	6,0603	848,1247	0,1789		
TG4 Ost	-10,6760	9,0785	1,6631	1,0821	-5,4040	15,5970	-9,6332	-607,3996	0,0399		
TG4 West	-3,1707	1,4301	13,6581	-5,7418	-0,8084	-3,5689	-3,8331	426,1915	0,1332		
TG5 Nord	-1,5319	-9,2677	8,5036	-4,3914	-12,6269	-3,4638	0,2381	1980,2709	0,1497		
TG5 Süd	-0,0918	4,1052	10,6140	-6,5786	-9,4968	-15,7159	0,3949	640,5290	0,1482		
TG1 Nord	Grundfläche	-2,3314	1,5186	0,5831	0,0159	-0,2912	0,0492	-0,6961	-90,9943	0,1908	
TG1 Süd		-0,4964	-0,6893	-0,2865	-0,0476	-0,4361	0,1098	0,6635	116,0366	0,2026	
TG2 Ost		-0,7892	-0,2960	0,0285	-0,0894	-0,5772	-0,0254	0,2679	93,3467	0,0455	
TG2 West		0,0086	-0,4425	-0,4190	0,0917	-0,7029	-0,2568	0,4775	98,8376	0,0484	
TG3 Nord		-1,0170	1,2499	0,0001	-0,0356	-0,4580	-0,6869	0,2878	-71,8250	0,1014	
TG3 Süd	0,1586	0,2924	-0,0805	0,0521	-1,4893	-1,1290	0,8436	26,1396	0,0583		
TG4 Ost	-0,1814	1,2904	-1,3141	1,0329	-1,4551	1,5861	1,7293	-239,0875	0,1677		
TG4 West	0,1333	-2,0180	-0,8829	0,9850	3,0204	-6,0508	4,1567	171,5455	0,1828		
TG5 Nord	-0,5288	-0,0968	-0,1083	0,0541	-0,7262	-0,4335	0,9263	43,1549	0,1041		
TG5 Süd	-0,5296	0,5396	-0,3558	0,2715	0,7110	-0,3581	0,1290	-44,5414	0,0548		

Tabelle B.5: Koeffizienten der 7-Kanal-Modelle für die verschiedenen Waldmasken und die Zielgrößen Stammzahl pro ha und Erntefestmeter pro ha, basierend auf dem jeweiligen Regressionsmodell, erstellt mit den BWI-Punkten, welche in allen Waldmasken als Wald definiert wurden

Szene	ZG	Kanal							r ²	
		7	6	5	4	3	2	1		konst
TG1 Nord	Stamm-	30,2351	8,1647	-58,6765	27,0478	-27,2152	130,2243	-63,5738	-1082,6284	0,2425
TG1 Süd	zahl	-16,1626	0,9078	-45,2580	35,4676	34,7129	43,9842	-25,0042	-931,0614	0,1916
TG2 Ost		-80,1415	120,1601	-7,7385	10,9521	-32,2708	-71,8520	46,4917	-12279,2606	0,1371
TG2 West		63,1291	99,0455	-133,8386	57,5412	45,1673	74,4631	-8,8394	-15995,3139	0,2454
TG3 Nord		-4,1159	-0,0578	-89,5391	44,6428	39,2316	12,8039	101,8858	-6006,1001	0,1821
TG3 Süd		216,9817	-47,5003	-140,1266	30,2704	64,2586	29,9425	31,3895	407,2939	0,1202
TG4 Ost		-4,6029	5,5803	-26,9962	30,7755	-2,7369	-35,0533	51,5502	-2034,4769	0,1129
TG4 West		13,4195	-101,3369	-78,8155	56,9818	66,5556	-237,5352	273,8035	5066,7761	0,4196
TG5 Nord		-24,6949	28,5711	-38,6749	25,2472	29,5394	2,5276	0,4636	-3280,6989	0,1473
TG5 Süd		11,9239	8,3798	-55,5371	37,1299	37,2744	28,1383	1,6851	-2966,9460	0,1264
TG1 Nord	Ernte-	-36,4663	17,7137	16,9213	-3,3879	0,8566	-15,8574	-2,5593	-877,7571	0,1293
TG1 Süd	fest-	-2,8164	-8,2488	1,8306	-5,1749	-14,3497	-4,0612	14,6366	1462,9899	0,1717
TG2 Ost	meter	-4,3376	-17,6011	3,4715	-2,8845	-8,3182	7,7017	3,1492	2455,0470	0,0355
TG2 West		-3,5802	-15,8018	6,2021	-3,6307	-11,8886	-8,8667	5,6058	2795,2004	0,0487
TG3 Nord		-17,4826	14,3183	12,1979	-4,8496	-13,7381	-13,7229	-7,7767	147,9019	0,1230
TG3 Süd		-15,7537	7,0765	9,0160	-2,4073	-22,2929	-8,2817	10,5312	-45,3606	0,0927
TG4 Ost		-0,8579	24,5956	-16,9175	11,7727	-31,2005	32,7062	22,7585	-4204,9395	0,1691
TG4 West		-0,4273	-14,7182	-5,6105	10,5267	20,9646	-63,8694	49,9593	867,9327	0,1538
TG5 Nord		-2,2697	-7,3285	2,5208	-1,2527	-18,2949	-10,2701	15,5559	1361,3467	0,0984
TG5 Süd		-7,5339	1,8475	3,5296	-0,6794	-3,5989	-15,0993	6,0939	532,7387	0,0191

Tabelle B.6: Koeffizienten der Diskriminanzfunktionen nach Fisher für Bestockungstyp Nadel- (20), Misch- (33), Laubwald (10) im TG1, Szene Nord, TG1, Szene Süd, TG2, Szene West, TG3, Szene Nord, TG4, Szene Ost, TG4, Szene West, TG5, Szene Nord, TG5, Szene Süd

Kanal	tg1n btgrob			tg1s btgrob		
	10	20	33	10	20	33
1	14,750	14,486	14,772	8,953	8,819	9,114
2	-3,046	-2,760	-2,825	-3,350	-3,015	-3,162
3	-7,088	-6,958	-7,301	-10,445	-10,610	-10,700
4	,840	,758	,638	2,358	2,313	2,436
5	-1,588	-1,783	-1,491	-4,464	-4,686	-4,740
6	16,795	16,979	16,835	34,749	34,821	34,896
7	,296	,396	,310	5,233	5,466	5,583
Konst.	-1369,097	-1379,334	-1368,953	-2356,955	-2357,399	-2386,342

Kanal	tg2w btgrob			tg3n btgrob		
	10	20	33	10	20	33
1	3,837	3,723	3,751	12,417	12,209	12,550
2	17,502	17,977	18,101	3,482	3,660	3,207
3	-15,157	-14,997	-15,479	-7,905	-7,579	-7,715
4	1,693	1,609	1,677	,121	,076	,070
5	-,110	-,426	-,087	-3,311	-3,554	-3,496
6	67,247	67,711	67,607	39,367	39,733	39,873
7	-12,062	-12,110	-12,272	-1,504	-1,536	-1,365
Konst.	-4444,666	-4499,304	-4494,582	-2398,271	-2430,973	-2449,176

Kanal	tg4w btgrob			tg4o btgrob		
	10	20	33	10	20	33
1	2,724	2,036	2,698	5,953	5,812	5,908
2	-1,580	-1,258	-2,016	1,957	2,197	2,147
3	-11,336	-11,246	-11,220	-8,732	-8,631	-8,866
4	-1,501	-1,430	-1,427	-,379	-,369	-,529
5	-6,169	-6,731	-6,092	-2,676	-2,884	-2,590
6	29,911	30,257	29,392	18,190	18,223	18,107
7	16,577	17,229	16,615	4,257	4,393	4,242
Konst.	-1775,081	-1793,496	-1707,490	-1215,624	-1218,191	-1201,299

Kanal	tg5n btgrob			tg5s btgrob		
	10	20	33	10	20	33
1	4,807	4,839	4,734	27,282	27,152	27,231
2	8,004	8,072	7,734	-9,185	-8,894	-9,467
3	-14,219	-14,236	-14,002	-19,682	-19,566	-19,471
4	,344	,245	,256	,633	,599	,682
5	-,568	-,613	-,477	-2,923	-3,073	-3,125
6	27,811	27,872	27,860	45,278	45,490	45,369
7	-,111	-,187	-,275	4,910	4,902	5,182
Konst.	-1928,511	-1927,196	-1918,278	-3410,091	-3435,764	-3412,855

B. Tabellen

Tabelle B.7: Differenz aus unterem Laubholz- (Q1) und oberem Nadelholzquartil (Q3); absolut und in Prozent des abgedeckten Grauwertebereichs eines unsigned-8-bit-verschlüsselten Kanales; n = nord, o = ost, s = süd, w = west; Kanalbelegung siehe Tabelle 3.4, Seite 37

Quartile	TG1n	TG1s	TG2o	TG2w	TG3n	TG3s	TG4o	TG4w	TG5n	TG5s	mean
K4 abs	20,0	7,0	7,0	6,0	2,0	0,0	-4,5	-11,0	10,0	3,0	4,0
K4 %	12,3	5,0	5,9	4,8	1,6	0,0	-3,6	-8,7	7,9	2,4	2,8
K5 abs	18,0	8,0	8,0	6,0	3,0	0,0	-3,0	-5,0	7,0	3,0	4,5
K5 %	10,5	6,4	5,3	6,1	3,1	0,0	-3,1	-5,1	7,1	3,1	3,3
BSI abs	-1,0	-1,0	-1,0	-2,0	-2,0	-1,0	-3,0	-2,0	-4,0	-3,0	-2,0
BSI %	-1,6	-1,5	-1,6	-1,2	-1,2	-0,6	-1,8	-1,2	-2,4	-1,8	-1,5
DD abs	40,0	15,0	11,0	12,0	4,0	4,0	-5,5	-21,0	21,0	6,0	8,7
DD %	16,9	6,3	4,5	5,2	1,7	1,7	-2,4	-9,1	9,1	2,6	3,7
IPVI abs	6,5	2,0	2,0	1,0	0,0	-1,0	0,0	-3,0	2,0	1,0	1,1
IPVI %	9,6	3,1	2,9	1,3	0,0	-1,3	0,0	-3,8	2,6	1,3	1,6
NDVI abs	12,5	4,0	4,0	3,0	0,0	-1,0	0,0	-6,0	4,0	2,0	2,3
NDVI %	9,2	3,1	2,9	1,9	0,0	-0,6	0,0	-3,9	2,6	1,3	1,6
SAVI05 abs	13,5	4,0	4,0	3,0	-1,0	-1,0	0,0	-6,0	5,0	2,0	2,4
SAVI05 %	9,5	2,9	2,8	1,9	-0,6	-0,6	0,0	-3,8	3,2	1,3	1,7
SAVI25 abs	16,5	4,5	5,0	3,0	0,0	-1,0	0,0	-8,0	6,0	3,0	2,9
SAVI25 %	9,8	2,8	2,9	1,8	0,0	-0,6	0,0	-4,9	3,7	1,8	1,7

