



universität  
wien

# DIPLOMARBEIT

Titel der Diplomarbeit

„Die Schadensverteilung nach Wildbachprozessen  
räumlich-statistische Analyse zur Quantifizierung von  
physischer Vulnerabilität“

Verfasserin

**Christine Ornetsmüller**

angestrebter akademischer Grad

Magistra der Naturwissenschaften (Mag. rer. nat)

Wien, im November 2011

Studienkennzahl lt. Studienblatt:

A 453

Studienrichtung lt. Studienblatt:

Theoretische und Angewandte Geographie

Betreuer:

Univ.-Prof. Dipl.-Geogr. Dr. Thomas Glade

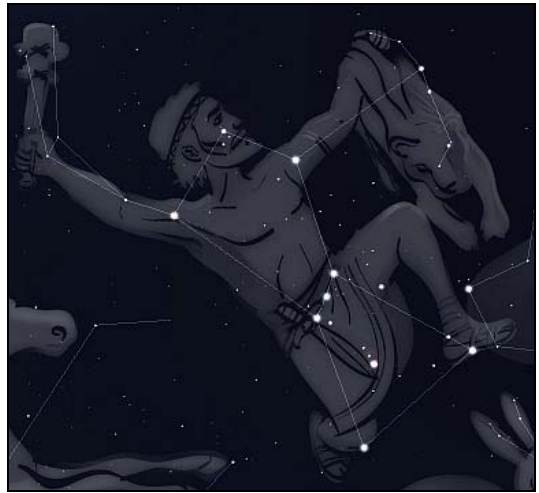




*"It is part of human nature to try to discover patterns from a seemingly arbitrary set of events. We are taught from an early age to ,connect the dots,' learning that if we connect the right dots in the right way, a meaningful picture will emerge. People around the world look to the night sky and create patterns among the stars. These patterns allow navigation and provide a setting for a rich variety of mythologies and world views."*

*Lance A. Waller and Carol A. Gotway, 2004*





*Griechisches Sternbild des Orion*



# Vorwort

Ein Sternbild wirkt möglicherweise etwas seltsam für den Anfang einer Diplomarbeit, und noch viel seltsamer in Kombination mit einem Zitat über Mythen und Weltanschauungen in einem eigentlich naturwissenschaftlichen Werk. Nach langem Überlegen habe ich mich aus drei Gründen trotzdem dafür entschlossen, so zu beginnen:

*Erstens*, ganz klar - hat es etwas mit der Fragestellung zu tun. Ich beschäftigte mich während der letzten Monate intensiv mit der Suche nach Mustern in der räumlichen Verteilung von Gebäudeschäden, die im Zusammenhang mit Wildbachprozessen entstanden sind. Die Suche nach Mustern ist nicht neu, da die antiken Astronomen durch die Verbindung von hellen Punkten zu Sternbildern im Weltall (dem wahrscheinlich größten Punktmuster das wir uns vorstellen können) bereits eine frühe Form der visuellen Punktmusteranalyse versuchten.

Zweitens, vermittelt das Sternbild eine Tatsache über die Menschheit, die mich sehr fasziniert; vor allem, seit ich Watzlawick's Buch über den Konstruktivismus gelesen hatte. Wir versuchen immer wieder neu, uns eine Ordnung in den Dingen zurechtzulegen, auch wenn es *die wahre, wirkliche Ordnung* nicht gibt. Die interpretierte Ordnung bzw. das Muster ist abhängig von der Perspektive, mit der es betrachtet wird. Während die alten Griechen in der Anordnung der Sterne einen Jäger (Orion) sahen, war es für die Wikinger ihr Gott Thor, für die Germanen ein Pflug und die Sumerer sahen darin ein Schaf. Unterschiedlicher könnten die Interpretationen kaum sein, und trotzdem diente das markante Sternbild am Winterhimmel jedem dieser Völker zur Navigation und Orientierung.

Drittens, und das ist mit den vorhergehenden Punkt eng verwandt, kann nicht ausgeschlossen werden, dass wir uns durch die Konstruktion von Ordnungen - auch in den Naturwissenschaften - ständig neue Mythen kreieren. Ich möchte damit ausdrücken, dass es sich bei den Resultaten um *eine* Möglichkeit handelt, wie das Muster der Schadensverteilung aussehen kann. Abhängig von der exakten Fragestellung, von den Daten, der Methode, vom Maßstab und noch vielen anderen Faktoren werden immer andere Interpretationen und Muster daraus resultieren.

Die Statistik war für mich Faszination und Plage zugleich. Sie konnte mich sehr begeistern und dann wieder in tiefste Frustration versetzen. Da ich mit keinem mathematischen Genie gesegnet bin, musste ich mir viele statistische Sachverhalte hart erarbeiten. Mit jedem neuen Stück (räumlicher) Statistik kam ich jedoch der Beantwortung meiner Fragestellung näher und war sprichwörtlich beeindruckt von der Power vieler statistischer Verfahren, die uns Aussagen aus einer „objektiveren“ Perspektive erlauben.

Vor einem Jahr hätte ich mir nicht gedacht, dass ich eine Diplomarbeit mit so starkem Fokus auf EDV-gestützten Analyse von Daten schreiben könnte. Viele Studierende (inklusive mir damals) stellen sich das als trocken und monoton vor und präferieren deshalb Feldarbeiten zu machen. Für mich war es aber im Nachhinein alles andere als eintönig. Trotz der theoretischen Fragestellung vereinten sich viele anwendungsorientierte und lebendige Aspekte: die Besichtigung der fünf Untersuchungsgebiete in Tirol und Kärnten, die Thematik von Risiko und Vulnerabilität selbst, die geomorphologischen Zusammenhänge der Wildbachprozesse, GIS und Kartographie und schließlich auch alpine Raumordnung und -planung. Diese Vielfalt hätte ich mir zu Beginn nicht erwartet, hat aber dazu beigetragen, dass ich eine regelrechte Passion für die Arbeit an der Fragestellung und insbesondere an Punktmustern entwickelt habe.

*„You can't connect the dots looking forwards;  
you can only connect them, looking backwards.”*

Steve Jobs

in seiner Rede an der Stanford University 2005



# Danksagung

All jenen, die zum Entstehen der Diplomarbeit beigetragen oder mich persönlich unterstützt haben, möchte ich ein großes Dankeschön aussprechen.

Allen voran meinen Eltern, die mir das Studium der Geographie durch ihre Unterstützung ermöglicht haben und in keinem Moment an meinen Entscheidungen zweifelten. Meinen Geschwistern Klaus, Elisabeth und ganz besonders Martina für die vielen „Motivationspritzen“ und aufmunternden Worte, wenn es einmal nicht so gut lief.

Meinen Freunden Raphaela Blassnig, Raphaela Berger, Heli Rekiranta und Antti Vuorenmaa danke ich für die viele Abwechslung und teilweise auch notwendige Ablenkung. Elisabeth Gruber und Alois Lole Humer versorgten mich mit Kaffee, Kuchen und interessanten raumplanerischen Diskussionen; sie relativierten darüber hinaus meine Sorgen, wenn ich es wieder einmal zu ernst nahm. Ein großes Dankeschön gilt Barbara Schwendtner und Raphael Riedler für das Korrigieren meiner Erstversion mit guten Anmerkungen und allerlei amüsanten Kommentaren.

Bei meinem Erstbetreuer, Dr. Thomas Glade möchte ich mich sehr herzlich dafür bedanken, dass er die Begeisterung für Geomorphologie, Naturgefahren und -risiken in mir geweckt hat und sich immer Zeit nahm für jegliche Diskussionen sowie immer ein offenes Ohr für neue Ideen hatte.

Dem Team des Instituts für alpine Naturgefahren der Universität für Bodenkultur danke ich für die sehr freundliche Aufnahme und die vielen Hilfestellungen, sowie für zahlreiche unterhaltensreiche Mittagspausen und abendliche Grillfeiern auf der Dachterasse.

Meinem Projektleiter Dr. Sven Fuchs und DI Reinhold Totschnig möchte ich ein ganz besonderes Dankeschön sagen, denn ohne sie hätte meine Diplomarbeit bestimmt ein anderes Gesicht. Die intensive Zusammenarbeit auf gleicher Augenhöhe, die anregenden Diskussionen, die Feldtage im Sommer und die positive Art, mit der sie an Probleme herangegangen sind, haben mich sehr beeindruckt und motiviert. Durch ihre bedingungslose Unterstützung konnte ich mein Wissen über Naturrisiken und wissenschaftliches Arbeiten nicht nur festigen, sondern maßgeblich erweitern.



# Inhaltsverzeichnis

VORWORT	i
DANKSAGUNG	iii
INHALTSVERZEICHNIS	v
ABBILDUNGSVERZEICHNIS	vii
TABELLENVERZEICHNIS	ix
KURZFASSUNG	x
ABSTRACT	xi
<b>1 EINLEITUNG</b>	<b>1</b>
1.1 HINTERGRUND	3
1.2 QUANTIFIZIERUNG VON RISIKO UND VULNERABILITÄT	6
1.1 PROBLEM- UND FRAGESTELLUNG	11
<b>2 UNTERSUCHUNGSGEBIETE UND WILDBACHEREIGNISSE</b>	<b>15</b>
<b>3 DATEN</b>	<b>20</b>
<b>4 METHODIK</b>	<b>25</b>
4.1 HISTORISCHER ABRISS UND EINORDNUNG DER RÄUMLICHEN STATISTIK IN DER GEOGRAPHIE	25
4.2 BESONDERHEITEN RÄUMLICHER DATENANALYSE	27
4.3 RÄUMLICHE PUNKTMUSTER UND DEREN PROZESSE	33
4.4 CLUSTERDETEKTION IN PUNKTMUSTERN	36
4.5 SPATIAL SCAN STATISTIC MIT SATSCAN	38
4.5.1 <i>Allgemeine Funktionsweise</i>	39
4.5.2 <i>Ordinales Modell</i>	41
4.5.3 <i>Normales Modell</i>	46
4.6 VALIDIERUNG BZW. EVALUIERUNG	48
<b>5 ERGEBNISSE</b>	<b>50</b>
5.1 BOXPLOTS	50
5.2 SPATIAL SCAN STATISTIC	55
5.2.1 <i>Ordinales Modell</i>	56
5.2.2 <i>Normales Modell</i>	68
5.2.3 <i>Evaluierung</i>	75
5.2.4 <i>Zusammenfassung</i>	83

<b>6</b>	<b>DISKUSSION</b>	<b>84</b>
6.1	DISKUSSION DER METHODIK	84
6.2	DISKUSSION DER ERGEBNISSE	87
<b>7</b>	<b>FAZIT</b>	<b>90</b>
<b>8</b>	<b>PERSPEKTIVEN</b>	<b>95</b>
<b>9</b>	<b>ZUSAMMENFASSUNG</b>	<b>97</b>
	EIGENSTÄNDIGKEITSERKLÄRUNG	105
	CURRICULUM VITAE	106
	ANHANG	107

# Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1.1: Systematik der Schutzmaßnahmen	4
Abbildung 1.2: Verbauungsausgaben und Objektschadensausmaße in den Jahren 1972-2004 in Österreich, inflationsangepasst	5
Abbildung 1.3: Konzepte der Risikoanalyse	7
Abbildung 1.4: Verschiedene Vulnerabilitätsfunktionen	11
Abbildung 2.1: Lage der Untersuchungsgebiete in Österreich	15
Abbildung 2.2: Ereignis vom 22. August 2005 am Stubenbach	18
Abbildung 4.1: Der Scale Effect des MAUP	30
Abbildung 4.2: Der Betrachtungsmaßstab	31
Abbildung 4.3: Drei Punktmuster	33
Abbildung 4.4: Unterschiede der Detektion eines Clusters unter einem <i>CSR-Prozess</i> im Vergleich zur constant risk hypothesis	35
Abbildung 4.5: Variation der Scanfenstergröße	40
Abbildung 5.1: Boxplot der Schadenlast für alle Ereignisse	52
Abbildung 5.2: Boxplots der Schadenlast für alle Ereignisse unterteilt nach Materialintrusion	52
Abbildung 5.3: Boxplots der Schadenlast je Einzugsgebiet	53
Abbildung 5.4: Boxplots der Schadenlast je Einzugsgebiet unterteilt nach Materialintrusion	53
Abbildung 5.5: Boxplots der Ablagerungshöhe [m] je Einzugsgebiet unterteilt nach Materialintrusion	54
Abbildung 5.6: Aufräumarbeiten nach dem Ereignis im Ortsteil Stuben 2005	54
Abbildung 5.7: Ergebnis der Clusteranalyse mit dem ordinalen Modell (3 Klassen) für den Vorderbergerbach.	59
Abbildung 5.8: Ergebnis d. Clusteranalyse ordinales Modell (3 Klassen) Stubenbach	60
Abbildung 5.9: Ergebnis d. Clusteranalyse ordinales Modell (3 Klassen) Fimbabach/Trisanna	61
Abbildung 5.10: Ergebnis d. Clusteranalyse ordinales Modell (3 Klassen) Wartschenbach 1995 und 1997	63
Abbildung 5.11: Ergebnis d. Clusteranalyse ordinales Modell (4 Klassen) Vorderbergerbach	65
Abbildung 5.12: Ergebnis d. Clusteranalyse ordinales Modell (4 Klassen) Stubenbach	66
Abbildung 5.13: Ergebnis d. Clusteranalyse ordinales Modell (4 Klassen) Fimbabach/Trisanna	67

