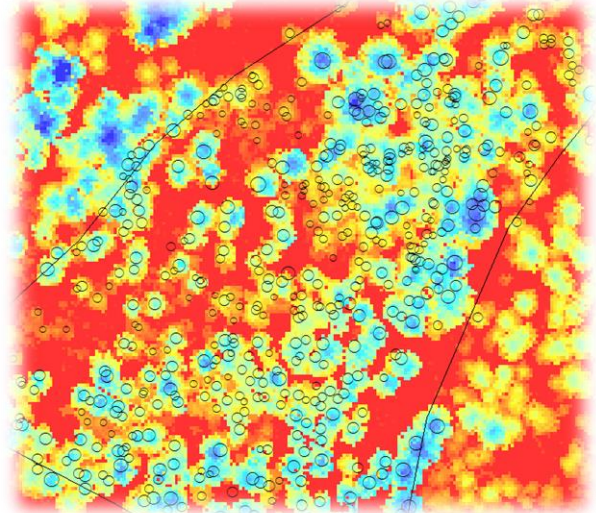


Analyse von Modellen zur Quantifizierung von Baumtreffern im Steinschlagschutzwald

Masterarbeit an der Professur für forstliches Ingenieurwesen



Martin Kistler

Departement Umweltsystemwissenschaften

ETH Zürich

Oktober 2017

Referent

Dr. Jochen Ruben Breschan,
ETH Zürich

Korreferent

Dr. Peter Bebi,
SLF

Abstract

Forests play an important role in the management of rockfall. The quantification of the protection function however is rather difficult and has become subject to investigations about 30 years ago. Gsteiger (1990) quantified the impact-probability of rocks in forest stands by calculating the mean tree-free distance, which is the average distance a rock travels between two tree-impacts. The concept has been adapted and improved by other studies (Berger und Dorren, 2007; Brauner et al., 2005) and made its way into practice. A new approach to determine impact- probabilities has just recently been proposed by Breschan und Mandallaz (2017). It is a more general formulation of the Gsteiger-Model and might hence be of interest for practical purposes or scientific research. Instead of representing the forest stand as a grid of points, its trees are assumed to be completely spatial random.

In this study, this underlying assumption of the model has been examined by analysing the tree pattern of six forest stands across Switzerland, in which rockfall is observable. The stands are located in the montane (n=3) and subalpine (n=3) parts of the Jura, the Lower Alps, the Swiss plateau and the Alps between 980 and 1860 m a.s.l.. The tree patterns were measured using the Haglöf Postex-System in combination with Differential GPS for georeferencing.

None of the six forest stands could be described by a homogeneous Poisson process, representing complete spatial randomness. Stands in the montane zone were too inhomogeneous, whereas stands in the subalpine zone showed a lack of independence between trees due to clustering. Nevertheless, the model could predict the tree-free distances (TFDs) with sufficient accuracy for four of the six stands. Predicted TFDs could not be verified in case of one stand. The model performed better than the derivation of TFDs from LiDAR-raster-data by using single-tree-detection. The empirically determined MTFD varied in a range of about ± 5 m.

Based on these results, the new model proposed by Breschan und Mandallaz (2017) might be a good base for new and existing rapid-assessment-tools. The applied method to determine empirical TFDs might also be used to determine stand-specific rockfall-drag-coefficients.

Danksagung

An dieser Stelle sei allen, die in irgendeiner Weise zum Gelingen der Arbeit beigetragen haben herzlich gedankt. Ein besonderer Dank gilt Jochen Breschan für die gute und konstruktive Zusammenarbeit, sowie das sehr umfangreiche Feedback zur Arbeit. Besten Dank auch an Peter Bebi für das Übernehmen des Korreferats und das überaus wertvolle, stets pragmatische Feedback. Ohne die wertvollen Daten des Marteloscops Dischma würde zudem ein gewichtiger Teil der Arbeit fehlen. Für die Daten des Marteloscops Renan sei allen Beteiligten an der HAFL, besonders Kathrin Kühne, herzlich gedankt. Ganz herzlich möchte ich mich auch bei meinem Bruder Simon Kistler für das, zwecks Feldaufnahmen und Drohnenbefliegung, zur Verfügung gestellte Material, bedanken. Ein herzlicher Dank geht in diesem Zusammenhang auch an meine Eltern, für die Zurverfügungstellung des Autos. Besten Dank auch allen Revierförstern für die wertvollen Auskünfte. Ein spezielles Dankeschön geht ans gesamte LUE-Team, sowie Noémi Gay für die schöne gemeinsame Zeit, die interessanten Diskussionen und die grosse Hilfsbereitschaft bei kleineren und grösseren Problemen. Besonderer Dank gilt in diesem Zusammenhang Anna Krucher und Andreas Gabriel für die Mithilfe beim Organisieren und Auswerten der Drohnenbefliegung.

Inhaltsverzeichnis

1.	Einleitung	1
2.	Stand des Wissens	3
2.1.	Modell der mittleren trefferfreien Distanz / Gsteiger-Modell.....	3
2.2.	Modell von Brauner et al. (2005)	4
2.3.	Adaptiertes Polya-Modell	5
3.	Material und Methoden	8
3.1.	Untersuchungsflächen	8
3.1.1.	Renan	9
3.1.2.	Tristeliwald	10
3.1.3.	Vorderschür	11
3.1.4.	Dischma	12
3.1.5.	Seehornwald	13
3.1.6.	Witwang	15
3.2.	Feldaufnahmen	15
3.3.	Datenaufbereitung	18
3.4.	Fernerkundungsdaten.....	20
3.5.	Datenauswertung	22
3.5.1.	Räumliche Zufälligkeit der Punktmuster.....	22
3.5.2.	Kumulierte Wahrscheinlichkeit der trefferfreien Distanzen	24
3.5.3.	Richtungsabhängigkeit der trefferfreien Distanzen.....	27
3.5.4.	Abschätzung Widerstandskoeffizient	28
4.	Resultate	29
4.1.	Zufälligkeit der Stammverteilung	29
4.1.1.	Renan	29
4.1.2.	Tristeliwald	31
4.1.3.	Vorderschür	32
4.1.4.	Dischma	34
4.1.5.	Seehornwald	35
4.1.6.	Witwang	37
4.2.	Kumulierte Wahrscheinlichkeit der trefferfreien Baumdistanzen	38
4.2.1.	Renan	39
4.2.2.	Tristeliwald	41
4.2.3.	Vorderschür	42
4.2.4.	Dischma	44
4.2.5.	Seehorn	45
4.2.6.	Witwang	47

4.3.	Richtungsabhängigkeit der trefferfreien Distanzen	49
4.4.	Widerstandskoeffizient.....	51
5.	Diskussion	52
5.1.	Räumliche Zufälligkeit der Baumverteilung	52
5.2.	Abbildbarkeit der empirischen trefferfreien Distanzen	53
5.3.	Richtungsabhängigkeit der trefferfreien Distanzen	54
5.4.	Ableitbarkeit eines Widerstandskoeffizienten	54
6.	Schlussfolgerungen	55
7.	Glossar	57
8.	Literaturverzeichnis	58
9.	Anhang.....	60
9.1.	Pläne Untersuchungsflächen	60
9.2.	SCLP-Implementierung in MATLAB	66
9.3.	Modelbuilder-Tools	68
9.3.1.	Optimierung Postex-Plots	68
9.3.2.	Single Tree Detection	69

1. Einleitung

Wälder erfüllen in der Minderung der Auswirkungen von Stein- und Blockschlag eine wichtige Funktion. Durch das Treffen von Bäumen wird deren Energie und damit insbesondere die Geschwindigkeit und Sprunghöhe deutlich reduziert (Dorren et al., 2007). Die quantitative Beschreibung des Effektes von Wäldern auf Steinschlagprozesse ist jedoch ein noch relativ neues Forschungsgebiet, welches insbesondere auf die mittlere baumfreie Strecke von Gsteiger (1990) zurückgeht. Mit dem Konzept konnte erstmals auf quantitativer Grundlage die Schutzwirkung eines Bestandes abgeschätzt werden. Das Konzept wurde in der Folge unter anderem von Brauner et al. (2005), sowie Berger und Dorren (2007) wieder aufgegriffen und weiterentwickelt. Daraus entstanden zwei eigenständige, quantitativ abgestützte Tools zur Beschreibung der Stein-Wald-Interaktion auf Bestandesebene. Der Bestand wird dabei jeweils durch einfach messbare Kenngrößen, wie Stammzahl, mittlerer BHD, sowie Artenmischung definiert. Zudem sind den Bäumen artspezifische, maximale Energieabsorptionswerte zugeordnet, welche aus Experimenten im Feld stammen (vgl. Dorren und Berger (2006); Kalberer et al. (2007)). Die Textur und Struktur des Waldes wird durch eine Anordnung der Bäume als Gitter sehr stark vereinfacht dargestellt. Die geologischen Begebenheiten werden durch einen typischen Steindurchmesser charakterisiert. Durch die Verknüpfung von Steindurchmesser und Bestandaufbau kann schliesslich eine Trefferwahrscheinlichkeit abgeleitet werden.

Mit einem neuen Modell, dem adaptierten Polya-Modell, welches als Verallgemeinerung des Gsteiger-Modells interpretiert werden kann, ist es möglich, die Verteilung der Bäume nicht mehr als Gitter, sondern als zufällig verteilt zu idealisieren (Breschan und Mandallaz, 2017). Verschiedene Autoren untersuchten bereits die Frage, ob die Verteilung von Bäumen im Wald als räumlich komplett zufällig, d.h. als homogener Poisson-Prozess, erachtet werden kann (Moeur, 1993; Tomppo, 1986; Zahradnik et al., 2010). Sie kamen zum Schluss, dass dies mehrheitlich nicht der Fall ist, dies aber stark von der Entwicklungsstufe des Waldes abhängt. Eine Untersuchung von 1309 Flächen von 0.2 – 5 ha im Süden von Finnland zeigte, dass etwa 25% der Bestände Poisson-Prozesse darstellen. Aggregierte Bestände sind mit 18% demnach noch seltener, während regelmässige Bestände mit 57% überwiegen (Tomppo, 1986). Für Gebirgswälder gibt es keine genauen Zahlen. Bei 38 Flächen à 0.25 ha im Krkonoše-Gebirge zeigte sich, dass Jungbestände mit teilweiser oder vollständiger Naturverjüngung zur Aggregation neigen, Jungbestände aus Pflanzung hingegen zur Zufälligkeit. Alte Bestände zwischen Optimalstadium und beginnender Zerfallsphase zeigten wiederum zufällige bis regelmässige Muster (Zahradnik et al., 2010). Zu Wäldern, welche Steinschlagprozessen ausgesetzt sind gibt es in dieser Hinsicht bisher keine Untersuchung. Da Steinschlag zu mehr oder weniger regelmässigen, kleinflächigen Störungen führt, könnte sich hierbei tatsächlich ein Unterschied zu anderen Wäldern zeigen. Aus waldökologischer Sicht sprechen in der subalpinen Höhenstufe, gegen die Waldgrenze hin, eine Vielzahl von aut- und demökologischen Faktoren gegen die Ausbildung einer zufälligen Verteilung der Bäume im Raum (vgl. Kap. 5.1, sowie Körner (2012)).

Auch aus Sicht der bestehenden Modelle ist ein Prüfen der Annahme räumlich zufälliger Verteilung sinnvoll. Während Berger und Dorren (2007) ihr Modell mittels Feldversuchen in einem realen Waldbestand eichten, verglichen Brauner et al. (2005) ihre Modellvorhersagen mit stochastisch erzeugten Steinschlagtrajektorien in künstlich erzeugten Beständen. Diese künstlichen Bestände stellten alle homogene Poisson-Prozesse dar. In beiden Fällen bleibt damit die Frage offen, ob die implizit zu Grunde liegende Annahme räumlich zufälliger Verteilung mit empirischen Daten untermauert werden kann.

Sofern die empirischen Trefferwahrscheinlichkeiten wesentlich von der Vorhersage des adaptierten Polya-Modells abweichen, bietet es sich daher an die empirische Verteilungsfunktion an Stelle derjenigen des Modells zu verwenden. Das räumliche Einmessen eines Bestandes auf Ebene

Einzelbaum ist jedoch vergleichsweise aufwendig und nicht praktikabel in der praktischen Anwendung. Das Baummuster liesse sich in diesem Fall mittels Fernerkundungsdaten bestimmen. Zahlreiche Studien befassten sich bereits mit der Methodik und Genauigkeit einer Einzelbaumdetektion aus LiDAR-Daten. Eine gute Übersicht findet sich in Maltamo et al. (2014). Die meisten Studien fokussierten sich auf LiDAR-Daten in Rasterform, d.h. Vegetationshöhenmodelle, als Detektionsgrundlage. Die Detektionsrate schwankt dabei sehr stark und ist abhängig vom Gelände, dem Vorkommen von Laub- oder Nadelholz, sowie der verwendeten Algorithmen. Neuere Methoden detektieren Einzelbäume direkt auf Grundlage der LiDAR-3D-Punktwolke (Khosravipour et al., 2016). Es zeigt sich, dass dies eine zuverlässigere Detektion, insbesondere von kleinen Bäumen erlaubt, die Detektion von Laubbäumen aber weiterhin schwierig ist. Da aktuelle LiDAR-Punktwolken-Daten für viele Gebiete der Schweiz nicht verfügbar sind, sind diese fortgeschrittenen Methoden praktisch noch nicht breit anwendbar.

Für Anwendungen, in denen Stichprobendaten von Baumverteilungsmustern auf die Umgebung extrapoliert werden ist es interessant zu wissen, ob sich die mittleren Abstände zwischen Bäumen in unterschiedliche Richtungen unterscheiden. Insbesondere in Fallrichtung ist es denkbar, dass sich durch Rinnen und vergleichbare Geländestrukturen andere Baum-zu-Baum-Abstände ergeben, als quer zum Hang.

Es stellen sich im Rahmen dieser Arbeit daher folgende Fragen:

1. Sind Bäume in Steinschlagschutzwäldern räumlich vollständig zufällig verteilt, d.h. lassen sie sich mit einem homogenen Poisson-Prozess beschreiben?

Es wird erwartet, dass dies stark abhängig von der Höhen- und Entwicklungsstufe, sowie der Art und Stärke von forstlichen Eingriffen ist. Es sollte sich ein deutlicher Unterschied zwischen Beständen der montanen Stufe mit geschlossenem Schlussgrad und der subalpinen Stufe mit locker bis lückigem, rottenförmigem Schlussgrad erkennen lassen. Demzufolge sollte ein flächiges Eingriffsregime in montanen Wäldern ebenfalls zu einer Abweichung vom Modell führen, wohingegen diffuse, oder plenterartige Eingriffe die zufällige Baumverteilung erhalten. Während man in der Verjüngung und im Stangenholz eine komplett zufällige Verteilung erwartet, ist mit zunehmendem Alter und einer zunehmenden Bedeutung der diversen ökologischen Einflussfaktoren eine Tendenz zur Regelmässigkeit oder Aggregation zu erwarten.

2. Kann die empirische kumulative Verteilung der trefferfreien Distanzen...

- i. mit der Verteilung aufgrund des adaptierten Polya-Modells (Kapitel 2.3) hinreichend abgebildet werden?**
- ii. mit der Verteilung aus einer Einzelbaumdetektion mittels Fernerkundungsdaten hinreichend abgebildet werden?**

Es wird erwartet, dass selbst bei einer Nichterfüllung der Annahme eines Poisson-Prozesses die resultierende kumulative Wahrscheinlichkeitsverteilung der trefferfreien Distanzen noch derjenigen des Modells entspricht. Diesbezüglich liefern vermutlich auch mit Einzelbaumdetektion aus Fernerkundungsdaten gewonnene Daten hinreichend ähnliche Resultate.

3. Sind trefferfreie Distanzen isotrop?

Es wird erwartet, dass sich trefferfreie Distanzen in unterschiedliche Richtungen, wie es die Annahme eines Poisson-Prozesses auch verlangt, nicht unterscheiden. Es ist jedoch denkbar, dass sich durch Steinschlag und weitere gravitative Sturzprozesse wie Lawinen in Fallrichtung verjüngungsungünstige Runsen bilden. Dies würde eine Verschiebung der trefferfreien Distanzen hin zu den kürzeren und längeren führen, auf Kosten der mittleren Distanzen.

2. Stand des Wissens

Zurzeit existieren vier recht ähnliche Modelle zur Quantifizierung der Trefferwahrscheinlichkeiten bei Steinschlag im Schutzwald (Dorren et al., 2007). Es lassen sich jedoch zwei Ansätze unterscheiden, welche sich in bedeutenden Punkten unterscheiden. Diese werden nachfolgend detailliert beschrieben (Kap. 2.1 / 2.2) und einem neuen Modell gegenübergestellt (Kap. 2.3). Es handelt sich dabei durchwegs um Werkzeuge zur schnellen Beurteilung und nicht um ausgewachsene Simulationsmodelle. Diese Werkzeuge zur schnellen Beurteilung zeichnen sich dadurch aus, dass sie (a) mit Fokus auf den Wald entwickelt wurden, (b) den Sturzprozess physikalisch recht stark vereinfachen und (c) mit einfach zu erfassenden Bestandes-Kenngrößen arbeiten.

2.1. Modell der mittleren trefferfreien Distanz / Gsteiger-Modell

Die Idee der mittleren trefferfreien Distanz kommt ursprünglich von Gsteiger (1990). Geometrisch gesehen werden im Modell die Bäume eines Bestandes mit Fläche F und Stammzahl N gitterförmig angeordnet (Abbildung 1). Die einzelnen Bäume unterscheiden sich dabei nicht und sind über den mittleren BHD definiert. Die Anordnung der Bäume erfolgt so, dass es bei einem gegebenen Steindurchmesser d in jeder Reihe gerade noch zu einem Treffer kommt. Die Steine bewegen sich dabei in gerader Falllinie hangabwärts. Der Abstand von Baumlinie zu Baumlinie entspricht dann der mittleren baumfreien Strecke (Gsteiger, 1990), oder mittleren trefferfreien Distanz MTFD.

$$MTFD = \frac{F}{N \cdot d + \sum BHD} \quad (2.1)$$

Diese geometrische Interpretation findet sich in dieser Form noch nicht bei Gsteiger (1993), wurde aber von Berger und Dorren (2007) so verstanden und auch in das Rapid-Assessment-Tool Rockfor.net übernommen.

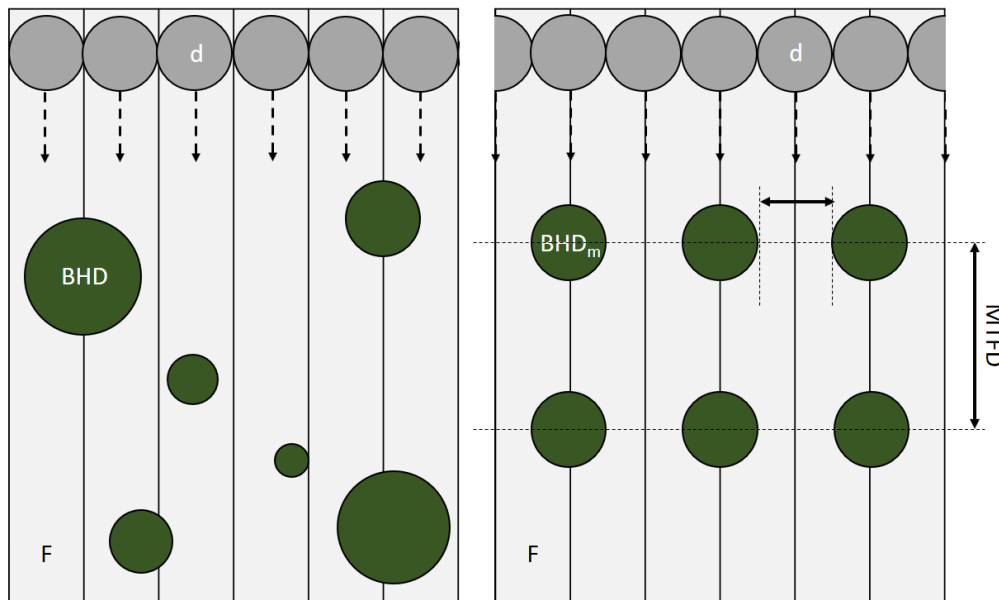


Abbildung 1 links: Modell von Gsteiger (1990). Die Steine bewegen sich in gerader Linie durch den Bestand mit Fläche F . Bäume werden als Kreise mit Radius $BHD/2$ gesehen. Rechts: Geometrische Interpretation der mittleren trefferfreien Distanz als Anordnung eines "Mittelbaumes" im Gitter. Eigene Darstellung basierend auf Brauner et al. (2005).

2.2. Modell von Brauner et al. (2005)

Das Gsteiger-Modell eignet sich nicht zur genaueren Beschreibung der Trefferwahrscheinlichkeit. So kann beispielweise keine Unterschreitungswahrscheinlichkeit einer bestimmten trefferfreien Distanz berechnet werden. Mit einem probabilistischen Ansatz lässt sich dieses Problem lösen. Brauner et al. (2005). ordnen die Bäume ebenfalls in einem Gitter an, welches jedoch gleiche Abstände a in Fallrichtung und normal dazu hat (Abbildung 2). Der Abstand berechnet sich dabei als Funktion der Stammzahl:

$$a = \sqrt{\frac{F}{N}} \quad (2.2)$$

Jede Reihe erhält eine zufällige Verschiebung normal zur Fallrichtung des Steins. Es wird zudem davon ausgegangen, dass der Stein seine Bahn nach jeder Reihe leicht ändern kann. Dann berechnet sich die Wahrscheinlichkeit, dass m Reihen ohne Treffer passiert werden können als:

$$P_{m,a} = \prod_{i=1}^m \left(1 - \frac{BHD_{m,g} + d}{a} \right) \quad (2.3)$$

Es gilt hierbei zu beachten, dass sich der mittlere BHD als geometrisches, statt arithmetisches Mittel berechnet. Dies ist aus Sicht der Praxis hinderlich, da Mittelwerte für den BHD in den allermeisten Fällen als arithmetisches Mittel vorliegen. Bei Brauner et al. (2005) wird der BHD noch um 30% reduziert, um seitliches Streifen nicht als Treffer zu berücksichtigen. Der Median der kumulativen Verteilungsfunktion kann als Analogon zur MTFD erachtet werden (Brauner et al., 2005).

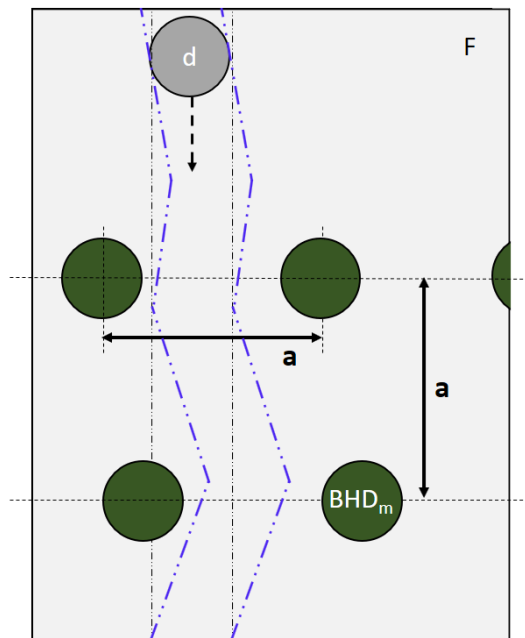


Abbildung 2: Wahrscheinlichkeitsbasiertes Modell von Brauner et al. (2005). Es wird die Wahrscheinlichkeit berechnet, mit welcher Reihe m noch passiert werden kann. Es wird von einer im Mittel geraden Bahn des Steins ausgegangen, wobei dieser jedoch leicht hin und her springen kann (blaue Linien).

Mit der Formel (2.3) lässt sich die Trefferwahrscheinlichkeit über eine beliebige Anzahl von Baumreihen und damit Distanzen berechnen. Ein Nachteil des Brauner-Modells ist der Umstand, dass die Größe des Gitters, welche von der Stammzahl abhängig ist, die minimale Auflösung

hinsichtlich der trefferfreien Distanzen bestimmt. So kann bei einer sehr niedrigen Stammzahl von 159 pro ha (vgl. Kapitel 3.1.3), beispielsweise erst ab 8 m Distanz eine Trefferwahrscheinlichkeit angegeben werden. Je nach Anforderung an die Auflösung kann das Modell daher nur bis zu einer bestimmten Stammzahl pro Hektar eingesetzt, d.h. nur auf bestimmte Bestände angewendet, werden.

2.3. Adaptiertes Polya-Modell

Während die in Kapitel 2.1 und 2.2 vorgestellten Modelle implizit oder explizit den Wald als Gitter repräsentieren, kommt das adaptierte Polya-Modell von Breschan und Mandallaz (2017) ganz ohne diese Annahme aus. Dadurch kann auch das Problem der minimal erreichbaren Auflösung gelöst werden (vgl. Kapitel 2.2).

Das Modell ist eine Beschreibung des Waldes wie sie der Grundvorstellung von Gsteiger entsprach (Kap. 2.1, Abbildung 1 links), wobei für jede beliebige Distanz die Trefferwahrscheinlichkeit bestimmt werden kann. Der Ansatz beruht auf dem Modell von Polya (1917) zur Berechnung der Sichtweite im Wald. Die Sichtweite in einer Waldfläche K lässt sich bestimmen, indem die Wahrscheinlichkeit berechnet wird, dass beim komplett zufälligen Platzieren von Bäumen mit Radius ρ , die Strecke S mit Länge x nicht tangiert wird. Das Mass der möglichen Fälle K_m ist dabei die Kreisfläche K , abzüglich des Mittelpunkts und des Randes mit Breite des Baumradius (Abbildung 3).

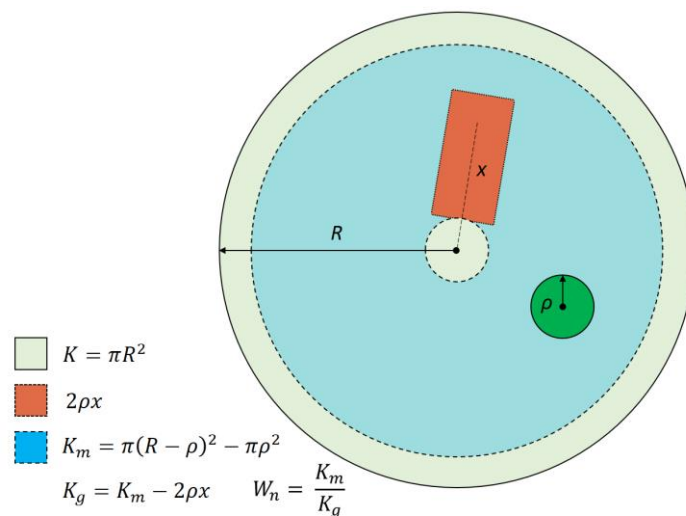


Abbildung 3: Konzept des Polya-Modells zur Bestimmung der Sichtdistanz im Wald.

Um das Mass der günstigen Fälle K_g zu berechnen muss von dieser Fläche zusätzlich die Fläche rund um die Strecke S abgezogen werden. Durch Umformen von W_n und mit $n \rightarrow \infty$ ergibt sich schliesslich (Polya, 1917)

$$W = e^{-\frac{2\rho x}{A^2}} = e^{-2\rho x \lambda} \quad (2.4)$$

wobei A^2 die im Mittel von einem Baum beanspruchte Fläche und λ die Intensität des Punktprozesses ist. Die Intensität entspricht im Falle eines Waldes der Stammzahl pro m^2 .

$$\lambda = \frac{N}{F} \quad (2.5)$$

Durch die Interpretation der Sichtlinie S als Steinschlagtrajektorie und dem Addieren des Steinradius R_s zum mittleren Baumradius ρ erhält man das adaptierte Polya-Modell zur Berechnung der Wahrscheinlichkeit, dass die trefferfreie Distanz kleiner oder gleich x Meter ist.

$$P(X \leq x) = 1 - e^{-2x\lambda(\rho+R_s)} \quad (2.6)$$

Als Erwartungswert ergibt sich die MTFD:

$$x_m = \frac{1}{2\lambda(\rho + R_s)} \quad (2.7)$$

bzw. mit der Notation von Gsteiger (vgl. Kap. 2.1)

$$x_m = \frac{1}{\frac{2N}{F} \left(\frac{\sum BHD}{2N} + \frac{d}{2} \right)} = \frac{1}{\frac{1}{F} (\sum BHD + Nd)} = \frac{F}{\sum BHD + Nd} \quad (2.8)$$

Das adaptierte Polya-Modell kann somit als Verallgemeinerung des Gsteiger-Modells verstanden werden. Über einen weiten Bereich von Werten bei Stammzahl, mittlerem BHD und Steingröße entsprechen die Resultate auch näherungsweise dem Brauner-Modell, wobei dieses die Trefferwahrscheinlichkeit etwas optimistischer einschätzt (Abbildung 4, Abbildung 5).

Im Modell werden die Bäume als räumlich komplett zufällig verteilt (CSR) modelliert. Mathematisch gesehen entspricht dies einem homogenen Poisson-Prozess. Dieser wird durch zwei Schlüsseigenschaften charakterisiert (Baddeley, 2016): (a) Homogenität und (b) Unabhängigkeit. Die Punkte haben demnach (a) keine Präferenz für einen bestimmten Ort im Raum und (b) die Intensität in einem Bereich des Raums hat keinen Einfluss auf die Intensität in einem anderen Bereich des Raums.

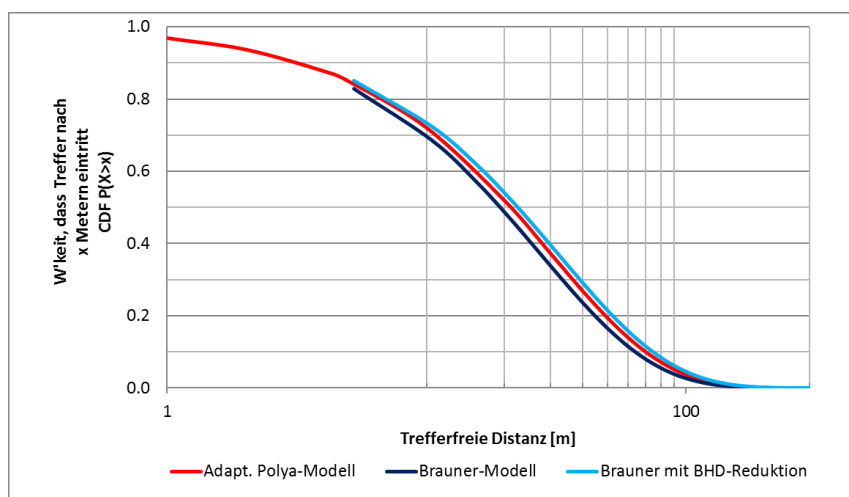


Abbildung 4: Vergleich des adaptierten Polya-Modells mit dem Brauner-Modell am Beispiel der Fläche Dischma für einen Steindurchmesser von 50 cm.

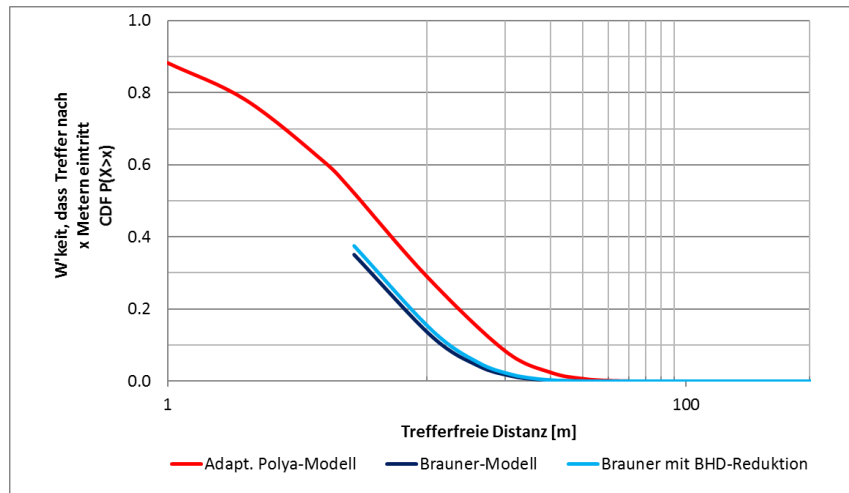


Abbildung 5: Vergleich des adaptierten Polya-Modells mit dem Brauner-Modell am Beispiel der Fläche Dischma für einen Steindurchmesser von 300 cm. Je grösser der Stein, desto grösser die Abweichung der beiden Modelle. Das Brauner-Modell kommt durch die Repräsentation des Bestandes als Gitter bei sehr grossen Steinen an seine Grenzen. Es ist in der Auflösung zudem durch die Gittergrösse limitiert (hier: 5.25 m).

3. Material und Methoden

Zur Untersuchung der in Kapitel 1 gestellten Fragen wurden in einem ersten Schritt geeignete Waldflächen gesucht (Kap. 3.1). Während bei vier dieser Flächen noch keine empirischen Daten vorlagen (Kap. 3.2), konnten bei zwei weiteren die bestehenden Daten übernommen werden (Kap. 3.3). In einem weiteren Schritt wurde für alle Flächen auf Grundlage von Fernerkundungsdaten eine Einzelbaumerkennung durchgeführt (Kap. 3.4). Die so gewonnenen Daten wurden schliesslich mit Methoden der räumlichen Statistik, sowie der linearen Referenzierung ausgewertet (Kap. 3.5). Dabei kam die Software ArcGIS in Version 10.4.1, sowie R in der Version 3.3.2 zum Einsatz.