Tabelle B.8: n_{opt} unter einem *quadratischen Traktdesign (QTD)* für das mittlere Alter unter dem Modell der *antizipierten Varianz* über alle Testgebiete; oben Szenario I, unten Szenario II, rel = relativer Anteil benötigter Stichproben bei Szenario II | 1 - rel = Punkt-Reduktionspotential gegenüber Szenario I

W	BL	knn			swv			post		
		Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz
1	HE	365	92	3253,37	321	81	3468,48	420	106	3032,86
1	NRW	1830	461	3630,82	1480	373	4037,09	1869	471	3592,77
1	RP	272	68	3718,69	238	60	3974,24	272	68	3718,16
2	BB	1957	491	3758,29	1917	481	3797,21	2127	534	3604,98
2	MV	754	190	3707,90	702	177	3841,04	761	192	3690,51
3	SN	1308	329	3910,95	1245	313	4009,16	1352	340	3847,79
4	BY	1513	379	3179,34	1373	344	3338,17	1728	433	2975,54
5	RP	1656	414	2945,98	1422	356	3179,12	1543	386	3051,80
	Sum	9655	2426		8698	2186		10071	2531	
	MW			3564,71			3747,29			3488,90
1	HE	162	41	4882,57	143	36	5206,92	198	50	4413,03
1	NRW	810	204	5457,75	654	165	6074,72	879	221	5239,41
1	RP	120	30	5589,68	105	26	5976,15	128	32	5422,94
2	BB	865	217	5652,08	849	213	5707,80	1000	251	5257,20
2	MV	334	84	5573,52	311	78	5773,03	358	90	5382,31
3	SN	578	145	5884,28	550	138	6030,48	635	160	5615,58
4	BY	672	169	4769,28	610	153	5007,79	817	205	4328,08
5	RP	738	185	4412,97	633	158	4764,06	729	183	4439,00
	Sum	4280	1075		3854	969		4743	1192	
	MW			5356,56			5631,49			5085,58
	rel	0,44			0,44			0,47		

Tabelle B.9: n_{opt} unter einem *quadratischen Traktdesign (QTD)* für das mittlere Alter unter dem Modell der *antizipierten Varianz* pro Bundesland und Testgebiet; oben Szenario I, unten Szenario II, rel = relativer Anteil benötigter Stichproben bei Szenario II | 1 - rel = Punkt-Reduktionspotential gegenüber Szenario I

W	BL	knn			swv			post		
		Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz
1	HE	250	63	3929,71	206	52	4331,75	264	67	3823,67
1	NRW	1415	357	4128,10	1132	285	4616,05	1540	388	3957,64
1	RP	974	245	1963,84	854	215	2097,77	1029	259	1910,53
2	BB	1728	434	3999,36	1654	415	4087,71	1840	462	3876,09
2	MV	2469	623	2048,80	2319	585	2114,13	2596	655	1997,88
3	SN	2456	618	2854,80	2304	579	2947,14	2570	646	2790,73
4	BY	825	207	4306,47	764	192	4473,88	981	246	3949,01
5	RP	3589	898	2001,21	3249	813	2103,31	3651	914	1984,00
	Sum	13706	3445		12482	3137		14472	3637	
	MW			3397,13			3588,43			3266,08
1	HE	97	25	6305,78	84	21	6771,25	123	31	5595,74
1	NRW	644	162	6120,15	509	128	6882,23	713	180	5816,55
1	RP	450	113	2890,02	395	99	3084,19	485	122	2781,86
2	BB	753	189	6060,54	748	188	6080,66	888	223	5580,34
2	MV	1139	287	3016,99	1071	270	3110,13	1241	313	2889,50
3	SN	1109	279	4248,72	1068	268	4329,62	1237	311	4021,83
4	BY	363	91	6492,80	327	82	6837,11	458	115	5781,96
5	RP	1701	426	2906,42	1466	367	3131,38	1708	427	2900,91
	Sum	6255	1572		5668	1424		6853	1722	
	MW			5089,26			5362,06			4749,64
	rel	0,46			0,45			0,47		

B. Tabellen

Tabelle B.10: n_{opt} unter einem *einfachen Punktdesign (SRS)* für das mittlere Alter unter dem Modell der *antizipierten Varianz* pro Bundesland und Testgebiet; oben Szenario I, unten Szenario II, rel = relativer Anteil benötigter Stichproben bei Szenario II | 1 - rel = Punkt-Reduktionspotential gegenüber Szenario I

W	BL	knn			swv			post		
		Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz
1	HE	148	148	2573,28	96	96	3184,20	81	81	3464,34
1	NRW	665	665	3023,72	559	559	3295,84	496	496	3500,96
1	RP	492	492	1386,56	394	394	1549,23	332	332	1685,99
2	BB	750	750	3041,48	602	602	3396,36	546	546	3566,29
2	MV	1013	1013	1606,68	871	871	1732,40	774	774	1837,70
3	SN	1117	1117	2122,94	888	888	2380,66	778	778	2544,30
4	BY	337	337	3373,05	338	338	3367,35	301	301	3567,03
5	RP	1384	1384	1612,19	1239	1239	1704,05	1138	1138	1777,58
	Sum	5905	5905		4988	4988		4447	4447	
	MW			2562,70			2789,28			2954,45
1	HE	57	57	4129,20	39	39	4977,43	38	38	5069,88
1	NRW	302	302	4482,84	252	252	4913,88	230	230	5145,38
1	RP	227	227	2040,48	182	182	2277,72	157	157	2454,92
2	BB	327	327	4608,99	272	272	5052,25	263	263	5134,34
2	MV	467	467	2365,94	403	403	2548,56	370	370	2657,83
3	SN	504	504	3159,51	411	411	3497,41	374	374	3666,70
4	BY	148	148	5085,50	145	145	5146,09	141	141	5222,68
5	RP	656	656	2341,43	559	559	2536,97	532	532	2599,10
	Sum	2689	2689		2263	2263		2105	2105	
	MW			3837,80			4166,35			4295,91
	rel	0,46			0,45			0,47		

Tabelle B.11: n_{opt} unter einem *quadratischen Trakttdesign (QTD)* für das mittlere Alter nach dem Verhältnis von Stichprobenvarianz s^2 und Stichprobenanzahl n pro Bundesland und Testgebiet; oben Szenario I, unten Szenario II, rel = relativer Anteil benötigter Stichproben bei Szenario II | 1 - rel = Punkt-Reduktionspotential gegenüber Szenario I

W	BL	knn			swv			post		
		Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz
1	HE	261	66	3848	261	66	3848	261	66	3848
1	NRW	1516	382	3989	1516	382	3989	1516	382	3989
1	RP	990	249	1948	990	249	1948	990	249	1948
2	BB	1796	451	3923	1796	451	3923	1796	451	3923
2	MV	2552	644	2015	2552	644	2015	2552	644	2015
3	SN	2497	628	2831	2497	628	2831	2497	628	2831
4	BY	977	245	3957	977	245	3957	977	245	3957
5	RP	3600	901	1998	3600	901	1998	3600	901	1998
	Sum	14189	3566		14189	3566		14189	3566	
	MW			3064			3064			3064
1	HE	105	26	6079	202	51	4371	63	16	7856
1	NRW	680	171	5955	1293	326	4318	389	98	7871
1	RP	324	82	3403	613	154	2476	198	50	4358
2	BB	450	113	7834	607	152	6751	237	59	10806
2	MV	581	147	4224	912	230	3371	399	101	5097
3	SN	524	132	6177	830	209	4910	339	85	7681
4	BY	710	178	4640	695	174	4691	231	58	8138
5	RP	981	245	3828	1748	438	2867	822	206	4182
	Sum	4356	1095		6900	1734		2677	673	
	MW			5268			4219			6999
	rel	0,35			0,53			0,19		

Tabelle B.12: n_{opt} unter einem *quadratischen Traktdesign (QTD)* für den mittleren Durchmesser unter dem Modell der *antizipierten Varianz* über alle Testgebiete; oben Szenario I, unten Szenario II, rel = relativer Anteil benötigter Stichproben bei Szenario II | 1 - rel = Punkt-Reduktionspotential gegenüber Szenario I

W	BL	knn			swv			post		
		Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz
1	HE	293	74	3630,97	282	71	3705,39	343	87	3359,34
1	NRW	2101	529	3388,44	1863	469	3598,10	2152	542	3347,50
1	RP	325	82	3400,24	306	77	3506,80	318	80	3435,12
2	BB	2116	531	3614,41	2123	533	3608,66	2296	576	3470,15
2	MV	868	219	3456,20	841	212	3510,23	887	224	3417,80
3	SN	1469	369	3691,30	1422	358	3751,12	1524	383	3623,18
4	BY	1317	330	3407,80	1250	313	3498,22	1556	390	3135,74
5	RP	1495	374	3101,07	1372	343	3236,32	1438	360	3161,52
	Sum	9983	2509		9458	2377		10514	2643	
	MW			3473,67			3563,05			3382,00
1	HE	133	34	5386,17	128	32	5504,10	163	41	4868,12
1	NRW	957	241	5021,04	845	213	5342,06	1025	258	4850,48
1	RP	148	37	5036,94	139	35	5202,59	152	38	4977,46
2	BB	962	242	5360,65	963	242	5357,69	1092	274	5030,39
2	MV	395	100	5121,28	382	96	5208,01	423	107	4952,26
3	SN	668	168	5475,44	645	162	5571,43	725	182	5254,48
4	BY	600	150	5049,77	568	142	5191,22	742	186	4539,47
5	RP	683	171	4587,62	625	156	4795,52	686	172	4575,78
	Sum	4545	1142		4294	1079		5008	1259	
	MW			5148,60			5288,58			4900,60
	rel	0,46			0,45			0,48		