Abbildung 5.14: Ergebnis d. Clusteranalyse normales Modell Vorderbergerbach	70
Abbildung 5.15: Ergebnis d. Clusteranalyse normales Modell Stubenbach	71
Abbildung 5.16: Ergebnis d. Clusteranalyse normales Modell Fimbabach/Trisanna	72
Abbildung 5.17: Ergebnis d. Clusteranalyse normales Modell Wartschenbach 1995	73
Abbildung 5.18: Ergebnis der Clusteranalyse normales Modell Wartschenbach 1997	74
Abbildung 5.19: Evaluierung Vorderbergerbach	77
Abbildung 5.20: Evaluierung Stubenbach	78
Abbildung 5.21: Evaluierung Fimbabach/Trisanna	80
Abbildung 5.22: Evaluierung Wartschenbach 1995	81
Abbildung 5.23: Evaluierung Wartschenbach 1997	82
Abbildung 6.1: Boxplots der Ablagerungshöhen je Ereignis	88
Abbildung 7.1: Boxplot der Ablagerungshöhen aller Gebäude	91
Abbildung 7.2: Verschiedene individuell errichtete Objektschutzarten in der Wartschensiedlung.	92
Abbildung 7.3: Gefährdete Risikoelemente laut Gefahrenzonenplan	94
Abbildung 7.4: Tief positionierte Fenster Ischgl und Stubenbach	94

## Tabellenverzeichnis

Tabelle 2.1: Übersicht der absoluten Schäden je Ereignis	16
Tabelle 3.1: Metadaten der Schadenlast je Einzugsgebiet	23
Tabelle 4.1: Klassifikation der Schadenlast anhand der Methode Natural Breaks in 3 Klassen	42
Tabelle 4.2: Klassifikation der Schadenlast anhand der Methode Natural Breaks in 4 Klassen	42
Tabelle 4.3: Berechnung der erwarteten Häufigkeiten unter der $H_0$ am Beispiel Stubenbach	45
Tabelle 4.4: Interpretation des #O/#E einer Kategorie	45
Tabelle 5.1 Vergleich der Fallzahl je Kategorie bei Unterteilung in drei bzw. vier Klassen	57
Tabelle 5.2: Ergebnis ordinales Modell (3 Klassen) Vorderbergerbach	59
Tabelle 5.3: Ergebnis ordinales Modell (3 Klassen) Stubenbach	60
Tabelle 5.4. Ergebnis ordinales Modell (3 Klassen) Fimbabach/Trisanna	62
Tabelle 5.5 Ergebnis ordinales Modell (3 Klassen) Wartschenbach 1995 und 1997	64
Tabelle 5.6 Ergebnis ordinales Modell (4 Klassen) Vorderbergerbach	65
Tabelle 5.7: Ergebnis ordinales Modell (4 Klassen) Stubenbach	66
Tabelle 5.8: Ergebnis ordinales Modell (4 Klassen) Fimbabach/Trisanna	68
Tabelle 5.9: Ergebnis normales Modell Vorderbergerbach.	70
Tabelle 5.10: Ergebnis normales Modell Stubenbach.	71
Tabelle 5.11: Ergebnis normales Modell Fimbabach/Trisanna.	72
Tabelle 5.12: Ergebnis normales Modell Wartschenbach 1995.	73
Tabelle 5.13: Ergebnis normales Modell Wartschenbach 1997.	74
Tabelle 5.14: Kreuztabelle für Cluster A - Vorderbergerbach.	77
Tabelle 5.15: Kreuztabelle für Cluster A - Stubenbach.	79
Tabelle 5.16: Kreuztabelle für Cluster A - Fimbabach/Trisanna.	80
Tabelle 5.17: Kreuztabelle für Cluster A - Wartschenbach 1995.	81
Tabelle 5.18: Kreuztabelle für Cluster A - Wartschenbach 1997.	83

## Kurzfassung

Unter Vulnerabilität werden im weitesten Sinn die Konsequenzen aus Naturgefahren verstanden, die für den Menschen in seiner physischen, ökonomischen, ökologischen und sozialen Umwelt entstehen. Seitdem beim Management von Naturgefahren vermehrt risikobasierte Entscheidungen getroffen werden, ist die Analyse und Bewertung der Vulnerabilität im Risikokonzept notwendig geworden. Für alpine Naturgefahren wurden kürzlich insbesondere Ansätze für die quantitative Abschätzung der physischen Vulnerabilität von Risikoelementen (Gebäude, Infrastruktur) entwickelt. (z.B. Fuchs et al. 2007, Akbas 2009, Quan Luna et al. 2011, Totschnig et al. 2011). Bisläng gibt es noch sehr wenig Information über die räumlichen Charakteristiken von physischer Vulnerabilität auf lokalem Maßstab, deshalb wurde diese Thematik in der vorliegenden Diplomarbeit für Muren und fluvialen Feststofftransport bearbeitet.

Anhand eines räumlich-statistischer Ansatzes wurden quantitativ ermittelte Vulnerabilitätsdaten von fünf Ereignissen an unterschiedlichen Wildbächen in Österreich untersucht. Ziel der Diplomarbeit war es, das charakteristische räumliche Verteilungsmuster jedes Wildbachereignisses individuell zu testen und die Cluster (Konzentrationen) der hohen bzw. niedrigen Schäden zu lokalisieren sowie deren statistische Signifikanz zu quantifizieren. Mit zwei Modellen (ordinal, normal) der Freeware SaTScan nach Kulldorff (1997) wurden sowohl *kontinuierliche* Vulnerabilitätswerte analysiert, als auch die Anwendbarkeit der Methode auf *kategoriale* Daten (z.B. niedrige, mittlere, hohe Vulnerabilität) getestet und die Modelle verglichen.

In den Ergebnissen zeigte sich, dass das ordinale Modell in zwei Untersuchungsgebieten und das normale Modell in drei Untersuchungsgebieten signifikante Cluster hoher Schäden detektierte. Im Allgemeinen konnte für alle Wildbachereignisse in Verbindung mit einer Evaluierung festgestellt werden, dass sich die Hotspots (Cluster hoher Schäden) generell nahe am Gerinne und in Bereichen hoher Sedimentablagerungen (Intensität) befinden und sich Coldspots (Cluster niedriger Schäden) mit Bereichen geringer Prozessintensitäten decken. Bei genauerer Betrachtung fällt auf, dass die Hotspots allerdings nicht zwangsläufig im Zentrum der maximalen Ablagerungshöhen zu liegen kommen. Dies wird auf Unterschiede in der Siedlungsstruktur und auf Eigenschaften der Risikoelemente (Gebäude) zurückgeführt. Abschließend wurden die Konsequenzen erläutert, die aus den Ergebnissen dieser Diplomarbeit für die alpine Raumordnung und -planung entstehen würden. Es wurden Vorschläge präsentiert, um mit örtlichen Raumplanungsinstrumenten die physische Vulnerabilität der Gebäude zu senken und dadurch eine Verringerung der Schäden infolge von Wildbachprozessen zu erreichen.



## Abstract

Vulnerability can be defined as the consequences arising from the impact of natural hazards for humans and their physical, economic, ecological and social environment. The concept of vulnerability has increasingly been studied only recently since it has been underrepresented so far compared to its significance in the risk concept. As such, with respect to mountain hazards several attempts have been undertaken to quantify physical vulnerability (of buildings or infrastructure) to torrent processes (e.g. Fuchs et al. 2007, Akbas 2009, Papathoma-Köhle et al. 2011b, Quan Luna et al. 2011, Totschnig et al. 2011). However, until now only little information is available on the spatial characteristics of vulnerability on a local scale. Therefore, this thesis focuses on spatial patterns in the distribution of damage to buildings resulting from torrent processes such as debris flows and fluvial sediment transport.

Five events from different sites in Austria have been studied by applying spatial statistics on data compiled by a quantitative vulnerability assessment approach. Aiming to unravel the spatial characteristics of the damage pattern, every single event was examined individually in order to detect the locations and the significance of clusters of high or low values, respectively.

The method used was implemented by the freely available software SaTScan of Kulldorff (1997) which incorporated two models - the normal probability model and the ordinal model. The first was detecting clusters from the original continuous data while the second one works with ordinal data. The results of the models were compared to not only test for the rarely available continuous data but to similarly check for the applicability of the Spatial Scan Statistic to vulnerability values commonly assessed in categories (e.g. low, medium, high).

The results of the ordinal model showed significant clusters of high values (Hotspot) in two different test sites and the normal model detected three significant Hotspots. As the consistency of the clusters with the spatial extension of deposition heights (i.e. process intensity) was evaluated, it can be stated that hotspots are generally located in the vicinity of the torrent's bed within areas of high process intensity and coldspots are found further away within areas of low process intensity. However, it has also been proven that the spatial distribution of vulnerability is not only dependent on the process intensities but also on the overall land use pattern and the individual constructive characteristics of the buildings exposed. Finally, the consequences for local spatial planning that arise from the results of the thesis were elaborated and potential solutions suggested.



# 1 Einleitung

Naturgefahren und deren Auswirkungen waren und sind global gesehen regelmäßig ein aktuelles Thema. Alleine im Jahr 2011 ereigneten sich bereits mehrere große „Natur“-katastrophen, die große, internationale Aufmerksamkeit in den Medien erregten: das Erdbeben in Christchurch (NZ), das Tōhoku-Erdbeben und der Tsunami in Japan, die Dürre in Ostafrika und die Überschwemmungen in Thailand, um nur einige zu nennen. Österreich ist von solch großen Ereignissen im Moment nicht betroffen, doch ereignen sich lokal wirksame alpine Naturgefahren wie zum Beispiel Wildbachprozesse vor allem im westlichen Teil des Landes in kürzeren zeitlichen Abständen. Daher ist ein großes Interesse an Kenntnissen über Gefahren und Risiken sowie den Schutzmaßnahmen vorhanden. Während bei den staatlichen Institutionen und in den Ingenieurs- und Naturwissenschaften bis vor einigen Jahren ein starker Fokus auf der Bearbeitung und dem Management der physischen Prozesse lag, sind der Großteil der Bevölkerung und die Medien hingegen vor allem an den humanitären und ökonomischen Konsequenzen interessiert. Der Schnittpunkt aus den beiden „Welten“ wird im Konzept des Risikos vereint. Das Risiko wird definiert als eine Funktion aus der Gefahr, den Risikoelementen (z.B. Menschen, Gebäude) und deren Vulnerabilität (UNDRO 1979) und setzt die physischen Prozesse im Naturraum mit den Auswirkungen, die sie auf den Menschen und seinen Lebensraum haben, in Beziehung. Die Vulnerabilität spielt dabei eine entscheidende Rolle, denn durch sie wird versucht, systematisch das zentrale Interesse des Menschen an Naturgefahren zu erfassen: die (potentiellen) Konsequenzen für seine soziale und materielle Welt.

Diese Diplomarbeit leistet einen Beitrag zur Vulnerabilitätsforschung mit einem geographischen Ansatz: die räumliche Verteilung der physisch-strukturellen Konsequenzen, d.h. der Schäden an Gebäuden wird untersucht. „Folgt diese Verteilung einem Muster?“ ist die prinzipielle Frage, die die gesamte Arbeit durchzieht. Sie wird an empirischen Daten von fünf gut dokumentierten Wildbachereignissen (Muren und fluvialer Feststofftransport) in den österreichischen Alpen mit einem räumlich-statistischen Ansatz getestet. Die Daten wurden bereits in vorangegangenen Arbeiten von Fuchs et al. (2007) und Totschnig et al. (2011) zusammengestellt und bearbeitet. Sie sind gemeinsam mit dieser Diplomarbeit in das Projekt L535-N10 des Fonds zur Förderung der wissenschaftlichen Forschung in Österreich (FWF) eingebettet.

Die Gliederung der Arbeit folgt prinzipiell einem in den Naturwissenschaften üblichen Aufbau und beinhaltet nach einem einführenden Theorieteil zur Thematik die Methoden, Daten, Ergeb-

nisse und eine Diskussion. Allerdings hing die Auswahl der Methoden sehr stark von den bereits vorliegenden Daten ab, deren Erhebung bereits abgeschlossen war. Dies spiegelt sich in der Struktur der Diplomarbeit wider: nach einer Einleitung zur Fragestellung und zur Quantifizierung der Vulnerabilität werden die Untersuchungsgebiete und Daten vorgestellt. Auf diesen Grundlagen aufbauend, wird die Methodik eingehend erläutert. Das Kapitel Ergebnisse beinhaltet die Resultate der statistischen Analysen in Form von Boxplots, Tabellen und Karten einschließlich ihrer Beschreibung. Diskutiert werden die Ergebnisse erst im darauffolgenden Kapitel, wo auch das Potential und die Restriktionen der Methodik zur Sprache kommen. Das Fazit enthält die Schlussfolgerungen bezüglich der Hypothesen und die Bedeutung der Ergebnisse sowohl für die wissenschaftliche Vulnerabilitätsdiskussion als auch für die Praxis. Das Kapitel der Perspektiven gibt einen Ausblick auf weitere mögliche Arbeiten und die Zusammenfassung beinhaltet eine Übersicht zu den Hauptaspekten der Diplomarbeit.