3.1. Untersuchungsflächen

Insgesamt sechs Flächen wurden untersucht. Nebst zwei Marteloskopien mit bereits vorhandenen Daten, wurden vier weitere Flächen neu eingemessen. Die insgesamt sechs Flächen verteilen sich zur Hälfte auf die montane (sub-, unter-, ober- und hochmontan zusammengefasst) und subalpine Höhenstufe (Abbildung 6).

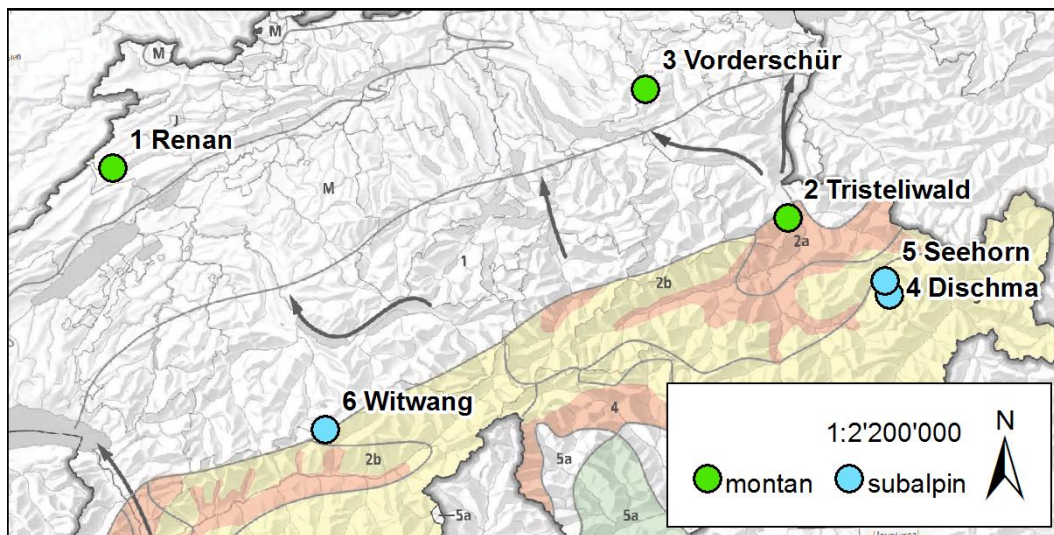


Abbildung 6: Lage der 6 Untersuchungsflächen auf der Karte der Standortsregionen von NaiS. Die relevanten Standortsregionen sind Jura (J), Mittelland (M), Nördliche Randalpen (1), Nördliche Zwischenalpen mit Buche (2a), sowie Kontinentale Hochalpen (3). Quelle: Frehner et al. (2005), verändert.

Des Weiteren musste (a) Steinschlag als Prozess feststellbar, (b) ein schwaches bis starkes Baumholz vorhanden und (c) ein aktuelles digitales Oberflächenmodell (DOM) verfügbar sein. Tabelle 1, sowie die Übersichtspläne im Anhang 9.1, geben einen Überblick über die Flächen. Eine detaillierte Beschreibung der Flächen folgt in den Kapiteln 3.1.1 - 3.1.6.

Tabelle 1: Übersicht über die sechs Untersuchungsflächen.

	<i>montan</i>			<i>subalpin</i>		
	Renan	Tristeliwald	Vorderschür	Dischma	Seehorn	Witwang
Fläche [ha]	1.27	0.57	0.73	1.28	0.71	0.61
Höhe [m.ü.M.]	980 - 1060	1130-1200	1050-1110	1790-1860	1635-1690	1610-1660
Exposition	Südost	Nordwest	Nordost	Nordost	Südwest	Südost
Steingrösse und -geologie	Kalkstein	Mergeliger Kalk	Kalknagelfluh	Paragneis	Schiefer / Gneise	Granit / Granodiorit
- Typisch [m³]	0.015	0.2	faustgross	0.1	0.1	0.02
- Max. [m³]	0.2	> 2	0.5	> 1	> 4	> 5
Höhenstufe	sub-montan	ober-montan	ober-montan	subalpin	subalpin	Subalpin / Sonderwald
Standort	9a	20(18M) 18M(20)	18	57C 57C(59)	57M 57V 58C	57BI
Mittlerer BHD [cm]	23.9	47.0	38.1	40.5	22.4	34.6
Stammzahl pro ha						
- 8–12 cm	176	2	0	82	150	303
- 12–24 cm	290	14	19	76	363	171
- 24–36 cm	107	67	56	29	250	152
- > 36 cm	161	263	84	176	84	55
Total	734	345	159	363	847	682
Grundfläche [m²/ha]	47.1	65.5	19.9	70.3	40.2	78.0
Struktur	mehrschichtig	einschichtig	einschichtig	Mehrschichtig	Mehrschichtig bis stufig	Mehrschichtig bis stufig
Besonderes	Marteloskop	Verjüngungsschlitz	Diffuser Eingriff 2011	Marteloskop		Sonderwaldstandort

3.1.1. Renan

Bei der Fläche Renan handelt es sich um ein 1.27 ha grosses Marteloskop, welches von der HAFL im Berner Jura, in der Gemeinde Renan eingerichtet wurde. Die Fläche liegt an einem südostexponierten Hang zwischen 980 und 1060 m.ü.M. Die Geologie ist hier durchwegs durch jurassische Kalke geprägt. Im oberen Bereich der Fläche gibt es ein kleines, bis zu 4 m hoch, diffus anstehendes Felsbändchen, sowie die Überreste einer alten Trockensteinmauer, welche Ausgangspunkt für Steinschlag sind. Die typische Steingrösse liegt dabei typischerweise im Bereich von 0.015 m³, wobei auf Grund der Zerklüftung des Gesteins, Kubaturen bis max. 0.2 m³ zu erwarten sind. Der grösste gefundene Block stoppte bereits relativ weit oben und hat eine Kubatur von 0.16 m³.

Das kalkhaltige Ausgangsgestein führt an diesen südexponierten, mässig steilen Hängen zur Ausbildung eines 9a (Typ. Lungenkraut- / Platterbsen-Bu-Wald). Auf der Fläche stockt zurzeit ein buchendominierter Laubwald (58%) mit Fichte (24%) und Tanne (12%), sowie etwas Bergahorn (4%) und sonstigem Laubholz (2%). Die Vorgaben zur Mischung nach NaiS sind somit auf Grund des zu hohen Nadelholzanteils nicht erfüllt. Die Stammzahl ist mit 734 ha⁻¹, bei einer Grundfläche von 47.1 m², relativ hoch (Abbildung 7).



Abbildung 7: Bestandesbild im mittleren, östlichen Bereich des Marteloskops. Foto: M. Kistler, 2017.

Gemäss dem Tool Rockfor^{NET} kann dem Wald eine hervorragende und nachhaltig gesicherte Schutzwirkung zugesprochen werden.

3.1.2. Tristeliwald

Die Fläche Tristeliwald ist eine 0.57 ha grosse NaiS-Weiserfläche welche auf das Jahr 2000 zurückgeht. Sie wurde eingerichtet um den Anwuchserfolg von gepflanzten Weisstannen in 3 grösseren Verjüngungsschlitzten zu überwachen (Abbildung 8). Der Wald als gesamtes wird bereits seit ca. 1986 verstärkt beobachtet, da er eine ausgesprochen wichtige Schutzfunktion hat und sich in einem fortgeschrittenem Alter befindet. Vor allem auf Grund des hohen Wildverbisses ist die Installation einer funktionierenden Verjüngung sehr schwierig. Die Fläche widerspiegelt somit eine typische Situation, wie sie auf rund 30% der Waldfläche anzutreffen ist (Kupferschmid et al., 2015).

Die Fläche liegt direkt oberhalb der St. Margrethenbergstrasse auf dem Gemeindegebiet der Gemeinde Pfäfers an einem nordwestexponierten Hang. Sie reicht von ca. 1130 – 1200 m.ü.M. Etwas oberhalb der Fläche findet sich eine ca. 40 m hohe Felswand, aus welcher sich regelmässig Steine und kleinere Blöcke lösen. Im Jahr 2005 wurde ein grosser Felsblock von ca. 2 m³ vom Wald innerhalb der Weiserfläche gestoppt (Abbildung 9). Die Lithologie wird bestimmt durch mergelige Kalke der Wildflyschgruppe im Bereich der Felswand und Dachschiefer unterhalb davon.

Das basische Ausgangsgestein führt zusammen mit der schattigen Lage in den niederschlagsreichen nördlichen Randalpen zu einem 20(18M), bzw. 18M(20), also einem typischen Karbonat-Tannen-Buchenwald im Übergang zum Hochstauden-Tannen-Buchenwald, wobei je nach Steilheit des Geländes die eine oder andere Charakteristik überwiegt.

Der zurzeit auf der Fläche stockende Bestand ist ein stark nadelholzdominierter (50% Fi, 43% Ta) im fortgeschrittenen Alter (65.5 m² Grundfläche, 345 Stämme/ha). Vereinzelt gibt es eingestreute Bergahorne (4%) und Lärchen (2%). Die Buche fehlt mit einem Anteil von 1% praktisch komplett. Die Anforderungen an die Mischung nach NaiS werden auf Grund des zu

hohen Fi- und zu niedrigen Bu-Anteils nicht erfüllt. Insgesamt gibt es nur wenig liegendes Totholz, welches als zusätzliches Hindernis wirken könnte.

Die zu erwartende Schutzwirkung schwankt gemäss Rockfor^{NET} zwischen gut bei grossen Blöcken (1 m³) bis sehr gut bei kleinen Blöcken (0.2 m³). Insgesamt kann also von einer sehr guten, aber nicht nachhaltigen, Schutzwirkung gesprochen werden.



Abbildung 8: Links der Blick von der oberen Perimetergrenze in den westlichen Teil der Weiserfläche. Rechts: Blick von Westen in die untere und grösste Verjüngungslücke. Foto: M. Kistler, 2017.



Abbildung 9: Block à 2 m³ im unteren, westlichen Bereich der Fläche, welcher auf ein Ereignis von 2005 zurückgeht. Foto: M. Kistler, 2017.

3.1.3. Vorderschür

Die Fläche Vorderschür liegt in der Gemeinde Fischenthal ZH an einem nordostexponierten Steilhang im Bereich des Mittellandes. Es handelt sich hierbei um eine Teilfläche einer insgesamt zwei Teilflächen umfassenden Weiserfläche, welche im Jahr 2013 eingerichtet wurde. Der in dieser Arbeit verwendete Perimeter umfasst 0.73 ha der Teilfläche W2 und erstreckt sich von 1050 bis 1110 m.ü.M.

Über die gesamte Breite des Perimeters zieht sich am oberen Ende ein relativ grossflächig anstehendes Felsband, welches von ca. 1110 bis 1190 m.ü.M. reicht. Es handelt sich hierbei um einen recht feinkörnigen Kalknagelfluh der Hörnligipfel-Schichten (obere Süsswassermolasse).

Entsprechend liegen die typischen Steingrößen im Bereich von feinem bis normalem Schotter und erreichen teils Faustgrösse. Grössere Kubaturen bis ca. 0.5 m³ wurden im Bereich des Perimeters nicht gefunden, sind jedoch auf Grund der Geologie bei einem grösseren Ereignis denkbar.

Der kalkhaltige Schotter führte hier zur Ausbildung mittel- bis tiefgründiger Böden, auf welchen ein 18 «Typischer Tannen-Buchenwald» zur Ausbildung kommt.

Die aktuelle Bestockung ist ausgeprägt laubholzdominiert mit 61% Buche, 24% Bergahorn, 8% Esche, sowie etwas Bergulme (1%). Der Nadelholzanteil von 6% wird nahezu komplett durch die Tanne bestimmt (5%). Auf der Fläche wurde 2011 ein diffuser Eingriff gemacht (Kaufmann, 2013), was auf Grund des hohen Buchenanteils dennoch zu recht grossen Lücken und einer kleinen Stammzahl von 159 pro ha führte (Abbildung 10). Aufgrund des fortgeschrittenen Alters der meisten Bäume wird dabei trotzdem noch eine Grundfläche von 19.9 m²/ha erreicht.

Gemäss dem Tool Rockfor^{NET} liegt die aktuelle Schutzwirkung für kleine Steine bei 50 – 75%. Die Grundfläche liegt hierfür zwar im optimalen Bereich, allerdings ist die Stammzahl zu klein, bzw. zu wenig Dichtung und Stangenholz vorhanden. Für denkbare grössere Kubaturen liegt die Schutzwirkung noch bei 25 – 50%, wobei hier die nachhaltige, optimale Grundfläche um ca. 15 m² unterschritten wird.



Abbildung 10 links: Sicht von aussenhalb der Fläche beim südwestlichen Ende in Richtung Nordosten. Die Blickrichtung entspricht vermutlich auch der Seillinie vom Eingriff 2011. Rechts: Blick hangabwärts im südlichen, vom Schlussgrad her geschlossenen Bereich der Fläche. Foto: M. Kistler, 2017.

3.1.4. Dischma

Die Fläche Dischma ist ein im Dischmatal (Davos GR) liegendes Marteloskop, welches von der WSL/SLF im Jahr 2015 eingerichtet wurde. Die Fläche von 1.28 ha erstreckt sich an einem nordostexponierten Hang von ca. 1790 – 1860 m.ü.M (Abbildung 11).

Oberhalb der Fläche befindet sich ein ca. 40 m hohes Felsband, aus welchem regelmässig Steine und kleinere Blöcke ausbrechen, welche das Marteloskop auf ihrem Weg durchqueren (Abbildung 12). Die Felswand wird durch Paragneise der Silvretta-Kristallindecke gebildet (swisstopo, 2017). Typische Kubaturen liegen im Bereich von 0.1 m³, wobei im Ablagerungsbereich am Fusse des Hangs auch Kubaturen von mehr als 1 m³ feststellbar sind (Abbildung 11).

Auf dem sauren Ausgangsgestein entwickelte sich hier ein 57C (Alpenlattich-Fichtenwald mit Wollreitgras). Im oberen Bereich unter der Felswand geht dieses über in ein 59 (Lärchen-Arvenwald mit Alpenrose).

Der aktuelle Bestand ist ein fichtendominierter (77%) Altbestand (70.3 m² Grundfläche bei einer Stammzahl von 363 pro ha) mit einigen Lärchen (14%) und Vogelbeeren (9%). Der Lärchen-Anteil ist in Bezug auf das stehende Volumen aber deutlich grösser (ca. 30%). Im Vergleich zum Tristeliwald ist die Stammzahlverteilung zu Gunsten der kleinen Durchmesser verschoben. Insgesamt gibt es relativ wenig frisches, liegendes Totholz, einzig oberhalb des Wanderweges finden sich einige querliegende Stämme.

Die Schutzwirkung kann gemäss Rockfor^{NET} wie beim Tristeliwald als gut bis sehr gut eingestuft werden.



Abbildung 11 links: Die Fläche wird zu beiden Seiten von Waldschneisen begrenzt. Gut erkennbar ist der verlängerte Ablagerungsbereich der Blöcke unterhalb der Schneisen. Rechtes Bild: Blick hangabwärts im südlichen, lärchenreichen Bereich des Marteloskops. Foto: M. Kistler, 2017.



Abbildung 12: Innerhalb des Marteloskops finden sich mehrere, vergleichsweise grosse stumme Zeugen. Aufgrund der grossen BHDs und relativ hohen Bodenrauigkeit können selbst grosse Blöcke um 0.7 m³ noch gestoppt werden. Foto: M. Kistler, 2017.

3.1.5. Seehornwald

Die Fläche Seehornwald liegt im Steinschlagwald am Seehorn und repräsentiert eine südwestlich exponierte, subalpine Fläche im Bereich des Auslauf- und Ablagerungsgebiets von Sturzprozessen. Die Fläche erstreckt sich auf einer Fläche von 0.71 ha von Höhe der Flüelapasstrasse auf 1635 m bis hoch zur Forststrasse auf ca. 1690 m.ü.M.

Neben den südexponierten Felswänden des Seehorns, besteht vor allem Gefahr durch sekundären Steinschlag. Dieser wird durch den ausgeprägten, oft grossblockigen Hangschutt ermöglicht. Im Bereich der Untersuchungsfläche findet sich von kleineren Steinen bis hin zu Grossblöcken $\geq 5 \text{ m}^3$ ein weites Spektrum an Kubaturen. Typische Grössen liegen aber im Bereich

von ca. 0.01 – 0.1 m³. Die Lithologie wird hierbei durch die «Seehorn-Serie» der Silvretta-Decke, d.h. kristalline Schiefer und Gneise, bestimmt (swisstopo, 2017).

Die silikatischen Ausgangsgesteine führten, im Grossteil der Fläche, zur Ausbildung eines 57M (Alpenlattich-Fichtenwald mit Waldwachtelweizen), welches in den flachen Bereichen in ein 57V (Alpenlattich-Fichtenwald mit Heidelbeere) übergeht. Im deutlich steileren Bereich zwischen Wanderweg und Forststrässchen findet sich ein 58C (Preiselbeer-Fichtenwald mit Wollreitgras) (Abbildung 13).

Auf der Fläche stockt zurzeit ein reiner Fichtenbestand, welcher vereinzelte Verjüngungslücken aufweist (Abbildung 14). Daraus ergibt sich eine hohe Stammzahl von 847 pro ha, bei einem mittleren BHD von 22.4 cm und einer Grundfläche von 40.2 m².

Nimmt man für das gesamte Transitgebiet den gleichen Aufbau des Waldes an, so ist die Schutzwirkung auf Grund der Länge des Transitgebiets hervorragend. Ab ca. 2 m³ nimmt die Schutzwirkung jedoch spürbar ab und liegt bei den grössten in der Fläche gefundenen (recht alten) Blöcken von ca. 5 m³ noch bei 25-50%. Diese Grobabschätzung mit RockForNet scheint relativ plausibel, obschon für die betrachtete Fläche nicht die obenliegende Felswand, sondern vermutlich sekundärer Steinschlag aus dem Transitgebiet die Hauptgefährdung darstellt. Genauere Abklärungen diesbezüglich wurden im Rahmen dieser Arbeit jedoch nicht gemacht.

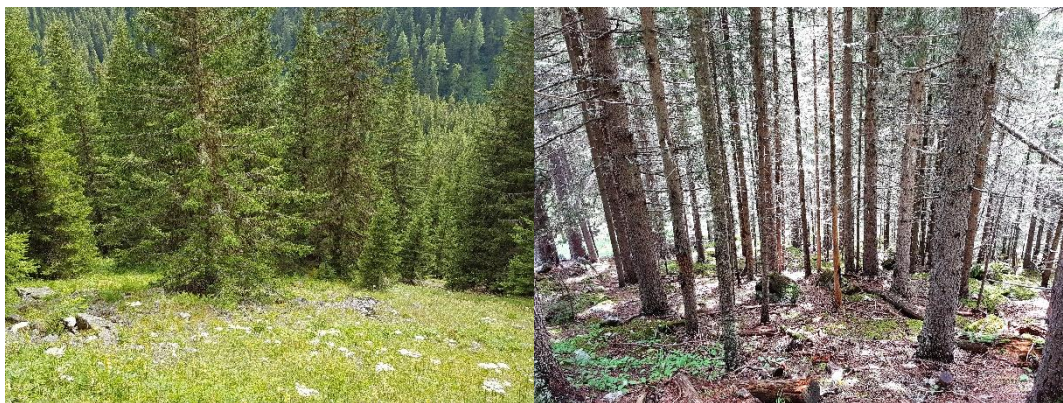


Abbildung 13 links: Hangabwärts gerichteter Blick in der nördlichen Ecke der Fläche. In diesem oberen Bereich ist die Rottenstruktur sehr deutlich ausgeprägt. Rechtes Bild: Blick hangabwärts oberhalb des Wanderweges. Der Bestand wird in diesem Bereich zunehmend geschlossen und relativ dicht. Foto: M. Kistler, 2017.



Abbildung 14: Bestandesbild im flach auslaufenden, unteren Bereich der Fläche. Schwaches bis mittleres Baumholz wechselt sich hier mit Verjüngungslücken ab. Foto: M. Kistler, 2017.

3.1.6. Witwang

Die Fläche Witwang liegt auf dem Gebiet der Gemeinde Kandersteg BE am östlichen Ende des Gasteretals. Sie ist nach Südost exponiert und erstreckt sich auf einer Fläche von 0.61 ha von 1610 bis auf 1660 m.ü.M.

Ausgangsort für Stein- und insbesondere Blockschlag sind primär die direkt oberhalb gelegenen Felsbänder, welche sich bis auf eine Höhe von etwa 1850 m.ü.M. hochziehen. Es handelt sich dabei um anstehenden Fels des Aarmassivs, welcher sich an dieser Stelle aus Gastern-Granit zusammensetzt. Dieser ist durch massigen, mittelkörnigen Biotigranit bis Granodiorit charakterisiert (Jemelin et al., 1985). Der massive Fels führt zu einer grossen Bandbreite an Blockgrössen. Grossblöcke eines alten Felssturzes erreichen Kantenlängen von > 5 m. Frischere Blöcke weisen Kubaturen um 0.25 m^3 auf. Steingrössen $\leq 0.025 \text{ m}^3$ dürften häufig auftreten. Davon zeugen zahlreiche Spuren an den Bäumen (Abbildung 15). Feinmaterial und kleine Steine stoppen direkt unterhalb der Felswand und führen dort zur kleinräumigen Ausbildung eines 24* (Ulmen-Ahornwald). Dieses reicht nur im nordöstlichsten Eck etwas in den Perimeter hinein. Ansonsten dominiert ein 57Bl (Blockausbildung des Alpenlattich-Fichten-Waldes).

Der aktuelle Bestand ist ein reiner Fichtenbestand im fortgeschrittenen Alter. Dies zeigt sich an der grossen Grundfläche von 78 m^2 und dem vielen stehenden und liegenden Totholz. Dies kann als Beginn des Zerfallsstadiums verstanden werden. Die Verjüngung in den kleinen Lücken funktioniert grösstenteils und führt zu einer recht hohen Stammzahl von 682 pro ha bei einem mittleren BHD von 34.6 cm.

Die Schutzwirkung ist gemäss dem Tool Rockfor^{NET} bei kleinen Blöcken mässig, bei grossen ungenügend. Die nachhaltige Grundfläche wird auf $45 - 50 \text{ m}^2/\text{ha}$ geschätzt. Es handelt sich somit um einen Bestand, welcher selbst weit oberhalb der nachhaltigen Grundfläche nur mässigen Schutz bieten kann. Dies liegt vor allem an der hohen und sehr steilen Felswand.



Abbildung 15 links: Stellenweise relativ viel liegendes Totholz. Rechts: An den Bäumen finden sich zahlreiche ältere und neuere Steinschlagspuren, besonders im oberen, nördlichen Bereich der Fläche. Foto: M. Kistler, 2017.

3.2. Feldaufnahmen

Ziel der Feldaufnahmen war es (a) analog zu den Marteloskopdaten eine empirische, räumlich explizite Stammfusskarte mit zugehörigen Metadaten einzumessen, sowie (b) die BHD-Baumhöhen-Korrelation zu erfassen. Eine Stammfusskarte ist dabei das Baumverteilungsmuster auf Höhe des BHDs.

Zur Ermittlung der Stammfusskarte wurde der Perimeter auf mehrere Kreise aufgeteilt und die Baumpositionen relativ zum Kreiszentrum eingemessen. Die Kreiszentren wiederum wurden mittels Globalem Navigations satellitensystem (GNSS) georeferenziert. Um das Zusammenfügen zu vereinfachen, bzw. um Messfehler des GNSS zu korrigieren, wurden im Überlappungsbereich der Kreise Bäume doppelt gemessen (Abbildung 16).

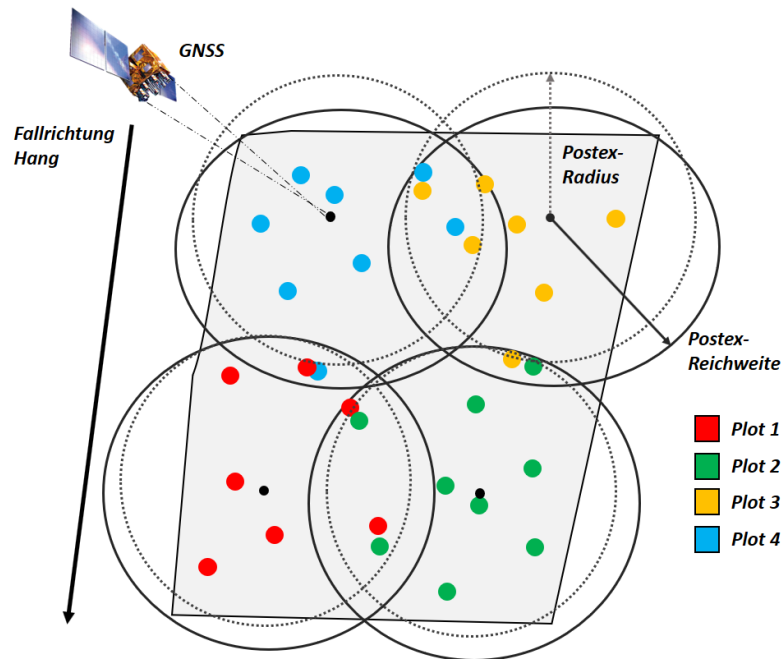


Abbildung 16: Messkonzept für das Baumverteilungsmuster. Die einzelnen Postex-Plots können durch die Georeferenzierung mittels GNSS, sowie doppelt gemessene Punkte im Überlappungsbereich zum Gesamtmuster zusammengesetzt werden. Durch die unterschiedliche Messreichweite, in Folge der Hangneigung, sind die resultierenden Plots leicht elliptisch.

Die Georeferenzierung der Plot-Zentren erfolgte mittels differentiellem GPS (DGPS). Zum Einsatz kam hierbei ein Topcon HIPER SR in Kombination mit der Software MAGNET Field. Es wurden Fixed-, Float- und Auto-Messungen akzeptiert, wobei der horizontale RMS ≤ 0.5 m sein musste. Der horizontale RMS ist bei Auto-, und Float-Messungen jedoch kein zuverlässiger Indikator für die Richtigkeit der Messung. Sowohl im Feld als auch bei der Datenaufbereitung wurde die Positionsmessung daher mit Hilfe des VHM abgeglichen und verifiziert.

Als Messinstrument wurde das Postex-System von Haglöf Sweden AB in Kombination mit einer Haglöf DP11-Kluppe mit DME-Modul verwendet. Damit lassen sich kreisförmig um ein Plot-Zentrum Baumpositionen erfassen. Die Ermittlung der Position erfolgt relativ zu diesem Zentrum durch die Messung dreier Distanzen mittels Ultraschall. Das Messverfahren hat den Vorteil, dass es, zumindest auf kürzere Distanzen, unabhängig von Hindernissen in Form von Gebüsch oder anderen Bäumen funktioniert (Haglöf Sweden AB, 2014). Die Hangneigung kann mit der DP11-Kluppe gemessen und bei der Berechnung der Horizontalabstand zum Zentrum automatisch berücksichtigt werden.

Um den Planungsaufwand im Feld zu minimieren, wurde eine Methode entwickelt, welche für eine beliebige Perimeterform die Anordnung der Postex-Plots optimiert (Abbildung 17). Die Details zur Methode finden sich im Anhang 9.2 und 9.3.1. Vom gegebenen Muster wurde vor Ort je nach Geländegegebenheiten, oder dem Vorkommen grosser Verjüngungslücken, abgewichen. Im Schnitt ergab dies, je nach Grösse und Form der Fläche, 17 Postex-Plots pro Fläche.

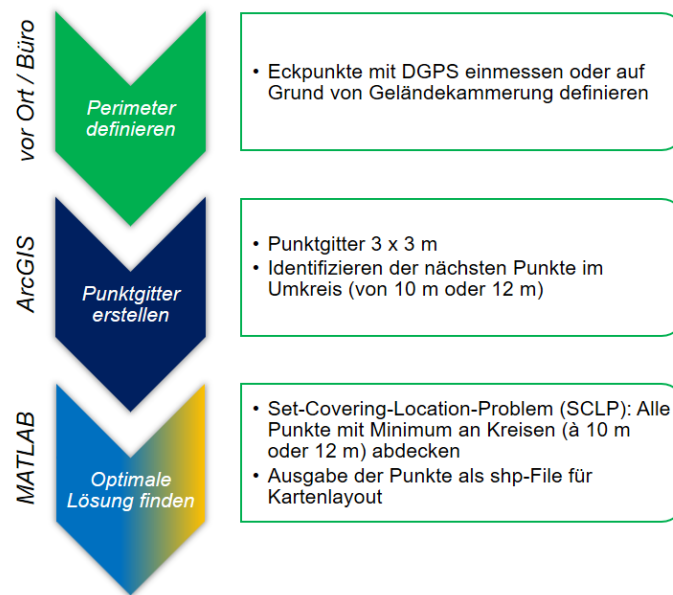


Abbildung 17: Workflow der Optimierung der Postex-Standorte.

Während der Messungen wurde der Postex-Radius jeweils auf 12 m festgelegt. Die Bäume wurden jedoch so weit wie möglich, d.h. auch über den Kreisradius hinaus gemessen. Normal zum Hang und hangabwärts betrug die Messdistanz somit bis zu 16 m, in steilen Partien $\geq 40^\circ$ reduzierte sie sich typischerweise auf < 8 m (Abbildung 16). Einzelne Bäume welche, z.B. in Folge Abschirmung durch eine Baumgruppe, nicht mit dem Postex gemessen werden konnten wurden mit Kompass und Laserdistanzmessung relativ zum nächstgelegenen Baum eingemessen. Zur Anwendung kamen hierbei ein Kompass «Suunto MC-2» und ein Laser-Distanzmessgerät «Bosch GLM 50C». Von zwei Plots abgedeckte Bäume wurden mehrheitlich doppelt gemessen und dienten als Passpunkte beim Zusammenfügen des Baummusters. Bei der Fläche Tristeliwald wurde dies noch nicht gemacht und die doppelten Punkte erst nachträglich über Lage, BHD und Artzugehörigkeit mittels Ähnlichkeitsanalyse (Tool «Similarity Search») in ArcGIS identifiziert. Dieser Datensatz wurde daher als einziger nochmals vor Ort verifiziert. Dabei konnte eine hohe Zuverlässigkeit der Methode festgestellt werden. Bei weiter vom Plotzentrum entfernten Bäumen ist jedoch in einzelnen Fällen mit Abweichungen von bis zu 2 m zu rechnen. Da die Distanzmessung mit Ultraschall temperaturabhängig ist, wurden die Ultraschall-Sensoren vom Vertex VL5 und DME DP11-Adapter wie von Haglöf Sweden AB (2014) empfohlen, vor Beginn der Messung im Bestand kalibriert.

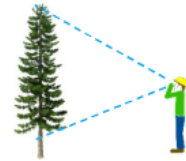
Neben der Position des Baums wurden als Metadaten auch der BHD und die Artzugehörigkeit erfasst. Die Kluppschwelle betrug 8 cm, was dem Beginn des Stangenholzes und der nach Methode NaiS für Steinschlag relevanten Durchmesserklassen entspricht (Frehner et al., 2005). Nur lebende Bäume wurden gemessen, da bei abgestorbenen Bäumen von einer mässig bis stark verminderten Energieaufnahmefähigkeit, in Folge Fäulnis, ausgegangen werden kann (Ammann, 2006). Die BHD-Messung erfolgte nach den Grundsätzen von Tinner und Brang (2013) und immer so, dass das DME-Modul in Richtung Plot-Zentrum zeigte. Bei Bäumen mit einem BHD > 84 cm wurde dieser mit dem BHD-Messband gemessen.

Die Messung der Baumhöhen und zugehörigen BHDs erfolgte unabhängig von der Postex-Messung. Dabei wurde darauf geachtet, eine \pm gleichmässige Verteilung über alle Durchmesser zu erreichen und insbesondere die maximalen und minimalen Durchmesser zu berücksichtigen. Mit jeweils 38 Messungen konnte dies gut erreicht werden (Kap. 3.3). Da bei der Fläche Tristeliwald fast keine kleineren Durchmesser vorkamen wurde die Anzahl Messungen dort auf 19 Messungen reduziert. Die Höhenmessung erfolgte mit dem zum Postex-System gehörigen VL5-Vertex-Gerät mittels 3-

Punkt-Laser-, oder 2-Punkt-Ultraschall-Verfahren (Abbildung 18), je nach Sichtverhältnis auf den Stamm.

HGT VERTEX – 2-POINT MEASURING WITH ULTRASOUND

Distance and angle is measured to a reference point with ultrasound and a T3 transponder, alternatively set a manual distance M.DIST to the object. Thereafter the angle to the top is measured and the height is presented in the display. TRP. HGT. i.e. the T3 transponder height must be set in the setup menu.



HEIGHT 3PL – 3-POINT MEASURING WITH LASER

The distance and the angle to an optional part of the object are measured with laser. The angle - inclination – is measured at the lowest (bottom) and at the highest (top) part of the object.

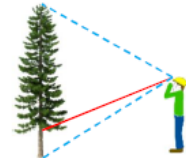


Abbildung 18: Beschreibung der angewendeten Höhenmessungsverfahren. Bevorzugt wurde das Verfahren HEIGHT 3PL, welches jedoch nur bei (für den Laser) freier Sicht auf den Stammfuss anwendbar ist. Quelle: Haglöf Sweden AB (2014).

3.3. Datenaufbereitung

Die Daten der beiden Marteloscope konnten weitestgehend direkt übernommen werden. Beim Marteloskop Dischma musste noch ein Perimeter definiert werden. Tabelle 2 gibt einen Überblick über die beiden Datensätze und die gemachten Anpassungen.