Tabelle B.13: n_{opt} unter einem *quadratischen Traktdesign (QTD)* für den mittleren Durchmesser unter dem Modell der *antizipierten Varianz* pro Bundesland und Testgebiet; oben Szenario I, unten Szenario II, rel = relativer Anteil benötigter Stichproben bei Szenario II | 1 - rel = Punkt-Reduktionspotential gegenüber Szenario I

W	BL	knn			swv			post		
		Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz
1	HE	253	64	3907,51	230	58	4098,43	274	69	3757,38
1	NRW	1466	369	4055,64	1306	329	4297,24	1592	401	3892,30
1	RP	968	243	1970,25	921	232	2019,66	1035	260	1904,98
2	BB	1727	434	4001,14	1703	428	4029,26	1844	463	3872,05
2	MV	2475	625	2046,33	2407	607	2074,86	2615	660	1990,93
3	SN	2442	614	2862,73	2359	593	2912,52	2576	648	2787,12
4	BY	821	206	4315,10	781	196	4425,63	983	246	3945,65
5	RP	3616	905	1993,56	3485	872	2030,78	3727	933	1963,66
	Sum	13769	3460		13192	3315		14646	3681	
	MW			3383,65			3476,25			3245,51
1	HE	105	26	6077,21	100	25	6215,17	131	33	5431,20
1	NRW	694	175	5893,48	610	154	6286,89	754	190	5655,17
1	RP	470	118	2826,93	442	111	2915,80	488	123	2774,68
2	BB	772	194	5982,37	777	195	5965,22	892	224	5567,23
2	MV	1159	293	2989,73	1124	284	3036,08	1258	317	2870,73
3	SN	1131	284	4206,33	1095	276	4274,12	1245	313	4008,69
4	BY	357	90	6544,58	336	84	6752,14	459	115	5770,88
5	RP	1747	437	2867,91	1604	401	2993,83	1780	446	2841,26
	Sum	6437	1618		6088	1530		7008	1761	
	MW			5008,40			5148,36			4695,95
	rel	0,47			0,46			0,48		

B. Tabellen

Tabelle B.14: n_{opt} unter einem *einfachen Punktdesign (SRS)* für den mittleren Durchmesser unter dem Modell der *antizipierten Varianz* pro Bundesland und Testgebiet; oben Szenario I, unten Szenario II, rel = relativer Anteil benötigter Stichproben bei Szenario II | 1 - rel = Punkt-Reduktionspotential gegenüber Szenario I

W	BL	knn			swv			post		
		Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz
1	HE	131	131	2733,43	104	104	3068,71	86	86	3376,70
1	NRW	638	638	3085,19	613	613	3148,05	519	519	3422,18
1	RP	437	437	1470,25	412	412	1515,28	340	340	1666,06
2	BB	692	692	3166,66	612	612	3367,15	546	546	3567,26
2	MV	953	953	1656,84	895	895	1709,77	780	780	1831,13
3	SN	1003	1003	2239,84	908	908	2354,20	776	776	2547,43
4	BY	340	340	3358,99	343	343	3342,98	301	301	3569,13
5	RP	1300	1300	1663,47	1294	1294	1667,07	1154	1154	1765,14
	Sum	5495	5495		5181	5181		4502	4502	
	MW			2640,25			2733,83			2933,97
1	HE	54	54	4251,20	45	45	4653,62	41	41	4880,94
1	NRW	302	302	4483,26	287	287	4605,61	246	246	4972,13
1	RP	212	212	2109,53	197	197	2187,62	160	160	2426,67
2	BB	310	310	4734,69	279	279	4984,98	264	264	5129,01
2	MV	446	446	2420,67	418	418	2501,85	375	375	2640,31
3	SN	465	465	3291,09	422	422	3454,79	375	375	3663,94
4	BY	148	148	5094,47	147	147	5100,35	141	141	5220,18
5	RP	628	628	2393,06	596	596	2457,64	551	551	2554,02
	Sum	2565	2565		2391	2391		2153	2153	
	MW			3907,26			4048,46			4244,86
	rel	0,47			0,46			0,48		

Tabelle B.15: n_{opt} unter einem *quadratischen Trakttdesign (QTD)* für den mittleren Durchmesser nach dem Verhältnis von Stichprobenvarianz s^2 und Stichprobenanzahl n pro Bundesland und Testgebiet; oben Szenario I, unten Szenario II, rel = relativer Anteil benötigter Stichproben bei Szenario II | 1 - rel = Punkt-Reduktionspotential gegenüber Szenario I

W	BL	knn			swv			post		
		Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz
1	HE	261	66	3848	261	66	3848	261	66	3848
1	NRW	1516	382	3989	1516	382	3989	1516	382	3989
1	RP	990	249	1948	990	249	1948	990	249	1948
2	BB	1796	451	3923	1796	451	3923	1796	451	3923
2	MV	2552	644	2015	2552	644	2015	2552	644	2015
3	SN	2497	628	2831	2497	628	2831	2497	628	2831
4	BY	977	245	3957	977	245	3957	977	245	3957
5	RP	3600	901	1998	3600	901	1998	3600	901	1998
	Sum	14189	3566		14189	3566		14189	3566	
	MW			3064			3064			3064
1	HE	107	27	6000	169	43	4777	44	11	9374
1	NRW	645	163	6114	1035	261	4828	283	71	9239
1	RP	372	93	3180	495	124	2756	207	52	4261
2	BB	461	116	7740	506	127	7388	219	55	11231
2	MV	610	154	4121	763	192	3686	346	87	5472
3	SN	561	141	5973	716	180	5289	303	76	8124
4	BY	698	175	4681	677	170	4754	223	56	8274
5	RP	911	228	3972	1234	309	3413	589	147	4940
	Sum	4365	1097		5594	1406		2214	556	
	MW			5223			4611			7615
	rel	0,35			0,44			0,16		

Tabelle B.16: n_{opt} unter einem *quadratischen Traktendesign (QTD)* für das Erntevolumen in Efm o.R. unter dem Modell der *antizipierten Varianz* über alle Testgebiete; oben Szenario I, unten Szenario II, rel = relativer Anteil benötigter Stichproben bei Szenario II | 1 - rel = Punkt-Reduktionspotential gegenüber Szenario I

W	BL	knn			swv			post		
		Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz
1	HE	246	62	3967,55	243	61	3990,86	268	68	3797,37
1	NRW	1791	451	3669,88	1721	434	3743,15	1910	481	3553,20
1	RP	270	68	3731,57	270	68	3730,22	269	68	3739,36
2	BB	1667	419	4072,72	1697	426	4036,43	1891	475	3823,93
2	MV	670	169	3934,22	655	165	3979,04	720	182	3794,56
3	SN	1162	292	4150,79	1129	284	4209,49	1215	306	4058,03
4	BY	1390	349	3317,09	1347	338	3369,88	1741	436	2964,43
5	RP	1287	322	3342,20	1204	301	3455,21	1303	326	3321,35
	Sum	8481	2131		8266	2077		9316	2341	
	MW			3793,97			3835,16			3632,26
1	HE	111	28	5907,17	109	27	5963,91	121	31	5648,88
1	NRW	810	204	5457,06	772	195	5587,76	865	218	5280,04
1	RP	122	31	5548,04	121	31	5565,96	122	31	5558,80
2	BB	751	189	6065,59	760	191	6032,41	854	215	5688,35
2	MV	302	76	5854,40	293	74	5943,52	326	82	5642,40
3	SN	524	132	6182,55	505	127	6294,12	548	138	6041,08
4	BY	631	158	4924,76	606	152	5022,21	792	199	4393,58
5	RP	584	146	4960,76	542	136	5149,34	592	148	4928,52
	Sum	3835	964		3709	932		4220	1061	
	MW			5644,04			5726,75			5399,01
	rel	0,45			0,45			0,45		

Tabelle B.17: n_{opt} unter einem *quadratischen Traktendesign (QTD)* für das Erntevolumen in Efm o.R. unter dem Modell der *antizipierten Varianz* pro Bundesland und Testgebiet; oben Szenario I, unten Szenario II, rel = relativer Anteil benötigter Stichproben bei Szenario II | 1 - rel = Punkt-Reduktionspotential gegenüber Szenario I

W	BL	knn			swv			post		
		Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz
1	HE	228	58	4119,10	222	56	4169,85	256	65	3884,37
1	NRW	1332	336	4254,97	1292	326	4319,96	1523	384	3978,99
1	RP	822	207	2137,80	816	205	2146,11	937	236	2002,27
2	BB	1630	409	4118,12	1666	418	4073,99	1803	453	3915,87
2	MV	2403	606	2076,70	2368	597	2092,16	2566	647	2009,82
3	SN	2315	582	2940,37	2260	568	2975,78	2496	628	2831,85
4	BY	696	175	4687,29	668	167	4785,42	902	226	4118,18
5	RP	3366	843	2066,25	3216	805	2113,87	3577	895	2004,41
	Sum	12792	3215		12508	3144		14060	3534	
	MW			3535,14			3565,53			3316,46
1	HE	103	26	6128,42	101	26	6172,75	115	29	5800,76
1	NRW	638	161	6147,85	610	154	6288,94	692	174	5903,04
1	RP	404	102	3049,81	404	102	3049,71	407	102	3038,22
2	BB	738	185	6119,27	753	189	6060,56	854	215	5688,46
2	MV	1118	282	3045,26	1090	275	3084,12	1218	307	2916,51
3	SN	1103	277	4259,81	1069	269	4326,48	1170	294	4136,39
4	BY	293	73	7227,81	280	70	7388,09	393	99	6235,81
5	RP	1605	402	2992,46	1491	373	3104,83	1645	412	2955,98
	Sum	6001	1508		5798	1457		6495	1632	
	MW			5216,24			5281,17			4893,03
	rel	0,47			0,46			0,46		

B. Tabellen

Tabelle B.18: n_{opt} unter einem *einfachen Punktdesign (SRS)* für das Erntevolumen in Efm o.R. unter dem Modell der *antizipierten Varianz* pro Bundesland und Testgebiet; oben Szenario I, unten Szenario II, rel = relativer Anteil benötigter Stichproben bei Szenario II | 1 - rel = Punkt-Reduktionspotential gegenüber Szenario I