Bevor im nächsten Unterkapitel der Hintergrund und die Fragestellung detailliert erläutert werden, erfolgt ein Exkurs zu den Vorzügen der quantitativen Methoden für räumliche Fragestellungen:

Fotheringham et al. (2000) nennen vier Vorteile der quantitativen räumlichen Analyse. *Erstens* ist es mit quantitativen Methoden möglich, große Datenmengen auf ihre Essenz zu reduzieren, vor allem angesichts der schnell wachsenden Menge an (räumlichen) Daten. *Zweitens* kann mittels quantitativer Analysen eine explorative Untersuchung von Daten durchgeführt werden (z.B. Data Mining) um Trends und Ausreißer festzustellen, bevor weitere Analysen begonnen werden. Anhand einer ersten Visualisierung von räumlichen Daten ergibt sich auch die Möglichkeit, Hypothesen aufzustellen, Annahmen zu überprüfen oder die Art, wie Beziehungen modelliert werden sollen, festzulegen. So können auch Fehlerquellen erkannt werden, die ohne eine derartige Betrachtung nicht zum Vorschein gekommen wären. *Drittens* erlauben quantitative Methoden eine statistische Inferenz über die Rolle der Zufälligkeit in einem räumlichen Prozess und die Testung von Hypothesen. Obwohl die statistischen Tests keine definitive Antwort geben, so liefern sie doch eine gute Basis für die Beurteilung von Ergebnissen und Schlussfolgerungen, die ohne die statistische Inferenz einer stärkeren Subjektivität unterliegen würden. *Viertens* eröffnet mathematisches Modellieren Möglichkeiten, Modelle zu kalibrieren oder validieren und teilweise sogar Einflüsse auf räumliche Gegebenheiten zu prognostizieren z.B. unter bestimmten Szenarien.

## 1.1 Hintergrund

Etwa drei Viertel der Fläche Österreichs liegt in Gebirgsregionen (Embleton-Hamann 2007), und ist maßgeblich von Wildbächen (engl. *torrent*) geprägt. Sie stellen nicht nur eine wichtige Quelle für Trinkwasser und Energiegewinnung dar, sondern sind auch landschaftsbildende Elemente durch ihre erosive Kraft. Diese Erosion ist Teil des natürlichen Gesteinskreislaufs, sie läuft einerseits immerwährend in kleinen Schritten ab, geschieht andererseits aber auch in größerem Ausmaß und zeitlich konzentriert durch Wildbachprozesse. Als Wildbäche werden natürliche Gewässer mit streckenweise großem Gefälle und einer zeitweisen oder dauernden Wasserführung, stark variierendem Abfluss und zeitweise hoher Feststoffführung bezeichnet (Aulitzky 1980, ONR 2009), die in kleinen Einzugsgebieten ihren Ursprung haben (Slaymaker 1988). Unter Wildbachprozessen sind fluvialgeomorphologische Prozesse innerhalb eines Wildbachs gemeint, die Lockersedimente aus dem Einzugsgebiet abtragen, im Transitbereich transportieren und an verschiedenen Abschnitten des Gerinnes, vor allem aber auf dem Schwemmkegel ablagern. Totschnig et al. (2011) folgten der Klassifikation nach Costa (1984, 1988) und der ONR (2009), bei welcher die Wildbachprozesse nach dem volumetrischen Sedimentgehalt in ansteigender Reihenfolge eingeteilt wurden in Reinwasserabfluss (im Promillebereich), *fluvialer/fluvialer Feststofftransport (0-20%)*, murartiger Feststofftransport (20-40%) und *Muren/Murgang (40-70%)*.

Überschneidet sich der Aktivitätsbereich des Wildbachs mit Risikoelementen des menschlichen Lebensraums, so werden die Prozesse des Wildbachs zur Naturgefahr. In der Vergangenheit wurden zahlreiche Schadensereignisse durch Wildbachprozesse verzeichnet. Oberndorfer et al. (2007) analysierten eine Schadensdatenbank mit 4.894 Ereignissen, die innerhalb von 30 Jahren auftraten (1972 - 2004). Auf Grundlage der Ereignisdokumentation der Wildbach- und Lawinerverbauung konnte der Prozessstyp für fast 4.300 Ereignisse charakterisiert und klassifiziert werden als Reinwasserabfluss (0,3%), fluvialer (21,8%) bzw. murartiger (49,2%) Feststofftransport und Murgänge (28,7%). Der durchschnittliche monetäre Schaden dieser 4.300 Ereignisse belief sich auf € 170.000 pro Ereignis und einen durchschnittlichen Verlust von jährlich insgesamt € 25 Mio. in Österreich. Zwei Drittel dieser Schäden entstanden an Gebäuden und ein Drittel an Infrastruktureinrichtungen (Fuchs 2009).

Im österreichischen alpinen Raum bestehen zahlreiche Maßnahmen zum Schutz besiedelter Regionen vor Wildbachprozessen. Schutzmaßnahmen in Österreich werden nach einer Systema-

tik der Ö-Norm ONR (2009) in aktive und passive Maßnahmen mit permanenter oder temporärer Schutzwirkung eingeteilt (Abbildung 1.1).

			Permanente Schutzwirkung	Temporäre Schutzwirkung
Aktive Schutzmaßnahmen	vorbeugende Wirkung	Ereignisdisposition beeinflussend	Betreuung der Einzugsgebiete – forstlich-biologische Maßnahmen – technische Schutzmaßnahmen	
		direkt auf den Prozess einwirkend	– technische Schutzmaßnahmen	
	Reaktion auf das Ereignis			Sofortmaßnahmen (im Ereignisfall)
Passive Schutzmaßnahmen	vorbeugende Wirkung		Gefahrenzonenplan gefahrenangepasste Raumplanung und Landnutzung Gebäudeschutz (Objektschutz) Einsatz- und Evakuierungspläne	Information Warnung Alarmierung Evakuierung Sperrung
	Reaktion auf das Ereignis			Katastrophenmanagement

Abbildung 1.1: Systematik der Schutzmaßnahmen (ONR 2009, S. 34)

Aktive Schutzmaßnahmen wirken der Intensität und Häufigkeit eines Wildbachereignisses entgegen, indem sie entweder die Disposition zur Entstehung des Ereignisses oder den Prozess selbst beeinflussen. Passive Schutzmaßnahmen führen zu einer Reduktion des Schadens ohne einen Einfluss auf den Prozessablauf auszuüben. Permanent wirksame Maßnahmen sind zu jeder Zeit und auf Dauer vorhanden, z.B. technische Schutzmaßnahmen wie Murbrecher (aktiv) oder gefahrenangepasste Raumplanung und Objektschutz (passiv). Von temporärer Schutzwirkung wird gesprochen, wenn die Maßnahme nur zeitlich begrenzt ist, wie z.B. (aktiv) das Verhindern von Geschiebeblockaden im Gerinne durch Ausräumen mit Baggern oder (passiv) die Evakuierung im Ereignisfall (ONR 2009).

Die Ausgaben für den aktiven permanenten Bau technischer Schutzmaßnahmen betragen zwischen 1972 und 2004 rund € 1,8 Mrd., während das Objektschadensausmaß in dieser Zeit rund € 0,9 Mrd. ausmachte, d.h. die Ausgaben für Wildbachverbauungen waren fast doppelt so hoch wie die monetären Schäden (Oberndorfer et al. 2007). Abbildung 1.2 zeigt, dass das Objekt-

schadensausmaß trotz des hohen Verbauungsgrades zunimmt. Die Verbauungsmaßnahmen gehen jedoch stetig zurück. Da der Bau aktiver permanenter Schutzmaßnahmen und deren Instandhaltung durch den öffentlichen Sektor nicht langfristig weiterhin auf diesem Niveau finanziert werden kann (Holub & Fuchs 2009), bedarf es verstärkt passiver Maßnahmen (z.B. örtliche Raumplanung, lokaler Objektschutz am Gebäude) zur langfristigen Verminderung der Schäden infolge von alpinen Naturgefahren (Fuchs et al. 2005, Kanonier 2005, Kanonier 2006, ARL 2011) wie z.B. Wildbachprozessen.

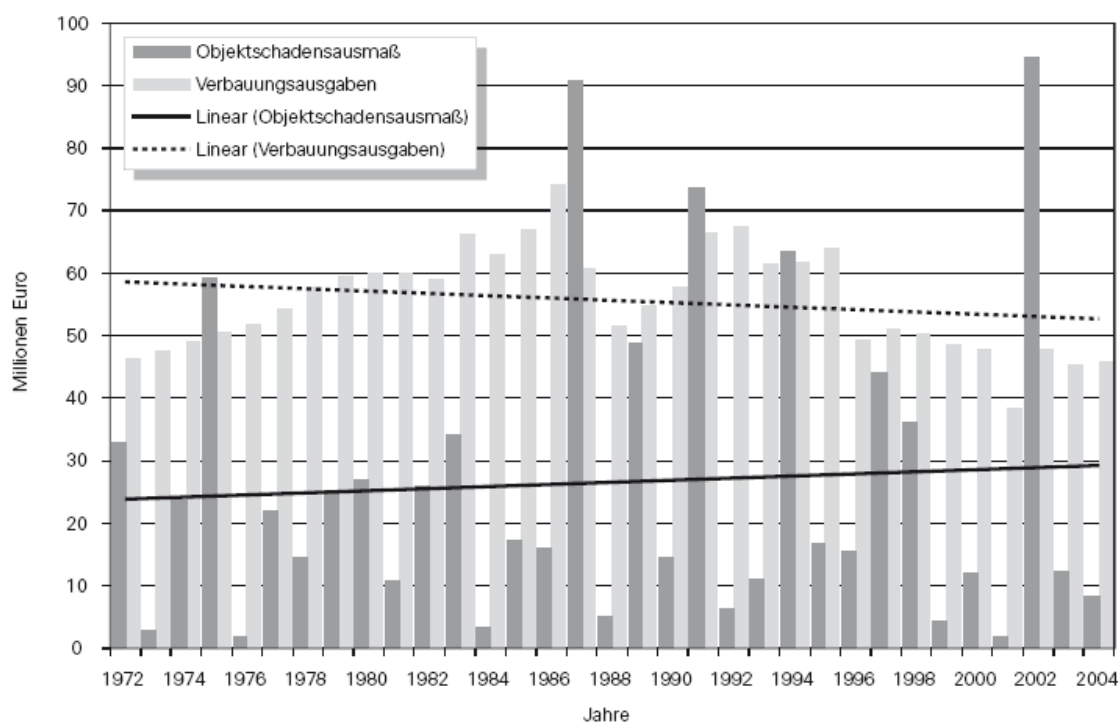


Abbildung 1.2: Verbauungsausgaben und Objektschadensausmaße in den Jahren 1972-2004 in Österreich, inflationsangepasst (Oberndorfer et al. 2007, S. 41)

Die Verringerung der Schäden durch das Risikokzept ist ebenfalls Thema auf europäischer politischer Ebene (Commission of the European Communities 2010). In der Schweiz wurden Richtlinien für die Anwendung des Risikokzept bereits um die Jahrtausendwende herausgegeben (Borter 1999) und in der darauffolgenden Dekade erfolgreich implementiert (Bründl et al. 2009). Die Hintergründe zum Risikokzept und ganz besonders die Rolle der Vulnerabilität werden im Folgenden dargestellt.

## 1.2 Quantifizierung von Risiko und Vulnerabilität

Das Risikokonzept hat sich in den europäischen Alpen als wertvolles Instrument etabliert, um die Anfälligkeit von Gebäuden und Infrastruktur gegenüber Naturgefahren zu reduzieren (Fuchs et al. 2004). Risiko (R) wird im technischen Sinn definiert als das Produkt aus Gefahr (H) und Vulnerabilität (V) eines Risikoelements (E):  $R = H \times V \times E$  (UNDRO 1979) und bezeichnet die Wahrscheinlichkeit, mit der eine Personen getötet/verletzt, Eigentum beschädigt oder wirtschaftliche Tätigkeiten beeinflusst werden aufgrund eines Naturgefahrenereignisses (Glade 2003). Eine Naturgefahr (H) wird verstanden als die Eintrittswahrscheinlichkeit eines potentiell schadenbringenden Phänomens, das in einer bestimmten Zeitspanne und einem bestimmten Gebiet auftritt (Varnes 1984). Der Aspekt der Vulnerabilität (V) bezeichnet das Ausmaß des Schadens an einem Risikoelement aufgrund des Eintritts eines Gefahrenereignisses: „*Vulnerability means the degree of loss to a given element or set of elements at risk resulting from the occurrence of a natural phenomenon of a given magnitude*” (UNDRO 1979). Nach Fell et al. (2008) bezeichnet Vulnerabilität den Schaden relativ zum Wert eines Objekts. Sie wird auf einer Skala von 0 (kein Schaden) bis 1 (Totalschaden) ausgedrückt. Das Wort „Risikoelement“ wird generell als Überbegriff für die Bevölkerung, Gebäude, Bauwerke, ökonomische Aktivitäten, öffentliche Dienstleistungen, Infrastruktur oder ökologische Objekte in der Reichweite von Naturgefahren verwendet (Fell et al. 2008), und bezieht sich oft auf nur eines oder nur einige der genannten Elemente.