Tabelle 2: Übersicht über die Datensätze der beiden Marteloscope. Angaben die sich aus dem Angegebenen ergeben, z.B. Grundfläche oder H/D-Verhältnis, wurden nicht aufgeführt.

	RENAN	DISCHMA
VORHANDENE DATEN	<ul style="list-style-type: none"> - Baum-Nr. (n = 941) - Baumart (Bu, Fi, SAh, Ta, BAh, Es, BUI, MBe, SoLi) - BHD - Volumen - X- und Y-Koordinate (LV03) - Baumhöhe (n = 169; 18%) - Baumhöhe interpoliert 	<ul style="list-style-type: none"> - Baum-Nr. (n = 480) - Baumart (Ar, Lä, VoBe, Fi) - BHD - Volumen - X- und Y-Koordinate (LV03) - Baumhöhe (Vertex-Messung bei allen kleinen Bäumen, Ableitung aus nDOM bei grossen Bäumen)
ANPASSUNGEN	<ul style="list-style-type: none"> - Entfernen der Absteckpflöcke (Baumart «Pflock») - Entfernen der Bäume mit BHD 7.5 cm - 8 Bäume ausserhalb Perimeter liegend 	<ul style="list-style-type: none"> - Entfernen sämtlicher Bäume mit Kommentar «tot» (n = 6) - Lärche mit Kommentar «ausserhalb» im Datensatz belassen, aber ausserhalb des observation windows liegend
PERIMETER	<ul style="list-style-type: none"> - Polygon mit den Absteckpflöckpositionen als Eckpunkte - Fläche: 1.27 ha 	<ul style="list-style-type: none"> - Polygon das sämtliche Bäume (Ausnahme siehe Anpassungen / Korrekturen) beinhaltet und genügend Kronenraum im Perimeter liegt für die Einzelbaum-detektion - Fläche: 1.28 ha

Die Baumverteilungsmuster der anderen Flächen wurden zuerst mit R aus den Postex-Daten zusammengesetzt und anschliessend in ArcGIS manuell korrigiert (Abbildung 19).

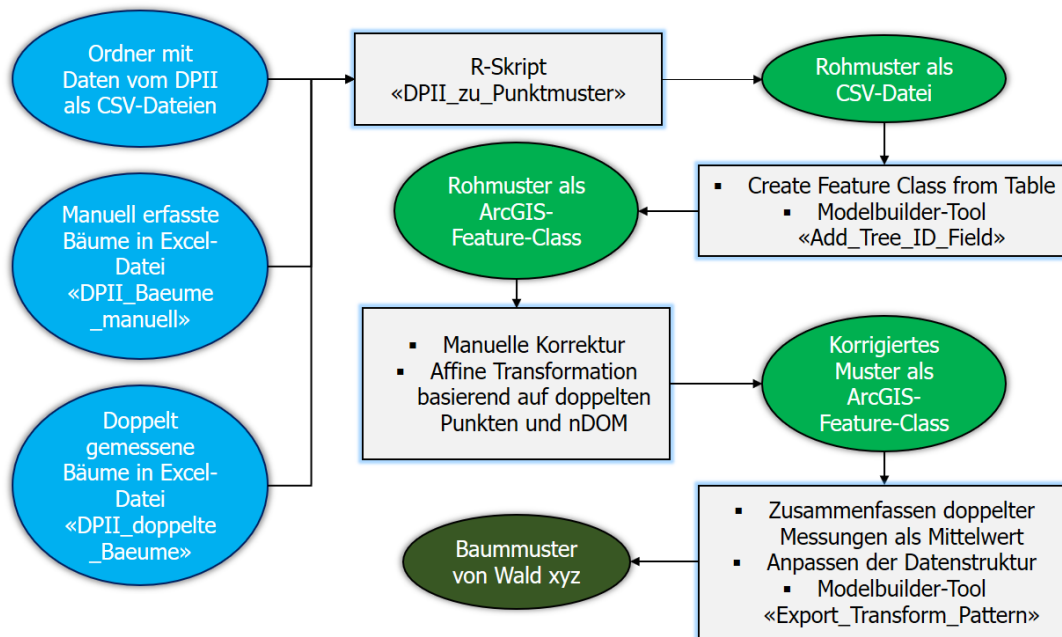


Abbildung 19: Workflow zur Generierung des Baummusters einer Fläche aus den Postex-Rohdaten.

Die resultierenden Muster entsprechen jenen im Anhang 9.1, wobei auch Bäume sichtbar sind, welche ausserhalb des Perimeters liegen. Für sämtliche Analysen und Angaben wurden diese jedoch nicht weiter berücksichtigt.

Aus den Baumhöhen- und BHD-Messungen wurde für jede Fläche eine allometrische Funktion abgeleitet:

$$BHD[cm] = a(H^b) + c \quad (3.1)$$

Dabei entspricht H der Baumhöhe in Meter. Die Parameter a, b und c sollten bewusst nicht interpretierbar sein und einen möglichst hohen Goodness-of-fit erzielen («sophisticated curve fitting»). Verwendet wurde die Nonlinear Least Squares-Methode, welche im R-package «stats» implementiert ist. Die Details der Methode finden sich in Bates et al. (2017). Tabelle 3 gibt einen Überblick über die verwendeten Parameter je Untersuchungsgebiet.

Tabelle 3: Übersicht über die Parameter der BHD-Höhen-Funktion für die einzelnen Flächen.

	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>	<i>NRMSE</i>	<i>Anteil Höhenmessungen an Anzahl Messungen gesamt</i>
Renan	7.613	0.676	-25	0.22	18%
Tristeli	0.235	1.504	10.249	0.22	9%
Vorderschür	0.123	1.640	13.743	0.18	28%
Dischma	1.196	1.143	1.066	0.25	100%
Seehorn	0.062	2.032	7.225	0.16	6%
Witwang	0.1595	1.63	8.157	0.23	9%

Für alle Flächen ergibt sich eine gut erkennbare Korrelation, mit einem vergleichbaren NRMSE zwischen 0.16 und 0.25 (Abbildung 20).

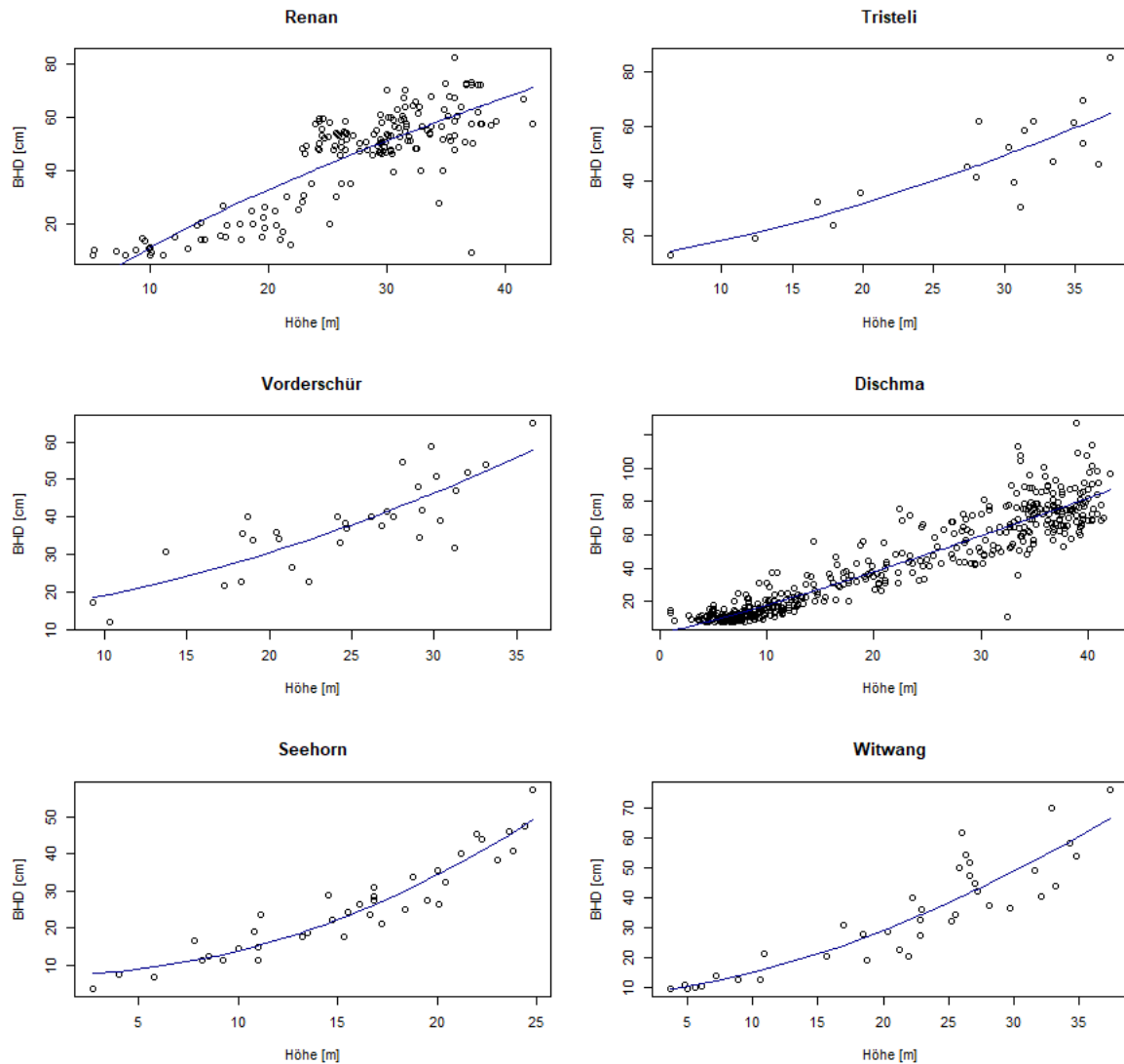


Abbildung 20: BHD in Funktion der Baumhöhe für alle untersuchten Flächen. In dunkelblau die Kurve der Regressionsanalyse.

3.4. Fernerkundungsdaten

Die Baumverteilungsmuster aus Fernerkundungsdaten wurde mit zwei verschiedenen Methoden der Einzelbaumerkennung, welche auf dem gleichen Prinzip beruhen, generiert. Beide Methoden versuchen aus lokalen Maxima des nDOM die Kronen von Einzelbäumen zu detektieren, wobei sie Rasterzellen unterhalb einer Minimalhöhe ignorieren. Sie gleichen damit dem Vorgehen wie es etwa Popescu und Wynne (2004) vorschlagen. Dieses Prinzip ist eine relativ einfache Methode, welche aber recht gut funktioniert (Vauhkonen et al., 2012). Fortgeschrittene Methoden wie jene von Khosravipour et al. (2016) wurden in Folge der mehrheitlich fehlenden 3D-Punktdaten nicht angewendet.

Eine eigens in ArcGIS umgesetzte Lösung nutzt ein nDOM mit einer Auflösung von 0.5 m und glättet dieses in einem ersten Schritt mit einem Gauss'schen 3 x 3 Pixel Filter mit Standardabweichung $\sigma = 1$. In einem zweiten Schritt werden mit einem 3 x 3 Pixel Fenster die lokalen Maxima als Einzelbäume detektiert. Aus der zugehörigen Höhe kann über eine allometrische Funktion (Kap. 3.3) der BHD berechnet werden. Genauere Details finden sich im Anhang 9.3.2.

Die Software FINT in Version 1.7 von ecorisQ ist eine der Praxis zur Verfügung stehende Lösung. Sie verzichtet auf die Glättung mittels eines Gauss-Filters, weshalb das nDOM erst auf eine sinnvolle Auflösung herunterskaliert werden muss. Für sämtliche Untersuchungsflächen wurde das beste Ergebnis mit der für nadelholreichen Beständen empfohlenen Auflösung von 1 m erzielt (Dorren, 2014; Menk et al., 2017). Bei der Detektion der lokalen Maxima wird im Unterschied zur ArcGIS-Lösung das 3 x 3 Fenster jeweils so lange um eine Zelle vergrössert, bis (a) eine Nachbarzelle grösser als das lokale Maxima ist, (b) der Maximalradius von 15 m erreicht wird, oder (c) mehr als die Hälfte des Fensters aus Zellen < 1 m besteht. Dabei wird eine möglichst runde Fensterform angestrebt (Dorren, 2014). Bei der Berechnung des BHDs wird dieser zudem um $\pm 20\%$ randomisiert.

Grundlage für die benötigten Raster-Geodaten waren ein digitales Terrainmodell (DTM), sowie ein digitales Oberflächenmodell (DOM) mit einer Auflösung von ≤ 0.5 m. Aus diesen wurde ein normalisiertes DOM, mit einer Auflösung von 0.5 m gerechnet.

$$nDOM = DOM - DTM \quad (3.2)$$

DTM und DOM stammen mehrheitlich aus LiDAR-Befliegungen der entsprechenden Kantone. Das DOM vom Dischmatal und das DOM vom Tristeliwald wurden mittels Luftbildphotogrammetrie erstellt (Tabelle 4). Als DTM wurde bei der Fläche Tristeliwald das swissALTI^{3D} in einer Auflösung von 2 m verwendet und mittels bilinearem Resampling auf eine Auflösung von 0.5 m hochskaliert. Im Rahmen dieses Anwendungszwecks sind allfällige kleinere Skalierungsfehler vernachlässigbar.

Tabelle 4: Überblick über die verwendeten Fernerkundungsdaten. ALS = Airborne Laser Scanning; LPG = Luftbild-Photogrammetrie.

FLÄCHE	DOM			DTM		
	Flugjahr	Auflösung	Typ	Flugjahr	Auflösung	Typ
RENAN	2011	0.5 m	ALS	2011	0.5 m	ALS
TRISTELIWALD	2017	0.5 m	LPG	2014	2 m	ALS
VORDERSCHUER	2014	0.5 m	ALS	2014	0.5 m	ALS
DISCHMA	2015	0.2 m	LPG	2015	0.5 m	ALS
SEEHORN	2015	0.5 m	ALS	2015	0.5 m	ALS
WITWANG	2013	0.5 m	ALS	2013	0.5 m	ALS

Als minimale Vegetationshöhe wurde ein Wert von 4 m gewählt. Dies entspricht gemäss den allometrischen Funktionen der subalpinen Flächen, für die am meisten Messungen im Bereich 8 cm vorliegen, ungefähr einem BHD von 8 cm. Sämtliche Resultate der Einzelbaumdetektion zeigen deutliche Abweichungen von den empirischen Daten bei der Stammzahl und / oder der Grundfläche. Durch die Beschränkung der Sicht auf die obersten Punkte des Kronendaches, können Bäume im Unterwuchs, sowie unterdrückte Bäume nicht detektiert werden (Tabelle 5).

Tabelle 5: Vergleich der beiden Einzelbaumdetektionsmethoden mit den empirischen Daten anhand von Stammzahl N und Grundfläche G.

	N [ha^{-1}]			G [m^2ha^{-1}]		
	Emp.	ArcGIS	FINT	Emp.	ArcGIS	FINT
RENAN	734	728	441	47.1	120.9	77.3
TRISTELIWALD	345	230	221	65.5	65.4	63.2
VORDERSCHUER	159	525	273	19.9	107.3	60.3
DISCHMA	363	195	168	70.3	62.4	55.9
SEEHORN	847	432	365	40.2	28.7	23.1
WITWANG	682	334	285	78	72.8	64.5

3.5. Datenauswertung

Die Auswertung der Daten orientiert sich stark an den Zielsetzungen der Arbeit (Kap. 1). In einem ersten Schritt werden die Baumverteilungen als reine Punktmuster verstanden und mit Mitteln der räumlichen Statistik auf die Beschreibbarkeit als homogene Poisson-Prozesse untersucht (Kap. 3.5.1). In einem zweiten Schritt werden, unter Annahme des Gsteiger-Modells, die empirischen trefferfreien Distanzen mit jenen des adaptierten Polya-Modells verglichen. Zusätzlich werden die trefferfreien Distanzen gemäss Fernerkundungsdaten mit den empirischen verglichen (Kap. 3.5.2). Auf dieser Methodik aufbauend wird auch die Richtungsabhängigkeit der trefferfreien Distanzen untersucht (Kap. 3.5.3). Schliesslich wird der Frage nachgegangen, ob sich die Methodik zur Bestimmung der empirischen, trefferfreien Distanzen auch eignet, um bestandesspezifische Widerstandskoeffizienten abzuleiten (Kap. 3.5.4). Für die wichtigsten Begriffsdefinitionen sei an dieser Stelle auf das Glossar verwiesen (Kap. 7).

3.5.1. Räumliche Zufälligkeit der Punktmuster

Für das Testen und Beschreiben eines Punktmusters hinsichtlich Zufälligkeit und Homogenität gibt es verschiedenste Methoden. Diese können beim selben Datensatz zu unterschiedlichen Resultaten kommen. Es wurden daher mehrere Methoden angewandt und die Resultate schlussendlich als Synthese zusammengefasst. Die verwendeten Methoden sind (a) der Hopkins-Skellam-Index, (b) das Quadrat-Counting, sowie (c) Ripley's K-Funktion.

Der Hopkins-Skellam-Index charakterisiert einen Punktdatensatz bezüglich vollständig zufälliger räumlicher Verteilung und bricht diese Information auf einen Wert hinunter. Im Vergleich zum häufig verwendeten Clark-Evans-Index ist er jedoch weniger anfällig für Fehlindikationen in Folge von Kanteneffekten oder räumlicher Inhomogenität (Baddeley, 2016). Zahradnik et al. (2010) sprechen ihm für diesen konkreten Anwendungsfall eine bedeutend höhere Aussagekraft als dem Clark-Evans-Index zu. Der Hopkins-Skellam-Index I_{HS} vergleicht die Distanz zum nächsten Nachbarpunkt von m zufällig gewählten Punkten d_i mit der Distanz zum nächsten Punkt von m zufällig gewählten Orten e_j (Hopkins und Skellam, 1954).

$$I_{HS} = \frac{\sum_{i=1}^m d_i^2}{\sum_{j=1}^m e_j^2} \quad (3.3)$$

Bei einer komplett zufälligen Verteilung sollten diese beiden Verteilungen gleich sein. Ein Wert von 1 zeigt somit das Vorliegen einer räumlich komplett zufälligen Verteilung an. Werte > 1 zeigen Regelmässigkeit, Werte < 1 Aggregation an (Baddeley, 2016). Da die Punkte zufällig gewählt werden nimmt der Index für ein gegebenes Punktmuster verschiedene Werte an. Er wurde daher jeweils 1000-mal berechnet und als Minimal-, Maximal- und Mittelwert angegeben.

Vergleicht man den Hopkins-Skellam-Index mit der F-Verteilung mit den Parametern $(2m, 2m)$ erhält man einen statistischen Test, der in R im Package 'spatstat' implementiert ist. Angewandt wurde ein zweiseitiger Test mit der Nullhypothese «räumlich komplett zufällige Verteilung». Das Signifikanzniveau wurde auf 5% festgelegt.

Zur Prüfung der Homogenität eignet sich ein Quadrat-Counting-Test (Baddeley, 2016) unter der Annahme von Unabhängigkeit. Wird das Modell «komplett zufällige Verteilung» und damit die Unabhängigkeitsbedingung gemäss Hopkins-Skellam-Index erfüllt, die Nullhypothese des Tests jedoch verworfen, ist dies ein starker Indikator für das Vorliegen eines inhomogenen Poisson-Prozesses. Durch eine visuelle Beurteilung einer Quadrat-Counting- und Intensitätsgrafik kann die Ausprägung der Homogenität zusätzlich untermauert werden. Für den Test wird der

Perimeter in Hexagone mit Seitenlänge 15 m unterteilt und die jeweiligen Intensitäten bestimmt. Mit einem zweiseitigen χ^2 -Test wird geprüft, ob die tatsächlichen mit den zu erwartenden Intensitäten in den einzelnen Polygonen übereinstimmen. Als Teststatistik kommt X^2 zum Einsatz:

$$X^2 = \sum_j \frac{(n_j - \frac{n}{a} a_j)^2}{\frac{n}{a} a_j} \quad (3.4)$$

wobei n_j die Anzahl Bäume in Hexagon j , n die Gesamtzahl der Bäume, a die Gesamtfläche und a_j die Fläche von Hexagon j .

Eine Aussage auf räumlich unterschiedlichen Ebenen machen die K- und L-Funktion (Ripley, 1981). Sie haben damit eine hohe Aussagekraft (Moeur, 1993; Zahradnik et al., 2010) und geben ein detailliertes Bild der Fläche. Ripley's K-Funktion ist eine empirische kumulative Verteilung aller paarweiser Distanzen d_{ij} des Punktmusters.

$$\hat{K}(r) = \frac{|W|}{n(n-1)} \sum_{i=1}^n \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^n 1 \{d_{ij} \leq r\} e_{ij}(r) \quad (3.5)$$

wobei $|W|$ die Fläche des Perimeters, n die Anzahl Punkte, bzw. $n(n-1)$ die Anzahl Punktpaare. Der Term $e_{ij}(r)$ ist fakultativ und repräsentiert eine Kantenkorrektur (Baddeley, 2016). Eine Beschreibung der im R-package 'spatstat' implementierten Kantenkorrekturmethode findet sich in Baddeley (2016) Kapitel 7.4. Verwendet wurden die Methoden «Border Correction», «Isotropic correction» und «Translation correction». Die theoretische K-Funktion eines homogenen Poisson-Prozesses ist (Baddeley, 2016)

$$K_{pois}(r) = \pi r^2 \quad (3.6)$$

Die K-Funktion lässt sich nur auf homogene Punktmuster anwenden. Für inhomogene Muster gibt es aber eine Funktion, welche auf dem gleichen Prinzip beruht und die räumliche Variabilität der Intensität berücksichtigen kann (vgl. Baddeley (2016) Kap. 7.10). Die Funktion der Intensität wird dabei mittels Gauss'schem Kernel-Smoothing aus den empirischen Daten abgeleitet.

Die L-Funktion ist lediglich eine Transformation der K-Funktion um die Lesbarkeit zu verbessern:

$$L(r) = \sqrt{\frac{K(r)}{\pi}} \quad (3.7)$$

Da die L-Funktion im Vergleich zur K-funktion die Varianz näherungsweise stabilisiert, eignet sie sich etwas besser um einen Signifikanztest mit guter Test-Stärke zu implementieren (Baddeley, 2016). Mit einem Monte-Carlo-Test kann das Punktmuster anhand der L-Funktion auf die Nullhypothese «CSR» geprüft werden. Hierzu werden m Punktmuster unter der Annahme eines homogenen, bzw. inhomogenen, Poisson-Prozesses erzeugt und deren L-Funktion berechnet. Über alle m resultierenden L-Funktionen und Distanzen r wird die maximale vertikale Abweichung D_{max} vom theoretischen Wert $L_{pois}(r) = r$ bestimmt. Dies ergibt eine globale Umhüllende

$$E(r) = L_{pois}(r) \pm D_{max} \quad (3.8)$$

Sofern die L-Funktion des Punktmusters die Umhüllende an irgendeinem Punkt überschreitet, kann mit einem p-Wert von $1/(m+1)$ die Nullhypothese «CSR» verworfen werden. Folglich wurde in dieser Arbeit mit $m = 19$ Simulationen gearbeitet, was einem Signifikanzniveau von 0.05 entspricht.

3.5.2. Kumulierte Wahrscheinlichkeit der trefferfreien Distanzen

Die grösste Schwierigkeit beim Ermitteln von «empirischen», trefferfreien Distanzen ist die Vorhersage oder Definition von Steinschlagtrajektorien. Sie erfolgte in diesem Fall unter der Modellvorstellung des adaptierten Polya-Modells (Kap. 2.3), welche identisch ist mit jener des Gsteiger-Modells (Kap. 2.1). Die Sturzkörper bewegen sich demnach in gerader Falllinie in Fallrichtung des Hanges bergab. Diese Annahme ist aus Sicht der Realität insofern gerechtfertigt, als Feldversuche an bewaldeten Hängen nur vernachlässigbar geringe Abweichungen bis maximal $\pm 10^\circ$ von der direkten Falllinie feststellten (Dorren et al., 2005; Jahn, 1988).

Zur Bestimmung der Hangfallrichtung wurde der Mittelwert der Exposition des DTM's im Bereich des Perimeters verwendet. Dies ist nur möglich, da alle Fläche grösstenteils gleichmässig einfallen und keine markanten Runsen aufweisen. In Richtung der Fallrichtung wird anschliessend ein Gitter aus Linien gelegt. Der Abstand von Linie zu Linie entspricht dabei dem gewählten Steindurchmesser. Jede Linie stellt somit eine Steintrajektorie dar. Entlang der Linien können die mit dem Baum- und Steinradius gebufferten Baumpositionen referenziert und schliesslich in tabellarischer Form exportiert werden (Abbildung 21). Es wird hierbei kein Durchmesserkorrekturfaktor (z.B. Reduktion des Radius um 15%) wie bei Brauner et al. (2005) verwendet, da dies im adaptierten Polya-Modell ebenfalls nicht der Fall ist. Selbst das Streifen eines Baumes wird daher noch als Treffer gezählt.

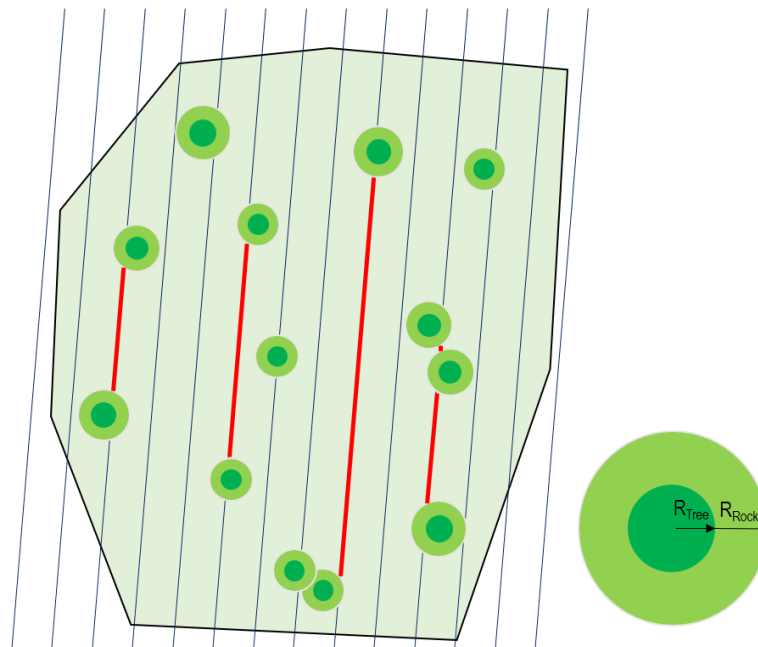


Abbildung 21: Prinzip der Ermittlung der empirischen, trefferfreien Distanzen (rote Linien). Der Abstand der Linien entspricht dem Durchmesser der zu erwartenden Steingrösse ($2 \times R_{\text{Rock}}$).

Aus den relativ zum Linien-, und damit Perimeterbeginn, gerechneten Distanzen zu den «Baumkontakten» können in R schliesslich die einzelnen Baum-zu-Baum-Distanzen berechnet

und als kumulierte Verteilungsfunktion dargestellt werden. Die empirische kumulierte Verteilungsfunktion berechnet sich dabei als (Baddeley, 2016)

$$\hat{F}(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n 1 \{x_i \leq x\} \quad (3.9)$$

wobei x in diesem Fall der TFD entspricht. Der Erwartungswert einer empirischen Verteilung ist das arithmetische Mittel (Vogt, 1994)

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \quad (3.10)$$

Durch die Verwendung eines Gitters erhält man gleichzeitig die entsprechenden Werte normal zur Fallrichtung. Die Verteilungsfunktion und der der Erwartungswert des adaptierten Polya-Modells berechneten sich gemäss den Formeln in Kapitel 2.3.

Da die Distanz ab Beginn der Linie bis zum ersten Treffer berechnet wird, ist ein Kanteneffekt feststellbar, der zu einer Erhöhung der kurzen Distanzen führt. Es wurde daher zusätzlich eine Variante «kantenkorrigiert» berechnet (Abbildung 23). Für die Kantenkorrektur werden in einem ersten Schritt die Distanzen von der Perimetergrenze zu den ersten Treffern berechnet. Diese können mit einer Zwei-Parameter-Weibull-Verteilung beschrieben werden, deren kumulative Verteilungsfunktion in geschlossener Form angegeben werden kann (McCool, 2012):

$$F(x) = 1 - e^{-\left(\frac{x}{\eta}\right)^\beta} \quad (3.11)$$

wobei η der Scale-Parameter und β der Form-Parameter. Für $\beta = 1$ wird sie zur Exponential-Verteilung (Abbildung 22). Die Weibull-Verteilung ist somit eine sehr flexible Verteilung, welche ein grosses Spektrum an empirischen Verteilungen zu beschreiben vermag.

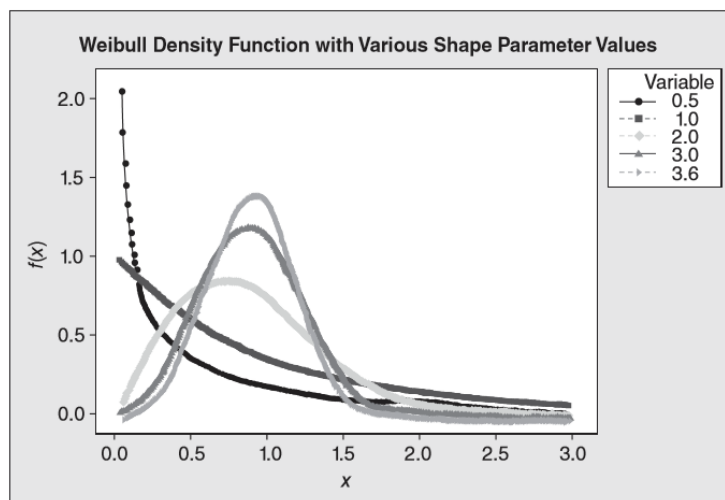


Abbildung 22: Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion der Zwei-Parameter-Weibull-Verteilung für verschiedene Form-Parameter. Quelle: McCool (2012).

In einem zweiten Schritt wird bei der Berechnung einer Anfangsdistanz auf Grundlage der angepassten Weibullverteilung ein zufälliger Wert addiert. Es handelt sich vom Prinzip her somit um eine Spiegelung des Randes.

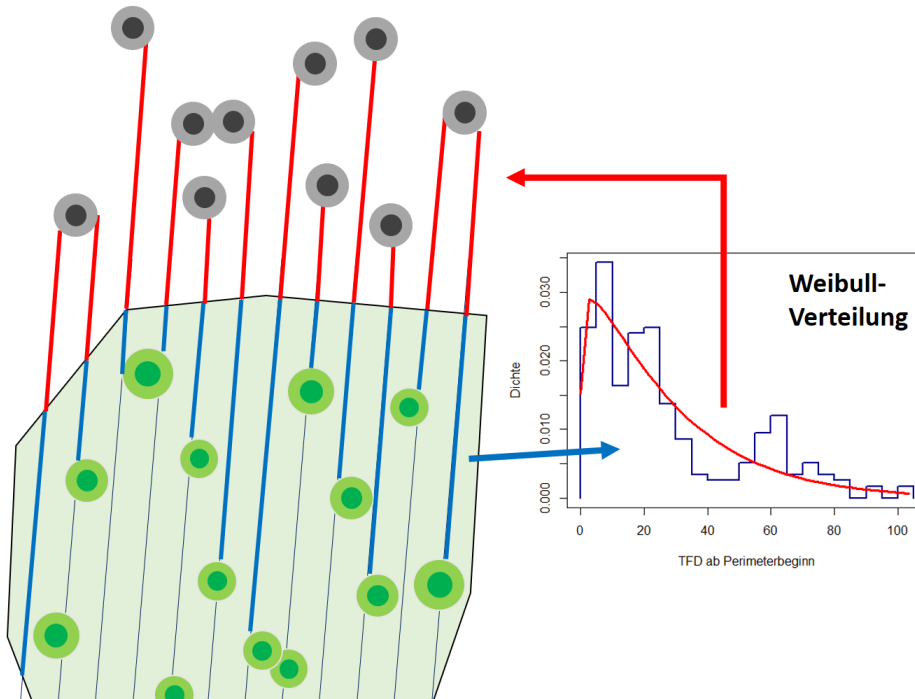


Abbildung 23: Konzept der Kantenkorrektur. Die Distanzen vom Perimeterbeginn bis zum ersten Treffer (dunkelblaue Linien) werden als Weibull-verteilt erachtet. Diesen wird in einem zweiten Schritt ein zufälliger Wert auf Grundlage der Weibullverteilung (rote Linien) addiert. Analog wird dies auch für die Perimetergrenze auf der gegenüberliegenden Seite gemacht.

Das Auswertungstool ist nur sinnvoll anwendbar, wenn die untersuchten Flächen weitgehend frei von ausgeprägten Runsen sind, welche zu einer Kanalisierung der Sturzkörper führen würden. Dies war in der vorliegenden Arbeit der Fall. Die Analyse wurde für die Daten der (a) Felderhebung und (b) der Einzelbaumerkennung aus Fernerkundungsdaten durchgeführt. Als geologisches Szenario wurde bei allen Flächen, zwecks Vergleichbarkeit, ein Steindurchmesser von 50 cm (0.065 – 0.125 m³) gewählt. Dies ist ein bei allen untersuchten Flächen zumindest denkbare Szenario (vgl. Kapitel 3.1).

Zum Vergleich zweier kumulativer Verteilungsfunktionen gibt es drei häufig benutzte Tests, welche in R in den Packages 'stats' und 'goftest' implementiert sind. Angewandt wurden davon zwei: Der Kolmogorov-Smirnov- und der Cramér-Von Mises-Test.