W	BL	knn			swv			post		
		Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz
1	HE	108	108	3010,36	100	100	3133,45	84	84	3417,62
1	NRW	571	571	3262,24	605	605	3169,62	503	503	3476,70
1	RP	359	359	1622,85	360	360	1620,96	310	310	1744,93
2	BB	602	602	3396,37	594	594	3419,37	534	534	3606,23
2	MV	887	887	1716,79	874	874	1729,75	763	763	1851,80
3	SN	914	914	2347,28	857	857	2423,00	757	757	2577,77
4	BY	293	293	3620,04	294	294	3610,67	277	277	3718,96
5	RP	1207	1207	1726,14	1189	1189	1739,25	1115	1115	1796,47
	Sum	4940	4940		4873	4873		4343	4343	
	MW			2807,11			2811,83			2987,62
1	HE	49	49	4478,83	45	45	4638,54	38	38	5103,73
1	NRW	274	274	4713,48	285	285	4614,28	228	228	5157,87
1	RP	176	176	2315,17	178	178	2303,47	135	135	2647,74
2	BB	273	273	5046,78	268	268	5086,73	253	253	5238,65
2	MV	413	413	2517,48	402	402	2549,87	362	362	2687,20
3	SN	435	435	3400,58	406	406	3522,80	355	355	3765,27
4	BY	123	123	5582,12	123	123	5574,43	121	121	5631,31
5	RP	576	576	2499,89	551	551	2554,59	512	512	2649,32
	Sum	2318	2318		2260	2260		2004	2004	
	MW			4141,79			4164,66			4407,03
	rel	0,47			0,46			0,46		

Tabelle B.19: n_{opt} unter einem *quadratischen Traktendesign (QTD)* für das Erntevolumen in Efm o.R. nach dem Verhältnis von Stichprobenvarianz s^2 und Stichprobenanzahl n pro Bundesland und Testgebiet; oben Szenario I, unten Szenario II, rel = relativer Anteil benötigter Stichproben bei Szenario II | 1 - rel = Punkt-Reduktionspotential gegenüber Szenario I

W	BL	knn			swv			post		
		Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz
1	HE	261	66	3848	261	66	3848	261	66	3848
1	NRW	1516	382	3989	1516	382	3989	1516	382	3989
1	RP	990	249	1948	990	249	1948	990	249	1948
2	BB	1796	451	3923	1796	451	3923	1796	451	3923
2	MV	2552	644	2015	2552	644	2015	2552	644	2015
3	SN	2497	628	2831	2497	628	2831	2497	628	2831
4	BY	977	245	3957	977	245	3957	977	245	3957
5	RP	3600	901	1998	3600	901	1998	3600	901	1998
	Sum	14189	3566		14189	3566		14189	3566	
	MW			3064			3064			3064
1	HE	157	40	4969	191	48	4500	99	25	6251
1	NRW	980	247	4960	1073	270	4741	468	118	7181
1	RP	662	167	2382	657	165	2392	419	105	2995
2	BB	657	165	6485	579	145	6908	342	86	8993
2	MV	716	181	3805	818	206	3559	478	121	4656
3	SN	796	200	5013	912	229	4684	559	141	5984
4	BY	868	218	4198	833	209	4286	399	100	6194
5	RP	1490	373	3106	1760	441	2857	998	250	3795
	Sum	6327	1590		6823	1715		3761	945	
	MW			4365			4241			5756
	rel	0,50			0,52			0,27		

Tabelle B.20: n_{opt} unter einem *quadratischen Traktdesign (QTD)* für die mittlere Grundfläche pro ha unter dem Modell der *antizipierten Varianz* über alle Testgebiete; oben Szenario I, unten Szenario II, rel = relativer Anteil benötigter Stichproben bei Szenario II | 1 - rel = Punkt-Reduktionspotential gegenüber Szenario I

W	BL	knn			swv			post		
		Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz
1	HE	261	66	3850,79	277	70	3735,51	286	72	3677,27
1	NRW	1873	472	3588,30	1841	464	3619,53	1945	490	3521,06
1	RP	268	67	3743,84	270	68	3733,33	260	65	3799,00
2	BB	2156	541	3580,45	2184	548	3557,77	2304	578	3464,16
2	MV	798	201	3604,12	798	201	3603,79	820	207	3554,28
3	SN	1376	346	3813,21	1347	339	3854,40	1406	354	3772,94
4	BY	1256	315	3489,18	1269	318	3472,20	1593	400	3098,51
5	RP	1305	326	3319,21	1275	319	3357,09	1316	329	3305,29
	Sum	9293	2336		9261	2328		9930	2496	
	MW			3594,11			3600,34			3487,02
1	HE	118	30	5717,22	126	32	5540,50	132	33	5409,88
1	NRW	852	215	5321,50	838	211	5365,64	900	227	5176,53
1	RP	122	31	5553,57	123	31	5534,78	120	30	5589,24
2	BB	981	246	5309,42	994	250	5272,45	1066	268	5091,44
2	MV	363	92	5343,57	363	92	5340,21	380	96	5224,41
3	SN	625	157	5658,90	612	154	5717,89	649	163	5551,15
4	BY	572	143	5172,00	578	145	5143,70	740	186	4546,98
5	RP	595	149	4914,75	582	146	4968,97	610	153	4852,96
	Sum	4227	1062		4216	1060		4598	1156	
	MW			5329,55			5336,07			5125,22
	rel	0,45			0,46			0,46		

Tabelle B.21: n_{opt} unter einem *quadratischen Traktdesign (QTD)* für die mittlere Grundfläche pro ha unter dem Modell der *antizipierten Varianz* pro Bundesland und Testgebiet; oben Szenario I, unten Szenario II, rel = relativer Anteil benötigter Stichproben bei Szenario II | 1 - rel = Punkt-Reduktionspotential gegenüber Szenario I

W	BL	knn			swv			post		
		Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz
1	HE	235	59	4058,93	245	62	3970,59	264	67	3827,85
1	NRW	1383	348	4176,79	1369	345	4197,07	1532	386	3967,25
1	RP	884	222	2061,47	894	225	2050,46	991	249	1947,09
2	BB	1685	423	4050,31	1734	435	3992,58	1812	455	3905,67
2	MV	2472	624	2047,65	2512	634	2031,24	2579	651	2004,55
3	SN	2381	599	2899,23	2376	598	2902,15	2536	638	2809,22
4	BY	760	191	4485,04	749	188	4518,88	954	239	4003,26
5	RP	3471	869	2034,82	3446	863	2042,17	3675	920	1977,60
	Sum	13270	3335		13325	3349		14344	3605	
	MW			3460,24			3452,03			3286,00
1	HE	106	27	6036,50	114	29	5824,09	121	31	5651,54
1	NRW	647	163	6103,93	638	161	6149,75	695	175	5889,14
1	RP	444	112	2909,01	448	113	2894,57	444	112	2909,00
2	BB	778	195	5962,62	792	199	5909,56	859	216	5672,90
2	MV	1152	291	2998,81	1157	292	2992,51	1222	308	2912,31
3	SN	1139	286	4191,56	1118	281	4230,63	1200	302	4084,37
4	BY	317	80	6944,61	323	81	6883,96	435	109	5928,95
5	RP	1659	415	2943,10	1627	407	2972,35	1724	431	2887,49
	Sum	6243	1569		6217	1562		6700	1684	
	MW			5106,12			5097,52			4821,19
	rel	0,47			0,47			0,47		

B. Tabellen

Tabelle B.22: n_{opt} unter einem *einfachen Punktdesign (SRS)* für die mittlere Grundfläche pro ha unter dem Modell der *antizipierten Varianz* pro Bundesland und Testgebiet; oben Szenario I, unten Szenario II, rel = relativer Anteil benötigter Stichproben bei Szenario II | 1 - rel = Punkt-Reduktionspotential gegenüber Szenario I

W	BL	knn			swv			post		
		Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz
1	HE	115	115	2921,31	112	112	2959,18	89	89	3321,83
1	NRW	600	600	3183,34	638	638	3085,44	513	513	3440,66
1	RP	377	377	1583,83	396	396	1545,10	337	337	1675,36
2	BB	598	598	3407,34	616	616	3355,83	541	541	3582,48
2	MV	897	897	1707,22	932	932	1675,25	779	779	1832,05
3	SN	892	892	2375,94	907	907	2355,08	776	776	2547,50
4	BY	343	343	3346,34	328	328	3419,32	293	293	3618,60
5	RP	1250	1250	1696,67	1264	1264	1687,06	1153	1153	1766,44
	Sum	5070	5070		5193	5193		4480	4480	
	MW			2755,02			2725,20			2946,31
1	HE	52	52	4344,61	52	52	4340,54	41	41	4904,44
1	NRW	281	281	4652,11	297	297	4520,93	233	233	5107,45
1	RP	189	189	2235,00	199	199	2181,16	151	151	2503,03
2	BB	276	276	5016,08	281	281	4967,09	256	256	5203,48
2	MV	418	418	2500,25	429	429	2468,06	369	369	2661,70
3	SN	427	427	3435,01	427	427	3433,13	367	367	3703,84
4	BY	143	143	5181,46	141	141	5208,92	134	134	5359,26
5	RP	597	597	2454,01	597	597	2455,50	541	541	2579,19
	Sum	2383	2383		2424	2424		2091	2091	
	MW			4062,96			4023,82			4321,97
	rel	0,47			0,47			0,47		

Tabelle B.23: n_{opt} unter einem *quadratischen Traktendesign (QTD)* für die mittlere Grundfläche pro ha nach dem Verhältnis von Stichprobenvarianz s^2 und Stichprobenanzahl n pro Bundesland und Testgebiet; oben Szenario I, unten Szenario II, rel = relativer Anteil benötigter Stichproben bei Szenario II | 1 - rel = Punkt-Reduktionspotential gegenüber Szenario I

W	BL	knn			swv			post		
		Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz
1	HE	261	66	3848	261	66	3848	261	66	3848
1	NRW	1516	382	3989	1516	382	3989	1516	382	3989
1	RP	990	249	1948	990	249	1948	990	249	1948
2	BB	1796	451	3923	1796	451	3923	1796	451	3923
2	MV	2552	644	2015	2552	644	2015	2552	644	2015
3	SN	2497	628	2831	2497	628	2831	2497	628	2831
4	BY	977	245	3957	977	245	3957	977	245	3957
5	RP	3600	901	1998	3600	901	1998	3600	901	1998
	Sum	14189	3566		14189	3566		14189	3566	
	MW			3064			3064			3064
1	HE	149	38	5100	139	35	5277	92	23	6469
1	NRW	865	218	5282	914	230	5136	473	119	7139
1	RP	589	148	2525	565	142	2578	343	86	3308
2	BB	566	142	6991	454	114	7806	333	84	9110
2	MV	627	158	4065	558	141	4310	490	124	4599
3	SN	711	179	5307	723	182	5260	474	119	6495
4	BY	733	184	4568	719	180	4612	292	73	7238
5	RP	1276	319	3357	1329	333	3288	787	197	4274
	Sum	5515	1386		5401	1357		3285	826	
	MW			4649			4784			6079
	rel	0,43			0,42			0,24		