Die Art und Weise wie das Risiko für ein Gebiet analysiert wird, kann qualitativ oder quantitativ erfolgen. Fell et al. (2008) erklären die Methodenstränge folgendermaßen: Bei qualitativer Risikoanalyse wird die Magnitude der potentiellen Konsequenzen und die Wahrscheinlichkeit, dass diese Konsequenzen eintreten mit Worten oder kategorialen Bewertungsschemata beschrieben. Quantitative Risikoanalyse hingegen basiert auf numerischen Werten der Wahrscheinlichkeit, der Vulnerabilität und der Konsequenzen und ergibt somit einen numerischen Wert des Risikos. Die Quantitative Risikoanalyse hat den Vorteil, dass ihre Ergebnisse effektiver kommuniziert und mit dem Aufwand für Schutzmaßnahmen verglichen werden können und so verschiedene Risikomanagementstrategien stützen (Bell & Glade 2004). Dennoch sind vollständig quantitative Risikoanalysen für gravitative Massenbewegungen (wie z.B. Wildbachprozesse) bisher selten operativ durchgeführt worden - weniger, weil die Gefahren schwer quantifizierbar wären, sondern die Vulnerabilität. Alexander 2005 weist ausdrücklich darauf hin, dass die Rolle der Vulnerabilität bei der Bestimmung von Risiko gravitativer Massenbewegungen unterschätzt wurde. Sehr viel Wissen über die Gefahren ist vorhanden, aber Vulnerabilität ist



ein schwerer fassbares Konzept und hängt von mehr oder weniger komplexen Prinzipien der Entscheidungsfindung und Verhaltensmustern ab. Jedoch bestimmt die Vulnerabilität in vielen Fällen den Schaden in einem weitaus größeren Ausmaß als die Gefahr im Sinne des physischen Prozesses. Alexander (2005) bringt einen Vergleich um den Unterschied zu verdeutlichen: Bei einer sehr großen gravitativen Massenbewegung (29 Mio. m<sup>3</sup>) nach dem großen Beben von 1964 in Alaska kamen keine Menschen zu Schaden, da es sich um ein unbewohntes Tal handelte. Im Dorf Aberfan (GB) passierte ein Grubenunglück mit einer vergleichsweise kleinen Massenbewegung von 42.000 m<sup>3</sup>, die 700 Mal kleiner war als jene in Alaska, aber 144 Personen das Leben kostete. An diesem Beispiel wird illustriert, dass eine Katastrophe bzw. das Risiko durch die Existenz von vulnerablen Risikoelementen (hier: der Menschen) am Ort der gravitativen Massenbewegung determiniert wird (vgl. Abbildung 1.3).

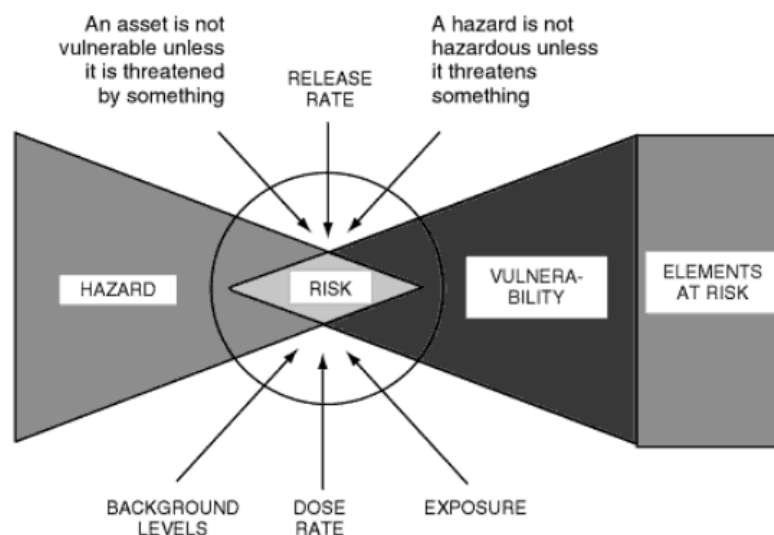


Abbildung 1.3: Konzepte der Risikoanalyse (Alexander 2005, S. 176)

Das Wort Vulnerabilität stammt vom lateinischen „vulnerare“ - *verwundbar*, und bedeutet so viel wie physischem oder moralischem Schaden ausgesetzt zu sein (Alexander 2005). Vulnerabilität bezeichnet im weitesten Sinn die Konsequenzen oder die potentiellen Konsequenzen die mit einer (Natur-) Gefahr zusammenhängen (z.B. Schäden in der physisch-materiellen Welt oder Verlust von Menschenleben). Geographen beschäftigten sich bereits lange mit Naturgefahren und Vulnerabilität: Den Grundstein dafür setzte Gilbert F. White mit der Bearbeitung der Hochwasser- und Landnutzungsproblematik in den USA in seiner Dissertation 1942 an der University of Chicago, die er 1945 publizierte. In den Anfängen der Hazard- und Risikoforschung lag die Konzentration auf der Differenzierung zwischen einem extremen Naturereignis

und der eigentlichen Naturgefahr, die erst durch das Aufeinandertreffen mit der Anthroposphäre entsteht. Zusätzlich unterschied White 1945 bereits nach strukturellen (z.B. technische Schutzmaßnahmen) und nicht-strukturellen Anpassungen (z.B. Staatliche Steuerung der Landnutzung durch Raumplanung) und plädierte für den Einsatz letzterer (Fuchs 2009b). In der Folge entstanden weitere Konzepte und eine Vielzahl an Interpretationsmöglichkeiten des Risikos und der Vulnerabilität. Starr (1969) wird oft als eine weitere grundlegende Publikation genannt, die mit den drei Komponenten Risikoanalyse, Risikoevaluierung und Risikomanagement maßgeblich zur weiteren Ausbildung des Risikokonzepts beitrug, allerdings bezog sie sich auf technische Risiken wie z.B. Atomkraft oder die chemische Industrie (Bründl et al. 2009). Starr (1974) postulierte auch ein Vergleich der Kosten gegenüber dem Nutzen eines Risikos. Nach Bründl et al. (2009) fand das Risikokonzept in den 1980ern und 1990ern zusehends Beachtung in der Naturgefahrenforschung (z.B. Varnes 1984, Cutter 1996, Fell & Hartford 1997, Miletti 1991) und auch die Versicherungswirtschaft in den USA wandte Risikobewertung für die zu versichernden Risikoelemente und ihre Vulnerabilität gegenüber meteorologischen Gefahren an (z.B. Friedman 1984). Allerdings gibt es bis heute noch keinen einheitlichen Ansatz, der die verschiedenen Aspekte der Risiko- und Vulnerabilitätsabschätzung aus sozialwissenschaftlicher, natur- oder ingenieurwissenschaftlicher, ökonomischer und institutioneller Sichtweise integriert (Fuchs 2009b, Fuchs 2011).

Der Begriff Vulnerabilität wird teilweise unpräzise, und in vielen verschiedenen Bedeutungen gebraucht. Das Forschungsgebiet der Naturgefahren befindet sich bereits seit einigen Jahren in einem breit angelegten Diskurs diesbezüglich; eine allumfassende Definition ist aber kaum möglich bzw. bisher noch nicht erreicht worden (Fuchs et al. 2011). Susan L. Cutter (1996) formulierte dies wie folgt: *„Despite more than a decade’s worth of collective research experience on the concept, vulnerability still means different things to different people.”* (Cutter 1996, S. 530). Es bestehen große Disparitäten zwischen den verschiedenen Wissenschaftszweigen, die sich damit befassen (Sozial-, Ingenieurs-, Natur- oder Wirtschaftswissenschaften, etc.) (Fuchs et al. 2011). Nicht zuletzt aus diesem Grund etablierte sich eine allgemeine Differenzierung in soziale und physische Vulnerabilität (Glade 2003, Fuchs et al. 2007). Soziale Vulnerabilität wird verstanden als die Fähigkeiten einer Person oder Gruppe, die Auswirkungen von Naturgefahren vorzusehen, zu bewältigen, abzuwehren oder sich davon zu erholen (Wisner et al. 2004). Der Fokus liegt im sozialwissenschaftlichen Ansatz auf der Fähigkeit der Risikoelemente, mit der Naturgefahr umzugehen - unabhängig von deren Eigenschaften. Eine Änderung der Gefahr z.B. im Sinne ihrer Eintrittswahrscheinlichkeit oder Magnitude würde keine Änderung der Vulnerabilität zur Folge haben. In der naturwissenschaftlichen Perspektive hingegen,

hängt die Vulnerabilität unmittelbar mit der Gefahr und ihrer Eintrittswahrscheinlichkeit zusammen (Fuchs 2009a). So definiert Akbas et al. (2009, S. 229) physische Vulnerabilität als „*expected degree of loss to a given element at risk, particularly to built structures, resulting from the occurrence of a hazard of a given magnitude.*“ Eine Gemeinsamkeit des sozialen- bzw. naturwissenschaftlichen Ansatzes ist, dass Schwierigkeiten bezüglich der Abschätzung der „realen“ Vulnerabilität bestehen, weil Vulnerabilität nicht statisch, sondern dynamisch ist und sich im Verlauf der Zeit verändert (Mileti 1999, Fuchs 2004). Dies gilt aber generell und umso mehr auch für die Abschätzung des gesamten Risikos, da neben der Vulnerabilität und der Risikoelemente auch die Gefahr einem Wandel unterliegt (Mileti 1999).

Die soziale Vulnerabilität wird im Rahmen der Diplomarbeit nicht behandelt, hingegen steht die physische Vulnerabilität im Mittelpunkt des Interesses. Untersuchungen zur quantitativen physischen Vulnerabilität waren Mitte der 1990er noch relativ zu ihrem Stellenwert unterrepräsentiert, - zum einen weil sie als zu komplex und schwer umsetzbar galten (Leone et al. 1996). Alexander (2005, S. 175) begründet dies mit dem Argument, dass das Vulnerabilitätskonzept zu hypothetisch sei, da es erst in dem Moment zu greifbarer Realität wird, wenn der Schaden entsteht. Zum anderen fehlen Vulnerabilitätsanalysen oft, weil die Datenlage für eine Modellierung ungenügend ist. Douglas (2007) nennt hierfür einige Beispiele:

- es herrscht ein Mangel an empirischen Daten zum betreffenden Gefahrenereignis, den Risikoelementen und ihrem Schaden;
- die Komplexität der Zerstörungsmechanik bei strukturellem Schaden ist erheblich;
- die Todesursachen sind ungenau bestimmbar oder erhoben (z.B. ist der Tod einer Person dem Einwirken des Prozesses oder dem Einsturz eines Gebäudes zuzurechnen?);
- die Vielfalt an zeitlichen und geographischen Skalen und
- die Abhängigkeit der Vulnerabilität vom Gefahrenausmaß sowie
- die dadurch entstehenden Probleme mit der Modifizierbarkeit des Gefahrenausmaßes

Papathoma-Köhle et al. (2011) erstellten eine ausführliche Übersicht des aktuellen Stands verschiedener physischer Vulnerabilitätskonzepte alpiner Naturgefahren und betonten, dass der überwiegende Teil der von ihnen analysierten Studien bereits quantitativ die Vulnerabilität abschätzten (z.B. Michael-Leiba 2003, Fuchs et al. 2007) und ein geringerer Anteil qualitativ ar-

beitete (z.B. Cardinali et al. 2002). Von 41 Methoden, die sie in ihrem Review berücksichtigten, verwendeten die Hälfte bereits existierende Vulnerabilitätskurven<sup>1</sup> oder führten neue ein (Papathoma-Köhle et al. 2011). Daraus wird geschlossen, dass ein starker Trend zur quantitativen Ermittlung der physischen Vulnerabilität in Bezug auf alpine Naturgefahren besteht. Papathoma-Köhle et al. (2011) hatten jedoch auch zum Ziel, die zurzeit bestehenden Lücken in der Forschung zu identifizieren. Sie fanden unter anderem, dass es von großem Nutzen wäre, wenn zukünftig das räumliche Muster in der Vulnerabilitätsabschätzung inkludiert wäre.

---

<sup>1</sup> Vulnerabilitätskurven sind Funktionen, die Prozessintensität und Schadenshöhe bzw. -last mathematisch zueinander in Beziehung setzen (siehe Kapitel 1.1).

## 1.1 Problem- und Fragestellung

Einige Ansätze für die Lösung der Probleme innerhalb der Vulnerabilitätsforschung wurden in den letzten Jahren erarbeitet, vor allem wurden zahlreiche quantitative Vulnerabilitätskurven entwickelt (vgl. Papathoma-Köhle et al. 2011). Alexander (2005, S. 176) meinte bezüglich der Abhängigkeit der Vulnerabilität vom Gefahrenausmaß „*Vulnerability cannot be assessed in the absence of hazards posed by dangerously extreme phenomena*“. Diesem Ansatz entsprechend, veröffentlichten Fuchs et al. (2007) und Totschnig et al. (2011) die Ergebnisse ihrer Arbeiten über den quantitativen Zusammenhang zwischen der Intensität eines Wildbachprozesses und dem daraus folgenden Schadensausmaß. Auf der Basis von gut dokumentierten Wildbachereignissen erstellten sie Vulnerabilitätskurven, die die Veränderung des Schadensausmaßes (Schadenlast<sup>2</sup>) bei unterschiedlichen Intensitäten des Wildbachprozesses illustriert (Abbildung 1.4).