Die Kolmogorov-Smirnov-Teststatistik entspricht dem maximalen vertikalen Abstand der empirischen Verteilungsfunktion $\hat{F}(x)$ und der Verteilungsfunktion des adaptierten Polya-Modells, welches die Nullhypothese $F_0(x)$ darstellt (Baddeley, 2016).

$$D = \max_x |\hat{F}(x) - F_0(x)| \quad (3.12)$$

Die Cramér – Von Mises-Teststatistik entspricht dem durchschnittlichen quadrierten Abstand der beiden Funktionen.

$$\omega^2 = n \int_{-\infty}^{\infty} [\hat{F}(x) - F_0(x)]^2 dF_0(x) \quad (3.13)$$

Vom Kolmogorov-Smirnov- hin zum Cramér-Von-Mises-Test nimmt die Rechenintensität, aber auch die Teststärke zu (Baddeley, 2016). Dies darf aber nicht darüber hinwegtäuschen, dass alle Goodness-of-fit-Tests eine vergleichsweise geringe Stärke haben. Weicht die empirische

Verteilung von den grundlegenden Eigenschaften des Poisson-Modells ab, so kommt es leicht zu Fehlern vom Typ 1 (Baddeley, 2016). Die Nullhypothese wird dann verworfen, obschon sie stimmt.

3.5.3. Richtungsabhängigkeit der trefferfreien Distanzen

Zur Beurteilung der Richtungsabhängigkeit der trefferfreien Distanzen wurde die mittlere trefferfreie Distanz mit einem 5°-Intervall in sämtliche Richtungen bestimmt. Das zugrundeliegende Konzept zur Bestimmung der trefferfreien Distanzen ist identisch zu jenem in Kapitel 3.5.2, wobei das Gitter in 5°-Schritten um das Flächenzentrum gedreht wurde (Abbildung 24).

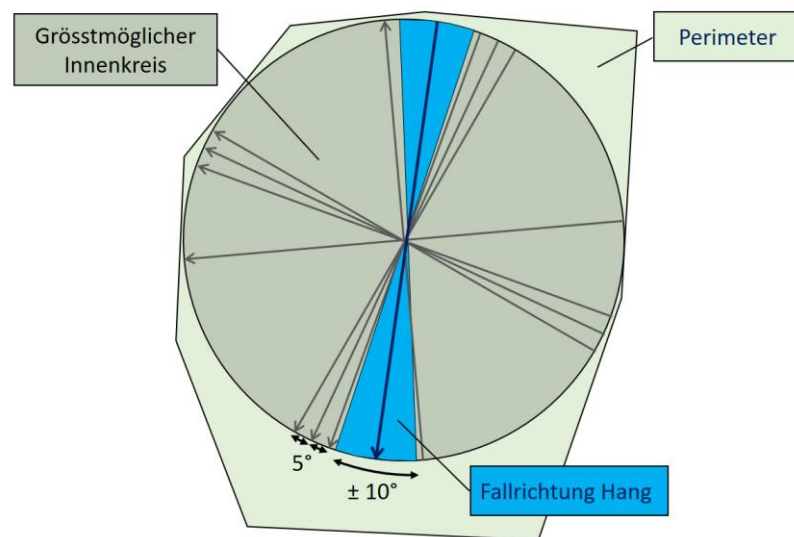


Abbildung 24: Prinzip der Auswertung der MTFD in unterschiedliche Richtungen. Die Pfeile zeigen die Richtung der jeweiligen Auswertung an. In Pfeilrichtung kann man sich ein Gitternetz wie in Abbildung 21 vorstellen. Die Fallrichtung ist als kegelförmiger Bereich von $\pm 10^\circ$ zur mittleren Exposition des Hangs (vgl. Kapitel 3.5.2) definiert.

Die Analyse wurde jedoch auf den grösstmöglichen Innkreis der jeweiligen Perimeter beschränkt (Tabelle 6). Andernfalls würde das Resultat in Fallrichtung auf Grund der länglichen Form der Perimeter verzerrt werden.

Tabelle 6: Wichtigste Eigenschaften der jeweiligen Innenkreise.

	Radius [m]	Fläche [m ²]
Renan	47.22	0.7
Tristeliwald	33.43	0.35
Vorderschuer	37.1	0.43
Dischma	55.7	0.97
Seehorn	31.19	0.31
Witwang	28.19	0.25

Die so berechneten MTFD wurden anschliessend als t-verteilte Messdaten interpretiert. Mit einem zweiseitigen t-Test lässt sich unter dieser Annahme bestimmen, ob die MTFD in Fallrichtung signifikant von diesen abweicht. Dazu wurde über alle MTFD im Bereich der Falllinie das arithmetische Mittel berechnet. Die Teststatistik beim t-Test beträgt (Vogt, 1994)

$$t = \frac{\sqrt{n}(\bar{x} - \mu_0)}{\hat{\sigma}_x} \quad (3.14)$$

wobei \bar{x} dem Mittelwert der Messdaten, μ_0 dem erwarteten Wert und $\hat{\sigma}_x$ dem geschätzten Standardfehler entspricht. Das Signifikanzniveau wurde auf 5% festgelegt.

3.5.4. Abschätzung Widerstandskoeffizient

Die trefferfreie Distanz ist insofern ein unbefriedigendes Mass der Schutzwirkung, als dass sie keine Aussage zur Energievernichtungsfähigkeit des zugehörigen Baumes macht. Die Wirkung einer trefferfreien Distanz von 20 m ist unterschiedlich, wenn anschliessend ein Baum mit 40 cm oder 12 cm BHD getroffen wird. Setzt man die maximale Energieaufnahmefähigkeit eines Baums E_{Br} [kJ] ins Verhältnis zur zugehörigen TFD [m] ergibt sich als Mittelwert über alle n «Trefferereignisse» ein Bestandes-Widerstandskoeffizient K_W .

$$K_W = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{E_{Br_i}}{TFD_i} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{0.0387 \cdot C_{Tr_i} \cdot BHD^{2.31}}{TFD_i} \quad (3.15)$$

wobei für die Bruchenergie E_{Br} die Werte von Dorren und Berger (2006) verwendet wurden. Diese sind von der Baumart und dem BHD abhängig (Tabelle 7).

$$E_{Br}[kJ] = 0.0387 \cdot C_{Tr} \cdot BHD^{2.31} \quad (3.16)$$

Tabelle 7: Werte der baumartenspezifischen Konstante C_{Tr} basierend auf Dorren und Berger (2006). Für Baumarten, bei welchen sowohl der C_{Tr} , als auch typische Bruchenergiewerte nicht bekannt sind, wurde die Konstante auf Grund allgemeiner Holzeigenschaften, wie Festigkeit und E-Modul, relativ zu bekannten Werten abgeschätzt.

Baumart	C_{Tr}	Baumart	C_{Tr}
<i>Picea abies</i>	0.9	<i>Tilia spp.</i>	1.4
<i>Larix spp.</i>	0.9	<i>Fraxinus excelsior</i>	1.5
<i>Abies alba</i>	1	<i>Sorbus spp.</i>	1.5
<i>Pinus cembra</i>	1.1	<i>Ulmus glabra</i>	1.6
<i>Acer spp.</i>	1.1	<i>Fagus sylvatica</i>	1.7

Stehen zwei grosse Bäume sehr nahe beieinander resultieren durch die sehr kurze TFD unrealistisch hohe K_W -Werte. Um diese zu vermeiden, wurden $TFD \leq$ Steindurchmesser nicht berücksichtigt.

4. Resultate

Die Darstellung der Resultate folgt den Fragestellungen und erfolgt für die Fragen 1 und 2 mit einer kurzen Übersicht über alle Flächen und einer anschliessenden Detailbetrachtung der einzelnen Flächen (Kap. 4.1, 4.2). Die Resultate zur dritten Fragestellung, sowie jene zur Berücksichtigung des BHD bei der Auswertung, werden als reine Gesamtbetrachtung über alle Flächen in den Kapiteln 4.3 und 4.4 dargelegt.

4.1. Zufälligkeit der Stammverteilung

Von allen untersuchten Baumverteilungsmustern kann keines als homogener Poisson-Prozess erachtet werden (Tabelle 8). Zwei Flächen, Dischma und Seehorn, lassen sich selbst mit einem inhomogenen Poisson-Prozess nicht beschreiben. Bei diesen ist neben der Homogenitäts- auch die Unabhängigkeitsbedingung nachweislich verletzt. Der Hopkins-Skellam-Index weist bei beiden Flächen auf eine ausgeprägte Aggregation hin. Beim Tristeliwald und bei Witwang zeigt der Index eine vergleichbare Aggregation der Bäume an. Sie lassen sich aber dennoch mit einem inhomogenen Poisson-Prozess abbilden. Mit Blick auf die L-Funktion kann die Hypothese eines homogenen Poisson-Prozesses bei den Flächen Tristeliwald, Vorderschür und Witwang jedoch nur knapp als verworfen erachtet werden (siehe Kap. 4.1.2, 4.1.3, 4.1.6). Bei den Flächen Renan und Vorderschür zeugt zudem der Hopkins-Skellam-Index von einer im Mittel CSR-ähnlichen Struktur. Die Ergebnisse des Quadrat-Counting-Tests stehen auf den ersten Blick bei allen drei montanen Flächen im Widerspruch zum Hopkins-Skellam-Test.

Tabelle 8: Übersicht über die verschiedenen Resultate der Tests. Detaillierte Angaben finden sich in den Kapiteln 4.1.1 - 4.1.6. HS: Hopkins-Skellam.

	HS-Index	HS-Test p-Wert	Quadrat-Counting-Test p-Wert	Poisson-Prozess-Typ gemäss K- und L-Funktion	Grund für Fehlen von CSR
Renan	0.98 (0.88 – 1.12)	0.71	<< 0.01	Inhomogen	Verletzung Homogenität
Tristeliwald	0.6 (0.46 – 0.84)	<< 0.01	0.1	Inhomogen	Verletzung Homogenität
Vorderschür	0.91 (0.61 – 1.37)	0.44	0.02	Inhomogen	Verletzung Homogenität
Dischma	0.53 (0.45 – 0.64)	<< 0.01	<< 0.01	Kein	Verletzung Unabhängigkeit
Seehorn	0.76 (0.59 – 0.9)	<< 0.01	<< 0.01	Kein	Verletzung Unabhängigkeit
Witwang	0.62 (0.48 – 0.75)	<< 0.01	<< 0.01	Inhomogen	Verletzung Homogenität

4.1.1. Renan

Der Hopkins-Skellam-Index von 0.98 zeigt, bei einer Streuung zwischen 0.88 und 1.12, das Vorliegen einer räumlich komplett zufälligen Verteilung an. Auch der Test zeigt mit einem p-Wert von 0.71, dass die Nullhypothese «CSR» nicht verworfen werden kann. Demgegenüber verwirft der Quadrat-Counting-Test die Nullhypothese «CSR» hochsignifikant mit einem p-Wert << 0.05. Vertraut man auf das Ergebnis des Hopkins-Skellam-Tests, so spricht dies für das Vorliegen eines inhomogenen Poisson-Prozesses. Betrachtet man die Dichtefunktion, so bestätigt sich dieser Eindruck (Abbildung 25).

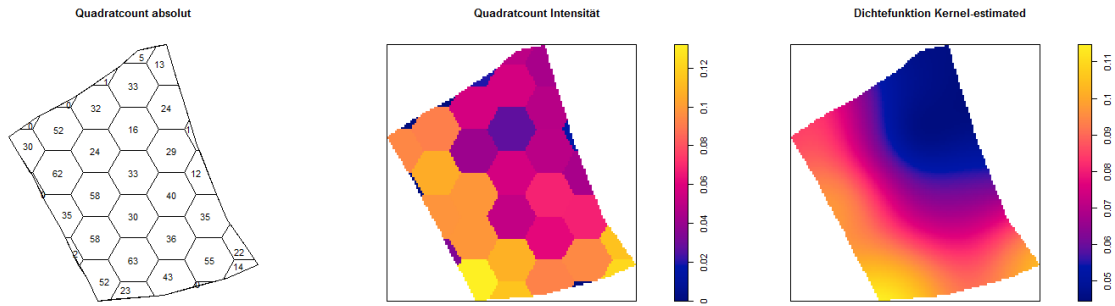


Abbildung 25: Quadrat-Counting und Dichtefunktion der Fläche Renan. Vom Nordosten ausgehend nimmt die Stammzahl pro Fläche in einem deutlich ausgeprägten Muster Richtung Süden und Westen zu.

Die K- und L-Funktion bestätigen die Vermutung einer inhomogenen Poissonverteilung (Abbildung 26). Die globale Umhüllende wird unter Annahme von Inhomogenität nicht über- oder unterschritten. Demgegenüber finden sich für einen homogenen Poisson-Prozess für Distanzen > 10 m etwas zu viele paarweise Distanzen. Dies dürfte auf die Verletzung der Homogenität zurückzuführen sein. Eine Verletzung der Unabhängigkeit kann demnach nicht festgestellt werden.

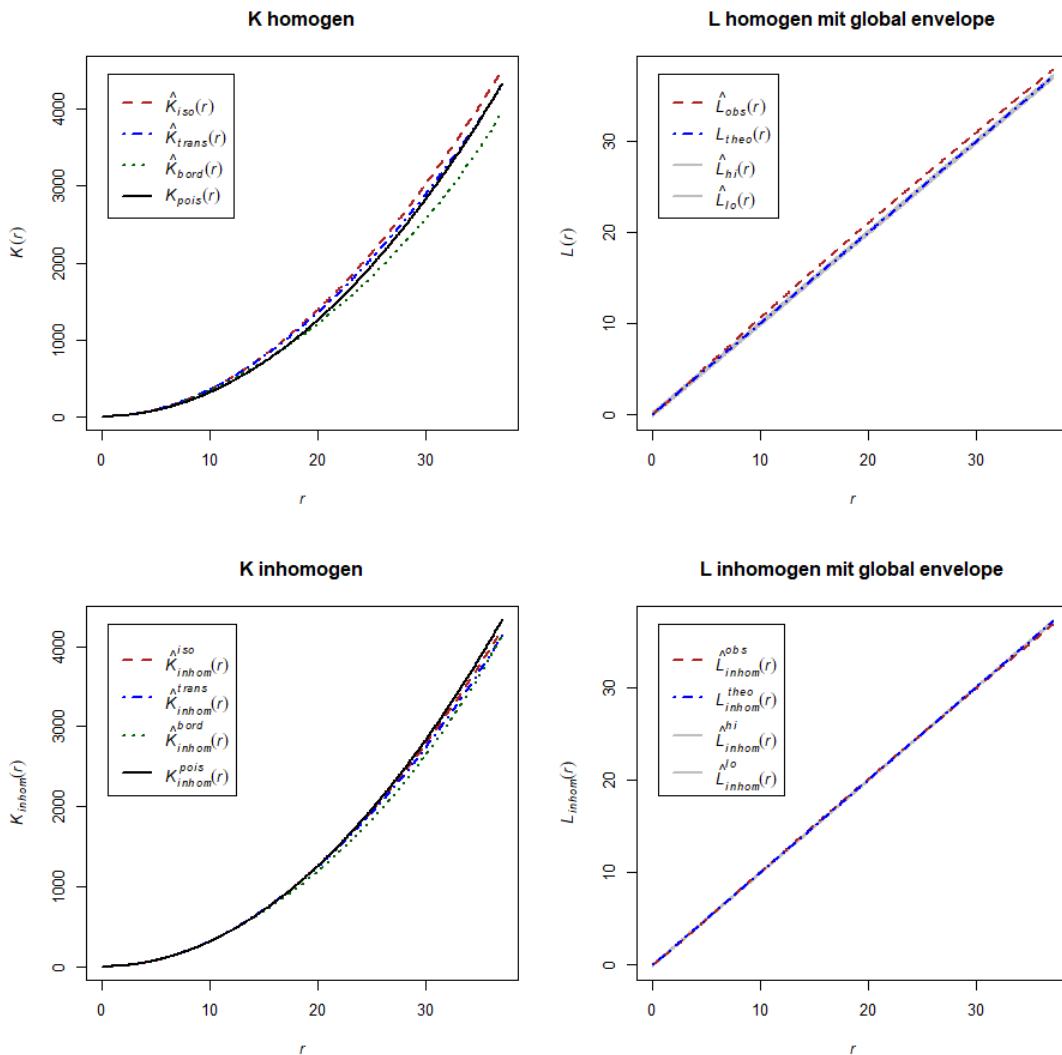


Abbildung 26: K- und L-Funktionen der Fläche Renan unter Annahme homogener (oben) und inhomogener (unten) Poissonverteilung. In schwarz die theoretische Poisson-K-Funktion, gestrichelt die empirische K-Funktion unter Anwendung dreier verschiedener Kantenkorrektur-Methoden. Die grau schattierte Fläche bei der L-Funktion entspricht der globalen Umhüllenden (Kap. 3.5.1). In Rot gestrichelt die empirische L-Funktion.

4.1.2. Tristeliwald

Der Hopkins-Skellam-Index zeigt mit einem Mittel von 0.6 und einem Schwankungsbereich zwischen 0.46 und 0.84 eine klare Tendenz zur Aggregation der Bäume. Laut dem Hopkins-Skellam-Test ist das Fehlen von CSR hochsignifikant bei einem p-Wert im Bereich von 10^{-9} . Der Quadrat-Counting-Test verwirft mit einem p-Wert um 0.1 die Hypothese «CSR» nicht. Betrachtet man das Quadrat-Counting der Intensität, zeigt sich ein relativ homogenes Bild (Abbildung 27). Nimmt man für die Fläche Homogenität an, so spricht der Test für das Vorhandensein eines homogenen Poisson-Prozesses.

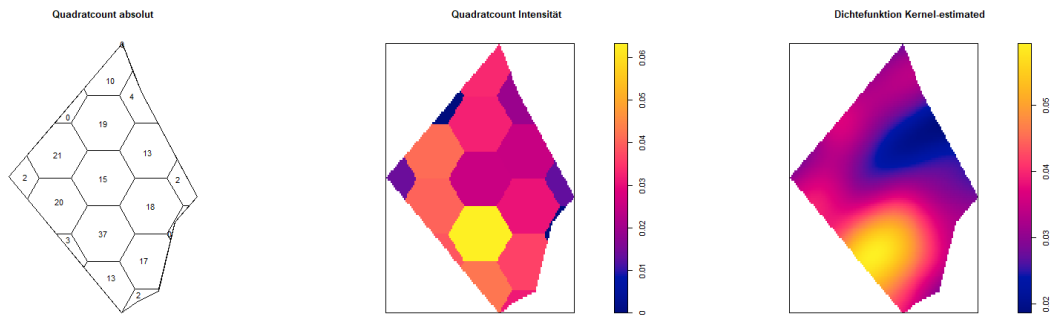


Abbildung 27: Quadrat-Counting und Dichtefunktion der Fläche Tristeliwald. Das Muster wird durch eine Waldlücke mit sehr niedriger und einem Altbestand mit relativ hoher Stammzahl geprägt. Im Schnitt ergibt sich aber ein recht homogenes Bild.

Bezüglich der Homogenität bringt die Betrachtung der K- und L-Funktion mehr Klarheit (Abbildung 28). So ist bei Distanzen > 8 m eine etwas zu hohe Anzahl paarweiser Distanzen feststellbar. Wie bereits bei der Fläche Renan weist dies auf eine Verletzung der Homogenität hin. In diesem Fall dürfte sie vor allem auf die Verjüngungslücken, bzw. je nach Sichtweise den dichten Altbestand, zurückzuführen sein. Der Umstand, dass mit dem inhomogenen Prozess die Fläche beschrieben werden kann, ist ein Indikator, dass die Unabhängigkeitsbedingung erfüllt ist. Da die Inhomogenität nur mässig ausgeprägt ist, ist auch die Abweichung vom CSR-Modell bei der L-Funktion nur leicht ausgeprägt.

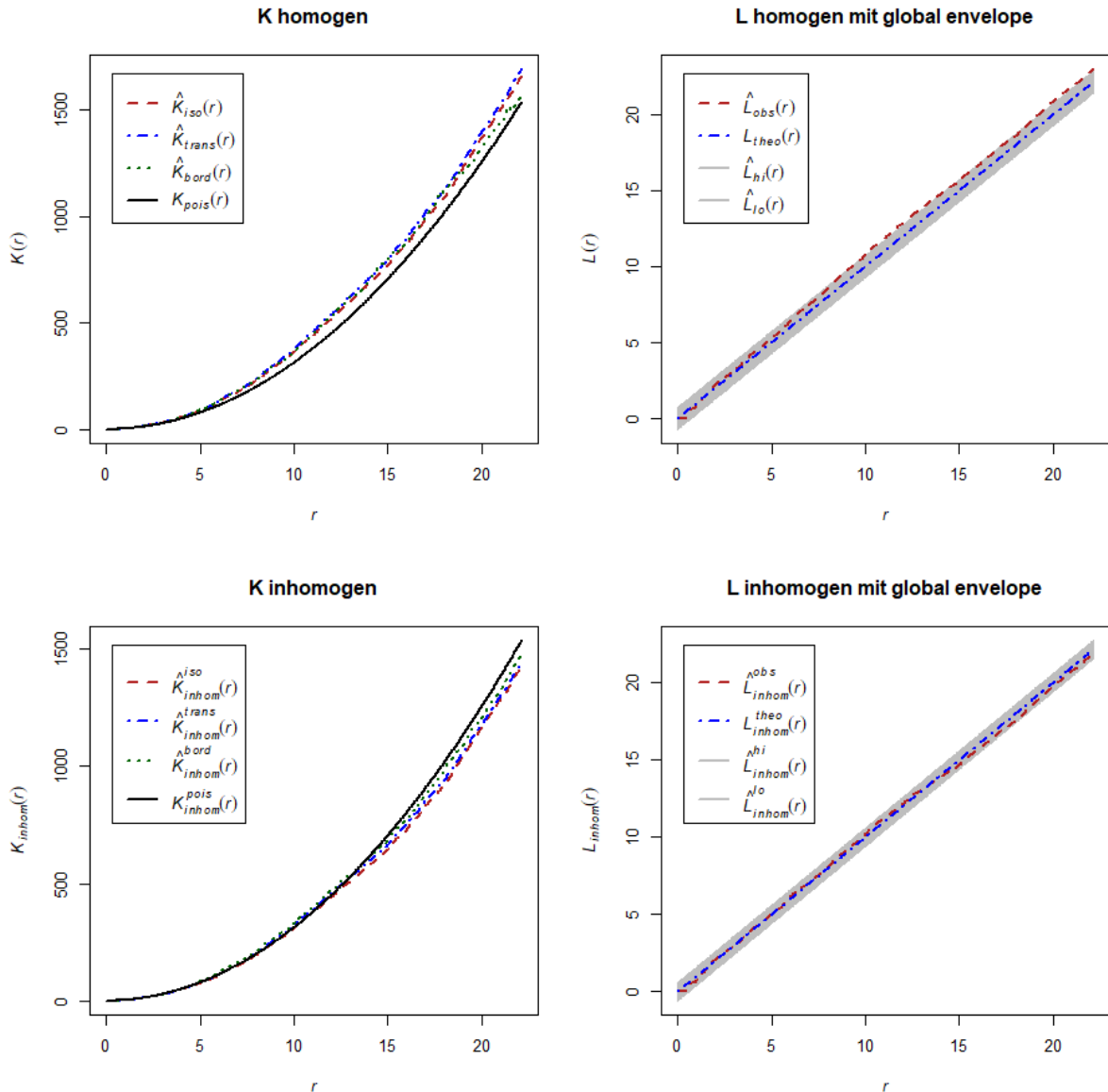


Abbildung 28: K- und L-Funktionen der Fläche Tristeliwald unter Annahme homogener (oben) und inhomogener (unten) Poissonverteilung. In schwarz die theoretische Poisson-K-Funktion, gestrichelt die empirische K-Funktion unter Anwendung dreier verschiedener Kantenkorrektur-Methoden. Die grau schattierte Fläche bei der L-Funktion entspricht der globalen Umhüllenden (Kap. 3.5.1). In Rot gestrichelt die empirische L-Funktion.

4.1.3. Vorderschür

Mit einem Hopkins-Skellam-Index zwischen 0.61 und 1.37, bei einem Mittel von 0.91, zeigt sich bei dieser Fläche ein relativ weit gefächertes Resultat, mit Tendenzen sowohl zum Clustering, als auch, wenn auch weniger, zur Regelmässigkeit. Entsprechend schwankt auch das Resultat des Hopkins-Skellam-Tests: Bei 1000 Durchführungen des Tests liegt in über 90% der Fälle der p-Wert über 0.05 und in 85% über 0.1, bei einem Mittelwert von 0.44. Die Hypothese eines homogenen Poisson-Prozesses kann somit nicht verworfen werden. Der Quadrat-Counting-Test hingegen verwirft die Hypothese «CSR» mit einem p-Wert um 0.02. Dies indiziert ein Punktmuster, bei welchem die Unabhängigkeitsbedingung erfüllt ist, nicht aber die Bedingung der Homogenität. Die qualitative Beurteilung der Homogenität mittels Quadrat-Counting und Dichtefunktion weist ebenfalls auf ein klar inhomogenes Muster hin (Abbildung 29).

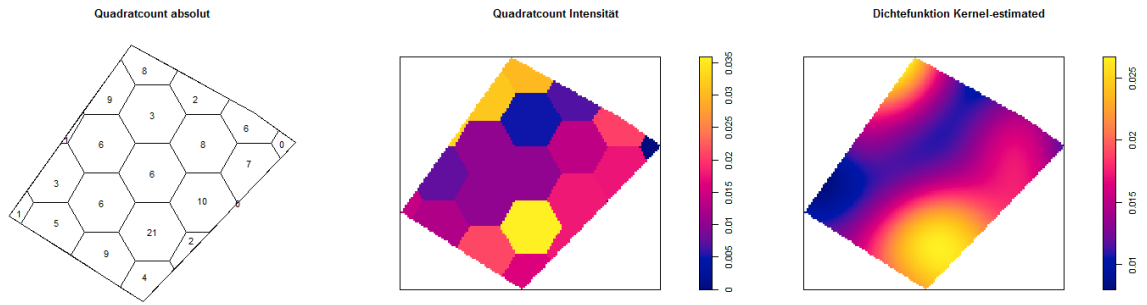


Abbildung 29: Quadrat-Counting und Dichtefunktion der Fläche Vorderschür. Vom Westende der Fläche zieht sich ein klar ersichtliches Band mit sehr kleiner Stammzahl nach Nordosten, was in einem deutlich inhomogenen Muster resultiert.

Das Muster welches sich bereits bei den Flächen Renan und Tristeliwald zeigte, ist mit einem Blick auf die K- und L-Funktion auch hier ersichtlich (Abbildung 30). Hauptgrund für das Fehlen von CSR scheint demnach die Verletzung der Homogenitätsbedingung zu sein.

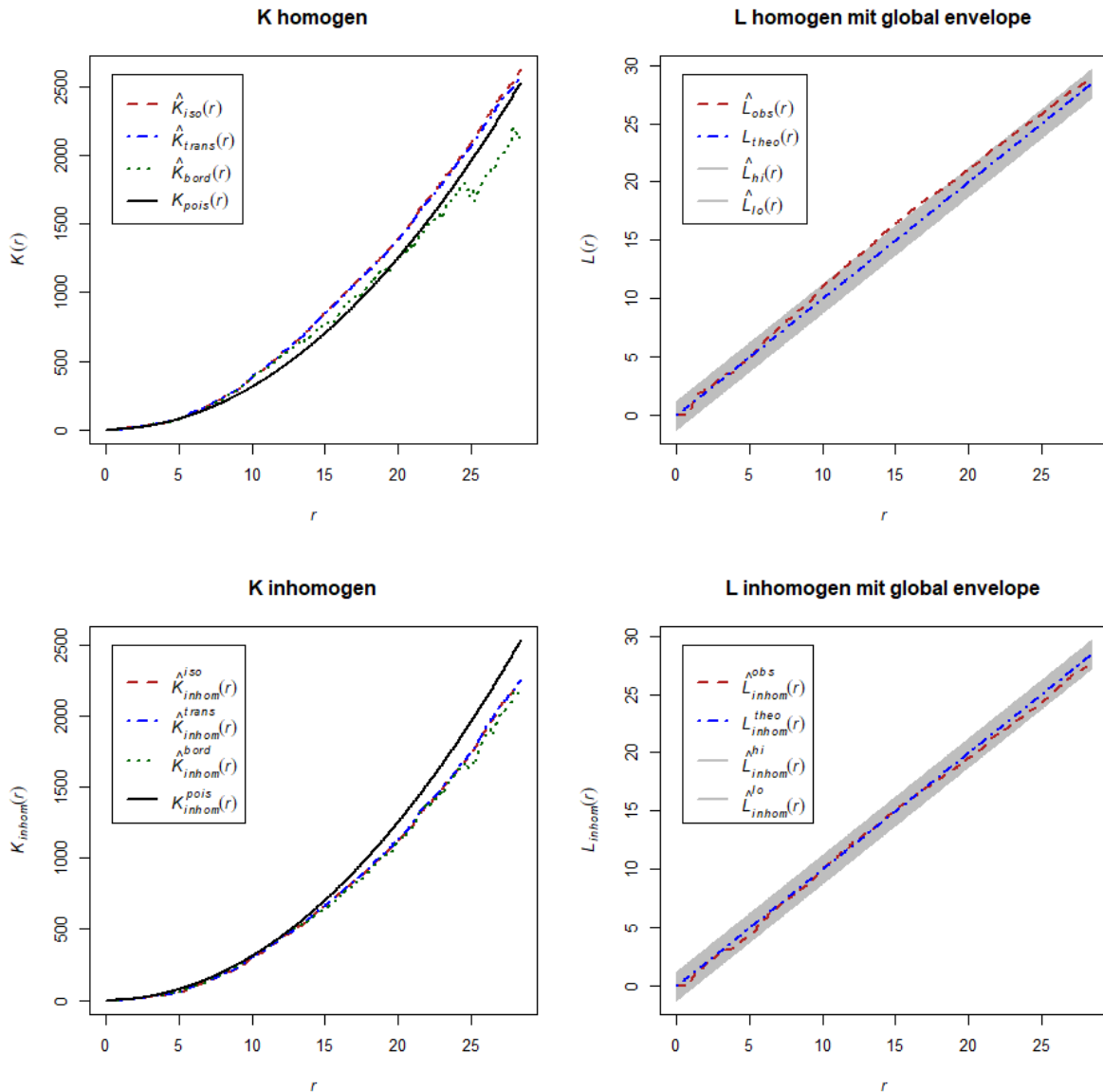


Abbildung 30: K- und L-Funktionen der Fläche Vorderschür unter Annahme homogener (oben) und inhomogener (unten) Poissonverteilung. In schwarz die theoretische Poisson-K-Funktion, gestrichelt die empirische K-Funktion unter Anwendung dreier verschiedener Kantenkorrektur-Methoden. Die grau schattierte Fläche bei der L-Funktion entspricht der globalen Umhüllenden (Kap. 3.5.1). In Rot gestrichelt die empirische L-Funktion.

4.1.4. Dischma

Der Hopkins-Skellam-Index von im Mittel 0.53 zeigt eine deutliche Aggregation der Punkte. Der Wertebereich streut dabei nur wenig zwischen 0.45 und 0.64. Die Hypothese einer räumlich komplett zufälligen Verteilung kann hochsignifikant, mit einem p-Wert um 10^{-16} , verworfen werden. Auch der Quadrat-Counting-Test verwirft die Nullhypothese hochsignifikant mit einem p-Wert $\ll 0.05$. Betrachtet man das Quadrat-Counting so zeigt sich ein recht homogenes Bild (Abbildung 31). Die Dichtefunktion dagegen zeichnet ein feineres, etwas inhomogeneres Bild mit einer leicht erhöhten Intensität im südöstlichen Bereich der Fläche.

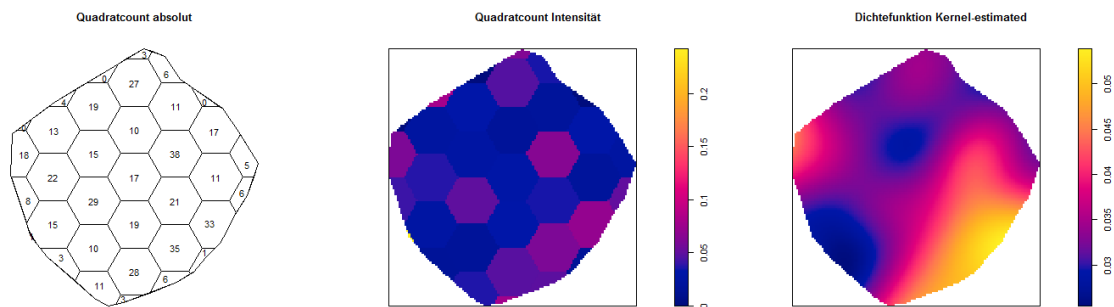


Abbildung 31: Quadrat-Counting und Dichtefunktion der Fläche Dischma. Leicht erhöhte Stammzahlwerte im südöstlichen Bereich, ansonsten recht homogenes Bild.

Die resultierenden K- und L-Funktionen der Fläche unterscheiden sich fast nicht bei Annahme eines homogenen oder inhomogenen Poisson-Prozesses. In beiden Fällen zeigt sich im Bereich von etwa 0 – 10 m eine Häufung der paarweisen Distanzen (Abbildung 32). Dies ist ein deutlicher Indikator für das Vorliegen von Aggregation. Es liegt somit eine Verletzung der Unabhängigkeitsbedingung vor.