Tabelle B.24: n_{opt} unter einem *quadratischen Traktdesign (QTD)* für die mittlere Höhe pro ha unter dem Modell der *antizipierten Varianz* über alle Testgebiete; oben Szenario I, unten Szenario II, rel = relativer Anteil benötigter Stichproben bei Szenario II | 1 - rel = Punkt-Reduktionspotential gegenüber Szenario I

W	BL	knn			swv			post		
		Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz
1	HE	300	76	3591,77	292	74	3638,82	335	85	3398,65
1	NRW	2139	539	3358,01	1961	494	3507,07	2171	547	3332,94
1	RP	328	82	3384,41	320	81	3425,24	318	80	3435,99
2	BB	2266	569	3492,74	2294	576	3471,62	2410	605	3387,10
2	MV	907	229	3380,65	892	225	3407,89	912	230	3370,39
3	SN	1534	386	3612,30	1507	379	3643,79	1547	389	3596,87
4	BY	1246	312	3503,63	1228	308	3529,02	1489	373	3205,39
5	RP	1527	382	3068,29	1445	362	3154,08	1469	368	3127,56
	Sum	10246	2575		9939	2498		10651	2677	
	MW			3426,10			3475,38			3357,45
1	HE	136	34	5324,72	132	33	5407,01	160	40	4922,54
1	NRW	975	246	4973,05	889	224	5208,09	1036	261	4825,87
1	RP	150	38	5010,89	145	37	5082,94	152	38	4975,41
2	BB	1032	259	5175,23	1040	261	5154,41	1149	289	4905,11
2	MV	414	104	5005,48	405	102	5057,08	435	110	4879,38
3	SN	698	176	5354,10	683	172	5412,95	737	185	5212,29
4	BY	568	142	5191,49	557	140	5240,79	711	178	4638,51
5	RP	698	175	4536,44	658	165	4674,84	703	176	4522,99
	Sum	4671	1174		4510	1134		5081	1277	
	MW			5074,74			5159,69			4861,26
	rel	0,46			0,45			0,48		

Tabelle B.25: n_{opt} unter einem *quadratischen Traktdesign (QTD)* für die mittlere Höhe pro ha unter dem Modell der *antizipierten Varianz* pro Bundesland und Testgebiet; oben Szenario I, unten Szenario II, rel = relativer Anteil benötigter Stichproben bei Szenario II | 1 - rel = Punkt-Reduktionspotential gegenüber Szenario I

W	BL	knn			swv			post		
		Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz
1	HE	257	65	3877,40	237	60	4036,35	273	69	3762,49
1	NRW	1501	378	4008,27	1386	349	4171,10	1604	404	3878,19
1	RP	974	245	1963,92	953	240	1985,99	1032	260	1907,57
2	BB	1754	440	3970,15	1775	446	3946,89	1859	467	3856,47
2	MV	2548	643	2016,77	2533	639	2022,88	2634	665	1983,50
3	SN	2486	625	2837,32	2448	616	2859,44	2576	648	2787,14
4	BY	824	207	4309,00	799	200	4375,60	983	246	3944,84
5	RP	3658	915	1982,25	3582	896	2003,21	3748	938	1958,13
	Sum	14002	3519		13711	3446		14710	3697	
	MW			3356,75			3405,46			3237,89
1	HE	108	27	5976,51	105	27	6072,53	129	33	5468,00
1	NRW	707	178	5839,06	643	162	6122,44	762	192	5627,77
1	RP	470	118	2828,29	457	115	2866,18	484	122	2787,38
2	BB	799	201	5881,24	808	203	5849,75	903	227	5532,42
2	MV	1193	301	2947,19	1171	296	2974,83	1273	321	2852,90
3	SN	1160	292	4153,38	1137	286	4195,33	1242	312	4014,13
4	BY	350	88	6607,66	343	86	6675,44	458	115	5779,00
5	RP	1756	439	2861,26	1657	415	2945,54	1792	448	2832,32
	Sum	6544	1645		6321	1589		7042	1770	
	MW			4965,44			5048,04			4683,28
	rel	0,47			0,46			0,48		

B. Tabellen

Tabelle B.26: n_{opt} unter einem *einfachen Punktdesign (SRS)* für die mittlere Höhe pro ha unter dem Modell der *antizipierten Varianz* pro Bundesland und Testgebiet; oben Szenario I, unten Szenario II, rel = relativer Anteil benötigter Stichproben bei Szenario II | 1 - rel = Punkt-Reduktionspotential gegenüber Szenario I

W	BL	knn			swv			post		
		Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz
1	HE	127	127	2774,73	107	107	3020,08	87	87	3342,36
1	NRW	643	643	3074,92	647	647	3065,04	527	527	3394,92
1	RP	426	426	1488,68	421	421	1498,54	343	343	1660,70
2	BB	648	648	3273,83	634	634	3308,80	553	553	3543,30
2	MV	932	932	1675,49	937	937	1670,71	790	790	1819,59
3	SN	968	968	2280,75	931	931	2325,37	782	782	2537,39
4	BY	354	354	3290,18	351	351	3304,16	304	304	3553,29
5	RP	1305	1305	1660,40	1328	1328	1645,71	1174	1174	1750,64
	Sum	5402	5402		5356	5356		4559	4559	
	MW			2664,20			2685,67			2915,18
1	HE	53	53	4276,88	47	47	4543,59	41	41	4857,42
1	NRW	303	303	4479,40	300	300	4498,93	250	250	4926,48
1	RP	206	206	2143,88	202	202	2162,69	160	160	2426,66
2	BB	295	295	4849,74	289	289	4904,03	269	269	5083,15
2	MV	436	436	2448,46	433	433	2456,95	382	382	2617,15
3	SN	452	452	3338,65	432	432	3411,75	377	377	3654,44
4	BY	151	151	5045,34	151	151	5040,85	142	142	5205,40
5	RP	626	626	2396,70	614	614	2419,86	561	561	2532,20
	Sum	2522	2522		2469	2469		2182	2182	
	MW			3939,54			3980,52			4216,13
	rel	0,47			0,46			0,48		

Tabelle B.27: n_{opt} unter einem *quadratischen Trakttdesign (QTD)* für die mittlere Höhe pro ha nach dem Verhältnis von Stichprobenvarianz s^2 und Stichprobenanzahl n pro Bundesland und Testgebiet; oben Szenario I, unten Szenario II, rel = relativer Anteil benötigter Stichproben bei Szenario II | 1 - rel = Punkt-Reduktionspotential gegenüber Szenario I

W	BL	knn			swv			post		
		Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz
1	HE	261	66	3848	261	66	3848	261	66	3848
1	NRW	1516	382	3989	1516	382	3989	1516	382	3989
1	RP	990	249	1948	990	249	1948	990	249	1948
2	BB	1796	451	3923	1796	451	3923	1796	451	3923
2	MV	2552	644	2015	2552	644	2015	2552	644	2015
3	SN	2497	628	2831	2497	628	2831	2497	628	2831
4	BY	977	245	3957	977	245	3957	977	245	3957
5	RP	3600	901	1998	3600	901	1998	3600	901	1998
	Sum	14189	3566		14189	3566		14189	3566	
	MW			3064			3064			3064
1	HE	100	25	6228	164	41	4859	55	14	8420
1	NRW	572	144	6492	874	220	5253	270	68	9455
1	RP	355	89	3254	407	102	3040	226	57	4079
2	BB	427	107	8044	372	93	8625	185	47	12209
2	MV	458	116	4756	501	127	4547	304	77	5839
3	SN	473	119	6506	552	139	6021	332	83	7769
4	BY	682	171	4737	646	162	4867	232	58	8126
5	RP	824	206	4177	1013	254	3766	581	145	4973
	Sum	3891	978		4528	1138		2184	549	
	MW			5524			5122			7609
	rel	0,32			0,37			0,16		

Tabelle B.28: n_{opt} unter einem *quadratischen Traktdesign (QTD)* für die mittlere Stammzahl pro ha unter dem Modell der *antizipierten Varianz* über alle Testgebiete; oben Szenario I, unten Szenario II, rel = relativer Anteil benötigter Stichproben bei Szenario II | 1 - rel = Punkt-Reduktionspotential gegenüber Szenario I

W	BL	knn			swv			post		
		Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz
1	HE	232	59	4077,86	241	61	4004,97	314	79	3507,28
1	NRW	1259	317	4377,56	1053	265	4786,19	1249	315	4394,30
1	RP	192	48	4421,52	179	45	4581,41	197	49	4369,99
2	BB	2412	606	3385,42	2188	550	3554,13	2479	623	3339,08
2	MV	827	209	3539,75	755	191	3705,13	825	208	3544,96
3	SN	1266	318	3976,57	1223	308	4044,65	1407	354	3771,94
4	BY	684	172	4727,41	720	181	4608,09	985	247	3941,63
5	RP	1060	265	3682,20	1012	253	3769,14	1118	280	3585,35
	Sum	7932	1994		7372	1853		8573	2155	
	MW			3960,96			4106,34			3787,60
1	HE	97	24	6321,34	109	28	5949,48	129	33	5470,84
1	NRW	522	132	6794,22	474	120	7130,61	509	128	6881,74
1	RP	80	20	6860,49	81	20	6817,49	80	20	6839,67
2	BB	1010	254	5230,66	996	250	5269,46	1021	256	5203,59
2	MV	346	87	5471,43	343	87	5495,24	339	86	5528,21
3	SN	527	133	6159,47	555	139	6007,53	577	145	5889,06
4	BY	283	71	7347,14	325	82	6860,23	403	101	6159,92
5	RP	443	111	5694,54	460	115	5590,90	460	115	5591,46
	Sum	3310	832		3342	840		3519	884	
	MW			6136,64			6102,22			5915,33
	rel	0,42			0,45			0,41		