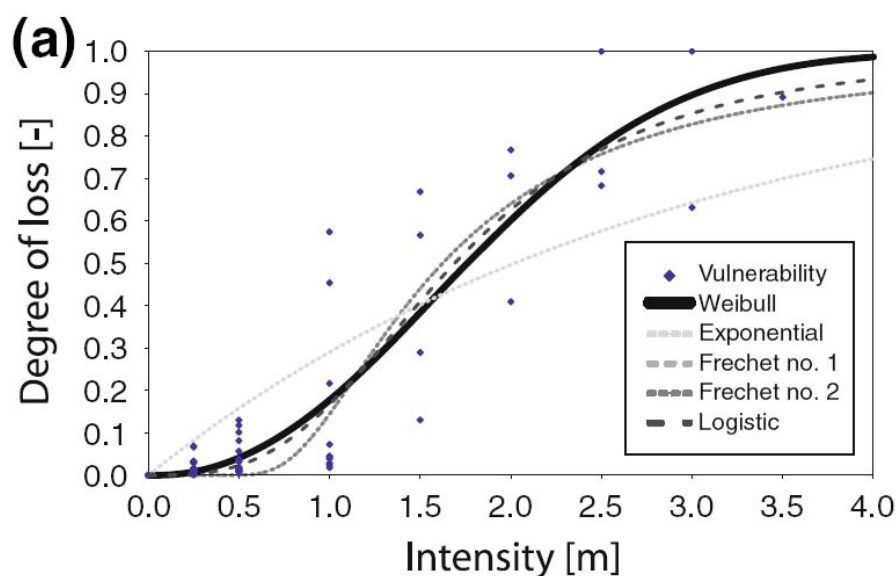


Abbildung 1.4: Verschiedene Vulnerabilitätsfunktionen für Wohngebäude mit der Schadenlast (degree of loss) in Bezug zur Ablagerungshöhe der Sedimente als Proxy für die Intensität des Prozesses (Totschnig et al. 2011, S. 696).

<sup>2</sup> Die Schadenlast (SL) normiert die Höhe des absoluten monetären Schadens auf den Wert des Gebäudes um den Schaden an den Risikoelementen vergleichbar zu machen:

SL = Schadenshöhe in € / Wiederherstellungswert

Prinzipiell steigt die Schadenlast mit der Intensität der untersuchten Wildbachprozesse, aber mit unterschiedlichen Raten je nach Höhe der Ablagerungen. Die niedrigen Prozessintensitäten bis 1 m zeigen zunächst eine geringe Steigung, in den mittleren Intensitäten zwischen 1 m und 2,5 m ist die Steigung am höchsten und über 2,5 m wird sie wieder flacher, sodass sie letztendlich gegen eine Vulnerabilität von 1 konvergiert. Ein Sprung der Intensität von beispielsweise 1,5 m auf 2 m hat daher eine größere Erhöhung der Schadenlast zur Folge als von 0,5 m auf 1 m (Totschnig et al. 2011). Die Streuung der Schadensfälle ist im Intensitätsbereich von 1 m und 1,5 m besonders hoch (Totschnig et al. 2011), und ist nach Fuchs et al. (2007) auf den möglichen Eintritt des Materials durch Gebäudeöffnungen in dieser Höhe zurückzuführen.

Bis dato gibt es noch wenig detaillierte Informationen zu *räumlichen* Charakteristika von Vulnerabilität bei alpinen Wildbachprozessen: „*Internationally, only very little work has been carried out on spatial assessment of vulnerability*” (Bell & Glade 2004, S. 121). Aus dem Interesse, das der räumlichen Verteilung von Schäden oder Risikoelementen in verschiedenen Arbeiten entgegen gebracht wird, kann hingegen ein Bedarf an explizit räumlichen Analysen entnommen werden. Beispielsweise äußerte Chiriou (2002), dass in Katastrophenfällen den Einsatzkräften rasche Informationen über die Lage der Brennpunkte der Schäden bereitgestellt werden sollte. Friedman (1984) proklamierte den Bedarf nach Aussagen über die räumliche Schadensverteilung in der Versicherungswirtschaft. Bell & Glade (2004) interessierten sich ebenso für die Beschreibung der räumlichen Verteilung des Risikos bzw. der Vulnerabilität und stellten ihre Ergebnisse des Risikos bzw. die Risikoelemente kartographisch dar.

Diesem Interesse und Bedarf entsprechend, bearbeite ich in meiner Diplomarbeit den Aspekt der räumlichen Dimension von physischer Vulnerabilität gegenüber Wildbachprozessen im Alpenraum, indem nach räumlichen Clustern in der Verteilung von Schäden gesucht wird. In der zu testenden Hypothese wird angenommen, dass das Schadensausmaß nicht zufällig über den Schwemmkegel verteilt ist sondern ein räumliches Muster vorhanden ist.

Die detaillierten Fragestellung lautet:

*"Gibt es räumliche Muster (Cluster) in der Verteilung der Schadenlast an betroffenen Gebäuden (Wohnhäuser, Hotels, Pensionen und Ferienwohnungen) nach einem Murgang bzw. fluvialem Feststofftransport der Wildbäche Wartschbach 1995 und 1997, Stubenbach 2005, Vorderbergerbach 2003 und Fimbabach/Trisanna 2005?"*

Kann diese Fragestellung positiv beantwortet werden, so stellen sich zwei weitere Fragen:

- a) „Wo befinden sich die Cluster?“
- b) „Sind die Cluster quantifizierbar?“

Daraus ergibt sich folgende Hypothese, die durch die Analyse in der Diplomarbeit überprüft werden soll:

*Es gibt ein räumliches Muster im Sinne von Clustern hoher und geringer Schadenlasten in den jeweiligen Untersuchungsgebieten.*

- a) *Die Cluster sind quantifizierbar und*
- b) *können lokalisiert werden.*

Dabei wird jedes Wildbachereignis individuell, d.h. für sich alleine betrachtet, denn die jeweiligen Ereignisse weisen unterschiedliche Charakteristiken auf: die Höhe der Schäden und die Prozessintensitäten (Ablagerungshöhen) variieren zum Teil beträchtlich (vgl. Kapitel 3). Es ist daher das Ziel dieser Arbeit, jedes Einzugsgebiet unabhängig von den anderen zu betrachten um räumliche Muster je Ereignis festzustellen. Die Cluster sollen anhand räumlich-statistischer Methoden identifiziert und in Form von Karten dargestellt werden. Es wird angenommen, dass das Muster in sehr engem Zusammenhang mit der Prozessintensität steht, aber auch noch weitere Faktoren eine bedeutende Rolle spielen. Die Frage nach den Ursachen für die räumliche Verteilung der Schäden stellt sich zwar unweigerlich; Ziel ist es aber vorerst nur, quantitative Informationen über die Charakteristika der räumlichen Verteilung zu gewinnen. Eine analytische Herangehensweise mit schließender Statistik für fünf Untersuchungsgebiete ist im begrenzten zeitlichen Rahmen der Diplomarbeit nicht möglich. Es wird jedoch versucht, das Muster der Schadensverteilung argumentativ zu begründen.

Zur physischen Vulnerabilität gibt es noch keine Anwendungen von räumlich-statistischen Methoden, hingegen wurden Arbeiten zur Analyse der sozialen Vulnerabilität publiziert. Borden & Cutter (2008) erstellten eine Studie für die Todesfälle aufgrund von 18 verschiedenen Naturgefahren in den USA zwischen 1970 und 2004. Ähnlich dazu testeten Cutter & Finch (2008) auf dem county-level, ob die soziale Vulnerabilität in den USA einer raum-zeitlichen Veränderung unterliegt, jedoch ohne Bezug zu einer bestimmten Naturgefahr. Stevenson et al. (2010) führten eine Spatial Scan Statistic

durch, um anhand von Baugenehmigungen raum-zeitliche Cluster im Wiederaufbau nach Hurrikane Katrina zu identifizieren. Sie stellten fest, dass das Ausmaß des Schadens und der Grad der Besiedelung vor dem Ereignis einen Einfluss auf die raum-zeitlichen Cluster von Baugenehmigungen nach der Katastrophe hatten.

Um Verwechslungen vorzubeugen sei noch Folgendes angemerkt: unter „Mustern“ (*pattern*) ist in dieser Arbeit die (vermutete) „Ordnung“ einer räumlichen Verteilung gemeint. Denn der Begriff wird entsprechend seiner verschiedenen Bedeutungen auch unterschiedlich verwendet. So sprach z.B. Smith (2004, S. 23) mit einem „disaster pattern“ die Muster und Trends in der zeitlichen Häufigkeitsverteilung von Katastrophen an.

Eine exakte Definition des Begriffs zu räumlichen Mustern erfolgt in Kapitel 4.3.



## 2 Untersuchungsgebiete und Wildbachereignisse

Die Einzugsgebiete der Wildbäche befinden sich in den österreichischen Bundesländern Tirol und Kärnten, ihre Lage kann der Karte in Abbildung 2.1. entnommen werden. Der **Vorderbergerbach** ist ein Wildbach des Gailtals in den karnischen Alpen Kärntens. Das Einzugsgebiet des **Wartschenbach** entwässert den südöstlichen Teil der Schobergruppe in Osttirol. Weiter westlich im oberen Inntal Tirols liegt der **Stubenbach** und im Nachbartal Paznaun fließen **Fimbabach und Trisanna**. Auf den Schwemmkegeln der Wildbäche befinden sich Siedlungen, die nach Starkregenereignissen durch Muren und fluvialen Feststofftransport immer wieder beschädigt wurden. Aufgrund der guten Dokumentation dieser Ereignisse wurden sie für eine ex-post Vulnerabilitätsanalyse ausgewählt, da durch die Dokumentationen sowohl die Intensität des jeweiligen Prozesses, als auch die entstandenen Schäden quantitativ erfasst wurden (Fuchs et al. 2007, Totschnig et al. 2011). Eine Übersicht mit statistischen Angaben zu den absoluten Schäden je Ereignis zeigt Tabelle 2.1.

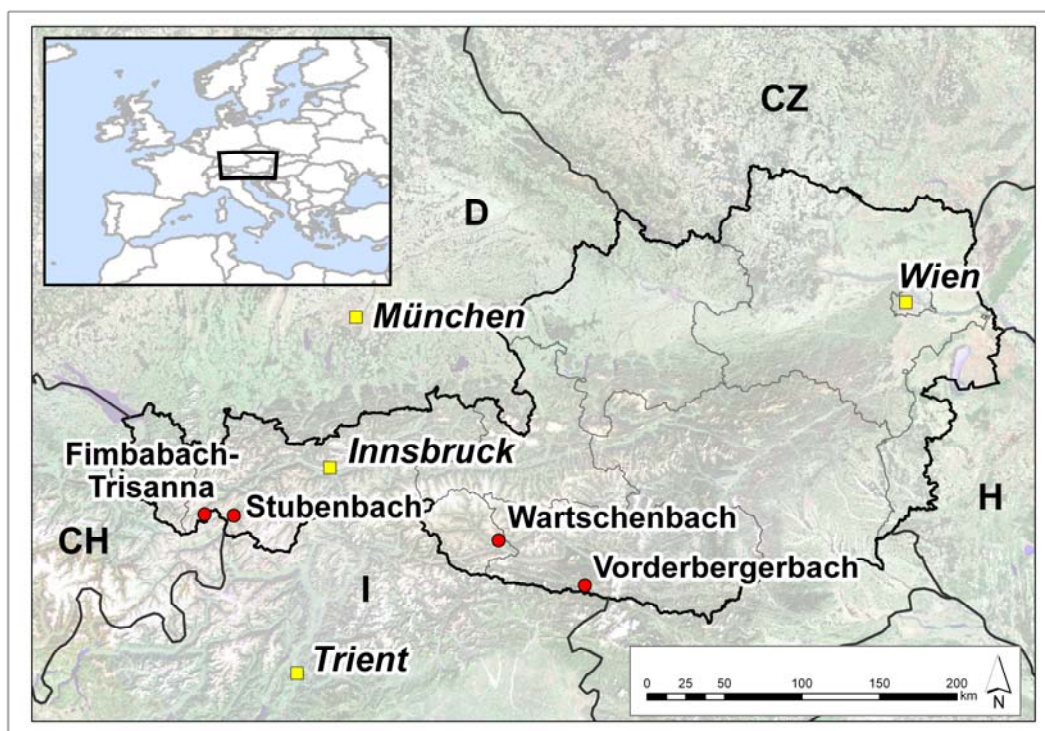


Abbildung 2.1: Lage der Untersuchungsgebiete in Österreich dargestellt durch rote Punkte. Relief und administrative Einheiten von ESRI (Environmental Systems Research Institute Inc.) Quelle: FWF-Projekt: 535-N10

Von den Wildbachereignissen (im Folgenden auch vereinfacht als Ereignisse bezeichnet) liegen Fotos und Luftbilder vor, welche in Abbildung A-1 bis A-4 (Anhang A) sowie (Abbildung 2.2) zu finden sind. Sie vermitteln einen visuellen Eindruck des Ausmaßes der Muren des Wartschenbach 1995 und 1997, sowie der fluvialen Feststofftransporte bei Vorderbergerbach, Fimbabach/Trisanna und Stubenbach.