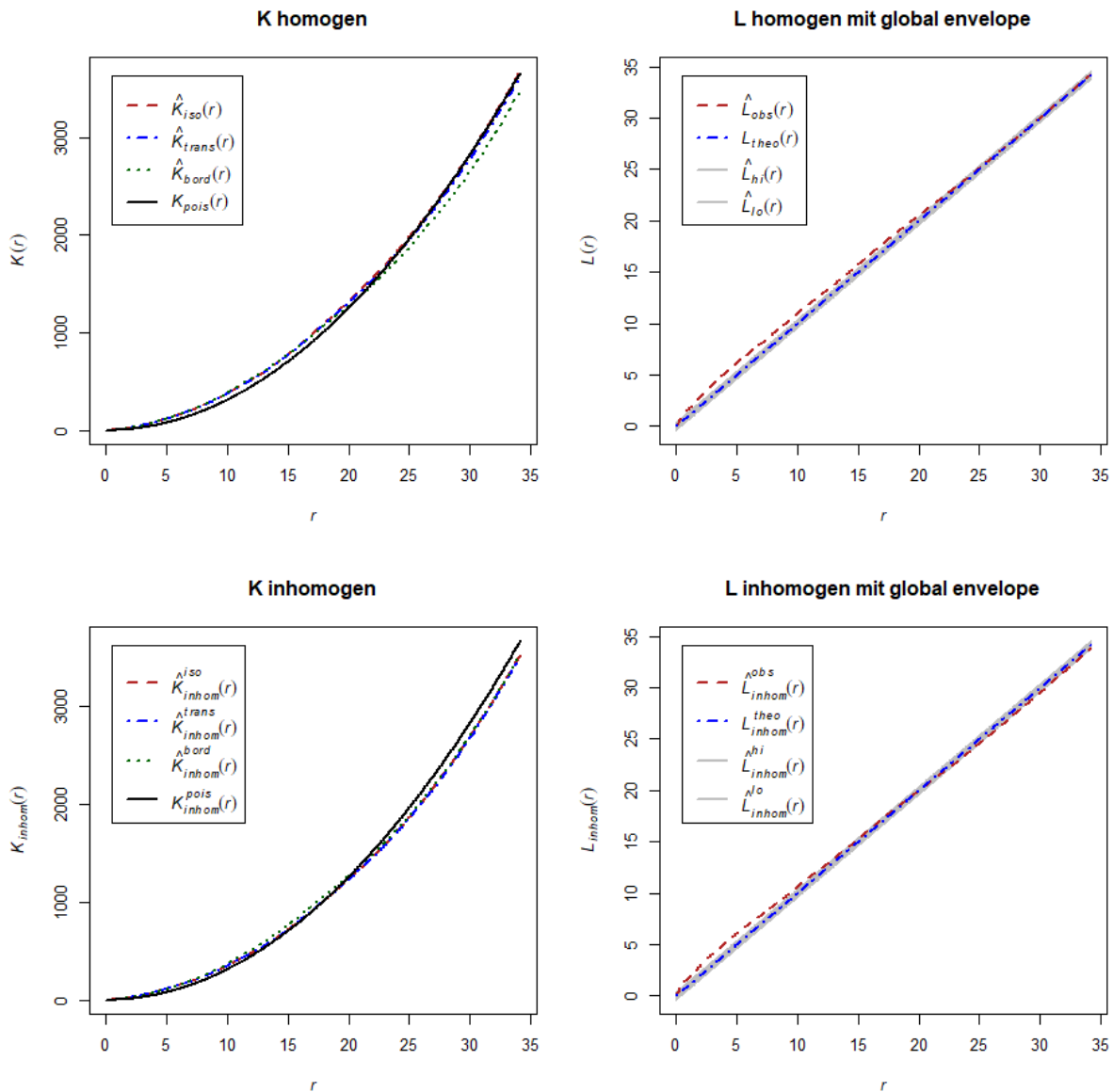


Abbildung 32: K- und L-Funktionen der Fläche Dschma unter Annahme homogener (oben) und inhomogener (unten) Poissonverteilung. In schwarz die theoretische Poisson-K-Funktion, gestrichelt die empirische K-Funktion unter Anwendung dreier verschiedener Kantenkorrektur-Methoden. Die grau schattierte Fläche bei der L-Funktion entspricht der globalen Umhüllenden (Kap. 3.5.1). In Rot gestrichelt die empirische L-Funktion.

4.1.5. Seehornwald

Mit einem Wertebereich von 0.59 bis 0.9 und einem Mittelwert von 0.76 zeigt der Hopkins-Skellam-Index eine Tendenz zum Clustering. Der Test bestätigt dies und verwirft die Nullhypothese «CSR» mit einem p-Wert von ca. 10^{-6} hochsignifikant. Der Quadrat-Counting-Test verwirft die Nullhypothese ebenfalls hochsignifikant (p-Wert: $3.5 \cdot 10^{-12}$). Quadrat-Counting und Dichtefunktion zeigen ein deutlich inhomogenes Muster, mit erhöhten Stammzahlen zur Mitte der Fläche hin (Abbildung 33).

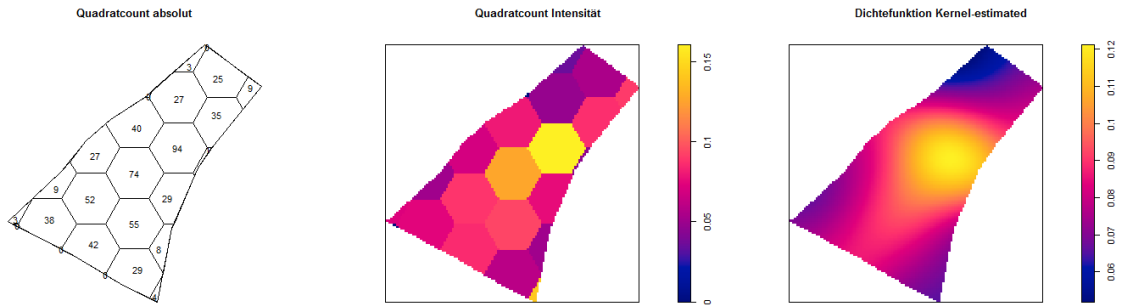


Abbildung 33: Quadrat-Counting und Dichtefunktion der Fläche Seehornwald. Im Zentrum der Fläche ist die Stammzahl pro Fläche deutlich grösser als an der Peripherie des Perimeters. Insgesamt ergibt sich eine ausgeprägt inhomogene Verteilung.

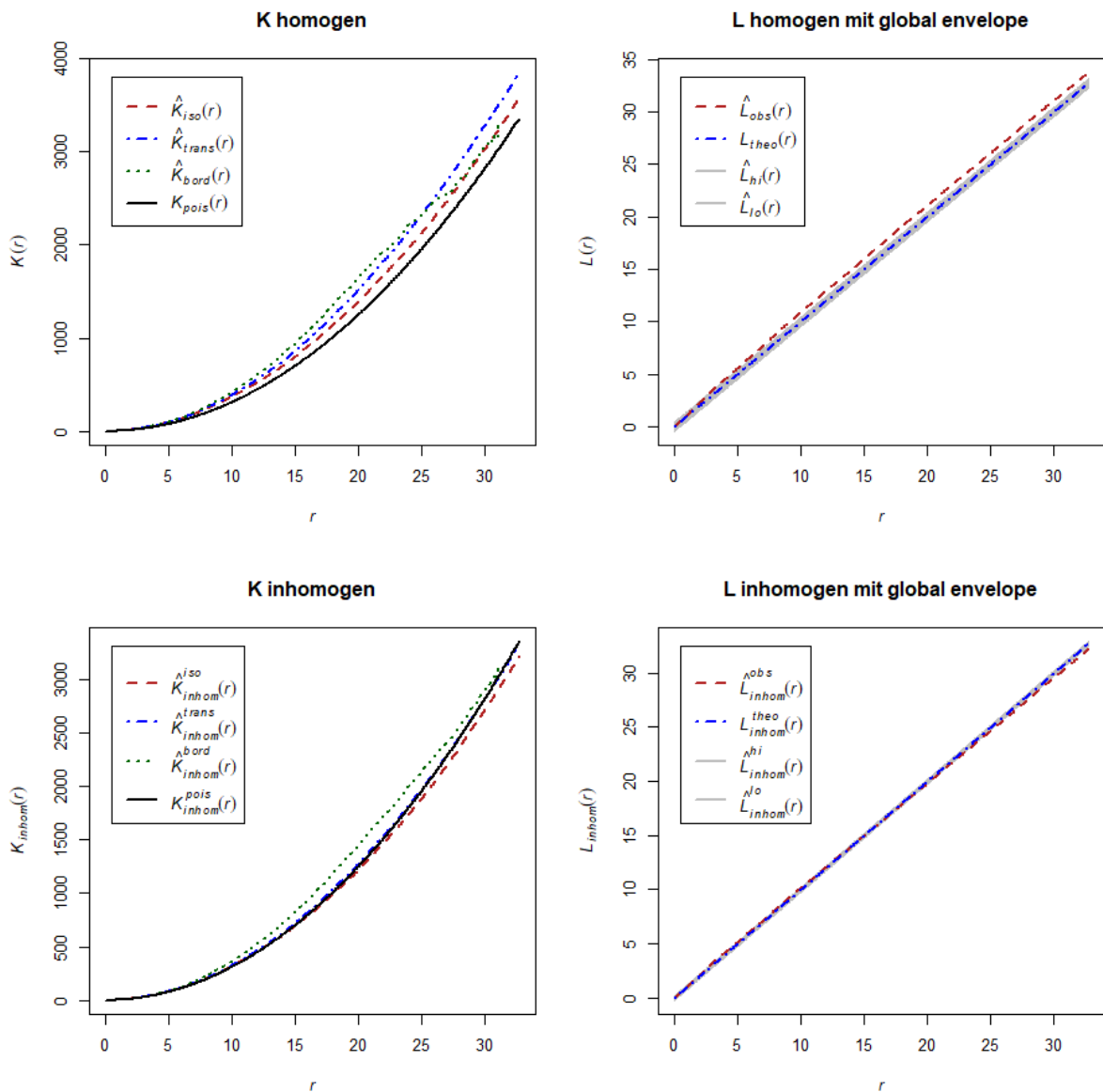


Abbildung 34: K- und L-Funktionen der Fläche Seehorn unter Annahme homogener (oben) und inhomogener (unten) Poissonverteilung. In schwarz die theoretische Poisson-K-Funktion, gestrichelt die empirische K-Funktion unter Anwendung dreier verschiedener Kantenkorrektur-Methoden. Die grau schattierte Fläche bei der L-Funktion entspricht der globalen Umhüllenden (Kap. 3.5.1). In Rot gestrichelt die empirische L-Funktion.

Die Inhomogenität widerspiegelt sich in der K-Funktion unter der Annahme von Homogenität (Abbildung 34). Sie führt bei Distanzen $r > 8$ m zu einer Überrepräsentation der paarweisen Distanzen. Berücksichtigt man die Inhomogenität, so können die Abweichungen vom Poisson-Modell für den Grossteil der Distanzen r erklärt werden. Bei Distanzen > 22 m wird aber selbst das inhomogene Poissonmodell, in Folge zu weniger paarweiser Distanzen, verworfen. Dies ist ein Hinweis auf eine Verletzung der Unabhängigkeit im Randbereich der Fläche. Grund hierfür dürfte primär die nördliche Ecke sein, wo es in Folge eines schotterreichen, trockenen Hangs eine möglicherweise ständig baumfreie Fläche gibt (Abbildung 13).

4.1.6. Witwang

Der Hopkins-Skellam-Index zeigt mit einem Wertebereich von 0.48 – 0.75, bei einem Mittelwert von 0.62, das Vorliegen eines aggregierten Punktmusters an. Der Test verwirft die Nullhypothese von komplett zufälliger Verteilung hochsignifikant mit einem p-Wert um 10^{-12} . Auch der Quadrat-Counting-Test verwirft die Hypothese «CSR» hochsignifikant mit einem p-Wert um 10^{-5} . Während das Quadrat-Counting eine ausgeprägte Homogenität des Bestands auf grösserer Ebene zeigt, zeichnet die Dichtefunktion ein etwas feineres Bild. Demnach ist die Intensität im unteren Bereich der Fläche leicht erhöht (Abbildung 35).

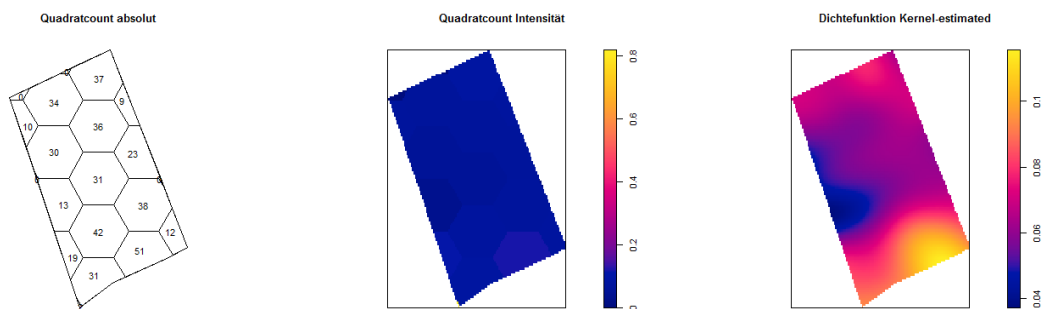


Abbildung 35: Quadrat-Counting und Dichtefunktion der Fläche Witwang. Trotz der im unteren Bereich etwas höheren Intensität ergibt sich insgesamt eine deutlich homogene Verteilung.

Die homogene und inhomogene K-Funktion sind sich sehr ähnlich. Die Abweichungen im Bereich von 8 – 15 m beim homogenen Modell können auf eine leichte Verletzung der Homogenität zurückgeführt werden, da sich diese beim inhomogenen Modell nicht mehr zeigt. In beiden Fällen zeigt sich eine ganz feine Tendenz zur Aggregation bei Distanzen r zwischen 1 m und 3 m. In Folge der nur leichten Verletzung der Homogenitätsbedingung wird auch die Hypothese «CSR» nur knapp verworfen. Die Unabhängigkeitsbedingung scheint erfüllt zu sein.

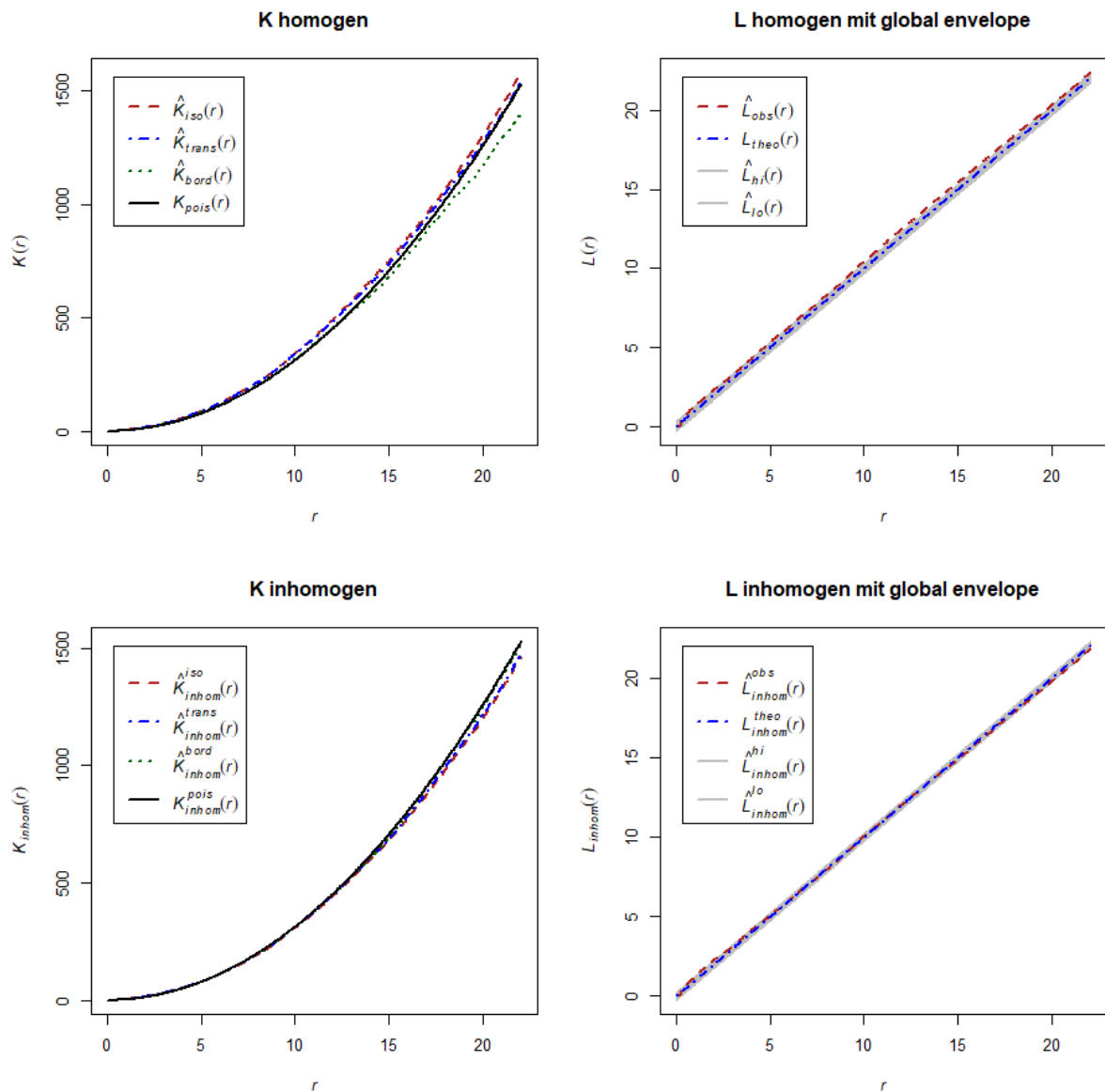


Abbildung 36: K- und L-Funktionen der Fläche Witwang unter Annahme homogener (oben) und inhomogener (unten) Poissonverteilung. In schwarz die theoretische Poisson-K-Funktion, gestrichelt die empirische K-Funktion unter Anwendung dreier verschiedener Kantenkorrektur-Methoden. Die grau schattierte Fläche bei der L-Funktion entspricht der globalen Umhüllenden (Kap. 3.5.1). In Rot gestrichelt die empirische L-Funktion.

4.2. Kumulierte Wahrscheinlichkeit der trefferfreien Baumdistancen

Über alle Flächen hinweg betrachtet fällt auf, dass die implementierte Kantenkorrektur einen deutlich erkennbaren Effekt auf die kumulative Verteilung hat. Die Kurve ist bei allen Flächen sichtbar zu den längeren Distanzen hin verschoben und der Erwartungswert um 5 – 15 m grösser (Abbildung 37 - Abbildung 48). Beide angewendeten Goodness-of-fit-Tests zeigen für die unkorrigierten Daten, mit einem p-Wert $\ll 0.01$, ohne Ausnahme eine hochsignifikante Abweichung vom Polya-Modell. Bei den korrigierten Daten sticht einzig die Fläche Renan hervor, wo es normal zur Fallrichtung eine signifikante Übereinstimmung mit dem adaptierten Polya-Modell gibt (Tabelle 9). In Fallrichtung ist hingegen die Abweichung der beiden Verteilungsfunktionen hochsignifikant. Beide Tests reagieren somit sehr sensitiv auf kleine Unterschiede. Mit Ausnahme der Fläche Vorderschür unterscheiden sich die MTFD in Fallrichtung und normal dazu nämlich nur gering mit einer Abweichung von $< 2\text{m}$. Nimmt man die Fähigkeit den

Anteil trefferfreier Distanzen ≥ 40 m vorherzusagen als Vergleichswert, so zeigt das adaptierte Polya-Modell bei fast allen Flächen eine gute Leistung. Bei den Flächen Renan, Dischma, Seehorn und Witwang unterschätzt es den Anteil um nur 2 - 4%. Nur bei den Flächen mit grösseren Lücken steigt dieser Wert auf 8 – 14%. Eine detaillierte, qualitative Betrachtung erscheint somit sinnvoll und findet sich in den folgenden Kapiteln 4.2.1 - 4.2.6.

Tabelle 9: Übersicht über die wichtigsten Kennwerte der sechs Flächen. Der Erwartungswert E entspricht der MTFD. Bei den Goodness-of-fit-Tests wurde der p-Wert in Fallrichtung und quer dazu angegeben, da dieser sehr fein auf kleine Änderungen reagiert.

	E_{FL} [m]	$E_{FL,kk}$ [m]	E_{Polya} [m]	$TFD_{max, emp.}$	KS-Test p-Wert kk	CVM-Test p-Wert kk	Bestes Modell
Renan	14.9	20.9	18.4	130	<< 0.01 0.457	<< 0.01 0.688	Polya
Tristeli- wald	17.4	33.6	29.8	150	<< 0.01 << 0.01	<< 0.01 << 0.01	ArcGIS / FINT
Vorder- schür	30.8	62.5	71.2	150	<< 0.01 << 0.01	<< 0.01 << 0.01	-
Dischma	20.9	34.1	30.4	220	0.003 << 0.01	0.005 << 0.01	Polya
Seehorn	12.6	18.2	16.3	160	0.038 << 0.01	0.014 << 0.01	Polya
Witwang	13.6	21.4	17.3	120	<< 0.01 << 0.01	<< 0.01 << 0.01	Polya

4.2.1. Renan

Auffallend bei der Fläche Renan ist die hohe Übereinstimmung des adaptierten Polya-Modells mit der empirischen Verteilungsfunktion (Abbildung 37). Trotz der in Falllinie geringen, aber laut beiden Tests hochsignifikanten Abweichung bei den mittleren Distanzen von 10 – 50 m kann das Modell hier als erfüllt erachtet werden. Die im Mittel zu erwartenden TFD sind mit 20.9 m und 18.4 m nahezu identisch. Das Weglassen einer Kantenkorrektur führt zu einer deutlichen Überschätzung der kurzen trefferfreien Distanzen und einer um etwa 5 m kürzeren MTFD.

Beim Vergleich der empirischen mit den Fernerkundungs-Verteilungsfunktionen zeigt sich bei beiden Methoden eine mässige bis deutliche Abweichung, allerdings in unterschiedlicher Form (Abbildung 38). Die Methode FINT unterschätzt die sehr kurzen trefferfreien Distanzen deutlich, während die Methode ArcGIS die Distanzen < 5 m überschätzt. Betrachtet man nur die MTFD so eignen sich das adaptierte Polya-Modell und die Methode FINT ohne Anwendung einer Kantenkorrektur am besten zur Beschreibung der empirischen Verteilung.

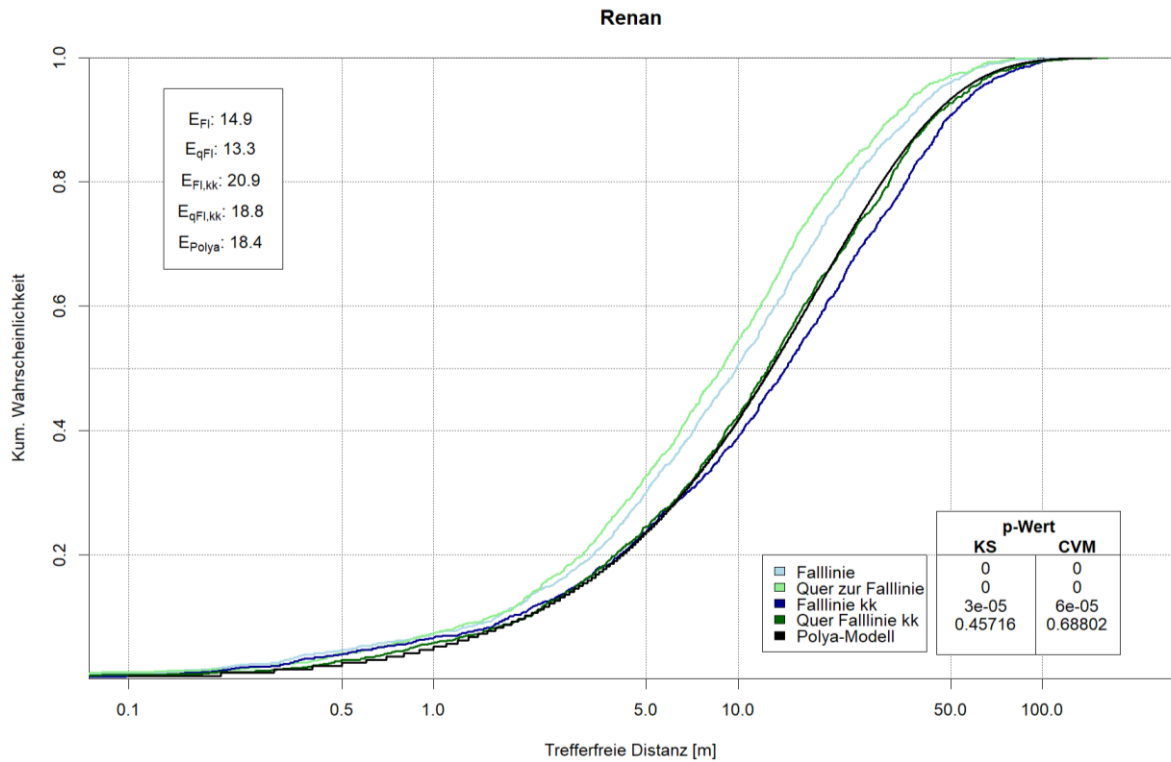


Abbildung 37: Kumulierte Wahrscheinlichkeit der empirischen trefferfreien Distanzen im Vergleich zum adaptierten Polya-Modell, aufgeschlüsselt nach Richtung und Anwendung der Kantenkorrektur. Oben links die Erwartungswerte der Verteilungen. Unten rechts die resultierenden p-Werte für den Kolmogorov-Smirnov- (KS) und den Cramér-Von-Mises- (CVM) Test beim Vergleich mit dem Polya-Modell.

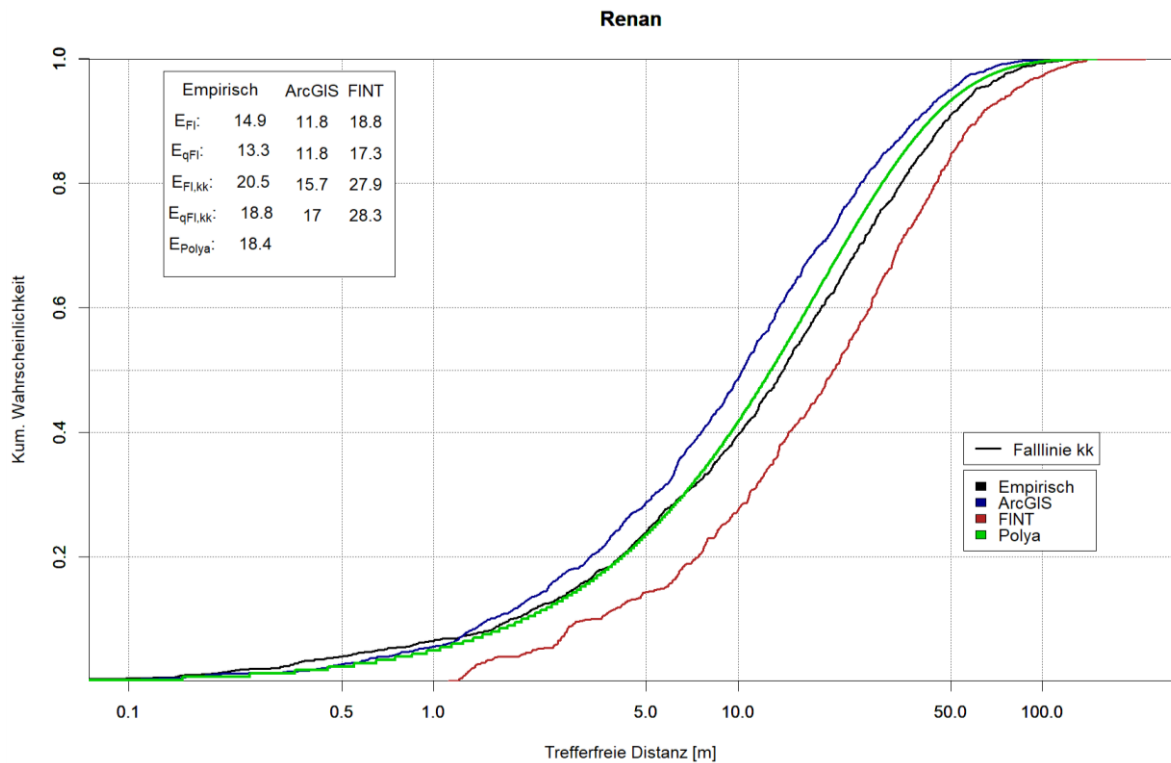


Abbildung 38: Vergleich der empirischen Verteilung mit den Verteilungen aus den zwei Einzelbaumdetektionsmethoden aus Fernerkundungsdaten und dem adaptierten Polya-Modell unter Anwendung der Kantenkorrektur. Oben links sämtliche Erwartungswerte der Verteilungen, inkl. normal zur Fallrichtung und ohne Anwendung der Kantenkorrektur.

4.2.2. Tristeliwald

Im Vergleich zur Fläche Renan ist die Leistung des adaptierten Polya-Modells in diesem Fall deutlich schlechter. Die trefferfreien Distanzen im Bereich von 3 – 50 m werden überschätzt, die Distanzen zwischen 50 und 100 m dafür unterschätzt (Abbildung 39). Im Mittel ergeben sich aber bei beiden Verteilungen etwa gleiche trefferfreie Distanzen von 30 m. Alle Testergebnisse verwerfen die Hypothese «Identische kumulative Verteilung» hochsignifikant.

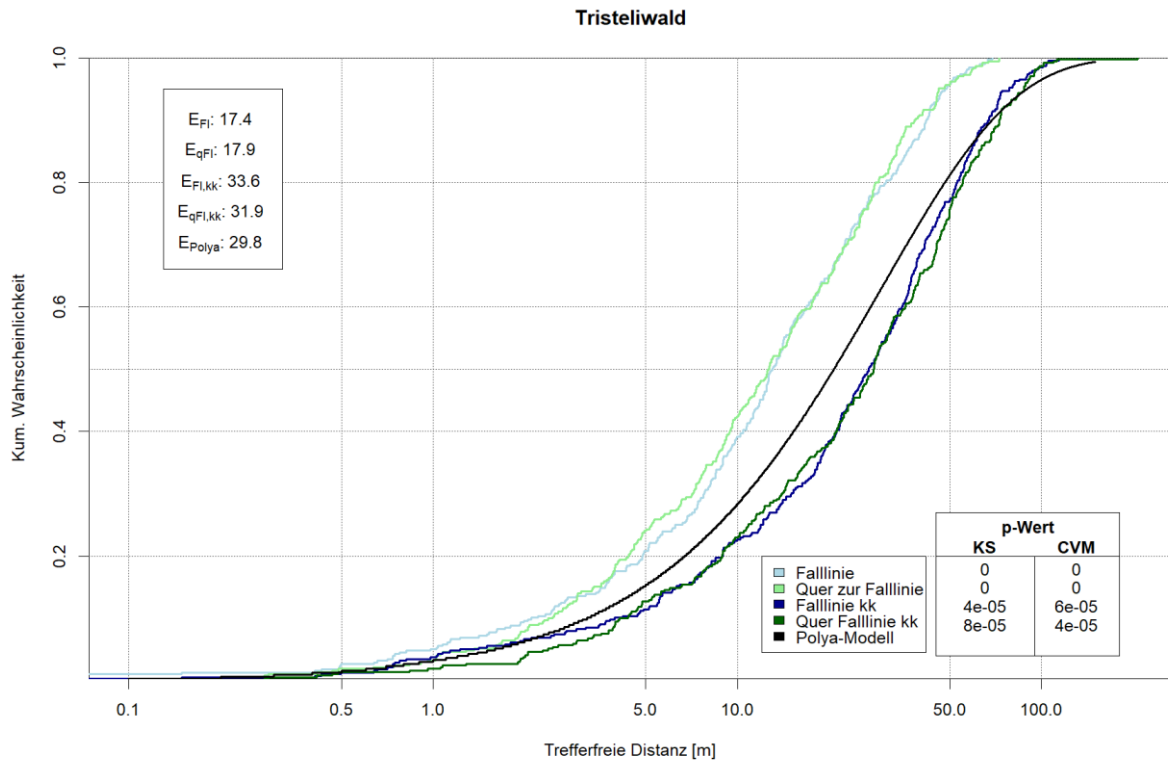


Abbildung 39: Kumulierte Wahrscheinlichkeit der empirischen trefferfreien Distanzen im Vergleich zum adaptierten Polya-Modell, aufgeschlüsselt nach Richtung und Anwendung der Kantenkorrektur. Oben links die Erwartungswerte der Verteilungen. Unten rechts die resultierenden p-Werte für den Kolmogorov-Smirnov- (KS) und den Cramér-Von-Mises- (CVM) Test beim Vergleich mit dem Polya-Modell.

Nimmt man die beiden Fernerkundungsmethoden zum Vergleich hinzu, so zeigt sich, dass diese in Bezug auf die MTFD zwar schlechter als das adaptierte Polya-Modell abschneiden, in Bezug auf die Vorhersage der langen trefferfreien Distanzen > 30 m aber wesentlich besser sind (Abbildung 40). Dies stützt die Vermutung, dass das in den empirischen Daten erkennbare Muster auf die Verjüngungsschlitzte zurückgeführt werden kann (vgl. Kap. 3.1.2). Die starke Abweichung bei der MTFD ist hauptsächlich auf das Unterschätzen der kurzen TFD bis ca. 3 m zurückführbar.