Tabelle B.29: n_{opt} unter einem *quadratischen Traktdesign (QTD)* für die mittlere Stammzahl pro ha unter dem Modell der *antizipierten Varianz* pro Bundesland und Testgebiet; oben Szenario I, unten Szenario II, rel = relativer Anteil benötigter Stichproben bei Szenario II | 1 - rel = Punkt-Reduktionspotential gegenüber Szenario I

W	BL	knn			swv			post		
		Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz
1	HE	200	51	4391,32	182	46	4611,61	227	57	4129,45
1	NRW	1163	293	4554,82	942	237	5059,15	1211	305	4463,40
1	RP	641	161	2421,84	607	153	2487,15	786	198	2186,35
2	BB	1490	374	4307,48	1390	349	4460,20	1538	386	4239,38
2	MV	2153	543	2193,85	1942	490	2310,23	2034	513	2257,12
3	SN	2004	504	3160,24	1906	479	3240,22	2182	549	3028,47
4	BY	568	142	5190,01	566	142	5196,69	828	208	4297,62
5	RP	2764	692	2280,12	2673	669	2318,70	3075	770	2162,08
	Sum	10983	2760		10209	2566		11880	2986	
	MW			3794,34			3969,99			3599,41
1	HE	68	17	7538,50	79	20	6975,33	97	25	6304,39
1	NRW	489	123	7023,85	427	108	7511,95	465	117	7198,93
1	RP	301	76	3535,12	303	76	3520,57	298	75	3550,52
2	BB	645	162	6548,47	628	158	6632,88	643	161	6557,20
2	MV	843	213	3506,80	827	209	3540,13	808	204	3582,26
3	SN	834	210	4898,38	880	221	4767,69	917	231	4671,90
4	BY	214	54	8447,19	258	65	7698,47	339	85	6717,78
5	RP	1216	304	3438,49	1263	316	3374,02	1252	313	3387,97
	Sum	4609	1158		4666	1173		4819	1211	
	MW			5910,47			5887,61			5649,84
	rel	0,42			0,46			0,41		

B. Tabellen

Tabelle B.30: n_{opt} unter einem *einfachen Punktdesign (SRS)* für die mittlere Stammzahl pro ha unter dem Modell der *antizipierten Varianz* pro Bundesland und Testgebiet; oben Szenario I, unten Szenario II, rel = relativer Anteil benötigter Stichproben bei Szenario II | 1 - rel = Punkt-Reduktionspotential gegenüber Szenario I

W	BL	knn			swv			post		
		Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz
1	HE	172	172	2385,83	87	87	3347,55	75	75	3602,03
1	NRW	804	804	2749,77	444	444	3700,71	427	427	3773,15
1	RP	490	490	1388,42	281	281	1834,80	285	285	1819,76
2	BB	703	703	3142,05	498	498	3734,18	466	466	3860,99
2	MV	1194	1194	1480,24	745	745	1873,63	635	635	2029,58
3	SN	1165	1165	2078,26	757	757	2579,17	682	682	2716,72
4	BY	496	496	2780,79	251	251	3912,10	260	260	3837,41
5	RP	1454	1454	1573,02	985	985	1910,66	992	992	1904,45
	Sum	6477	6477		4047	4047		3822	3822	
	MW			2425,59			3103,59			3181,74
1	HE	58	58	4095,72	38	38	5063,36	32	32	5499,18
1	NRW	338	338	4240,33	201	201	5494,91	164	164	6085,64
1	RP	230	230	2026,66	140	140	2597,16	108	108	2955,18
2	BB	304	304	4776,72	225	225	5553,19	195	195	5971,93
2	MV	467	467	2366,12	317	317	2871,10	252	252	3221,13
3	SN	485	485	3221,31	349	349	3795,01	287	287	4190,97
4	BY	187	187	4525,98	114	114	5795,46	107	107	5998,42
5	RP	639	639	2372,16	465	465	2780,27	404	404	2984,27
	Sum	2709	2709		1851	1851		1548	1548	
	MW			3768,54			4602,75			4991,85
	rel	0,42			0,46			0,41		

Tabelle B.31: n_{opt} unter einem *quadratischen Trakttdesign (QTD)* für die mittlere Stammzahl pro ha nach dem Verhältnis von Stichprobenvarianz s^2 und Stichprobenanzahl n pro Bundesland und Testgebiet; oben Szenario I, unten Szenario II, rel = relativer Anteil benötigter Stichproben bei Szenario II | 1 - rel = Punkt-Reduktionspotential gegenüber Szenario I

W	BL	knn			swv			post		
		Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz	Ecken	Trakte	Netz
1	HE	261	66	3848	261	66	3848	261	66	3848
1	NRW	1516	382	3989	1516	382	3989	1516	382	3989
1	RP	990	249	1948	990	249	1948	990	249	1948
2	BB	1796	451	3923	1796	451	3923	1796	451	3923
2	MV	2552	644	2015	2552	644	2015	2552	644	2015
3	SN	2497	628	2831	2497	628	2831	2497	628	2831
4	BY	977	245	3957	977	245	3957	977	245	3957
5	RP	3600	901	1998	3600	901	1998	3600	901	1998
	Sum	14189	3566		14189	3566		14189	3566	
	MW			3064			3064			3064
1	HE	142	36	5208	212	54	4266	154	39	5002
1	NRW	1035	261	4827	1569	395	3921	979	247	4962
1	RP	868	218	2081	1109	279	1841	657	165	2392
2	BB	796	200	5893	1102	277	5009	915	230	5495
2	MV	903	228	3388	1566	395	2572	1517	383	2613
3	SN	1032	259	4404	1454	366	3710	1242	312	4014
4	BY	781	196	4424	1028	258	3858	528	132	5381
5	RP	2250	563	2527	2760	691	2282	1955	489	2712
	Sum	7807	1961		10799	2714		7948	1998	
	MW			4094			3432			4072
	rel	0,56			0,79			0,56		

Tabelle B.32: *mec* unter dem Modell der *antizipierten Varianz* pro BL und TG für das mittlere Alter; *mec* = minimal erwartete Zeiten in Stunden für die terrestrischen Aufnahmen der optimalen Anzahl Stichproben mittels einer 2er-Equipe, Tage = Anzahl Tage zum Aufnehmen der optimalen Anzahl Trakte/Traktecken, rel = relativer Anteil weiterhin benötigter Zeit | 1 - rel = zeitliches Einsparpotential

W	BL	knnQTD		knnSRS		swvQTD		swvSRS		postQTD		postSRS	
		mec	Tage	mec	Tage	mec	Tage	mec	Tage	mec	Tage	mec	Tage
optimal für Genauigkeitssteigerung bei gleicher Stichprobendichte													
1	HE	764	48	544	34	629	39	355	22	807	50	300	19
1	NW	4318	270	2450	153	3453	216	2062	129	4698	294	1828	114
1	RP	2703	169	1274	80	2369	148	1021	64	2856	179	862	54
2	BB	5269	329	2766	173	5044	315	2218	139	5610	351	2012	126
2	MV	6853	428	2627	164	6436	402	2259	141	7207	450	2008	125
3	SN	7093	443	3401	213	6656	416	2705	169	7423	464	2368	148
4	BY	2514	157	1243	78	2329	146	1247	78	2990	187	1111	69
5	RP	9953	622	3588	224	9011	563	3212	201	10127	633	2952	184
Sum		39468	2467	17893	1118	35927	2245	15079	942	41717	2607	13440	840
rel				0,45^a				0,42^c				0,32^a	
optimal für Reduktion der Stichprobendichte bei gleicher Genauigkeit													
1	HE	297	19	211	13	257	16	145	9	377	24	140	9
1	NW	1964	123	1115	70	1553	97	928	58	2175	136	846	53
1	RP	1248	78	588	37	1096	68	472	30	1347	84	407	25
2	BB	2295	143	1204	75	2279	142	1002	63	2707	169	971	61
2	MV	3160	198	1211	76	2974	186	1044	65	3445	215	960	60
3	SN	3202	200	1536	96	3084	193	1253	78	3574	223	1140	71
4	BY	1106	69	547	34	997	62	534	33	1395	87	518	32
5	RP	4719	295	1701	106	4065	254	1449	91	4737	296	1381	86
Sum		17992	1124	8114	507	16307	1019	6828	427	19756	1235	6362	398
rel				0,45^b				0,42^b				0,32^b	
rel		0,46^c		0,45^c	0,21^d	0,45^c		0,45^c	0,19^d	0,47^c		0,47^c	0,15^d

^a Relativer Wert weiterhin benötigter Zeit, wenn unter Szenario I von QTD auf SRS umgestellt wird.

^b Relativer Wert weiterhin benötigter Zeit, wenn unter Szenario II von QTD auf SRS umgestellt wird.

^c Relativer Wert weiterhin benötigter Zeit, wenn unter QTD von Szenario I auf Szenario II umgestellt wird.

^d Relativer Wert weiterhin benötigter Zeit, wenn von QTD (Szenario I) auf SRS (Szenario II) umgestellt wird.