Tabelle 2.1: Übersicht der absoluten Schäden je Ereignis

<i>Untersuchungsgebiet</i>	<i>Schäden in €</i>			
	<i>Summe</i>	<i>Minimum</i>	<i>Maximum</i>	<i>Mittelwert</i>
Fimbabach/Trisanna	9.964.921	5.748	2.403.500	249.123
Stubenbach	10.020.401	8.360	1.881.000	256.933
Vorderbergerbach	337.229	489	40.126	11.241
Wartschenbach (1995)	491.146	4.026	108.463	49.115
Wartschenbach (1997)	1.437.975	2.177	179.396	89.873
Gesamt	22.251.672			

Das Einzugsgebiet des **Vorderbergerbachs** ist 25,3 km<sup>2</sup> groß und geologisch hauptsächlich von Kalk (Ederkreide) und Glimmerschiefer aus dem Ordovizium geprägt mit einer quartären Deckenschicht glazialer, unkonsolidierter Sedimente des Gailtaler Gletschers. Auf dem schwach geneigten Schwemmkegel des Vorderbergerbachs wurde der Ortsteil Vorderberg gebaut (Totschnig et al. 2011). Am 29. August 2003 ereignete sich ein fluvialer Feststofftransport in Vorderberg mit 220.000 m<sup>3</sup> Wasser und einem Anteil von 28.000 m<sup>3</sup> Schlamm (Hübl et al. 2004). Das Ereignis wurde durch einen Tagesniederschlag von 322 mm ausgelöst (interpoliert, Hübl et al. 2004); das Wasser- und Kanalsystem wurde beeinträchtigt und 41 Gebäude beschädigt (Hübl et al. 2004). Davon konnten 30 Häuser mit einem Gesamtschaden von rund € 340.000 für die Analyse berücksichtigt werden. Die reklamierten Schäden der individuellen Gebäude reichten von rund € 500 bis € 40.000. Statistisch gesehen, hatte jedes Haus einen durchschnittlichen Verlust von € 11.000 zu verzeichnen. (vgl. Tabelle 2.1)

Der **Wartschenbach** teilt die Gemeinden Nußdorf-Debant, Lienz und Gaimberg im Drautal Osttirols. Sein Einzugsgebiet ist 2,3 km<sup>2</sup> groß. Geologisch handelt es sich in diesem Gebiet um Paragneiss und Glimmerschiefer mit einer Decke aus quartären glazialen Ablagerungen. Diese Lockersedimente stellen in Kombination mit der vorliegenden steilen Hangneigung von

30 bis 40 % ein erhebliches Potenzial an Feststoffen für die vorherrschende Wildbachprozessart der Muren dar (Hübl et al. 2002, Fuchs et al. 2007). Eine Folge von Ereignissen trat in den Jahren 1972, 1981, 1995, 1997 (2x), 1998, 1999 und 2000 auf. Im Jahr 1995 ereignete sich nach langer „Ruhezeit“ eine Mure, die beträchtliche Gebäudeschäden in der Wartschensiedlung zur Folge hatte. Ab dann folgte jährlich bis zum Jahr 2000 mindestens ein Ereignis wobei nicht jedes Jahr Häuser zu Schaden kamen. 1997 traten zwei Schadensereignisse in kurzer zeitlicher Abfolge. Das erste fand am 16. August 1997 und das zweite drei Wochen später am 6. September 1997 statt (Hübl et al. 2002) Der zweite Murgang schotterte die noch nicht wiederhergestellten Gebäude noch während der Aufräumarbeiten wieder ein. Das Schadenpotenzial der bereits beschädigten Gebäude ist aufgrund dessen vermindert und würde in einer Verfälschung der Schadenlast resultieren wenn dieses Ereignis ebenfalls für die Analyse herangezogen werden würde. Daher muss das zweite Murereignis 1997 von der Vulnerabilitätsanalyse ausgeschlossen werden. Die gut dokumentierten Ereignisse der ersten Mure von 1997 und jener im Jahr 1995 fanden letztendlich Eingang in die Untersuchung.

Am 6. August 1995 bildete sich ein Gewitter inklusive Hagelschlag mit einer kleinräumigen Schauerzelle im oberen Einzugsgebiet des Wartschenbachs. Die heftigen Niederschläge mobilisierten 35.000 m<sup>3</sup> Material, davon wurden 25.000 m<sup>3</sup> in einem Ablagerungsbecken (einem heutigen Rückhaltebecken) deponiert, während das restliche, ca. 10.000 m<sup>3</sup> umfassende Geschiebe die Siedlung erreichten (Hübl et al. 2002, Fuchs et al. 2007). Die monetären Verluste reichten von ca. € 4.000 bis € 108.000, und bildeten einen Gesamtschaden von etwas weniger als einer halben Million Euro (vgl. Tabelle 2.1). Zwanzig Häuser wurden beeinträchtigt, davon werden aufgrund der Datenlage (mangelnde Angaben zur Intensität) elf Objekte in der Analyse berücksichtigt.

Fast genau zwei Jahre später am 16. August 1997 löste intensiver Starkregen (40 mm in 20 min) mit Hagelschlag eine Mure aus, deren Magnitude das Ereignis von 1995 überstieg. Im Einzugsgebiet wurden 50.000 m<sup>3</sup> Material mobilisiert, davon lagerte sich etwas mehr als die Hälfte in den Retentionsbecken und im Mittelteil des Gerinnes ab. Der Rest von ca. 20.000 m<sup>3</sup> konnten nicht von den Wildbachverbauungen gehalten werden und gelangten bis zur Wartschenbachsiedlung (Hübl et al. 2002, Fuchs et al. 2007). Das Murereignis 1997 verursachte Schäden in Höhe von etwa € 1,4 Mio. (im Mittel € 90.000 pro Gebäude, mindestens € 2.200, maximal € 180.000). Die Ablagerungsmenge des 1997er Ereignisses in der Siedlung überstieg jenes von 1995 um das Doppelte, die Schadenssumme allerdings war dreimal so hoch. Die Daten von allen 16 gemeldeten Schadensfällen konnten in die Analyse aufgenommen werden.

Der Ortsteil Stuben in Pfunds in Tirol ist auf dem Schwemmkegel des **Stubenbachs** errichtet worden. Das Einzugsgebiet des Stubenbachs beträgt 29,5 km<sup>2</sup> und liegt geologisch gesehen im „Engadiner Fenster“ wo verschiedene lokale Schiefertypen mit Quarzschichten durchzogen sind. Charakteristisch für den Stubenbach sind Prozesse des fluvialen Feststofftransports wie auch jenes Ereignis vom 22. August 2005 einer war (Abbildung 2.2). Die Aufzeichnung aus zwei Niederschlagsmessungen ergaben, dass im oberen Einzugsgebiet stärkere Regenfälle (122 mm, bei Kappl-Oberhaus 16,8 km nordwestlich von Pfunds) niedergingen als im unteren Teil (60 mm). Angemerkt wurde unter anderem, dass für dieses Ereignis nicht die Intensität, sondern die Kombination aus Dauer (30 h) und Intensität der Niederschläge außergewöhnlich war. Einer Schätzung des BFW (Bundesforschungs- und Ausbildungszentrum für Wald, Naturgefahren und Landschaft) zufolge, betrug das Volumen der Ablagerungen insgesamt 70.000 m<sup>3</sup>. Der Großteil davon (44.000 m<sup>3</sup>) kam unmittelbar innerhalb des Siedlungsgebiets von Stuben zu liegen. Weiters wurden 13.000 m<sup>3</sup> Geschiebematerial im Bachlauf zwischenzeitlich deponiert und in den Inn abtransportiert. Genauso viel Geschiebe wurde noch während des Ereignisses vom Stubenbach in den Inn verfrachtet (BMLFUW 2006).

Mit insgesamt mehr als € 10 Mio. Schaden führt das Wildbachereignis am Stubenbach die Statistik der fünf Ereignisse an (Tabelle 2.1). Der geringste Schadensbetrag in Pfunds lag bei € 8.360 während der höchste eines einzelnen Gebäudes mit über € 1,8 Mio. sogar die Gesamtsumme des Ereignisses von 1997 am Wartschenbach überstieg. Durchschnittlich erlitten die 39 Gebäude, die der Vulnerabilitätsanalyse unterzogen wurden, einen Schaden von fast € 257.000.



Abbildung 2.2: Ereignis vom 22. August 2005 am Stubenbach (Pfunds i. T.). Foto: ASI Tirol

Der **Fimbabach**<sup>3</sup> fließt durch Ischgl, sein Einzugsgebiet erstreckt sich über 65,7 km<sup>2</sup>. Das Tal ist Teil der Silvretta-Gruppe, das ebenfalls von mehreren lokalen Schieferarten geprägt und von Quarzschichten durchzogen ist. Der vorherrschende Wildbachprozess ist wiederum ein fluvialer Feststofftransport, nach einem einen Tagesniederschlag von 76,5 mm ausgelöst wurde. Das Ereignis geschah gleichzeitig mit vielen anderen unter der Großwetterlage vom 22. und 23. August 2005 im Alpenraum. Durch länger andauernde Niederschläge vor dem Starkniederschlag, war eine Vorbefeuchtung des Bodens gegeben (Hübl et al. 2006). Die Besonderheit dieses Ereignisses liegt darin, dass vor allem der Mündungsbereich des Fimbabachs in die Trisanna überschwemmt und eingeschottet wurde. Denn der Fimbabach sedimentierte mit seinem Feststoffeintrag das Bachbett der Trisanna zu. Infolge dessen bahnte sich Wasser und Geschiebe der Trisanna einen neuen Weg um den verlandeten Bereich und floss anschließend durch eine Siedlung neben dem Zusammenfluss der beiden Gewässer. Insgesamt lieferte der Fimbabach etwa 3.000 m<sup>3</sup> in den Mündungsbereich mit der Trisanna (Hübl et al. 2006) (vgl. Abbildung A-4). Mehrere Gebäude entlang des Fimbabachs wurden ebenfalls beschädigt. Im Schnitt handelte es sich um einen Verlust von rund € 250.000 (Minimum: ca. € 6.000, Maximum: € 2,4 Mio.). Die Anzahl der analysierten Objekte ist mit 40 Gebäuden fast identisch mit dem Stubenbach, genauso liegen die Gesamtsummen sehr nahe beieinander, da das Ereignis Fimbabach/Trisanna ebenfalls fast die 10 Millionen Euro Marke erreichte (€ 9,9 Mio.).

---

<sup>3</sup> Anmerkung: Die bisher noch unveröffentlichten Daten des Fimbabachs wurden im Zuge des FWF-Projekts kürzlich erhoben und bearbeitet und sind nicht in Totschnig et al. 2011 publiziert.

### 3 Daten

Die Risiko- und Vulnerabilitätsforschung weist bezüglich der Art statistischer Daten eine gewisse Ähnlichkeit zur Epidemiologie und Gesundheitsforschung auf. Diese Wissenschaftsdisziplinen sind häufig von Beobachtungsdaten abhängig und können aus mehreren Gründen selten experimentelle Untersuchungen durchführen. Experimente würden einen verhältnismäßig hohen *finanziellen Aufwand* bei der Erhebung erfordern z.B. weil eine sehr große Probandenzahl bei seltenen Krankheiten vonnöten wäre oder weil Versuche mit Schäden an unterschiedlichen Vermögenswerten für wissenschaftliche Zwecke kaum leistbar wären. Ebenso kommen auch Experimente häufig nicht in Frage da sie *gegen ethische Grundsätze verstoßen* würden, z.B. die Aussetzung einer Stichprobe der Bevölkerung mit einem kanzerogenem Stoff oder eine künstliche Auslösung von Wildbachprozessen um die Schadensverteilung auf ein bewohntes Dorf zu testen. Nach Waller & Gotway (2004) unterscheiden sich experimentelle und Beobachtungsstudien grundlegend, da in Experimenten versucht wird, alle Faktoren zu kennen bzw. zu kontrollieren, die das Ergebnis beeinflussen. Zusätzlich ist es in experimentellen Untersuchungsdesigns üblich die Parameter bzw. die Untersuchungseinheiten nach dem Zufallsprinzip auszuwählen, um den Einfluss unkontrollierbarer Variablen so gering wie möglich zu halten. Dies ist in den meisten Studien mit Beobachtungsdaten kaum durchführbar, da man häufig darauf angewiesen ist, die vorhandenen und verfügbaren Daten zu analysieren.

Folglich ist es selten möglich eine Fragestellung zu formulieren, das Methodendesign zu entwickeln und im Anschluss die Daten zu sammeln. Stattdessen besteht - wie auch in dieser Untersuchung - eine große Abhängigkeit von der Dokumentation der Naturgefahrenereignisse und die dadurch verursachten Schäden. Diese Abhängigkeit spiegelt sich auch in der Anordnung der Kapitel wieder. Zuerst werden die Daten und anschließend die darauf aufbauende Methodik erläutert.

Die Schadenlast ist jene Variable aus der Risikogleichung, die im Mittelpunkt des Interesses der Diplomarbeit steht. Sie wird aus dem Verhältnis des absoluten monetären Schadens zum Wiederherstellungswert eines Risikoelements, d.h. eines Gebäudes gebildet. Diese beiden Komponenten wurden im Zuge des FWF-Projekts wie in Totschnig et al. (2011) dargelegt, erhoben bzw. berechnet und in weiterer Folge für die Bildung von Vulnerabilitätskurven mit der Ablagehöhe des Materials als Proxy für die Intensität des jeweiligen Wildbachprozesses zusammengeführt.

Totschnig et al. (2011) gingen bei der Berechnung der *Wiederherstellungswerte* der Häuser nach einem ökonomischen Ansatz mit Einheitspreisen aus dem Versicherungswesen in Anlehnung an eine Methode nach Kranewitter (2002) und Keiler et al. (2006). Der Wert eines Wohngebäudes setzt sich aus der Größe des Gebäudes und standardisierten Einheitspreisen pro m<sup>2</sup> Nutzfläche zusammen. Die Wohn- und Nutzfläche entstammt dem Grundstückskataster der jeweiligen Gemeinde. Räumliche und zeitliche Ungenauigkeiten, die Nutzung des Gebäudes sowie die Anzahl der Stockwerke wurden durch Feldbegehungen überprüft und ergänzt. Der Grundpreis von € 1.670 brutto pro m<sup>2</sup> Wohnfläche (Totschnig et al. 2011) gilt für gute bis sehr gute Ausstattung und wurde um einen Abschlag von 20-25 % verringert wenn es sich um einfache bzw. durchschnittlich ausgestattete Gebäude handelte. Eventuell vorhandene Keller und Dachböden wurden mit € 395 bzw. € 270 pro m<sup>2</sup> (brutto) kalkuliert. Im Gegensatz dazu lag der Basispreis von Beherbergungsgebäuden bei € 1.837 pro m<sup>2</sup> (+ 10 %) für Apartmenthäuser und Ferienwohnungen, € 2.088 pro m<sup>2</sup> (+ 25 %) für Pensionen und 1-2 Sterne Hotels, € 2.506 pro m<sup>2</sup> (+ 50 %) für 3-5 Sterne Hotels. Befand sich ein Wellnessbereich im Keller des Tourismusbetriebs wurde ein Grundpreis von 1.850 € pro m<sup>2</sup> Nutzfläche des Wellnessbereichs herangezogen, andernfalls wurde mit dem gleichen Betrag wie für Wohngebäude kalkuliert. Um den Flächenverbrauch von Innenwänden eines Gebäudes zu berücksichtigen erfolgte ein Abzug von 10% der gesamten Gebäudefläche.