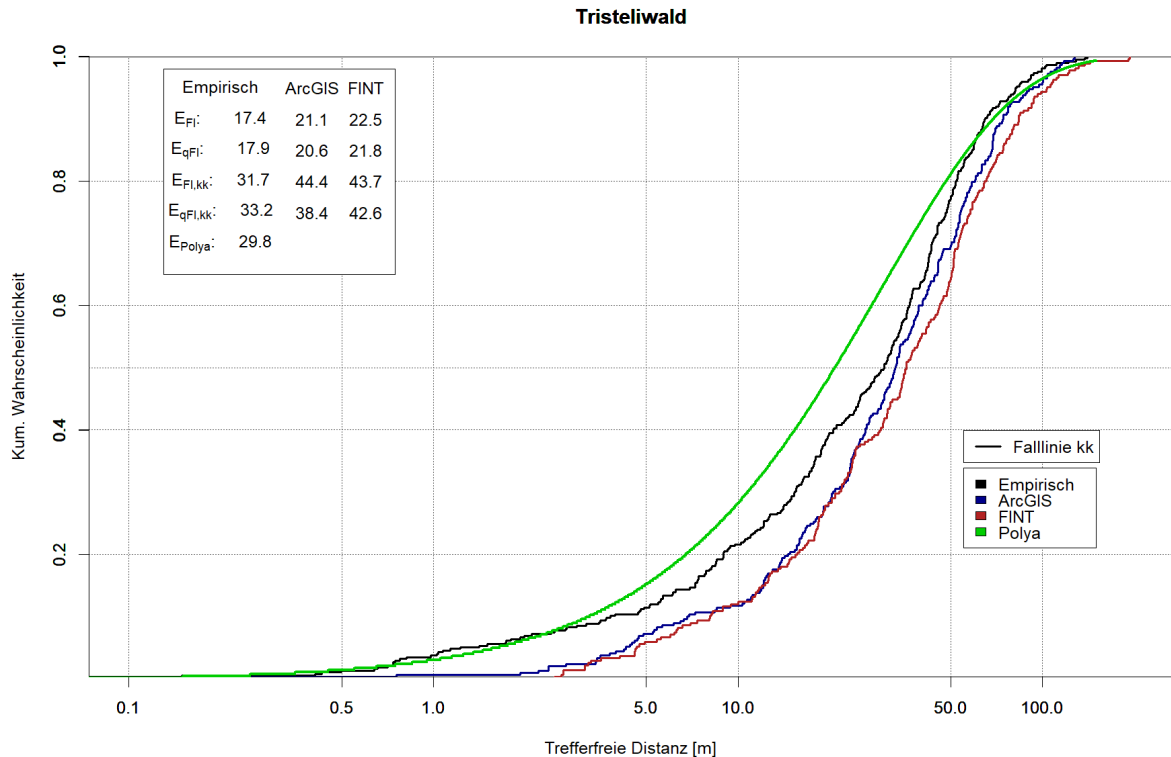


Abbildung 40: Vergleich der empirischen Verteilung mit den Verteilungen aus den zwei Einzelbaumdetectionsmethoden aus Fernerkundungsdaten und dem adaptierten Polya-Modell unter Anwendung der Kantenkorrektur. Oben links sämtliche Erwartungswerte der Verteilungen, inkl. normal zur Fallrichtung und ohne Anwendung der Kantenkorrektur.

4.2.3. Vorderschür

Die bereits in Kapitel 4.1.3 festgestellte Schwierigkeit zum Erfassen dieser Fläche zeigt sich beim Blick auf die TFDs erneut (Abbildung 41). So suggeriert das adaptierte Polya-Modell, dass mehr als die Hälfte der trefferfreien Distanzen > 50 m ist und ca. 25% der Distanzen > 100 m. Der Perimeter der Fläche ist aber selbst nur ca. 100 m lang. Selbst mit der angewandten Kantenkorrektur kann somit ein bedeutender Teil der trefferfreien Distanzen gar nicht erfasst werden. Die Abweichung im Bereich der Distanzen > 100 m muss demnach nicht zwingend falsch sein. Demgegenüber ist die Überschätzung der kürzeren Distanzen von 5 – 30 m augenfällig und vermutlich auf die Inhomogenität der Baumverteilung zurückzuführen (Kap. 4.1.3, Abbildung 29).

Der dichte Altbestand im Süden der Fläche führt auch bei den Fernerkundungsmethoden zu einer Überschätzung der sehr kurzen bis mittellangen Distanzen (Abbildung 42), in Folge einer Überdetektion von Einzelbäumen (Tabelle 5). Dafür spricht insbesondere der Umstand, dass die Methode FINT ein deutlich besseres Resultat erzielt, als die eigens in ArcGIS implementierte Lösung. Auf Grund der methodischen Schwierigkeit bei dieser Fläche, lässt sich nicht zweifelsfrei feststellen, welche Methode das beste Resultat erzielt.

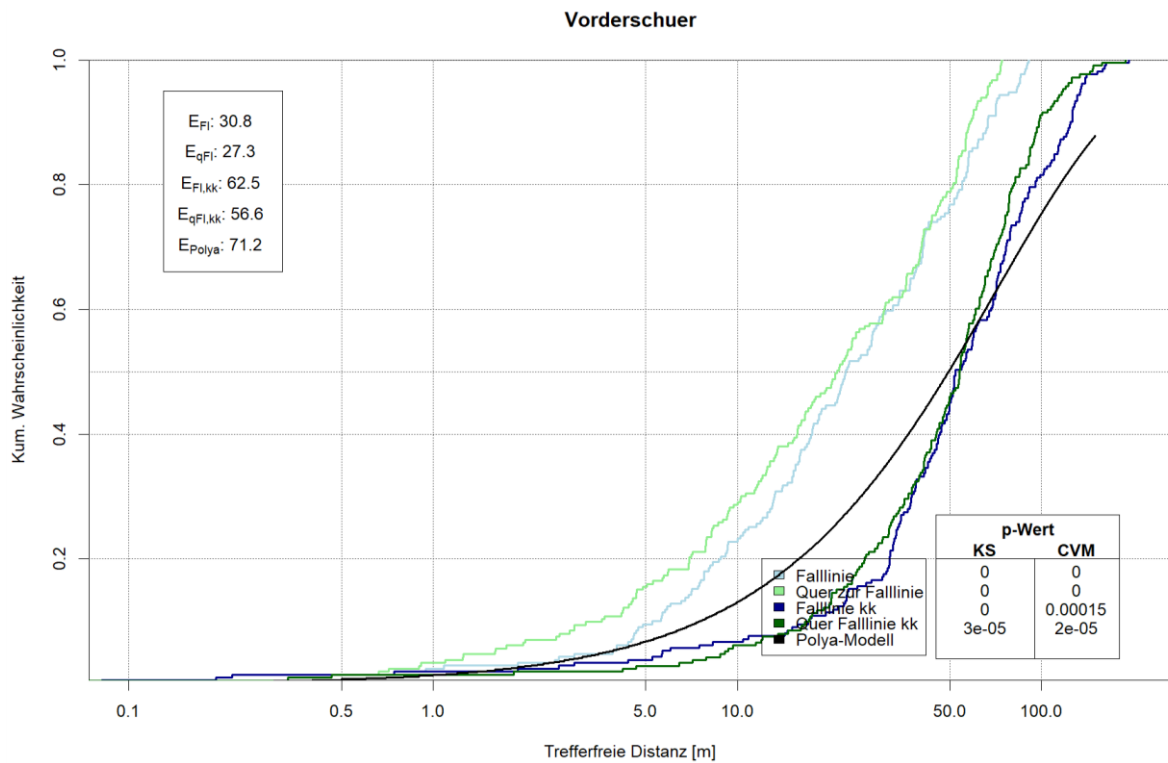


Abbildung 41: Kumulierte Wahrscheinlichkeit der empirischen trefferfreien Distanzen im Vergleich zum adaptierten Polyamodell, aufgeschlüsselt nach Richtung und Anwendung der Kantenkorrektur. Oben links die Erwartungswerte der Verteilungen. Unten rechts die resultierenden p-Werte für den Kolmogorov-Smirnov- (KS) und den Cramér-Von-Mises- (CVM) Test beim Vergleich mit dem Poly-Modell.

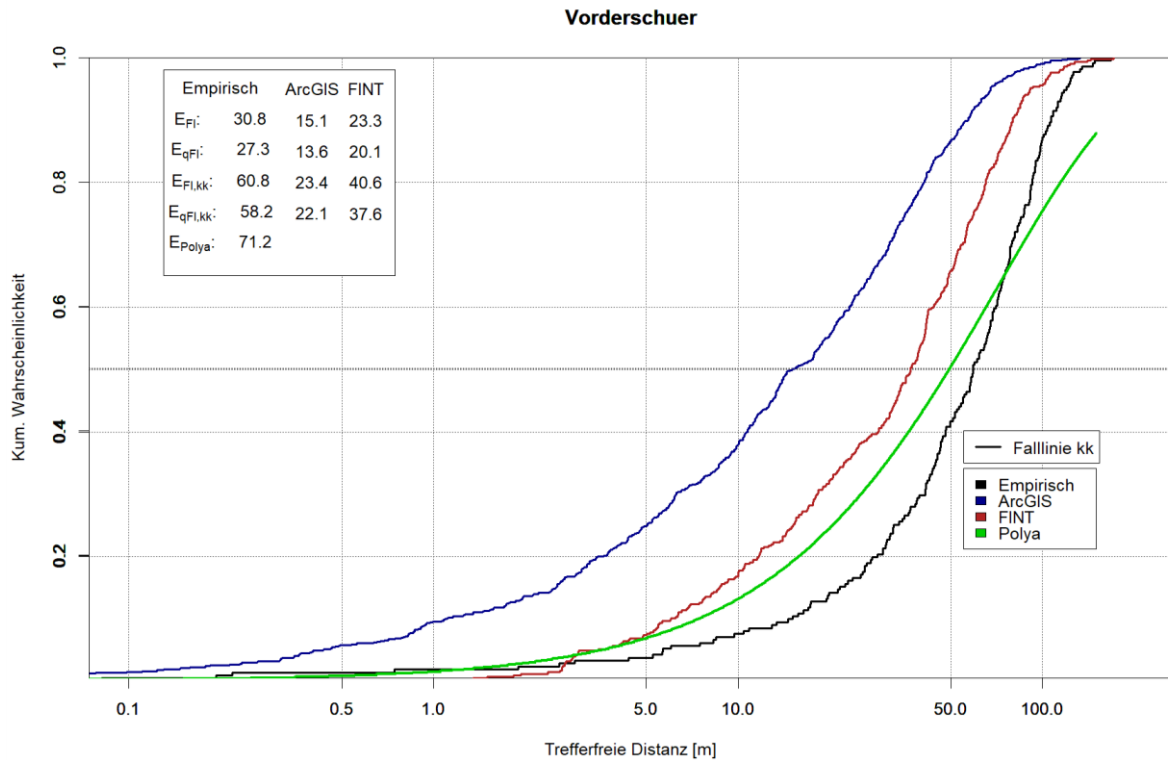


Abbildung 42: Vergleich der empirischen Verteilung mit den Verteilungen aus den zwei Einzelbaumdetektionsmethoden aus Fernerkundungsdaten und dem adaptierten Poly-Modell unter Anwendung der Kantenkorrektur. Oben links sämtliche Erwartungswerte der Verteilungen, inkl. normal zur Fallrichtung und ohne Anwendung der Kantenkorrektur.

4.2.4. Dischma

Betrachtet man Abbildung 43 so fallen zwei Dinge auf: (a) Für trefferfreie Distanzen > 10 m ist das Polya-Modell in sehr guter Übereinstimmung mit der empirischen Verteilung und (b) im Bereich < 6 m wird die Häufigkeit deutlich unterschätzt. Es spiegelt sich hier die aggregierte Struktur wie sie bereits in Kap. 4.1.4 festgestellt wurde wieder. Abgesehen von Punkt (b) kann das Polya-Modell hier als erfüllt erachtet werden. Die P-Werte der Goodness-of-fit-Tests sind denn auch vergleichsweise hoch.

Die Fernerkundungsmethoden unterschätzen die sehr kurzen Distanzen noch stärker und überschätzen dafür den Anteil der langen Distanzen (Abbildung 44). In Bezug auf die MTFD liefern sie ein gutes Resultat, wenn auf eine Kantenkorrektur verzichtet wird und dadurch der Anteil kurzer Distanzen künstlich erhöht wird. Insgesamt gesehen liegt das adaptierte Polya-Modell damit am nächsten an der empirischen Verteilung.

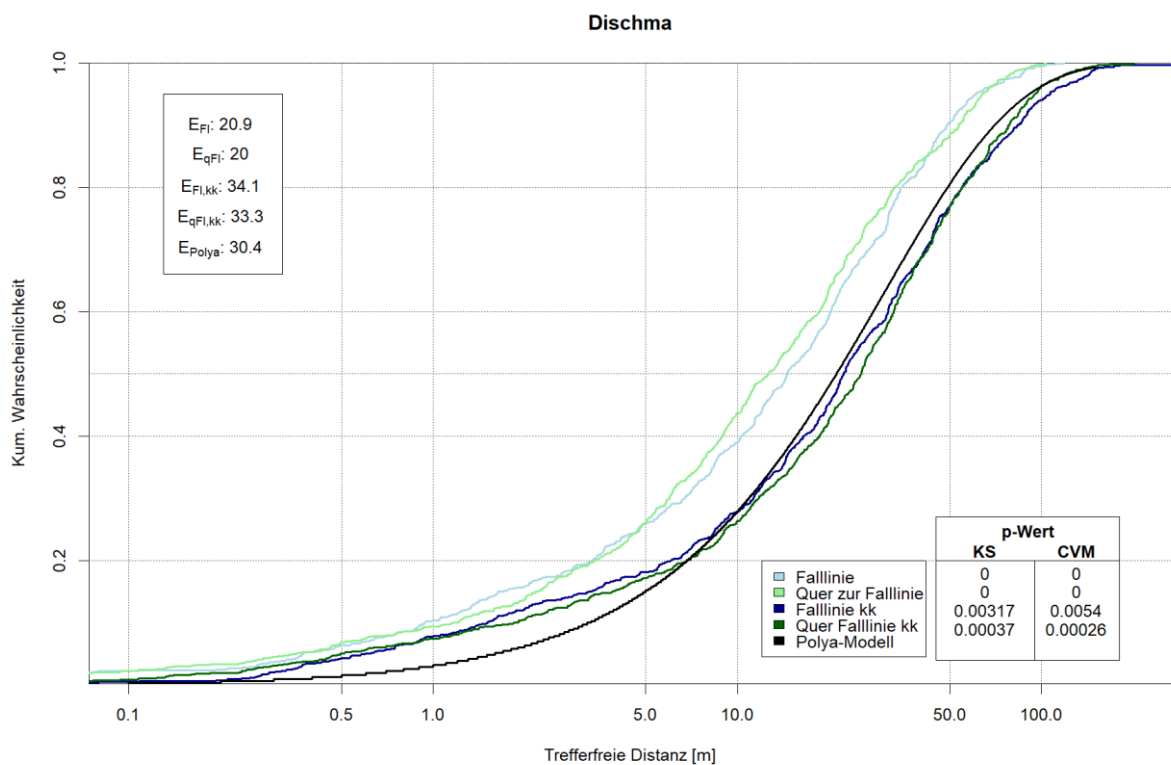


Abbildung 43: Kumulierte Wahrscheinlichkeit der empirischen trefferfreien Distanzen im Vergleich zum adaptierten Polyamodell, aufgeschlüsselt nach Richtung und Anwendung der Kantenkorrektur. Oben links die Erwartungswerte der Verteilungen. Unten rechts die resultierenden p-Werte für den Kolmogorov-Smirnov- (KS) und den Cramér-Von-Mises- (CVM) Test beim Vergleich mit dem Polya-Modell.

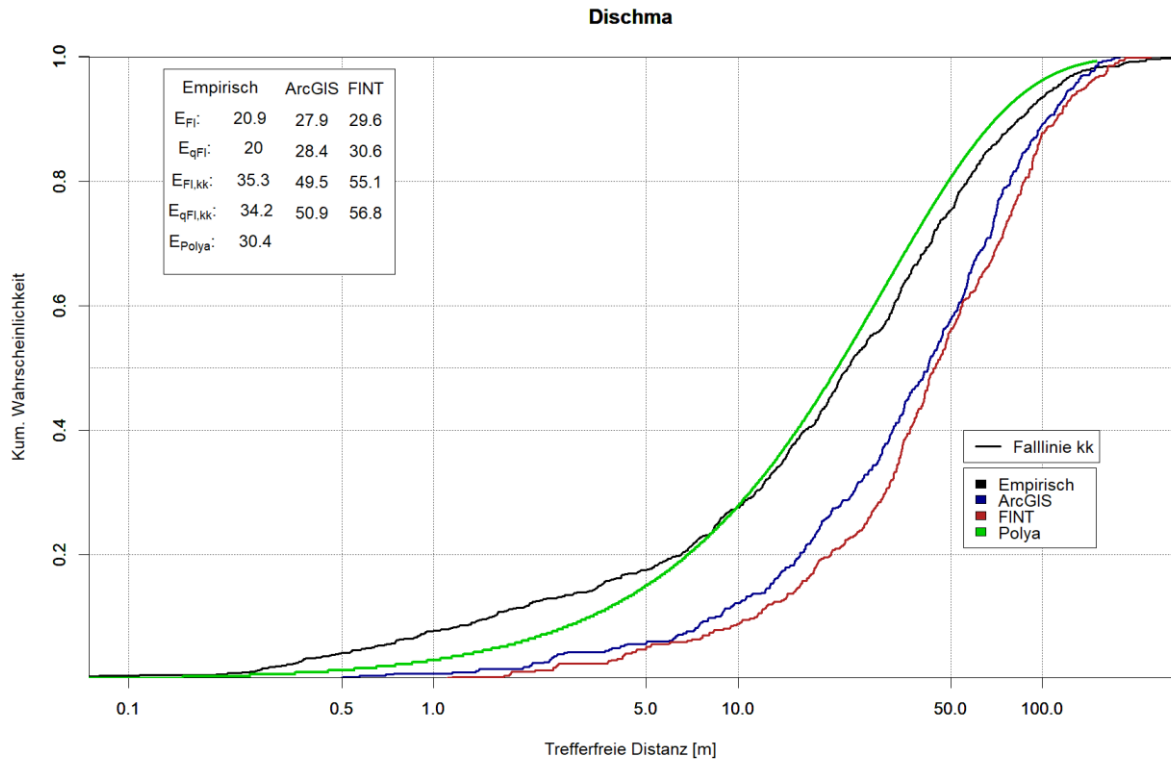


Abbildung 44: Vergleich der empirischen Verteilung mit den Verteilungen aus den zwei Einzelbaumdetektionsmethoden aus Fernerkundungsdaten und dem adaptierten Polya-Modell unter Anwendung der Kantenkorrektur. Oben links sämtliche Erwartungswerte der Verteilungen, inkl. normal zur Fallrichtung und ohne Anwendung der Kantenkorrektur.

4.2.5. Seehorn

Die empirischen trefferfreien Distanzen am Seehorn unterscheiden sich nur unwesentlich von jenen der Fläche Dischma. Insgesamt gesehen sind sich Polya-Modell und empirische Verteilung recht ähnlich, die Tendenz zur Aggregation führt jedoch zu einer Unterschätzung der TFD < 2 m., bzw. einer Überschätzung des Anteils langer TFD (Abbildung 45). Im Vergleich zur Fläche Dischma ist dies jedoch noch etwas weniger ausgeprägt, weshalb die Goodness-of-fit-Tests die Nullhypothese in Falllinie nur knapp mit einem p-Wert zwischen 0.01 und 0.04 verwerfen.

Das Bild ändert sich beim Vergleich mit den Fernerkundungsdaten nicht (Abbildung 46). Die kurzen Distanzen werden deutlich unterschätzt und führen zu einer zu hohen MTFD. Auch hier führt der Verzicht auf eine Kantenkorrektur zu einer künstlichen Korrektur der Fernerkundungsergebnisse.

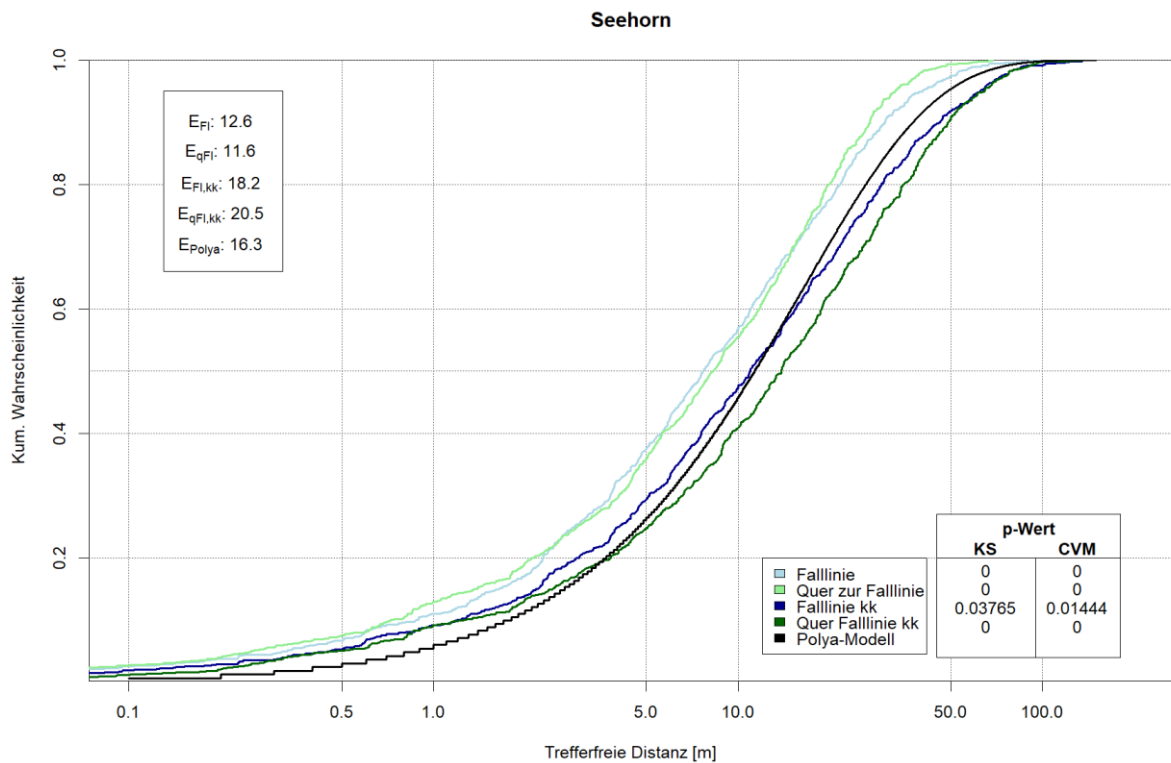


Abbildung 45: Kumulierte Wahrscheinlichkeit der empirischen trefferfreien Distanzen im Vergleich zum adaptierten Polya-Modell, aufgeschlüsselt nach Richtung und Anwendung der Kantenkorrektur. Oben links die Erwartungswerte der Verteilungen. Unten rechts die resultierenden p-Werte für den Kolmogorov-Smirnov- (KS) und den Cramér-Von-Mises- (CVM) Test beim Vergleich mit dem Polya-Modell.

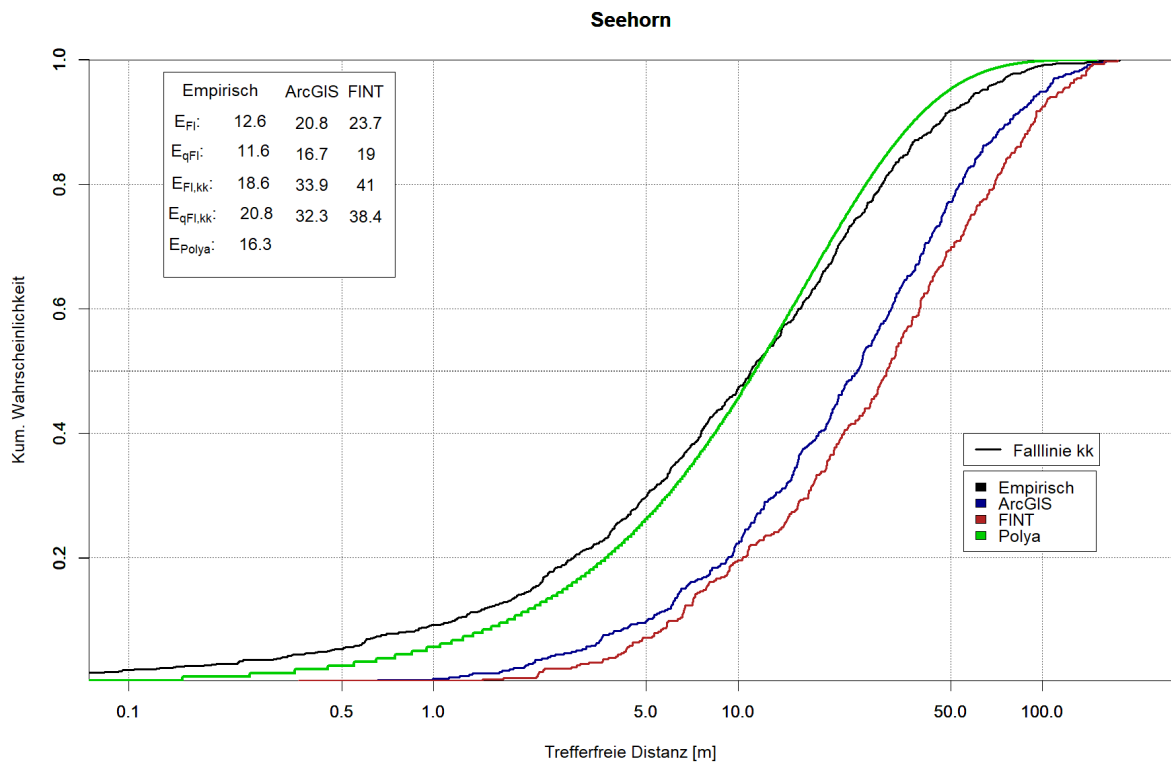


Abbildung 46: Vergleich der empirischen Verteilung mit den Verteilungen aus den zwei Einzelbaumdetektionsmethoden aus Fernerkundungsdaten und dem adaptierten Polya-Modell unter Anwendung der Kantenkorrektur. Oben links sämtliche Erwartungswerte der Verteilungen, inkl. normal zur Fallrichtung und ohne Anwendung der Kantenkorrektur.

4.2.6. Witwang

Die bereits bei Dischma und Seehorn festgestellte Abflachung der empirischen Verteilungskurve im Vergleich zum adaptierten Polya-Modell zeigt sich auch hier (Abbildung 47). D.h. die kurzen Distanzen werden vom adaptierten Polya-Modell unterschätzt, die mittellangen Distanzen dafür überschätzt. Hinsichtlich der Fernerkundungsdaten zeigt sich dasselbe Bild (Abbildung 48). Es sei an dieser Stelle entsprechend auf die Kapitel 4.2.4 und 4.2.5 verwiesen.

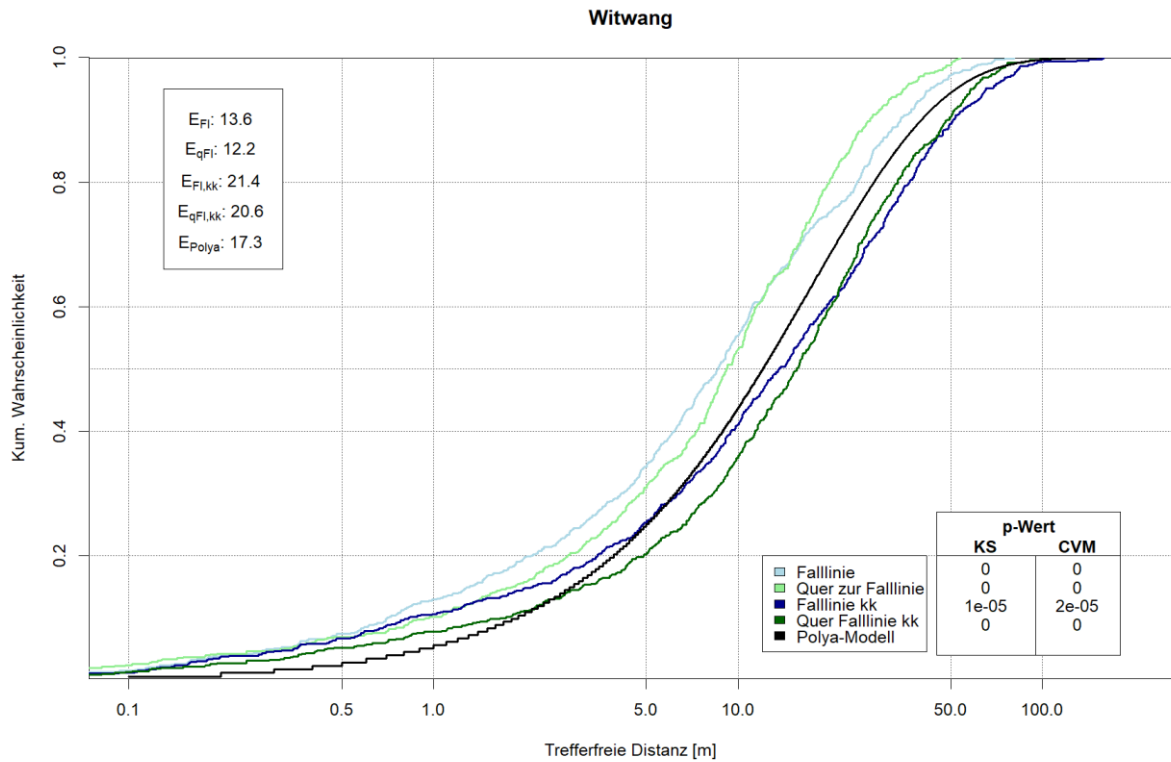


Abbildung 47: Kumulierte Wahrscheinlichkeit der empirischen trefferfreien Distanzen im Vergleich zum adaptierten Polyamodell, aufgeschlüsselt nach Richtung und Anwendung der Kantenkorrektur. Oben links die Erwartungswerte der Verteilungen. Unten rechts die resultierenden p-Werte für den Kolmogorov-Smirnov- (KS) und den Cramér-Von-Mises- (CVM) Test beim Vergleich mit dem Polya-Modell.

Witwang

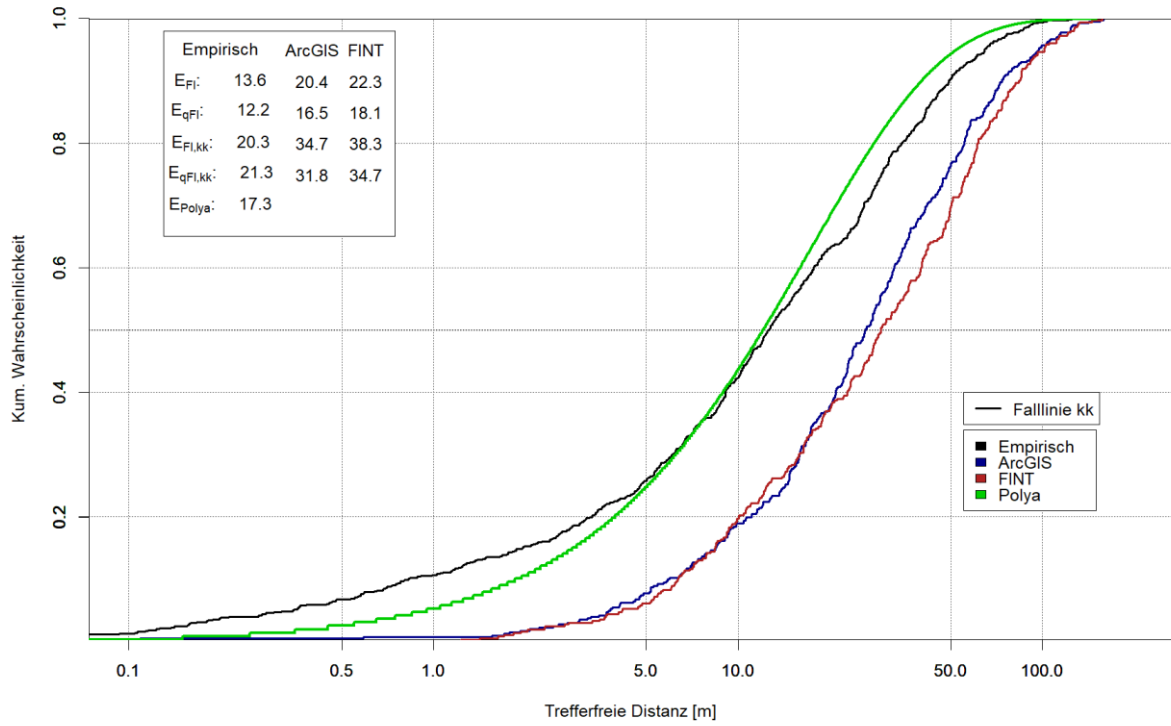


Abbildung 48: Vergleich der empirischen Verteilung mit den Verteilungen aus den zwei Einzelbaumdetectionsmethoden aus Fernerkundungsdaten und dem adaptierten Polya-Modell unter Anwendung der Kantenkorrektur. Oben links sämtliche Erwartungswerte der Verteilungen, inkl. normal zur Fallrichtung und ohne Anwendung der Kantenkorrektur.