Tabelle B.33: *mec* unter dem Modell der *antizipierten Varianz* pro BL und TG für den mittleren Durchmesser; *mec* = minimal erwartete Zeiten in Stunden für die terrestrischen Aufnahmen der optimalen Anzahl Stichproben mittels einer 2er-Equipe, Tage = Anzahl Tage zum Aufnehmen der optimalen Anzahl Trakte/Traktecken, rel = relativer Anteil weiterhin benötigter Zeit | 1 - rel = zeitliches Einsparpotential

W	BL	knw <i>QTD</i>		knw <i>SRS</i>		swv <i>QTD</i>		swv <i>SRS</i>		post <i>QTD</i>		post <i>SRS</i>	
		<i>mec</i>	Tage	<i>mec</i>	Tage	<i>mec</i>	Tage	<i>mec</i>	Tage	<i>mec</i>	Tage	<i>mec</i>	Tage
optimal für Genauigkeitssteigerung bei gleicher Stichprobendichte													
1	HE	773	48	482	30	702	44	383	24	836	52	316	20
1	NW	4473	280	2353	147	3985	249	2260	141	4857	304	1913	120
1	RP	2686	168	1133	71	2556	160	1067	67	2873	180	883	55
2	BB	5265	329	2552	159	5191	324	2257	141	5622	351	2011	126
2	MV	6870	429	2470	154	6682	418	2320	145	7257	454	2022	126
3	SN	7054	441	3055	191	6815	426	2766	173	7442	465	2362	148
4	BY	2504	156	1253	78	2380	149	1265	79	2995	187	1110	69
5	RP	10030	627	3371	211	9666	604	3356	210	10338	646	2993	187
Sum		39655	2478	16670	1042	37978	2374	15673	980	42219	2639	13610	851
rel				0,42^e				0,41^e				0,32^e	
optimal für Reduktion der Stichprobendichte bei gleicher Genauigkeit													
1	HE	319	20	199	12	305	19	166	10	400	25	151	9
1	NW	2118	132	1114	70	1862	116	1056	66	2301	144	906	57
1	RP	1305	82	551	34	1226	77	512	32	1354	85	416	26
2	BB	2355	147	1141	71	2369	148	1030	64	2719	170	973	61
2	MV	3218	201	1157	72	3121	195	1083	68	3491	218	973	61
3	SN	3267	204	1415	88	3165	198	1284	80	3597	225	1142	71
4	BY	1089	68	545	34	1023	64	543	34	1400	87	519	32
5	RP	4847	303	1629	102	4447	278	1544	97	4938	309	1430	89
Sum		18518	1157	7752	484	17517	1095	7219	451	20200	1263	6509	407
rel		0,47^c		0,47^c		0,20^d		0,46^c		0,48^c		0,32^b	
												0,48^c	0,15^d

^a Relativer Wert weiterhin benötigter Zeit, wenn unter Szenario I von *QTD* auf *SRS* umgestellt wird.

^b Relativer Wert weiterhin benötigter Zeit, wenn unter Szenario II von *QTD* auf *SRS* umgestellt wird.

^c Relativer Wert weiterhin benötigter Zeit, wenn unter *QTD* von Szenario I auf Szenario II umgestellt wird.

^d Relativer Wert weiterhin benötigter Zeit, wenn von *QTD* (Szenario I) auf *SRS* (Szenario II) umgestellt wird.

Tabelle B.34: *mec* unter dem Modell der *antizipierten Varianz* pro BL und TG für das Erntevolumen in Efm o.R.; *mec* = minimal erwartete Zeiten in Stunden für die terrestrischen Aufnahmen der optimalen Anzahl Stichproben mittels einer 2er-Equipe, Tage = Anzahl Tage zum Aufnehmen der optimalen Anzahl Trakte/Traktecken, rel = relativer Anteil weiterhin benötigter Zeit | 1 - rel = zeitliches Einsparpotential

W	BL	knn QTD		knn SRS		swv QTD		swv SRS		post QTD		post SRS	
		<i>mec</i>	Tag	<i>mec</i>	Tag	<i>mec</i>	Tag	<i>mec</i>	Tag	<i>mec</i>	Tag	<i>mec</i>	Tag
optimal für Genauigkeitssteigerung bei gleicher Stichprobendichte													
1	HE	695	43	398	25	679	42	367	23	782	49	308	19
1	NW	4064	254	2105	132	3943	246	2230	139	4647	290	1853	116
1	RP	2281	143	930	58	2263	141	932	58	2600	163	805	50
2	BB	4970	311	2218	139	5078	317	2188	137	5496	344	1967	123
2	MV	6670	417	2301	144	6572	411	2266	142	7122	445	1977	124
3	SN	6687	418	2782	174	6528	408	2611	163	7209	451	2307	144
4	BY	2122	133	1079	67	2036	127	1084	68	2749	172	1022	64
5	RP	9337	584	3130	196	8921	558	3083	193	9922	620	2890	181
Sum		36826	2302	14943	934	36020	2251	14762	923	40528	2533	13130	821
rel				0,41^a				0,41^a				0,32^a	
optimal für Reduktion der Stichprobendichte bei gleicher Genauigkeit													
1	HE	314	20	180	11	310	19	167	10	351	22	138	9
1	NW	1947	122	1008	63	1860	116	1052	66	2112	132	842	53
1	RP	1121	70	457	29	1121	70	462	29	1129	71	349	22
2	BB	2251	141	1005	63	2295	143	989	62	2605	163	932	58
2	MV	3102	194	1070	67	3024	189	1043	65	3382	211	939	59
3	SN	3186	199	1326	83	3088	193	1235	77	3379	211	1081	68
4	BY	892	56	454	28	854	53	455	28	1199	75	446	28
5	RP	4451	278	1492	93	4135	258	1429	89	4562	285	1329	83
Sum		17264	1079	6991	437	16688	1043	6832	427	18718	1170	6057	379
rel				0,40^b				0,41^b				0,32^b	
rel		0,47^c		0,47^c	0,19^d	0,46^c		0,46^c	0,19^d	0,46^c		0,46^c	0,15^d

^a Relativer Wert weiterhin benötigter Zeit, wenn unter Szenario I von QTD auf SRS umgestellt wird.

^b Relativer Wert weiterhin benötigter Zeit, wenn unter Szenario II von QTD auf SRS umgestellt wird.

^c Relativer Wert weiterhin benötigter Zeit, wenn unter QTD von Szenario I auf Szenario II umgestellt wird.

^d Relativer Wert weiterhin benötigter Zeit, wenn von QTD (Szenario I) auf SRS (Szenario II) umgestellt wird.

Tabelle B.35: *mec* unter dem Modell der *antizipierten Varianz* pro BL und TG für die mittlere Grundfläche pro ha; *mec* = minimal erwartete Zeiten in Stunden für die terrestrischen Aufnahmen der optimalen Anzahl Stichproben mittels einer 2er-Equipe, Tage = Anzahl Tage zum Aufnehmen der optimalen Anzahl Trakte/Traktecken, rel = relativer Anteil weiterhin benötigter Zeit | 1 - rel = zeitliches Einsparpotential

W	BL	knv <i>QTD</i>		knv <i>SRS</i>		swv <i>QTD</i>		swv <i>SRS</i>		post <i>QTD</i>		post <i>SRS</i>	
		<i>mec</i>	Tage	<i>mec</i>	Tage	<i>mec</i>	Tage	<i>mec</i>	Tage	<i>mec</i>	Tage	<i>mec</i>	Tage
1	HE	716	45	422	26	748	47	411	26	805	50	326	20
1	NW	4218	264	2210	138	4177	261	2353	147	4675	292	1892	118
1	RP	2453	153	977	61	2480	155	1026	64	2750	172	873	55
2	BB	5138	321	2204	138	5287	330	2272	142	5525	345	1994	125
2	MV	6861	429	2327	145	6972	436	2416	151	7159	447	2020	126
3	SN	6878	430	2715	170	6864	429	2764	173	7325	458	2362	148
4	BY	2318	145	1263	79	2283	143	1209	76	2909	182	1080	67
5	RP	9627	602	3240	202	9558	597	3277	205	10193	637	2989	187
Sum		38209	2388	15358	960	38370	2398	15729	983	41342	2584	13536	846
rel				0,40^e				0,41^e				0,33^c	

optimal für Reduktion der Stichprobendichte bei gleicher Genauigkeit													
1	HE	324	20	191	12	348	22	191	12	369	23	150	9
1	NW	1975	123	1035	65	1946	122	1096	68	2122	133	859	54
1	RP	1232	77	490	31	1244	78	515	32	1232	77	391	24
2	BB	2371	148	1017	64	2413	151	1037	65	2619	164	945	59
2	MV	3199	200	1085	68	3212	201	1113	70	3392	212	957	60
3	SN	3290	206	1299	81	3230	202	1301	81	3465	217	1117	70
4	BY	967	60	527	33	984	61	521	33	1326	83	492	31
5	RP	4602	288	1549	97	4512	282	1547	97	4781	299	1402	88
Sum		17959	1122	7192	450	17889	1118	7321	458	19306	1207	6313	395
rel		0,47^c		0,40^b		0,47^c		0,41^b		0,47^c		0,33^b	
				0,47^c				0,47^c				0,47^c	
					0,19^d				0,19^d				0,15^d

^a Relativer Wert weiterhin benötigter Zeit, wenn unter Szenario I von *QTD* auf *SRS* umgestellt wird.
^b Relativer Wert weiterhin benötigter Zeit, wenn unter Szenario II von *QTD* auf *SRS* umgestellt wird.
^c Relativer Wert weiterhin benötigter Zeit, wenn unter *QTD* von Szenario I auf Szenario II umgestellt wird.
^d Relativer Wert weiterhin benötigter Zeit, wenn von *QTD* (Szenario I) auf *SRS* (Szenario II) umgestellt wird.

Tabelle B.36: *mec* unter dem Modell der *antizipierten Varianz* pro BL und TG für die mittlere Höhe pro ha; *mec* = minimal erwartete Zeiten in Stunden für die terrestrischen Aufnahmen der optimalen Anzahl Stichproben mittels einer 2er-Equipe, Tage = Anzahl Tage zum Aufnehmen der optimalen Anzahl Trakte/Traktecken, rel = relativer Anteil weiterhin benötigter Zeit | 1 - rel = zeitliches Einsparpotential

W	BL	knn QTD		knn SRS		swv QTD		swv SRS		post QTD		post SRS	
		<i>mec</i>	Tag	<i>mec</i>	Tag	<i>mec</i>	Tag	<i>mec</i>	Tag	<i>mec</i>	Tag	<i>mec</i>	Tag
optimal für Genauigkeitssteigerung bei gleicher Stichprobendichte													
1	HE	785	49	468	29	724	45	395	25	834	52	322	20
1	NW	4580	286	2369	148	4229	264	2384	149	4892	306	1944	121
1	RP	2703	169	1106	69	2643	165	1091	68	2865	179	888	56
2	BB	5347	334	2387	149	5410	338	2337	146	5667	354	2038	127
2	MV	7073	442	2416	151	7030	439	2429	152	7312	457	2048	128
3	SN	7181	449	2947	184	7070	442	2835	177	7442	465	2381	149
4	BY	2511	157	1306	82	2435	152	1295	81	2996	187	1120	70
5	RP	10145	634	3383	211	9934	621	3444	215	10396	650	3043	190
Sum		40324	2520	16381	1024	39476	2467	16210	1013	42404	2650	13784	862
rel				0,41^a				0,41^a				0,33^a	
optimal für Reduktion der Stichprobendichte bei gleicher Genauigkeit													
1	HE	330	21	197	12	320	20	175	11	395	25	153	10
1	NW	2158	135	1116	70	1963	123	1107	69	2323	145	923	58
1	RP	1303	81	533	33	1269	79	524	33	1342	84	416	26
2	BB	2437	152	1088	68	2463	154	1064	66	2754	172	990	62
2	MV	3312	207	1131	71	3251	203	1123	70	3534	221	990	62
3	SN	3351	209	1375	86	3285	205	1317	82	3588	224	1148	72
4	BY	1068	67	555	35	1046	65	556	35	1396	87	522	33
5	RP	4869	304	1624	101	4594	287	1593	100	4969	311	1455	91
Sum		18828	1177	7620	476	18191	1137	7458	466	20301	1269	6596	412
rel				0,40^b				0,41^b				0,32^b	
rel		0,47^c		0,47^c	0,19^d	0,46^c		0,46^c	0,19^d	0,48^c		0,48^c	0,16^d

^a Relativer Wert weiterhin benötigter Zeit, wenn unter Szenario I von QTD auf SRS umgestellt wird.