Der ökonomische Schaden repräsentiert die Auswirkung des Wildbachprozesses auf ein Risikoelement. Die monetäre *Schadenshöhe* bestimmten Sachverständige, nachdem der jeweilige Gebäudeeigentümer des Schadensobjektes einen Antrag auf Entschädigungen aus dem Österreichischen Katastrophenfonds<sup>4</sup> bei der jeweiligen Landesregierung gestellt hatte. Alle Daten, die in der vorliegenden Diplomarbeit analysiert worden umfassen demnach nur beschädigte Gebäude, für die ein Schaden reklamiert wurde. Dies bedeutet, dass z.B. jene Gebäudebesitzer, die keinen Anspruch auf Gewährung der Förderung aus den Mitteln des Katastrophenfonds haben, z.B. weil sie keine österreichische Staatsbürgerschaft besitzen, nicht erfasst sind. Ebenso können vereinzelt Schäden durch andere Mittel gedeckt und folglich nicht in den Schadensdaten enthalten sein (z.B. privat abgeschlossene Versicherungen). Allerdings beschränken sich diese Ausnahmen auf Einzelfälle, da in Österreich aufgrund der Möglichkeit der kollektiven Schadenskompensation durch den Katastrophenfonds kein Anreiz für individuelle Prävention und

---

<sup>4</sup> Der Katastrophenfonds ist (u.a.) eine Förderung zur Beseitigung von eingetretenen Katastrophenschäden aus den Mitteln des Bundes §1 (1). Die Anträge zur Gewährung aus den Fondsmitteln sind von den Ländern beim Bund einzubringen §3.3a) (Republik Österreich 1996).

Risikominderung von Privathaushalten besteht. Die Nachfrage zur Versicherung von Privathaushalten gegenüber alpinen Naturgefahren ist daher zu gering für die Entwicklung entsprechender Angebote seitens der Versicherungen (Holub et al. 2011, Holub & Fuchs 2009). Der Großteil der Schäden ist damit durch die Informationen des Katastrophenfonds im verwendeten Datensatz inkludiert.

Als Ausdruck der Intensität des Wildbachprozesses wurde die Höhe des abgelagerten Materials für jedes Gebäude herangezogen. Diese konnte durch die Ereignisdokumentation der Wildbach- und Lawinverbauung bzw. des Instituts für Alpine Naturgefahren in situ gemessen (Wartschenbach 1997) bzw. anhand der Fotodokumentation und Interpolationen der Ablagerungshöhe rekonstruiert werden (Vorderbergerbach, Fimbabach/Trisanna, Stubenbach, Wartschenbach 1995, tlw. auch 1997). Die Ablagerungshöhe des Wildbachmaterials wurde (abgesehen von 0,25 m in der untersten Klasse) in vertikalen Schritten von 0,5 m Schritten aufgenommen bzw. bestimmt. Sie war zwar nicht Mittelpunkt der Untersuchungen, floss aber in die Evaluierung der Ergebnisse (Kapitel 4.6) ein.

Grundsätzlich liegen somit Daten über die Schadenshöhe der Gebäude, ihren Wiederherstellungswert und die Ablagerungshöhe des Geschiebes vor. Das Schadensausmaß (Schadenlast, engl. *damage ratio*) wurde in der Diplomarbeit vorangegangenen Arbeiten entnommen (vgl. Totschnig et al. 2011) und stellt die Ausgangsbasis für die räumlichen Analysen in dieser Diplomarbeit dar.

Die Schadenlast drückt die strukturelle Vulnerabilität eines Gebäudes gegenüber einer bestimmten Prozessintensität aus. Sie nimmt einen Wert zwischen 0 (kein Schaden) und 1 (Totalschaden) und normiert die Schadenshöhe auf den Wiederherstellungswert eines Hauses. (Schadenlast = absolute Schadenshöhe in € / Wiederherstellungswert) . Sie gilt somit als eine Rate zwischen 0 und 1 und liegt auf quantitativem, metrischem Datenniveau vor.

In manchen Fällen führten verschiedene Restriktionen in der Erhebung der Daten dazu, dass die Schadenlast nicht berechnet werden konnte. *Erstens*, wenn der Wiederherstellungswert nicht ermittelbar war: In manchen Fällen waren die Gebäudetypen nicht eindeutig identifizierbar, da Mischformen vorlagen. *Zweitens*, wenn die Schadenshöhe nicht eindeutig zugewiesen werden konnte: weil a) für bestimmte Nutzungsarten wie z.B. Geschäftslokale, Werkstätten, kommunale Mehrzweckgebäude (Feuerwehr/Musikverein) oder landwirtschaftliche Nebengebäude nicht ausgeschlossen werden konnte, dass die Angaben der Schadenshöhe nicht auch die jeweils spe-



zielle Innenausstattung inkludierten; b) wenn die Angaben zu Schadensbeträgen aus nicht vergleichbaren Quellen stammten (z.B. mündliche Aussagen über Schadenshöhe von Politikern). *Drittens*, wenn keine Angabe zur Intensität vorhanden war, verhinderte dies ebenso eine Aufnahme des Objekts in die Analyse.

Die Untersuchung der räumlichen Verteilung der Schadenlasten inkludierte schließlich insgesamt 135 Fälle verteilt auf fünf Wildbachereignisse, die jeweils zwischen 10 und 40 Schadensobjekte beinhalten (vgl. Tabelle 3.1). Die Spannweiten der einzelnen Ereignisse sind sehr unterschiedlich. Während beim Vorderbergerbach eine Schadenlast von 0,05 nicht überschritten wird, reicht sie beim Stubenbach bis zum Totalschaden mit einem Wert von 1. Die Maxima der restlichen Ereignisse bewegen sich zwischen 0,3 bis 0,7. Durchschnittlich beträgt die Schadenlast je Gebäude zwischen 0,02 und 0,3. Die kleinste Schadenlast von 0,001 entstand beim Ereignis des Vorderbergerbachs.

Tabelle 3.1: Metadaten (gerundet) der Schadenlast je Einzugsgebiet

<i>Untersuchungsgebiet</i>	<i>Fälle</i>	<i>Schadenlast</i>			
		<i>min</i>	<i>max</i>	<i>mittel</i>	<i>median</i>
Fimbabach-Trisanna	40	0,002	0,656	0,152	0,089
Stubenbach	39	<b>0,013</b>	<b>1,000</b>	0,320	0,140
Vorderbergerbach	30	<b>0,001</b>	<b>0,050</b>	0,018	0,013
Wartschenbach 1997	16	0,006	0,570	0,213	0,235
Wartschenbach 1995	10	0,010	0,344	0,121	0,077
Gesamt	135	0,001	1,000	0,176	0,070

Für eine räumliche Analyse ist die geographische Verortung neben den Sachattributen der Untersuchungsobjekte im Fokus des Interesses. Der räumliche Bezug der Schadensobjekte lag in Form von Polygon-Shapefiles mit allen einzelnen Gebäuden vor. Die Anwendung räumlich statistischer Methoden an Flächendaten ist an räumliche Kontingenz (*spatial contingency*) gebunden; d.h. die Flächen bzw. Gebäude müssen räumlich aneinandergrenzen. Da dies nicht für die Siedlungsstruktur in den Untersuchungsgebieten zutrifft, musste nach einer anderen Option gesucht werden. Die Entscheidung fiel auf die Verarbeitung der Daten in Form von Punkten da

sie viele Möglichkeiten in der räumlichen Statistik bieten und keine Anforderung wie z.B. die räumliche Kontingenz an die Daten stellen. Mithilfe von GIS Software wurden daher die Polygone des Shapefiles anhand ihres Zentroids (Schwerpunkt) zu Punkten umgewandelt und geographische Koordinaten zugewiesen, anhand derer das jeweilige Gebäude repräsentiert wird. In weiterer Folge wurden die Sach- und Geodaten verknüpft und für die Verarbeitung in der räumlich-statistischen Software SaTScan umprojiziert sowie als Tabellen im csv. Format vorbereitet.

## 4 Methodik

In diesem Kapitel wird die räumliche Statistik umfassend erläutert. Beginnend beim historischen Hintergrund werden anschließend die Besonderheiten räumlicher Daten erarbeitet und Definitionen für räumliche Punktmuster gegeben. Die Erklärung der Vorgehensweise in der Clusterdetektion ist eine Vorbereitung für die Behandlung der Spatial Scan Statistic mitsamt ihrer Modelle im darauffolgenden Kapitel. Abschließend werden die Möglichkeiten einer Validierung der Spatial Scan Statistic bzw. der Cluster angesprochen und der methodische Aufbau der Evaluierung vorgestellt.

### 4.1 Historischer Abriss und Einordnung der räumlichen Statistik in der Geographie

*„Spatial patterns are of interest because they are the trace of space-time processes that are the focus of geographic studies“*

*(Jaquez 2008, S. 396)*

Die Frage nach räumlichen Mustern ist in der Geographie essentiell. Seit der quantitativen Revolution in der Geographie während der späten 1950er und frühen 1960er spielen räumlich-statistische Methoden im Zusammenhang mit der Beantwortung dieser Frage eine immer größere Rolle (Gatrell et al. 1996). Die Ära der räumlichen Statistik, als eine Spezialdisziplin im weiten Feld der Statistik, begann aber schon früher. Die 1854 publizierte Cholera Karte von Dr. Snow wird oft als der Beginn der Epidemiologie (Newsom 2006, Waller & Gotway 2004) bezeichnet und war einer der ersten Versuche, mit der kartographischen Darstellung von räumlichen Verteilungsmustern eine Theorie zu beweisen. John Snow trug die Wohnorte von Cholerafällen des Londoner Bezirks Soho und die Wasserentnahmestellen in eine Karte ein. Eine ungewöhnliche hohe Anzahl der Verstorbenen befand sich um eine bestimmte Wasserpumpe, sobald diese außer Betrieb gesetzt wurde, ebte die Epidemie ab und Snow bewies so die Übertragung der Cholera durch kontaminiertes Wasser (Brody et al. 2000, O’Sullivan & Unwin 2003). Seitdem wurden zahlreiche Ansätze und Methoden entwickelt, räumlich relevante Problemstellungen statistisch zu untersuchen und die Charakteristiken verschiedener Räume auf verschiedenen Skalen herauszufiltern. Zunächst noch mit Papier, Bleistift und ev. noch Ta-

schenrechner, begann man in den 1960ern mit den ersten Computern Versuche von räumlichen Analysen. Jedoch erst mit der Verfügbarkeit von besseren Rechen- und Speicherleistungen setzte die GIS Revolution Ende der 1970er und Anfang der 1980er ein (Fotheringham 2000) und es wurde möglich, die Durchführung dieser aufwändigen Rechenmethoden leistbar und einfacher in der Anwendung zu machen. Teilweise wurden die Methoden auch bewusst so entwickelt um die neuen Rechenkapazitäten zu nutzen. Mit der unaufhörlich wachsenden Menge an räumlichen und raum-zeitlichen Daten in den letzten 10-20 Jahren ist ein großes Potenzial entstanden, das aber gleichzeitig eine Herausforderung für die Bewältigung dieser Datenmengen darstellt. Verschiedene Zweige der GIS Community beschäftigen sich mit diesen Problemen, als GeoComputation (GC) wird die Bearbeitung von großen Datenmengen mit hochleistungsfähigen Rechnern bezeichnet, also computerintensive Analysen räumlicher Daten für (meist) geographische Fragestellungen (2010). GIScience (Geographic Information Science) beschäftigt sich mit theoretischen Konzepten und Methoden um Modelle für die Analyse, Organisation und Kommunikation von räumlicher Information zu entwickeln (Strobl 2011).

Der Aufschwung und das heute vorhandene vielfältige Anwendungsspektrum der räumlich statistischen Methoden wurden erst im Zuge der Entwicklung von GeoComputation und GIScience möglich. Innerhalb der geographischen Methoden gewinnt die räumliche Statistik auch deshalb an Bedeutung.

Räumliche Analysen erstrecken sich über ein großes Anwendungsgebiet und beinhalten mehrere methodische Zweige für jeweils unterschiedliche Zwecke. Die Räumliche Statistik ist einer dieser Zweige, welcher wiederum durch eine große Vielfalt an Subgruppen von Methoden geprägt ist wie zum Beispiel die Geostatistik. Die Geostatistik ist ein Set aus Techniken für "*spatial prediction, spatial simulation, regularization and spatial optimization*" (Atkinson & Lloyd 2009, S. 159). Eine ihrer bekanntesten Methoden ist die Interpolation mit Kriging, dessen Ursprung in geologischen und umweltwissenschaftlichen Kontexten der 1960er Jahre zu finden ist. Die Interpolation ermöglicht eine Schätzung unbekannter Werte zwischen Punkten mit bekannten Ausprägungen. Allerdings kommt es durch die Anfangssilbe „Geo“ häufig zu einer Verwechslung des Begriffs mit räumlicher Statistik (*spatial analysis, spatial statistics*) oder zur Verwendung als Synonym (Helbich M., pers. Komm.). Die Geostatistik kann als eine Untergruppe der Räumlichen Statistik gesehen werden - genauso wie die in der Diplomarbeit angewandte Punktmusteranalyse. Mit dieser Methodik wird ein Punktdatenset auf seine Struktur und darin enthaltene Auffälligkeiten untersucht.