4.3. Richtungsabhängigkeit der trefferfreien Distanzen

Es gilt zu bedenken, dass die Distanzen dieses Kapitels in Folge der vergleichsweise kleinen Kreise zwar sehr gut untereinander verglichen werden können, aber absolut gesehen durchgehend zu klein sind (vgl. Kap. 4.2).

Die getroffene Annahme einer t-Verteilung (Kap. 3.5.3) der MTFD in verschiedene Richtungen erscheint gerechtfertigt (Abbildung 49). Die sechs Flächen zeigen ein leicht unterschiedliches Muster bei Streuung und Verteilung der MTFD. Bei Flächen mit grossen Lücken, namentlich Vorderschür und Tristeliwald, streut die MTFD über einen weiten Bereich mit Differenzen von ≥ 5 m. Bei den anderen Flächen ist die MTFD in alle Richtungen sehr ähnlich. Die beiden grösseren Flächen Dischma und Renan zeigen kein nennenswert anderes Muster als die vier kleineren Flächen. Grundsätzlich kann bei allen Flächen gesagt werden, dass die MTFD richtungsunabhängig ist (Tabelle 10). Dies wird auch durch den zweiseitigen t-Test signifikant bestätigt. Die hochsignifikante Abweichung bei den Flächen Renan und Seehorn ist angesichts der absoluten Differenz der Mittelwerte nicht erheblich.

Tabelle 10: Gegenüberstellung der MTFD-Werte in Fallrichtung und in andere Richtungen ohne Anwenden einer Kantenkorrektur.

	Mittelwert der MTFD in Fallrichtung [m]	Mittelwert der MTFD in andere Richtungen [m]	p-Wert des zweiseitigen t-Tests
Renan	14.3	13.6	$1.95 \cdot 10^{-5}$
Tristeliwald	15.1	15.6	0.05
Vorderschür	24.1	23.1	0.09
Dischma	20.5	20.4	0.44
Seehorn	10.2	10.7	0.0006582
Witwang	11.7	11.7	0.84

Selbst wenn eine Kantenkorrektur angewandt wird, was zu realistischeren MTFDs führt, bewegt sich die absolute Differenz bei den Flächen mit signifikanter Abweichung in Fallrichtung im Bereich von < 2 m (Tabelle 11). Es zeigt sich, dass sich die MTFD, je nach betrachteter Richtung, in einem Streubereich von etwa 10 m bewegt. Im Falllinienbereich beträgt der Streubereich ca. 5 m. Dies ist unabhängig von den absoluten Werten der MTFD. Flächen mit grossen Lücken weichen davon allerdings ab. Innerhalb des Falllinienbereichs von $\pm 10^\circ$ streuen aber auch diese nicht mehr als 10 m.

Tabelle 11: Gegenüberstellung der MTFD-Werte in Fallrichtung und in andere Richtungen mit Anwenden der in Kap. 3.5.2 beschriebenen Kantenkorrektur.

	Mittelwert der MTFD in Fallrichtung [m]	Mittelwert der MTFD in andere Richtungen [m]	p-Wert des zweiseitigen t-Tests
Renan	22.3	21	0.0007
Tristeliwald	29.7	29.8	0.93
Vorderschür	50.3	48	0.12
Dischma	37	36.2	0.04
Seehorn	16.1	17.8	$4.6 \cdot 10^{-6}$
Witwang	21.9	21.7	0.78

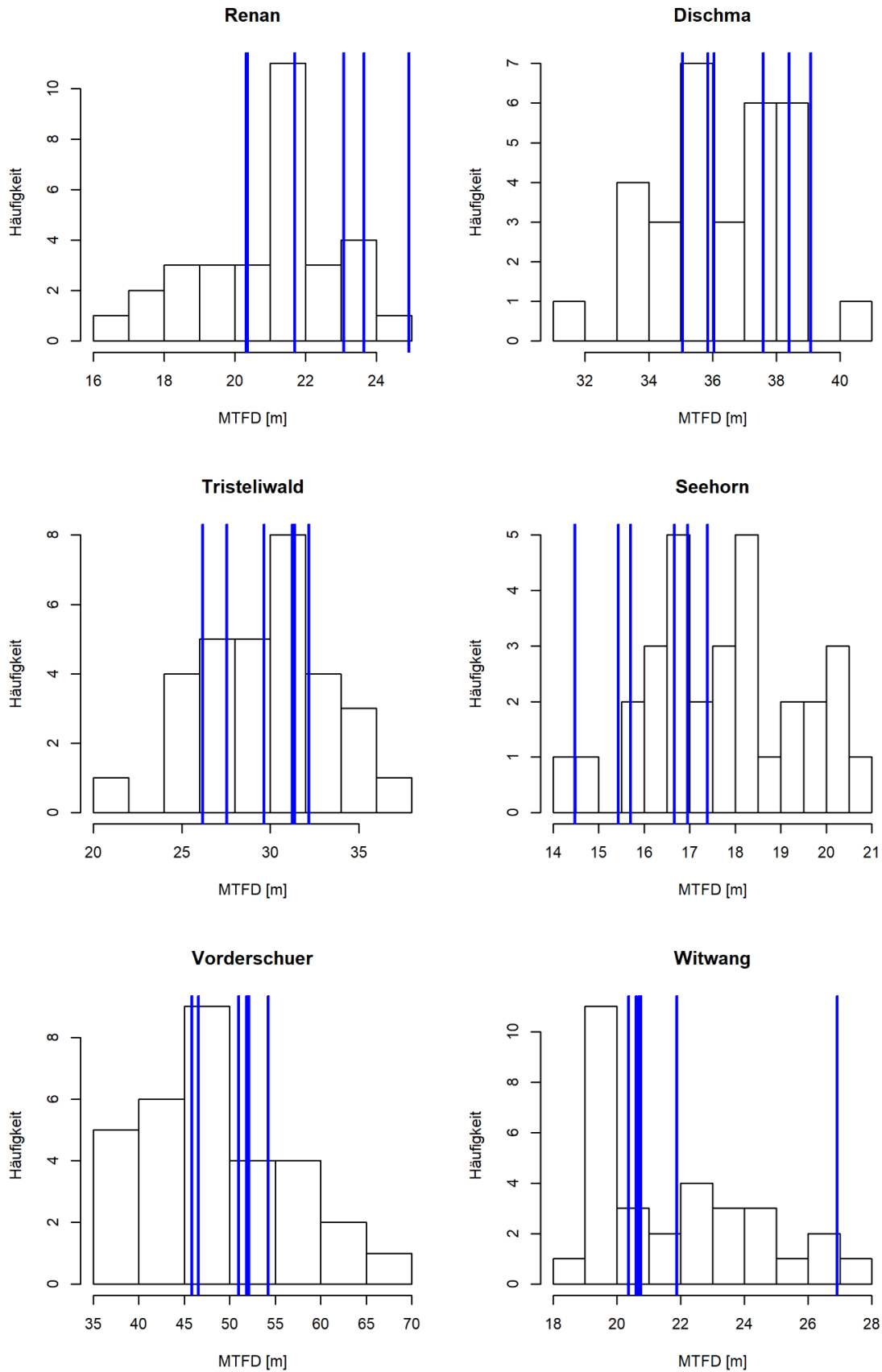


Abbildung 49: Histogramm der MTFD aller Richtungen in 5°-Schritten abzüglich des Falllinienbereichs unter Berücksichtigung einer Kantenkorrektur. Der Falllinienbereich ist als mittlere Hangfallrichtung $\pm 10^\circ$ definiert. Die entsprechenden MTFD sind als blaue Linien dargestellt.

4.4. Widerstandskoeffizient

Die Werte des Widerstandskoeffizienten sind sowohl bei Anwendung einer Kantenkorrektur, als auch ohne, recht ähnlich. Auch wenn diese normal zur Fallrichtung berechnet werden, weichen sie nur unmerklich ab. Einzige Ausnahme sind die Flächen Tristeliwald und Vorderschür, bei welchen der Wertebereich mit einer Differenz von 6 – 7 kJ/m etwas grösser ist (Tabelle 12). Der Widerstandskoeffizient bemisst sich in $\frac{kJ}{m}$, bzw. kN, und ist damit mehr oder weniger direkt mit dem ‘forest drag’ aus dem Steinschlagmodul von RAMMS vergleichbar. Dieser ist jedoch als Funktion der Steingeschwindigkeit v_s und einem grundflächenabhängigen Widerstandskoeffizienten C_f definiert (Bartelt und al., 2016):

$$F_{df} = -C_f v_s \quad (4.1)$$

Tabelle 12: Widerstandskoeffizienten aller untersuchten Flächen. Die Werte in Fallrichtung korrigiert und unkorrigiert geben dabei den Wertebereich an. Die Geschwindigkeit von stürzenden Steinen an bewaldeten Hängen liegt bei 10 bis maximal 25 m/s (Dorren et al., 2007; Jahn, 1988). Der Widerstandskoeffizient C_f wurde auf die Zehnerstelle genau berechnet.

Fläche	Widerstands- koeffizient K_w [kJ/m]	Grundfläche Bestand [m ² /ha]	Geschwin- digkeit Stein [m/s]	Widerstands- koeffizient C_f [kg/s]	‘Forest drag’ RAMMS [kN]
Renan	7 - 8	47.1	10-25	700	7 – 17.5
Tristeliwald	15 - 22	65.5	10-25	1000	10 - 25
Vorderschür	5 - 11	19.9	10-25	250	2.5 – 6.25
Dischma	15 - 18	70.3	10-25	1090	10.9 – 27.25
Seehorn	4 - 5	40.2	10-25	590	5.9 – 14.75
Witwang	12 - 16	78	10-25	1210	12.1 – 30.25

5. Diskussion

Eine erste Interpretation der Daten findet sich bereits in den Resultaten (Kap. 4). Die Resultate der einzelnen Flächen werden im Folgenden hinsichtlich der zu Beginn gestellten Fragen (vgl. Kap. 1) kritisch gewürdigt und in einen flächenübergreifenden Kontext gestellt.

5.1. Räumliche Zufälligkeit der Baumverteilung

Von den insgesamt sechs untersuchten Flächen lässt sich das Baumverteilungsmuster bei keiner als homogener Poisson-Prozess beschreiben. Bei den montanen Flächen ist dies durchwegs auf eine Verletzung der Homogenität zurückzuführen, welche wiederum durch das Vorhandensein unterschiedlicher Entwicklungsstufen, oder einzelner Verjüngungslücken verursacht wird. Eine klare Unterscheidung von Homogenität und Unabhängigkeit ist anhand einer einzelnen Realisierung eines Punktprozesses genau genommen nicht möglich (Baddeley, 2016). Der Umstand, dass sich alle drei Punktmuster aber sehr gut mit einem inhomogenen Poisson-Prozess beschreiben lassen und zumindest der Hopkins-Skellam- (Renan und Vorderschür), oder der Quadrat-Counting-Test (Tristeliwald) für die Hypothese CSR sprechen sind starke Indikatoren, dass die Unabhängigkeitsbedingung nicht verletzt wird. Demnach kann gefolgert werden, dass Bäume im schwachen bis starken Baumholz, sofern die Bestände homogen sind, als räumlich zufällig verteilt erachtet werden können. Dies stützt die Erkenntnisse aus dem Krkonoše-Gebirge in Tschechien, wo vergleichbare Bestände untersucht wurden (Zahradnik et al., 2010). Bestände zwischen Optimal- und beginnender Zerfallsphase sind in der horizontalen Struktur demnach durch Zufälligkeit oder leichte Regelmässigkeit geprägt.

Interessanterweise ergibt sich bei zwei der drei subalpinen Flächen ein ganz anderes Bild. Sie lassen sich nicht mit einem homogenen Poisson-Prozess beschreiben, da die Bedingung der Unabhängigkeit verletzt wird. Die Verletzung der Unabhängigkeit kommt wahrscheinlich durch die Tendenz der Bäume zur Aggregation zustande. In der subalpinen Stufe ist dies ein bekanntes Phänomen, welches insbesondere durch eine Beschränkung der Verjüngung auf wenige kleinflächige, verjüngungsgünstige Standorte zu Stande kommt (Ott et al., 1997). Daneben gibt es aber eine Reihe weiterer ökologischer Ursachen, welche zur aggregierten Textur führen können. Bäume in der Front Range in Colorado bilden unter harschen Bedingungen, wie etwa starkem Windeinfluss, vegetative Ableger aus welchen neue eigenständige Bäume und letztlich «Bauminseln» entstehen (Wardle, 1968). Ein ähnliches Phänomen lässt sich in Steinschlagwäldern beobachten, wo Verletzungen zur Ausbildung neuer Stammachsen führen können. Hangunterseits solcher «Baumgruppen» ist die Verjüngung infolge Abschirmung vor Schneegleiten und Steinschlag dann oft vereinfacht.

Der Bestand der Fläche Witwang zeigt ganz leichte Tendenzen zur Aggregation, allerdings zu wenig, um zu einer Verletzung der Unabhängigkeit zu führen. Er lässt sich daher wie die montanen Flächen lediglich auf Grund der fehlenden Homogenität nicht als homogener Poisson-Prozess beschreiben. Dies lässt sich womöglich durch den Sonderwaldstandort erklären. Im Bereich der Blöcke gibt es fast keine und nur extrem kleinflächige, verjüngungsgünstige Standorte. An diesen kann sich im Allgemeinen nur ein Baum erfolgreich durchsetzen. Dadurch entsteht ein gewisser Mindestabstand der Bäume zueinander. Der Bestand liegt zudem an einer vor Wind gut geschützten Lage mit Südexposition, wenig Sonne vom Herbst bis ins Frühjahr, entsprechend später Ausaperung und einem recht wüchsigen Untergrund im weniger blockreichen Bereich. Entsprechend ist er für subalpine Verhältnisse flächig recht verjüngungsgünstig. Berücksichtigt man die Resultate der trefferfreien Distanzen (Kap. 4.2.6) und den Hopkins-Skellam-Index (Kap. 4.1), so lässt sich aber auch folgern, dass es bei dieser Fläche eventuell möglich ist, die vorhandene Aggregation in der Dichtefunktion für das inhomogenen Poissonmodell zu berücksichtigen.

Bei den montanen Flächen und der Fläche Seehorn zeigt sich, dass forstliche Eingriffe in einen Bestand als Eingriffe in die Homogenität des Baumverteilungsmusters erachtet werden können. Selbst diffuse Eingriffe machen sich so bemerkbar. Das gewählte Beispiel Vorderschür ist für einen diffusen Eingriff allerdings auch ein Extremfall, welcher durch den Seilkraneinsatz und den hohen Buchenanteil zu Stande kam. Die beiden Flächen mit wenigen, oder keinen kürzlich erfolgten Eingriffen zeigen im Vergleich zu den anderen Flächen denn auch eine deutlich homogenere Baumverteilung (Abbildung 31, Abbildung 35).

5.2. Abbildbarkeit der empirischen trefferfreien Distanzen

Die Resultate zeigen, dass wie zu Beginn vermutet, selbst Bestände welche nicht das Ergebnis eines homogenen Poisson-Prozess darstellen, relativ gut mit dem adaptierten Polya-Modell beschrieben werden können (Kap. 4.2). In Bezug auf den Erwartungswert, also die MTFD, funktioniert dies sogar sehr gut, mit Abweichungen < 4 m. In Anbetracht des Streubereichs der empirischen MTFD (Kap. 4.3) von 10 m in unterschiedliche Richtungen, bzw. 5 m in Fallrichtung ist dies ein guter Wert. Die Fläche Renan zeigt dies besonders schön. Sie lässt sich in Bezug auf ihr Baumpunktmuster nicht mit einem homogenen Poisson-Prozess beschreiben, zeigt hinsichtlich der trefferfreien Distanzen aber das vom adaptieren Polya-Modell vorhergesagte Verhalten. Die subalpinen Flächen lassen sich ebenfalls überraschend gut mit dem adaptierten Polya-Modell beschreiben. Tritt Aggregation auf, so werden jedoch die sehr kurzen und langen TFD unterschätzt. Im Mittel ergibt sich aber eine gute Beschreibung der Verhältnisse. Den als kritisch erachteten Anteil von TFD ≥ 40 m unterschätzt das Modell bei Flächen ohne grössere Lücken um lediglich 2 – 4%. Diese Distanzen sind insofern wichtig, als dass sie eine Beschleunigung des Sturzkörpers auf Maximalgeschwindigkeit ermöglichen (Gsteiger, 1993).

Für eine sinnvolle Anwendung des adaptierten Polya-Modells ist es somit nicht zwingend erforderlich, dass die entsprechenden Bestände homogene Poisson-Prozesse darstellen. Entscheidend scheint nicht die Homogenität des Punktmusters, sondern dessen Unabhängigkeit zu sein. Je stärker diese Anforderung verletzt wird, desto stärkere Abweichungen lassen sich zu den empirischen TFD feststellen. Es gilt dabei zu beachten, dass sich Homogenität und Unabhängigkeit nicht scharf trennen lassen. Während kleinflächige Eingriffe lediglich zu Inhomogenität führen, stellen grössere Lücken eine Verletzung der Unabhängigkeit dar. Die Fläche Tristeliwald zeigt dies relativ gut auf. Durch die Lücken sind die empirisch messbaren TFD zu den langen Distanzen hin verschoben. Es kann davon ausgegangen werden, dass der Grad der Verschiebung in direkter Abhängigkeit zur Grösse der Lücken ist. Eine genauere Untersuchung dieses möglichen Zusammenhangs könnte lohnenswert sein, um einen Bestandeslücken-Korrekturfaktor ableiten zu können.

Eine Ableitung der kumulativen Verteilung der TFD aus Fernerkundungsdaten erweist sich als keine Alternative zu terrestrisch erhobenen Daten. Sowohl die Stammzahl als auch der BHD sind entscheidende Faktoren hinsichtlich der TFD. Mit der auf Rasterdaten basierenden Einzelbaumerkennung ergibt sich jedoch ein Trade-off bezüglich der beiden Parameter. Optimiert man die Detektion hinsichtlich der Stammzahlen, so resultieren zu hohe Grundflächenwerte und umgekehrt (Tabelle 5). Dieses Problem des Erkennens von unterdrückten Bäumen lässt sich nur mit einer Einzelbaumdetektion aus LiDAR-Punktwolken lösen, wie sie etwa Khosravipour et al. (2016) vorschlägt. Er konnte den Anteil korrekt detektierter Bäume mit BHD < 20 cm von 58% auf 79% erhöhen und jener mit einem BHD zwischen 20 und 40 cm von 75.3% auf 90%. Dass hier ein Potenzial besteht zeigt die Fläche Tristeliwald sehr schön. Da sie zum Grossteil aus Bäumen > 30 cm besteht, konnte sie von beiden Einzelbaumdetektionsmethoden relativ gut erfasst werden (Tabelle 5). Die resultierenden TFD widerspiegeln die tatsächliche Situation in der Folge auch besser, als

etwa das adaptierte Polya-Modell (Abbildung 40). Dass die sehr kurzen Distanzen unterschätzt werden, liegt daran, dass nahe beieinanderstehende Bäume (< 1.5 m) durch das verwendete Moving Window gar nicht erkannt werden können. Für die Interpretation der Schutzfunktion hinsichtlich Steinschlag ist dieser Grössenbereich aber ohnehin nicht relevant, da auf dieser Hanglänge keine nennenswerte Beschleunigung von Sturzkörpern stattfindet.

5.3. Richtungsabhängigkeit der trefferfreien Distanzen

Aus der Analyse der Richtungsabhängigkeit der MTFD lässt sich schliessen, dass bei geschlossenen Beständen die MTFD als richtungsunabhängig erachtet werden kann. Das Treffen von Annahmen wie einer geraden Falllinie, oder der Festlegung auf eine bestimmte Fallrichtung bei der Ermittlung von empirischen TFD erscheint damit gerechtfertigt. Dies sollte nicht darüber hinwegtäuschen, dass diese «empirische» TFD auch methodische Schwächen hat. Durch das Berücksichtigen von Baumstreifern als Treffer, werden die TFD etwas zu positiv eingeschätzt. Eine Möglichkeit damit umzugehen ist das Reduzieren des BHD's um einen bestimmten Wert, wie dies bereits Brauner et al. (2005) vorschlug und in seinem Modell implementierte. Werden Bäume in der Falllinie von anderen Bäumen abgeschirmt, werden sie aus Sicht des Steinschlagprozesses weitgehend irrelevant, aus Sicht der MTFD aber weiterhin berücksichtigt (Gsteiger, 1993). Dieser methodische Fehler wird ebenfalls übernommen und kann zu einer leichten Überschätzung sehr kurzer Distanzen in der Verteilungsfunktion führen. Der wohl bedeutendste Fehler kommt durch die Beschränkung der maximal detektierbaren TFD auf die Grösse des Perimeters zustande. Bei Flächen mit hoher Stammzahl, wie etwa Renan, kann dieser Fehler vernachlässigt werden. Die TFD von Flächen mit einer niedrigen Stammzahl können hingegen nicht mehr korrekt erfasst werden (vgl. Kap. 4.2.3).

Der bei den MTFD in unterschiedliche Richtungen festgestellte Streubereich von etwa 10 m ist relativ gross und aus Sicht des Steinschlagprozesses relevant. Eine einzelne mit der angewandten Methodik ermittelte MTFD muss also immer im Zusammenhang mit diesem Streubereich interpretiert werden.

5.4. Ableitbarkeit eines Widerstandskoeffizienten

Die Werte die sich für den Widerstandskoeffizienten ergeben sind in guter Übereinstimmung mit dem Wertebereich, welcher vom Steinschlagmodul von RAMMS vorgeschlagen wird (Tabelle 12). Einzig bei der Fläche Vorderschür würde auf Grund der Grundfläche am oberen Ende des Wertebereichs ein geringerer Widerstands-Wert erwartet. Es zeigt sich somit, dass die angewandte Methodik zur Bestimmung der trefferfreien Distanzen auch zur Bestimmung bestandesspezifischer Widerstandswerte verwendet werden könnte. Die berechneten trefferfreien Distanzen scheinen zudem in einem plausiblen Bereich zu liegen. Die dabei auftretenden und in Kapitel 5.3 angesprochenen methodischen Probleme werden bezüglich der Energievernichtungsfähigkeit des Bestandes durch die Nichtberücksichtigung von Totholz weitgehend wettgemacht. Insbesondere frisches Totholz kann eine stark bremsende oder gar stoppende Wirkung auf Steine und kleinere Blöcke haben (Abbildung 12; Ammann (2006)).

6. Schlussfolgerungen

Aus methodischer Sicht konnte gezeigt werden, dass sich das Postex-System auch gut für die Datenerfassung im steileren Gelände eignet. Ab einer Hangneigung von $> 40^\circ$ kommt die Methode aber an ihre Grenzen. Die Messdistanz hangaufwärts reduziert sich auf etwa 7 – 8 m. Es wird zudem zunehmend schwieriger den bergseitig definierten BHD, falls nötig, von der Talseite her zu messen. Dies insbesondere deshalb, da der Bereich um den Stock auf Grund der offenliegenden Wurzelansätze im Allgemeinen sehr rutschig ist und die talseitige Böschung des Wurzelstocks übersteilt ist. Mit der Doppelerfassung von Bäumen im Überlappungsbereich kann eine effiziente und zufriedenstellende Korrektur von Messungenauigkeiten erreicht werden, welche durch Postex und DGPS bedingt sein können. Der grosse Vorteil der Methode liegt darin, dass jeder Postexplot, je nach Qualität der GPS-Messung, ein möglicher Referenzpunkt ist und sich Fehler auf diese Weise nicht aufsummieren können. Die Planung der Postex-Feldaufnahmen mit einem Tool zur räumlichen Optimierung hat sich bewährt. Dieses liess sich durch die Berücksichtigung der Hangneigung noch verbessern. Da die Reichweite des Postex-Systems neben dieser aber auch von weiteren Faktoren wie Vegetationsdichte und Mikrotopographie abhängig ist, ist der zusätzliche Nutzen eher fraglich.

Die Bäume in allen sechs betrachteten Flächen erwiesen sich als räumlich nicht komplett zufällig verteilt. Die Modellierung der Bäume im adaptierten Polya-Modell als homogener Poisson-Prozess mag vor diesem Hintergrund unbefriedigend erscheinen. Aus methodischer Sicht gilt es hierbei jedoch zu bedenken, dass ein inhomogener Poisson-Prozess keine wirkliche Alternative ist. Die gute Beschreibbarkeit der Daten mit den inhomogenen Poisson-Modellen dürfte primär an der Nutzung von flächenspezifischen Intensitätsfunktionen liegen. In subalpinen Wäldern würde dieser Ansatz zudem an seine Grenzen stossen, da die Aggregation nicht erfassbar ist mit der Intensitätsfunktion. Eine echte Alternative wären demnach nur ausgeklügeltere Modelle auf Basis von Cox- und Gibbs-Prozessen (vgl. Stoyan und Penttinen (2000)). Ob sich die Idee von Polya auf eine solche Verteilung übertragen liess bedürfte weiterer Untersuchungen. Der homogene Poisson-Prozess hat demgegenüber den Vorteil, dass er eine einfach zu interpretierende und rechnerisch einfach handhabbare Grundlage darstellt. Zumindest in Finnland trifft die Modell-Annahme bei rund 25% der Flächen zu (Tomppo, 1986), dürfte in der Schweiz aber in Folge kleinflächigerer und damit inhomogenerer Bestände eher kleiner sein.

Die Erfüllung der Modellvorstellung einer komplett zufälligen Baumverteilung, ist aber gar nicht notwendig. Es konnte gezeigt werden, dass sich das adaptierte Polya-Modell auch gut auf Flächen anwenden lässt, welche durch Inhomogenität geprägt sind. Als entscheidender Faktor erwies sich dabei die Unabhängigkeit der Punkte. Ist diese, z.B. durch Aggregation in subalpinen Beständen, oder das Vorhandensein grösserer Lücken, gestört, kommt es zu Abweichungen zwischen Modell und messbaren trefferfreien Distanzen. Im Falle der subalpinen Flächen bewegten sich die Abweichungen aber in einem akzeptablen Rahmen. In einem weiteren Schritt sollte abgeklärt werden, ob das Modell aus Sicht der Praxis oder Forschung gegenüber den bisherigen Modellen einen Mehrwert bieten kann, z.B. in Form einer Verfeinerung des Tools Rockfor^{NET}. Denn die heutzutage in der Praxis oft verwendete mittlere trefferfreie Distanz (MTFD) konnte als guter Messwert zur Charakterisierung eines Bestandes bestätigt werden. Sie ist als Mittelwert relativ unempfindlich gegenüber Verletzungen der ihr zu Grunde liegenden Annahmen. Durch die Bestimmung der empirischen MTFD in unterschiedliche Richtungen konnte ein Schwankungsbereich von ± 5 m quantifiziert werden. Die Schwankungen ergeben sich dabei nicht durch eine Richtungsabhängigkeit in Falllinie und normal dazu, sondern durch eine relativ hohe Sensitivität auf Änderungen der Auswertungsrichtung.

Die Ableitung der Baumverteilungsmuster aus LiDAR-basierten Rasterdaten konnte mehrheitlich nicht überzeugen. Die Ergebnisse der Fläche Tristeliwald zeigen aber das Potential zum Ableiten von trefferfreien Distanzen und damit Trefferwahrscheinlichkeiten aus Fernerkundungsdaten. Eine

Anwendung von fortgeschrittenen Methoden auf Basis von LiDAR-Punktwolken, wie sie etwa Khosravipour et al. (2016) beschreibt, dürfte diesbezüglich bedeutend bessere Ergebnisse erzielen.

7. Glossar

Aggregation	«Clustering». Tendenz der Punkte nahe beieinander zu liegen.
BHD	Brusthöhendurchmesser : Durchmesser eines Baumes auf 1.3 m Höhe
CSR	Complete Spatial Randomness : Räumlich komplett zufällige Verteilung. Dies entspricht mathematisch einem homogenen Poisson-Prozess (Baddeley, 2016). Eine solche Verteilung (von Punkten) ist charakterisiert durch Homogenität und Unabhängigkeit.
DOM	Digitales Oberflächenmodell
Homogenität	Eigenschaft eines Punktprozesses, bei dem keine Präferenz der Punkte für einen bestimmten Ort im Raum feststellbar ist (Baddeley, 2016).
Monte-Carlo-Test	Bei einem Monte-Carlo-Test werden auf Grundlage der Nullhypothese m zufällige Muster und damit Werte der Teststatistik generiert. Die Wahrscheinlichkeit, dass der Wert des zu testenden Musters grösser als alle anderen ist beträgt $1/(m+1)$. Ist dies der Fall kann mit Signifikanzniveau $1/(m+1)$ die Nullhypothese verworfen werden (Baddeley, 2016).
MTFD	Mittlere trefferfreie Distanz : Die durchschnittliche Distanz zwischen zwei Baumtreffern, in Anlehnung an das Modell von Gsteiger (1993). Siehe auch Kapitel 2.1.
nDOM	Normalisiertes digitales Oberflächenmodell : Höhenmodell der Oberflächenobjekte (Häuser, Bäume, etc.). Ergibt sich aus der Subtraktion des digitalen Geländemodells vom digitalen Oberflächenmodell
NRMSE	Normalised Root Mean Square Error : siehe RMSE
Prozess / Punktprozess	Zufälliger Mechanismus, dessen Resultat ein Punktmuster ist (Baddeley, 2016).
Regelmässigkeit	Tendenz der Punkte sich gegenseitig zu meiden.
RMSE	Root Mean Square Error : Statistisches Mass für die Abweichung von Messdaten von einem Modell. Stellt ein absolutes Fehlermass dar und muss für Vergleiche normalisiert werden. Die Normalisierung erfolgte in der vorliegenden Arbeit mit der Division des RMSE durch den Mittelwert der beobachteten Daten.
Textur	Horizontale Struktur eines Bestandes
TFD	Trefferfreie Distanz : Die Distanz die ein Sturzkörper zwischen zwei Baumkontakten zurücklegen kann.
Unabhängigkeit	Eigenschaft eines Punktprozesses, bei dem die Intensität in einem Bereich des Raums keinen Einfluss auf die Intensität in einem anderen Bereich des Raums hat (Baddeley, 2016).
VHM	Vegetationshöhenmodell : im Rahmen dieser Arbeit dem nDOM entsprechend
Zufälligkeit	Siehe CSR

8. Literaturverzeichnis

- Ammann, M. (2006). Schutzwirkung abgestorbener Bäume gegen Naturgefahren. Birmensdorf: Eidg. Forschungsanstalt für Wald, Schnee und Landschaft.
- Baddeley, A. (2016). *Spatial point patterns : methodology and applications with R*. Interdisciplinary statistics series: Boca Raton : CRC Press.
- Bartelt, P., und e. al. (2016). *RAMMS: User Manual v1.6 Rockfall*. RAMMS::ROCKFALL User Manual: WSL-Institut für Schnee- und Lawinenforschung SLF.
- Bates, D. M., S. DebRoy, und D. M. Gay (2017). *Nonlinear Least Squares*. Verfügbar unter: <https://stat.ethz.ch/R-manual/R-devel/library/stats/html/nls.html> [17.10.2017].
- Berger, F., und L. K. A. Dorren (2007). Principles of the tool Rockfor.net for quantifying the rockfall hazard below a protection forest. *Schweizerische Zeitschrift für Forstwesen* 158(6):157-165.
- Brauner, M., W. Weinmeister, P. Agner, S. Vospernik, und B. Hoesle (2005). Forest management decision support for evaluating forest protection effects against rockfall. *Forest Ecology and Management* 207(1):75-85.
- Breschan, J., und D. Mandallaz (2017). How far can one throw a rock through a forest until it hits a tree? A Boolean model approach. IUFRO 125th anniversary congress: ETH Zurich, Institute of Terrestrial Ecosystems.
- Dorren, L. (2014). *FINT – Find individual trees. User manual.*: ecorisQ.
- Dorren, L., F. Berger, M. Jonsson, M. Krautblatter, M. Mölk, M. Stoffel, und A. Wehrli (2007). State of the art in rockfall – forest interactions. *Schweizerische Zeitschrift für Forstwesen* 158(6):128-141.
- Dorren, L. K. A., und F. Berger (2006). Stem breakage of trees and energy dissipation during rockfall impacts. *Tree Physiology* 26(1):63-71.
- Dorren, L. K. A., F. Berger, C. Le Hir, E. Mermin, und P. Tardif (2005). Mechanisms, effects and management implications of rockfall in forests. *Forest Ecology and Management* 215(1):183-195.
- Frehner, M., B. Wasser, R. Schwitter, und W. u. L. Schweiz. Bundesamt für Umwelt (2005). *Nachhaltigkeit und Erfolgskontrolle im Schutzwald : Wegleitung für Pflegemassnahmen in Wäldern mit Schutzfunktion*. Gestion durable des forêts de protection: Bern : BUWAL.
- Gsteiger, P. (1990). *Steinschlag, Wald, Relief : Empirische Grundlagen zur Steinschlagmodellierung*. Bern: Geographisches Institut der Universität Bern.
- Gsteiger, P. (1993). Steinschlagschutzwald. *Schweizerische Zeitschrift fuer Forstwesen* 144(2):115-132.
- Haglöf Sweden AB (2014). *Postex User Instructions*. Långsele: Haglöf Sweden AB,.
- Hopkins, B., und J. G. Skellam (1954). A new method for determining the type of distribution of plant individuals. *Annals of Botany* 18(2):213-227.
- Jahn, J. (1988). *Entwaldung und Steinschlag*. Birmensdorf: EAFV.
- Jemelin, L., T. Hügi, H. Ledermann, und E. Schläppi (1985). *Geologischer Atlas der Schweiz - Lötschental*. Zürich : Orell Füssli.
- Kalberer, M., M. Ammann, und M. Jonsson (2007). Mechanische Eigenschaften der Fichte: Experimente zur Analyse von Naturgefahren. *Schweizerische Zeitschrift für Forstwesen* 158(6):166-175.
- Kaufmann, M. (2013). Schutzwald im Kanton Zürich - Weiserfläche Fischenthal. 15. Baudirektion Kanton Zürich.
- Khosravipour, A., A. K. Skidmore, und M. Isenburg (2016). Generating spike-free digital surface models using LiDAR raw point clouds: A new approach for forestry applications. *International Journal of Applied Earth Observations and Geoinformation* 52:104-114.
- Körner, C. (2012). *Alpine treelines : functional ecology of the global high elevation tree limits*. Basel : Springer.
- Kupferschmid, A. D., C. Heiri, M. Huber, M. Fehr, M. Frei, P. Gmür, N. Imesch, J. Zinggeler, P. Brang, J.-C. Clivaz, und O. Odermatt (2015). Einfluss wildlebender Huftiere auf die Waldverjüngung: Ein Überblick für die Schweiz. *Schweizerische Zeitschrift für Forstwesen* 166(6):420-431.