^b Relativer Wert weiterhin benötigter Zeit, wenn unter Szenario II von QTD auf SRS umgestellt wird.

^c Relativer Wert weiterhin benötigter Zeit, wenn unter QTD von Szenario I auf Szenario II umgestellt wird.

^d Relativer Wert weiterhin benötigter Zeit, wenn von QTD (Szenario I) auf SRS (Szenario II) umgestellt wird.

Tabelle B.37: *mec* unter dem Modell der *antizipierten Varianz* pro BL und TG für die mittlere Stammzahl pro ha; *mec* = minimal erwartete Zeiten in Stunden für die terrestrischen Aufnahmen der optimalen Anzahl Stichproben mittels einer 2er-Equipe, Tage = Anzahl Tage zum Aufnehmen der optimalen Anzahl Trakte/Traktecken, rel = relativer Anteil weiterhin benötigter Zeit | 1 - rel = zeitliches Einsparpotential

W	BL	knv <i>QTD</i>		knv <i>SRS</i>		swv <i>QTD</i>		swv <i>SRS</i>		post <i>QTD</i>		post <i>SRS</i>	
		<i>mec</i>	Tage	<i>mec</i>	Tage	<i>mec</i>	Tage	<i>mec</i>	Tage	<i>mec</i>	Tage	<i>mec</i>	Tage
optimal für Genauigkeitssteigerung bei gleicher Stichprobendichte													
1	HE	612	38	633	40	555	35	321	20	692	43	278	17
1	NW	3547	222	2962	185	2875	180	1636	102	3693	231	1573	98
1	RP	1777	111	1271	79	1685	105	728	45	2181	136	740	46
2	BB	4542	284	2592	162	4237	265	1835	115	4690	293	1716	107
2	MV	5977	374	3095	193	5390	337	1932	121	5647	353	1646	103
3	SN	5788	362	3549	222	5506	344	2304	144	6303	394	2077	130
4	BY	1731	108	1828	114	1726	108	924	58	2524	158	960	60
5	RP	7667	479	3769	236	7414	463	2555	160	8527	533	2572	161
Sum		31642	1978	19699	1231	29389	1837	12234	765	34257	2141	11562	723
rel				0,62^e				0,42^e				0,34^e	
optimal für Reduktion der Stichprobendichte bei gleicher Genauigkeit													
1	HE	208	13	215	13	243	15	141	9	297	19	119	7
1	NW	1491	93	1246	78	1304	81	742	46	1420	89	605	38
1	RP	834	52	597	37	841	53	363	23	827	52	281	18
2	BB	1965	123	1121	70	1916	120	830	52	1960	123	717	45
2	MV	2339	146	1211	76	2295	143	823	51	2242	140	654	41
3	SN	2409	151	1477	92	2543	159	1064	67	2649	166	873	55
4	BY	653	41	690	43	787	49	421	26	1033	65	393	25
5	RP	3872	211	1657	104	3502	219	1207	75	3473	217	1047	65
Sum		13272	830	8215	513	13430	839	5590	349	13900	869	4688	293
rel		0,42^c		0,62^b		0,46^c		0,42^b		0,41^c		0,34^b	
				0,42^c		0,26^d		0,46^c		0,19^d		0,41^c	0,14^d

^a Relativer Wert weiterhin benötigter Zeit, wenn unter Szenario I von *QTD* auf *SRS* umgestellt wird.

^b Relativer Wert weiterhin benötigter Zeit, wenn unter Szenario II von *QTD* auf *SRS* umgestellt wird.

^c Relativer Wert weiterhin benötigter Zeit, wenn unter *QTD* von Szenario I auf Szenario II umgestellt wird.

^d Relativer Wert weiterhin benötigter Zeit, wenn von *QTD* (Szenario I) auf *SRS* (Szenario II) umgestellt wird.

Tabelle B.38: n_{opt} und mec für ein (*LTD*) und (*DTD*), optimiert mit dem Modell der *antizipierten Varianz* unter einem *k*NN-stratifizierten Stichprobenplan pro BL und TG für Vfm i.R.; Ecken = Anzahl Traktecken, Tage = minimal erwartete Zeit zum Aufnehmen der Stichproben

ZG	w	bl	LTD12m ^a		LTD12o ^a		LTD13m ^a		LTD13o ^a		DTD123 ^a	
			Ecken	Tage	Ecken	Tage	Ecken	Tage	Ecken	Tage	Ecken	Tage
optimal für Reduktion der Stichprobendichte bei gleicher Genauigkeit												
a	1	HE	66	16,81	66	14,73	66	16,73	66	14,67	82	19,12
	1	NW	423	106,44	423	93,23	412	104,46	412	91,58	533	123,47
	1	RP	295	59,87	295	50,66	285	58,24	285	49,33	370	71,52
	2	BB	453	108,87	453	94,72	443	107,05	443	93,22	601	131,70
	2	MV	691	137,01	691	115,42	676	134,57	676	113,45	913	171,47
	3	SN	675	144,54	675	123,45	660	141,93	660	121,32	890	176,95
	4	BY	225	54,37	225	47,33	221	53,58	221	46,68	294	64,62
	5	RP	1025	206,62	1025	174,60	1015	205,03	1015	173,32	1364	260,36
		Sum	3852	834,52	3852	714,15	3776	821,58	3776	703,59	5048	1019,21
d	1	HE	68	17,24	68	15,11	67	17,13	67	15,02	87	20,18
	1	NW	441	111,19	441	97,39	430	109,11	430	95,67	568	131,51
	1	RP	300	60,87	300	51,51	289	59,03	289	50,01	383	73,96
	2	BB	455	109,34	455	95,12	445	107,53	445	93,64	612	134,08
	2	MV	690	136,90	690	115,32	674	134,18	674	113,13	923	173,30
	3	SN	674	144,27	674	123,22	657	141,42	657	120,88	900	179,00
	4	BY	221	53,48	221	46,56	217	52,67	217	45,89	290	63,60
	5	RP	1020	205,72	1020	173,84	1010	204,04	1010	172,49	1385	264,42
		Sum	3870	839,00	3870	718,08	3789	825,12	3789	706,72	5148	1040,04
e	1	HE	65	16,48	65	14,45	64	16,35	64	14,34	85	19,63
	1	NW	403	101,54	403	88,94	393	99,69	393	87,40	521	120,56
	1	RP	256	52,08	256	44,07	247	50,46	247	42,75	328	63,45
	2	BB	429	103,03	429	89,64	419	101,36	419	88,26	582	127,49
	2	MV	660	130,80	660	110,19	643	127,97	643	107,89	886	166,43
	3	SN	653	139,96	653	119,54	637	137,12	637	117,21	876	174,19
	4	BY	182	44,01	182	38,31	179	43,33	179	37,76	238	52,22
	5	RP	935	188,58	935	159,35	925	187,03	925	158,11	1271	242,71
		Sum	3584	776,48	3584	664,49	3507	763,31	3507	653,71	4787	966,68
g	1	HE	68	17,08	68	14,97	67	16,90	67	14,82	87	20,26
	1	NW	410	103,21	410	90,41	400	101,36	400	88,87	529	122,38
	1	RP	282	57,27	282	48,46	271	55,40	271	46,93	361	69,75
	2	BB	447	107,56	447	93,57	438	105,84	438	92,16	611	133,82
	2	MV	674	133,68	674	112,61	656	130,61	656	110,12	911	170,97
	3	SN	670	143,48	670	122,54	652	140,37	652	119,99	902	179,36
	4	BY	199	48,06	199	41,84	195	47,32	195	41,23	259	56,76
	5	RP	960	193,69	960	163,68	950	192,02	950	162,33	1312	250,40
		Sum	3710	804,03	3710	688,09	3628	789,82	3628	676,44	4970	1003,70
h	1	HE	69	17,56	69	15,39	69	17,43	69	15,28	89	20,74
	1	NW	447	112,48	447	98,52	435	110,40	435	96,79	577	133,61
	1	RP	298	60,54	298	51,23	287	58,65	287	49,68	382	73,77
	2	BB	463	111,37	463	96,90	453	109,58	453	95,42	630	137,94
	2	MV	702	139,13	702	117,21	683	136,08	683	114,73	945	177,42
	3	SN	685	146,70	685	125,30	668	143,67	668	122,80	920	182,97
	4	BY	219	52,84	219	46,00	214	52,03	214	45,33	285	62,57
	5	RP	1019	205,43	1019	173,59	1008	203,71	1008	172,21	1389	265,10
		Sum	3901	846,05	3901	724,14	3817	831,53	3817	712,24	5217	1054,12
n	1	HE	48	12,14	48	10,64	47	11,90	47	10,44	58	13,49
	1	NW	343	86,32	343	75,61	335	84,88	335	74,42	415	96,18
	1	RP	213	43,27	213	36,62	204	41,76	204	35,37	255	49,28
	2	BB	387	93,03	387	80,94	377	91,16	377	79,38	514	112,54
	2	MV	519	102,94	519	86,72	505	100,56	505	84,78	679	127,44
	3	SN	513	109,82	513	93,80	499	107,43	499	91,83	671	133,48
	4	BY	148	35,69	148	31,07	146	35,35	146	30,80	182	39,89
	5	RP	760	153,24	760	129,49	751	151,70	751	128,24	990	188,92
		Sum	2930	636,45	2930	544,88	2863	624,73	2863	535,26	3764	761,23

^a siehe Tabelle 10.11, Seite 113