- Maltamo, M., E. Næsset, und J. Vauhkonen (2014). *Forestry applications of airborne laser scanning: concepts and case studies*. Dordrecht: Springer.
- McCool, J. (2012). *Using the Weibull distribution : Reliability, modeling, and inference*. Wiley series in probability and statistics: Hoboken, N.J : John Wiley & Sons.
- Menk, J., L. Dorren, J. Heinzel, M. Marty, und M. Huber (2017). Evaluation automatischer Einzelbaumerkennung aus luftgestützten Laserscanning-Daten. *Schweizerische Zeitschrift für Forstwesen* 168(3):151-159.
- Moeur, M. (1993). Characterizing Spatial Patterns of Trees Using Stem-Mapped Data. *Forest Science* 39(4):756-775.
- Ott, E., M. Frehner, H. U. Frey, und P. Luescher (1997). *Gebirgsnadelwälder. Ein praxisorientierter Leitfaden für eine standortgerechte Waldbehandlung*. Bern (Switzerland): Verlag Paul Haupt.
- Polya, G. (1917). Zahlentheoretisches und Wahrscheinlichkeitstheoretisches über die Sichtweite im Walde. In *Archiv der Mathematik und Physik*. Berlin: E. Jahnke, 26. 135 - 142 p.
- Popescu, S. C., und R. H. Wynne (2004). Seeing the trees in the forest: Using lidar and multispectral data fusion with local filtering and variable window size for estimating tree height. *Photogrammetric Engineering and Remote Sensing* 70(5):589-604.
- Ripley, B. D. (1981). *Spatial statistics*. Wiley series in probability and mathematical statistics: New York, NY, United States: John Wiley & Sons.
- Stoyan, D., und A. Penttinen (2000). Recent Applications of Point Process Methods in Forestry Statistics. *Statistical Science* 15(1):61-78.
- swisstopo (2017). *GeoCover Compilation Davos nr. 1197*. Verfügbar unter: https://map.geo.admin.ch/?lang=de&topic=ech&bgLayer=ch.swisstopo.pixelkarte-farbe&layers=ch.swisstopo.zeitreihen,ch.bfs.gebaeude_wohnungs_register,ch.bav.haltstellen-oev,ch.swisstopo.swisstlm3d-wanderwege,ch.swisstopo.geologie-geologischer_atlas_papier.metadata,ch.swisstopo.geologie-geocover&layers_visibility=false,false,false,false,true,true&layers_timestamp=18641231,,,,,&X=182803.42&Y=785916.84&zoom=9&layers_opacity=1,1,1,1,0.75 [15.10.2017].
- Tinner, R., und P. Brang (2013). *Aufnahmemethode für Kernflächen in Schweizer Naturwaldreservaten. Version 3*. Birmensdorf: Eidg. Forschungsanstalt für Wald, Schnee und Landschaft WSL.
- Tomppo, E. 1986. Models and methods for analysing spatial patterns of trees. Helsinki : Finnish Forest Research Institute,
- Vauhkonen, J., L. Ene, S. Gupta, J. Heinzel, J. Holmgren, J. Pitkänen, S. Solberg, Y. Wang, H. Weinacker, K. M. Hauglin, V. Lien, P. Packalén, T. Gobakken, B. Koch, E. Næsset, T. Tokola, und M. Maltamo (2012). Comparative testing of single-tree detection algorithms under different types of forest. *Forestry* 85(1):27-40.
- Vogt, H. (1994). *Grundkurs Mathematik für Biologen*. Teubner-Studienbücher. Mathematik. 2 ed. Stuttgart: Teubner.
- Wardle, P. (1968). Engelmann Spruce (*Picea engelmannii* Engel.) at Its Upper Limits on the Front Range, Colorado. *Ecology* 49(3):483-495.
- Zahradnik, D., S. Vacek, L. Bilek, I. Noskova, und Z. Vacek (2010). Horizontal structure of forest stands on permanent research plots in the Krkonose Mts. and its development. *Journal of Forest Science* 56(11):531-540.

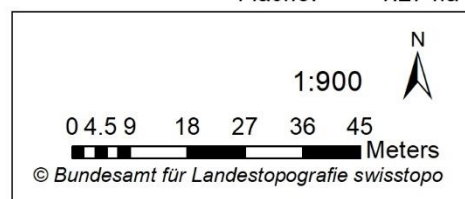
9. Anhang

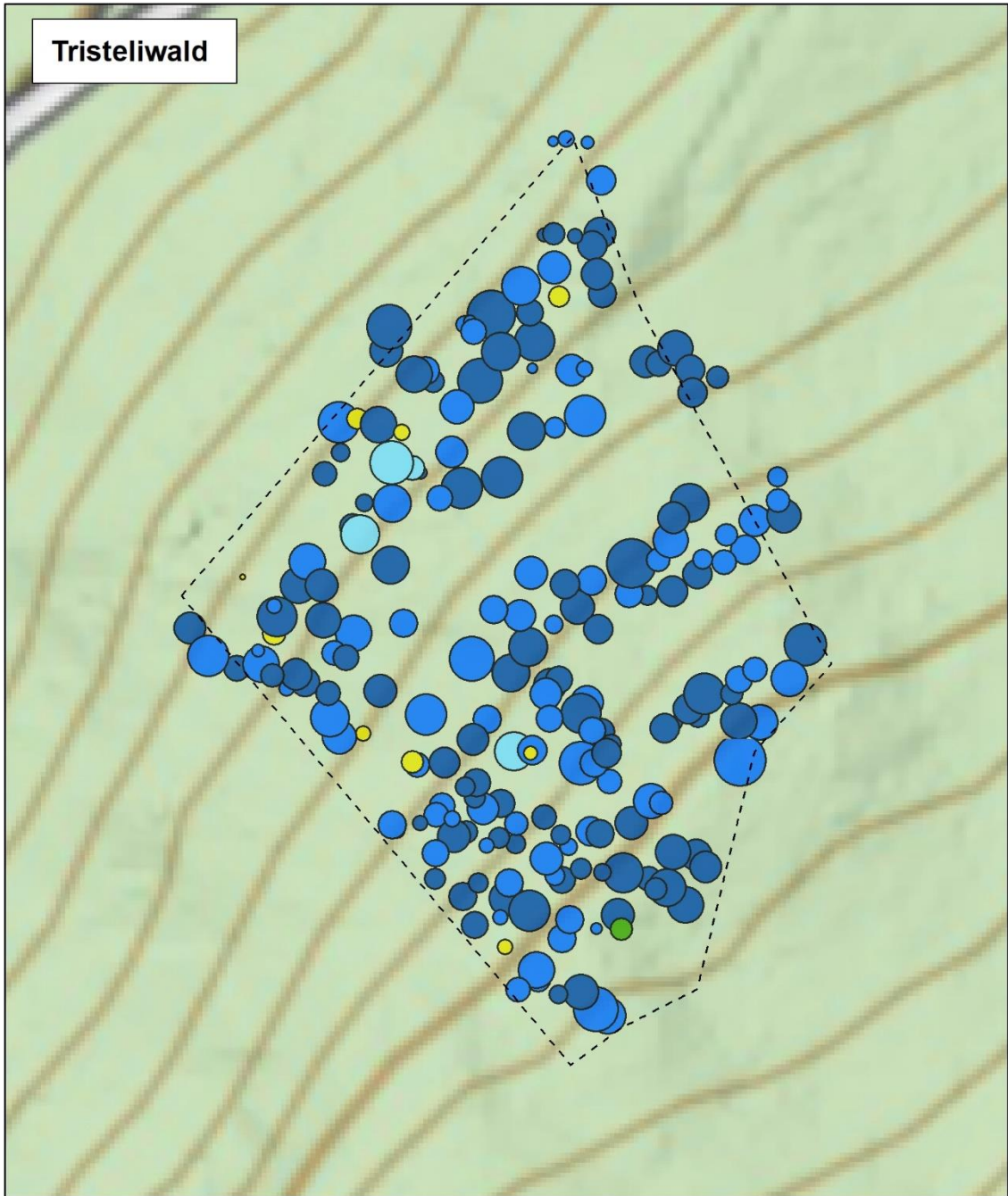
9.1. Pläne Untersuchungsflächen



Stammzahl / ha: 734 Mittlerer BHD: 23.9 cm Grundfläche: 47.1 m²
 Fläche: 1.27 ha

Perimeter	Bu	BUI
Baumart	Es	MeBe
Fi	BAh	SoLi
Ta	SpAh	





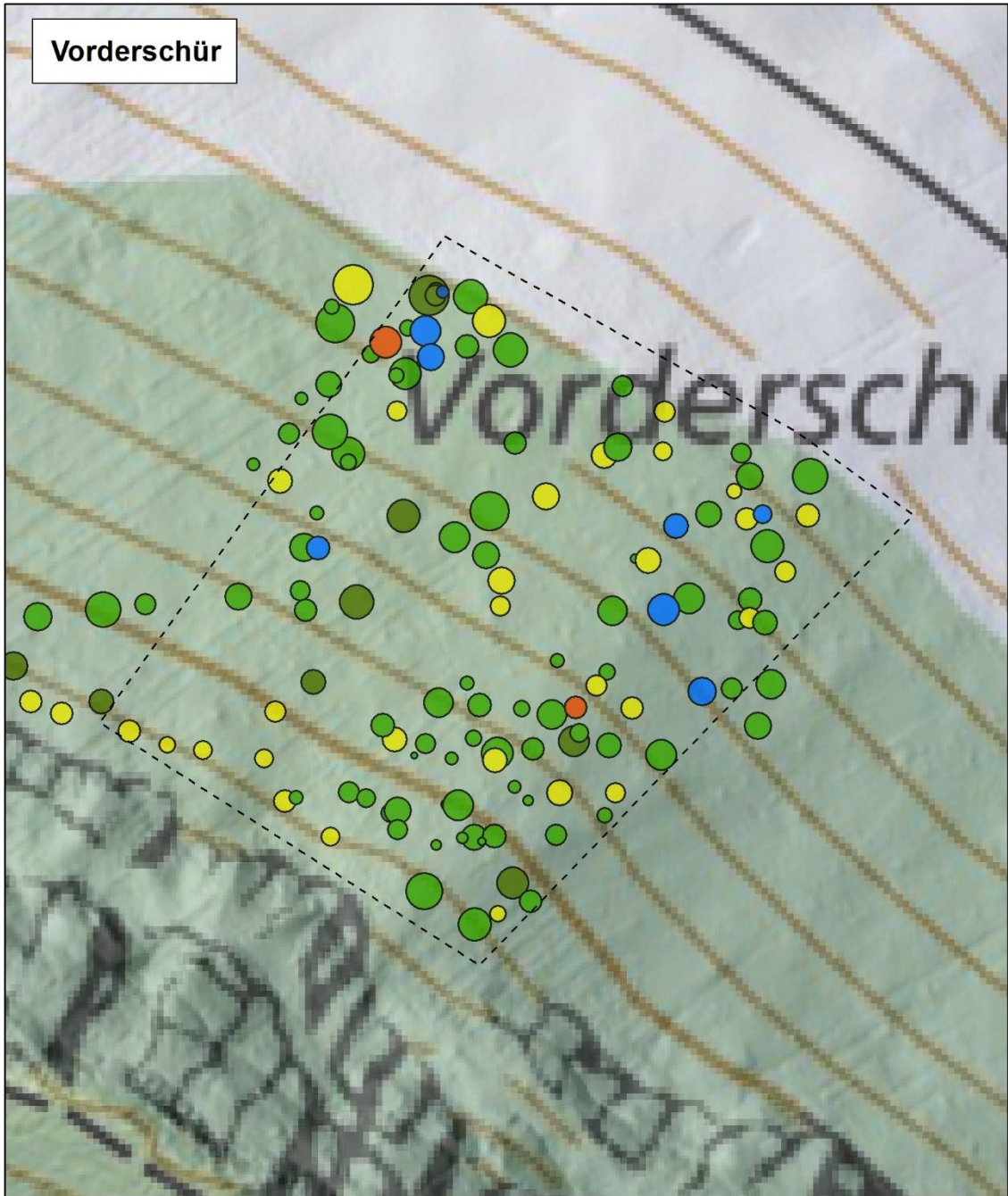
Stammzahl / ha: 345 Mittlerer BHD: 47 cm Grundfläche: 65.5 m²
 Fläche: 0.57 ha

Perimeter	Lä
Baumart	Bu
Fi	BAh
Ta	

1:700

0 3.5 7 14 21 28 35 Meters

© Bundesamt für Landestopografie swisstopo

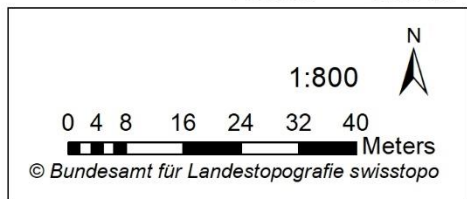


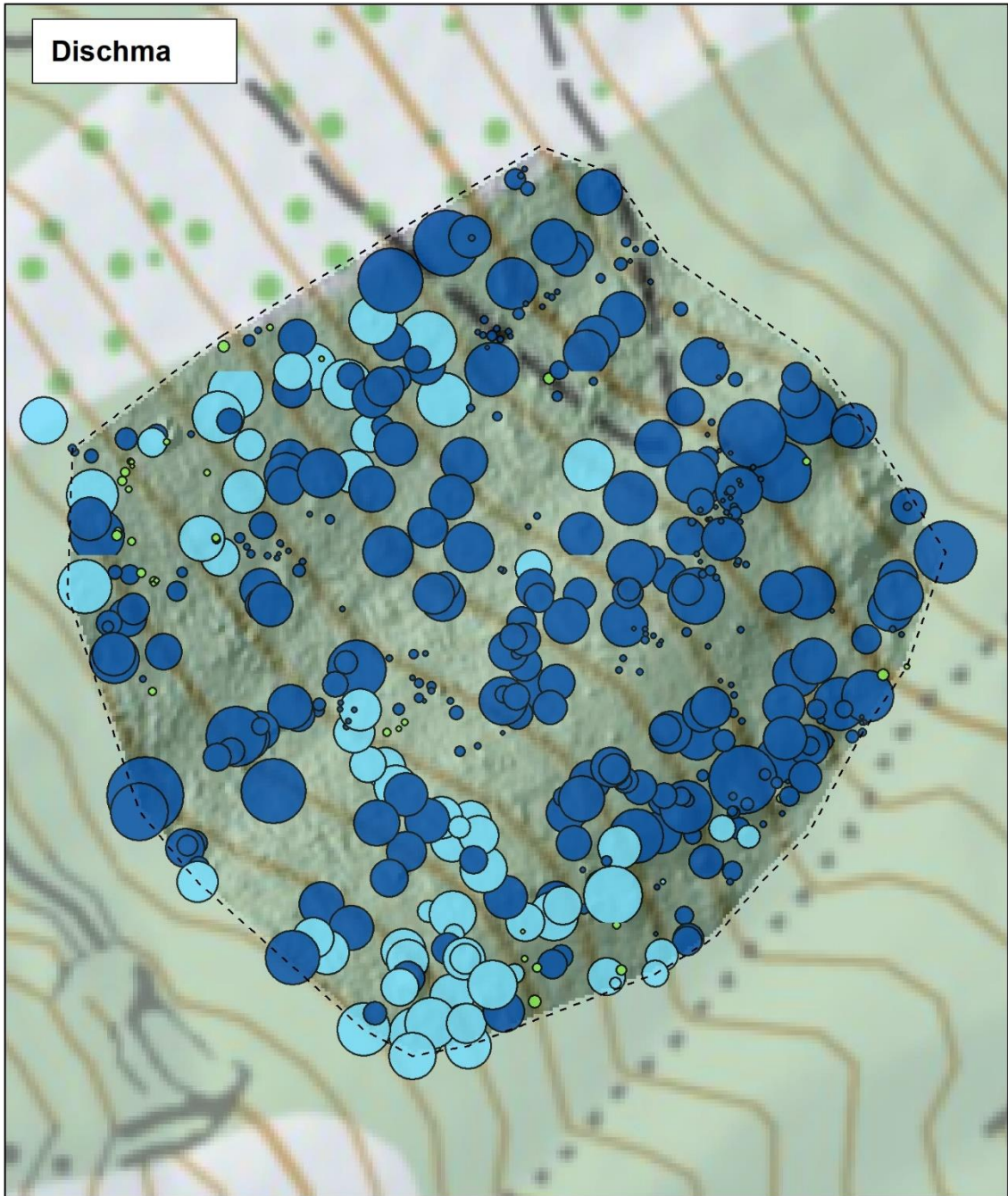
Vorderschür

Vorderschür

Stammzahl / ha: 159 Mittlerer BHD: 38.1 cm Grundfläche: 19.9 m²
 Fläche: 0.73 ha

Perimeter	Bu
Baumart	Es
Fi	BAh
Ta	BUI





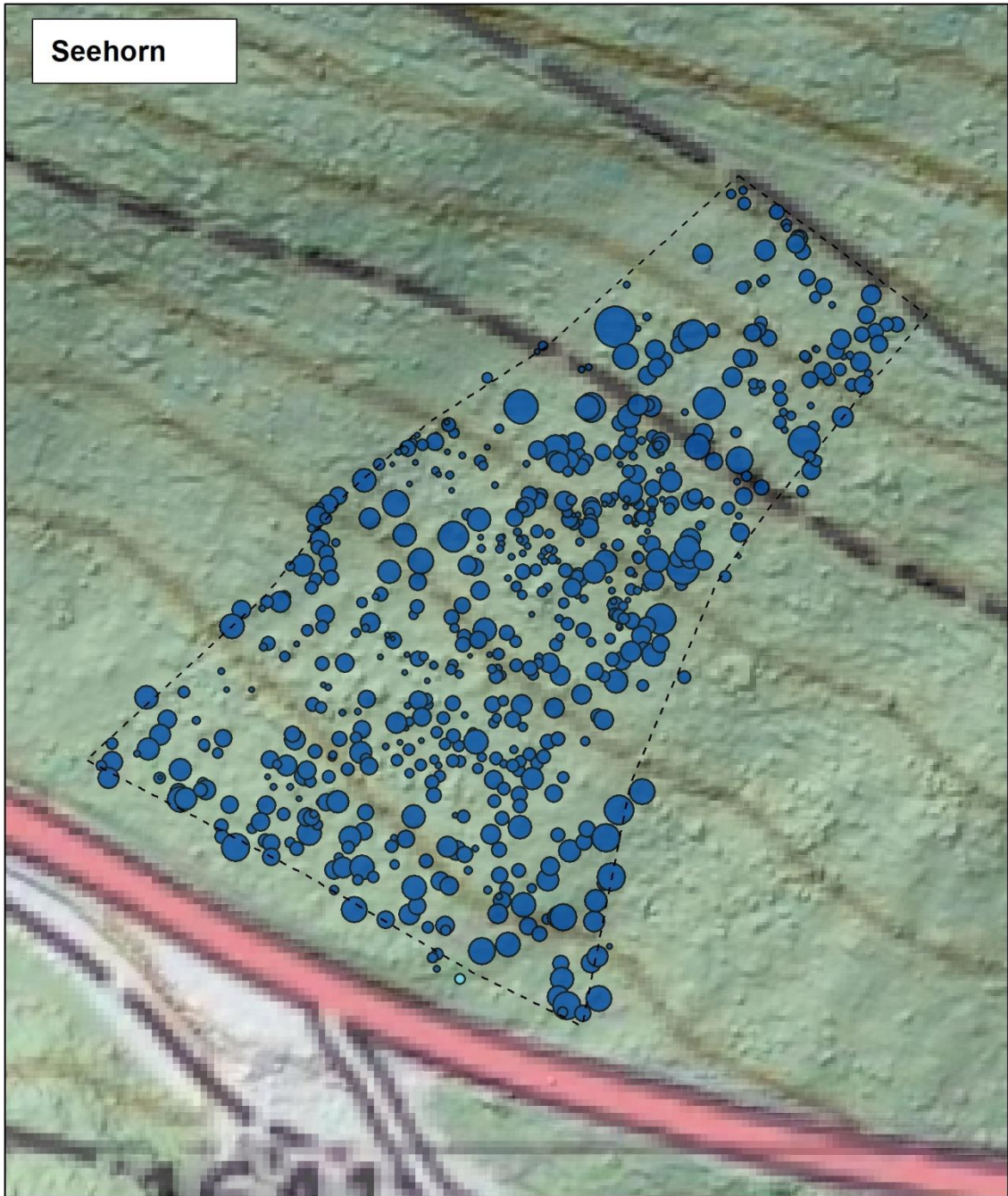
Dischma

Stammzahl / ha: 363 Mittlerer BHD: 40.5 cm Grundfläche: 70.3 m²
 Fläche: 1.28 ha

	Perimeter		Lä
Baumart			VoBe
			Fi

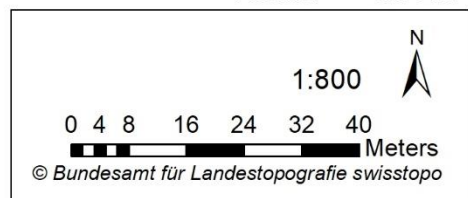
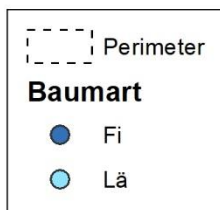
1:800

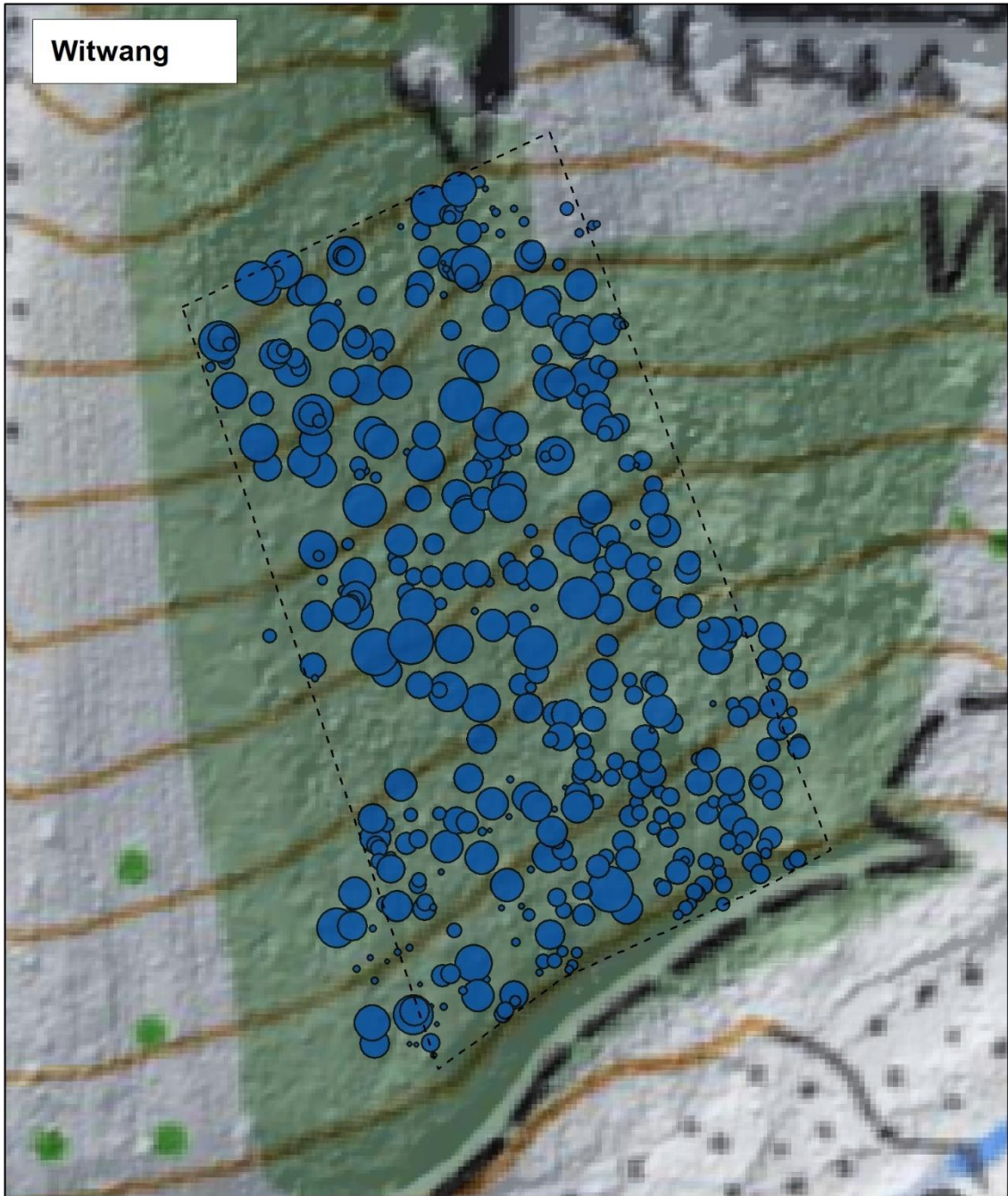
© Bundesamt für Landestopografie swisstopo



Seehorn



Stammzahl / ha: 847 Mittlerer BHD: 22.4 cm Grundfläche: 40.2 m²
 Fläche: 0.71 ha


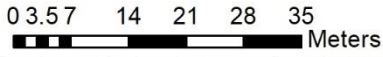




Witwang

Stammzahl / ha: 682 Mittlerer BHD: 34.6 cm Grundfläche: 78 m²
 Fläche: 0.61 ha

 Perimeter
Baumart
 Fi

1:700 
 Meters
 © Bundesamt für Landestopografie swisstopo

9.2. SCLP-Implementierung in MATLAB

Set-Covering-Location-Problem (SCLP)		
Entscheidungsvariable		$x_j = \begin{cases} 1, & \text{Postexposition } j \text{ gew\u00e4hlt} \\ 0, & \text{nicht gew\u00e4hlt} \end{cases}$
Zustandsvariable		$y_i = \begin{cases} 1, & \text{Waldpunkt } i \text{ abgedeckt} \\ 0, & \text{nicht abgedeckt} \end{cases}$
Parameter	m n	Anzahl der potentiellen Postex-Positionen Anzahl der Waldpunkte (wobei in diesem Fall m = n)
Mengen		Menge der Postex-Positionen j die den Waldpunkt i abdecken N_i
Modell		$\text{MIN } \sum_{j=1}^m x_j$
	Vorbehalten	$\sum_{j \in N_i} x_j \geq 1 \quad \text{f\u00fcr alle } i = 1, \dots, n$
		$x_j, y_i \in \{0,1\}$

Contents

- Vorbereiten des Modells
- Initialisieren und loesen des Modells
- Ausgeben der Loesung als shp-file

Vorbereiten des Modells

Importieren der Daten aus ArcGIS

```
oldFolder = cd('D:\Masterarbeit\GIS_Daten\Tabellen'); %Evtl. Laufwerksbuchstaben anpassen
ssen
neardata = dlmread('near_table_seehorn.csv',';',1,0); %Datei-Namen anpassen

% Umwandeln der adjacency-List in eine A-Matrix
LengthList = size(neardata,1);
NrPoints = size(unique(neardata(:,2)),1);
WeightedAjacencyMatrix = sparse(NrPoints,NrPoints);

for i = 1:LengthList
    ID1 = neardata(i,2);
    ID2 = neardata(i,3);
    WeightedAjacencyMatrix(ID2,ID1) = 1;
end

for k = 1:NrPoints
    WeightedAjacencyMatrix(k,k) = 1; %Alle Waldpunkte = Zentrenstandorte sind ebenfalls abgedeckt
end

A = full(WeightedAjacencyMatrix);

% Erstellen der restlichen Matrizen
f = ones(1,NrPoints);
b = ones(NrPoints,1);
sign = ones(NrPoints,1);
xType = repmat(['B'],NrPoints,1);
```

Initialisieren und loesen des Modells

```
OptiModel = opti('f',f,'mix',A,b,sign,'xType',xType);
%Loesen der Optimierungsaufgabe
[x,fval,exitflag,info] = solve(OptiModel);
```

Ausgeben der Loesung als shp-file

```
oldFolder = cd('D:\Masterarbeit\GIS_Daten\shape'); %Evtl. Laufwerksbuchstaben anpassen
forestpoints = shaperead('punkte_seehorn.shp'); %Datei-Namen anpassen

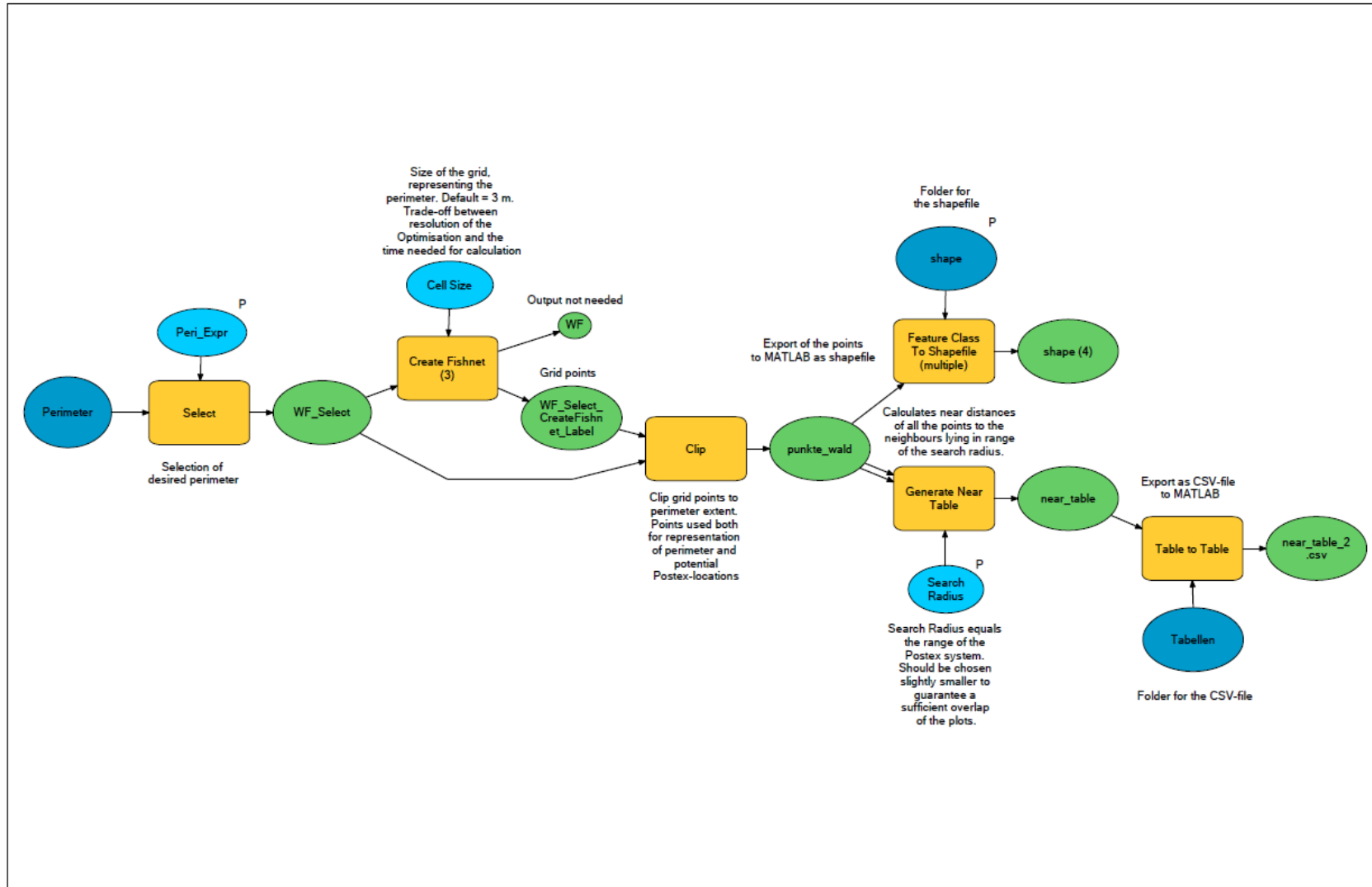
for j = 1:NrPoints
    forestpoints(j,1).selected = x(j,1);
end

shapewrite(forestpoints, 'chosensites_Seehorn_12m.shp')
```

9.3. Modelbuilder-Tools

9.3.1. Optimierung Postex-Plots

ArcGIS part of Postex-Optimization



9.3.2. Single Tree Detection

Single Tree Detection