Punktmusteranalysen wurden analog bereits in den 1930er bis 60er Jahren in der Pflanzen- und Tierökologie verwendet um Erkenntnisse über die räumlichen Muster in der Verbreitung von Pflanzen- und Tierarten und diesbezügliche räumliche Beziehungen zu gewinnen. Nach Gatrell et al. (1996) fanden Punktmusteranalysen ab Anfang der 60er Einzug in geographische Fragestellungen. Aktuelle Anwendungsgebiete sind die Analyse des Einflusses von Driving Factors in der Bevölkerungsgeographie und Migrationsforschung (Helbich & Görgl 2010a), sowie z.B. die räumliche Verteilung von Muren entlang der Kontinentalscheide Nordamerikas in der Physiogeographie (Wilkerson & Schmid 2008) und die Entwicklung postsuburbaner Räume in der Raumforschung (Helbich & Leitner 2010b). Währenddessen wurden und werden sie aber vor allem in Kriminalistik, Epidemiologie, Landschaftsökologie, Ökonometrie u.v.m. gebraucht. Auch wenn es sich um unterschiedliche Wissenschaften handelt, die zugrunde liegenden Prinzipien sind sehr ähnlich oder sogar gleich (Jaquez 2008). Obwohl sich die Wissenschafts- und Anwendercommunity interdisziplinär und vielfältig in den Fragestellungen und Methoden gestaltet, bleiben doch statistische und geographische Grundlagen immer die Basis und eine technische Vereinbarkeit der beiden Grundlagen ist daher essentiell. Dass dies aber schwieriger ist, als es zunächst scheint, wird im folgenden Kapitel klar.

## 4.2 Besonderheiten räumlicher Datenanalyse

In der räumlichen Statistik gibt es einige Besonderheiten (O'Sullivan & Unwin (2003) bezeichnen sie als „*Fallen*“) die in der herkömmlichen Statistik nicht oder zumindest nicht in diesem Ausmaß von Bedeutung sind:

- > Räumliche Autokorrelation
- > Modifiable Area Unit Problem (MAUP)
- > Ökologischer Fehlschluss
- > Skala/Maßstabsabhängigkeit
- > Nicht-Uniformität
- > Kanteneffekt

Sie werden im Folgenden einzeln in der Theorie erläutert um an späterer Stelle Bezug darauf zu nehmen.

Die *räumliche Autokorrelation* ist eine Eigenschaft von räumlichen Phänomenen, die das *First Law of Geography*<sup>5</sup> nach Tobler 1970 illustriert. Es besagt, dass Dinge, die nahe zueinander liegen, sich in ihren Attributen ähnlich sind. In diesem Sinne drückt die Autokorrelation aus, inwiefern Punkte, die nahe beieinander liegen ähnlicher in ihren Attributen sind als weiter entfernte Dinge. Oder anders gesagt: je kleiner die Distanz zwischen zwei Punkten, desto wahrscheinlicher ist ihre Ähnlichkeit. Sie kann positiv (ähnliche Werte nebeneinander), negativ (differenzierende Werte nebeneinander) oder null (kein räumlicher Effekt in den Daten, zufällige Verteilung) sein, wobei die null und negativ häufig verwechselt werden (O'Sullivan & Unwin 2003).

Dass die Phänomene nicht völlig zufällig im Raum verteilt sind, ist einerseits eine der wichtigsten Grundannahmen der Geographie. Andererseits ist Autokorrelation auch ein Problem für die Anwendung von konventioneller Statistik aufgrund dieser nicht-zufälligen Verteilung, weil dadurch Voraussetzungen für manche statistische Tests nicht erfüllt werden. (O'Sullivan & Unwin 2003). Für Regressionen zum Beispiel ist im Normalfall die Unabhängigkeit der Variablen eine Vorbedingung. Die Autokorrelation in Daten ist jedoch nichts anderes als eine Abhängigkeit der Attribute von der Lage der Objekte. Eine Heteroskedastizität<sup>6</sup> der Residuen kann darauf hinweisen, dass räumliche Autokorrelation vorhanden ist. Durch deren Berücksichtigung in einer räumlichen Regression kann dieses Problem allerdings gelöst werden.

Aufgrund dieses und weiterer statistischer Probleme sollte das Ausmaß der Autokorrelation in den Daten vor einer konventionellen statistischen Analyse abgeschätzt (z.B. durch Moran's I oder Geary's C) und somit die Ergebnisse relativiert werden (O'Sullivan & Unwin 2003, Fortin & Dale 2009).

Eine weitere Herausforderung in der Arbeit mit räumlichen Daten ist das *modifiable area unit problem (MAUP)* (O'Sullivan & Unwin 2003). Das MAUP existiert häufig für räumlich aggregierte Daten (z.B. Zensus Daten), da die Ergebnisse einer Analyse stark variieren können, je

---

<sup>5</sup> „Everything is related to everything else, but near things are more related than distant things“ (Waldo Tobler, 1970, o. S.)

<sup>6</sup> Heteroskedastizität: signifikante Ungleichheit in der Streuung der Ergebnisse von Stichproben in Bezug auf die einer Erhebung zugrunde liegende statistische Gesamtheit (Duden online <http://www.duden.de/zitieren/10114691/1.7> Zugriff am 6. September 2011)

nachdem wie die Raumeinheiten (areal units) definiert sind (Fotheringham 2000). Der Begriff des MAUP wurde Ende der 70er von Openshaw und Taylor geprägt, indem sie mit der Datenaggregation einer Analyse experimentierten und beobachteten, dass sich der Korrelationskoeffizient änderte wenn kleinere Raumeinheiten zu größeren aggregiert wurden. Die Quelle des Problems liegt u.a. in der künstlichen Grenzziehung von administrativen Einheiten oder der Zusammenfassung (Aggregation) von Daten durch Zensuserhebungen aus mehreren Einheiten oder Einzelobjekten. Da diese Zensusprengel verändert werden können, resultieren daraus auch entsprechend andere Ergebnisse (Wong 2009).

Es gibt zwei Komponenten des MAUP: 1) Den *Scale Effect*: verschiedene räumliche Auflösungen oder Maßstäbe (vgl. Abbildung 4.1) führen zu verschiedenen Ergebnissen bei gleichbleibendem statistischem Test und 2) den *Zoning Effect*: bei gleichbleibendem Maßstab erhält man unterschiedliche Ergebnisse, wenn die Raumeinheiten anders gruppiert oder zusammengefasst werden (Fotheringham et al. 2000). Beim Scaling Effect handelt es sich um Unterschiede, die entstehen, wenn Daten auf verschiedenen Maßstabsebenen oder räumlichen Auflösungen analysiert werden. Das heißt, es kommt bei einem upscaling (z.B. vom lokalen zum regionalen Maßstab) zu einer Homogenisierung der Werte der zusammengefassten Einheiten, weil kleinräumliche Strukturen verallgemeinert werden. Die Varianz der Werte des gesamten Untersuchungsgebiets wird dadurch geringer. In stärker aggregierten Daten ist daher eine Tendenz zu geringerer Variation vorhanden, da der Prozess der Aggregation die Variabilität glättet. Der Zoning Effect ist auf die Art und Weise zurückzuführen, wie einzelne Einheiten zu größeren Einheiten aggregiert werden, d.h. wie Zonen eingeteilt werden. Denn zu einem Großteil sind räumliche Muster auch eine Funktion dessen, in welche Teile ein Gebiet gesplittet wird, welche Größe und welche Form diese Teile haben. Dies wird offensichtlich wenn z.B. die administrativen Einheiten einer Region zusammengelegt oder vermehrt werden und es zu einer neuen Aufteilung kommt (Wong 2009). Eine Lösung für das MAUP gibt es bis dato noch nicht, aber u.a. den Ansatz, die Sensibilität der Daten im Zuge der Analyse zu testen, indem die Ergebnisse bei unterschiedlicher Datenaggregation verglichen werden. Je nachdem wie stark sie sich pro Aggregationslevel oder Zonierung verändern, gibt dies eine Aussage über die Stabilität der Daten. Verändern sie sich wenig oder gar nicht, kann man sie als stabil gegenüber dem MAUP bezeichnen und umgekehrt (Fotheringham et al. 2000). Wong (2009) nennt ebenfalls einige Ansätze zur Lösung des MAUPs, aber keiner davon so umfassend ist, dass eine tatsächliche Lösung damit erreicht werden könnte. Die Gründe dafür lässt Wong (2009) allerdings offen. Bis eine Lösung gefunden wurde, bleibt die Identifikation des MAUPs für verschieden aggre-

gierte Einheiten und vor allem das Ausmaß seines Einflusses ein wichtiger Schritt in jeder Arbeit mit räumlichen Daten (Wong 2009).

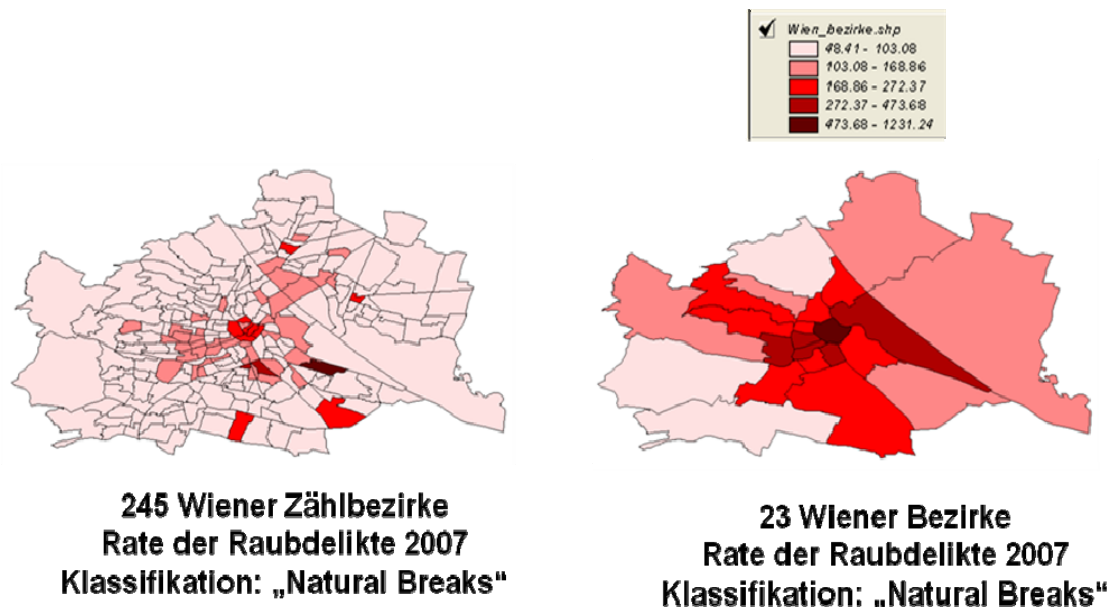


Abbildung 4.1: Der Scale Effect des MAUP, dargestellt anhand unterschiedlicher administrativer Einheiten Zählbezirke und Bezirke von Wien (Quelle: Leitner 2011, o.S.)

Verwandt mit dem MAUP ist der *ökologische Fehlschluss* (ecological fallacy oder ecological inference fallacy), der nicht nur spezifisch für räumlich-statistische sondern generell für statistische Analysen und deren Interpretation von Relevanz ist. Es handelt sich dabei um nicht-zulässige Aussagen, die beim Versuch getroffen werden, von aggregierten Daten auf Individuen zu schließen (Waller & Gotway 2004). Wenn zum Beispiel ein starker Zusammenhang zwischen Einkommen und Kriminalitätsrate in einem Bezirk gegeben ist, weil jene Gebiete mit durchschnittlich niedrigem Einkommen auch häufig von Kriminalität betroffen sind, so kann nicht der Schluss gezogen werden, dass Personen mit niedrigem Einkommen kriminell sind. Es ist nur zulässig zu interpretieren, was als tatsächliche Aussage einer Analyse gilt. In diesem Fall könnte lediglich gesagt werden, dass Gebiete mit niedrigem Einkommen tendenziell mehr Kriminalität aufweisen. Der ökologische Fehlschluss hängt in dem Sinne mit dem MAUP zusammen als dass statistische Zusammenhänge sich je Aggregationsniveau ändern (O’Sullivan & Unwin 2003).

Die Frage nach der *Skala* oder die *Maßstabsabhängigkeit* einer Analyse ist ebenfalls bereits implizit im MAUP enthalten. Explizit sei sie trotzdem nochmal erwähnt, da die Frage nach dem



Maßstab auch unabhängig vom Aggregationsniveau der Daten gestellt werden kann. So ist es möglich dass auf lokaler Ebene bei der Betrachtung einer Stadt zum Beispiel ein zufälliges Muster und damit keine Clusterung beobachtet werden kann. Wird aber dieselbe Stadt auf regionalem Maßstab noch einmal betrachtet, erscheinen die in ihr vorhandenen Punkte möglicherweise doch als Cluster gegenüber dem Umland (Abbildung 4.2).

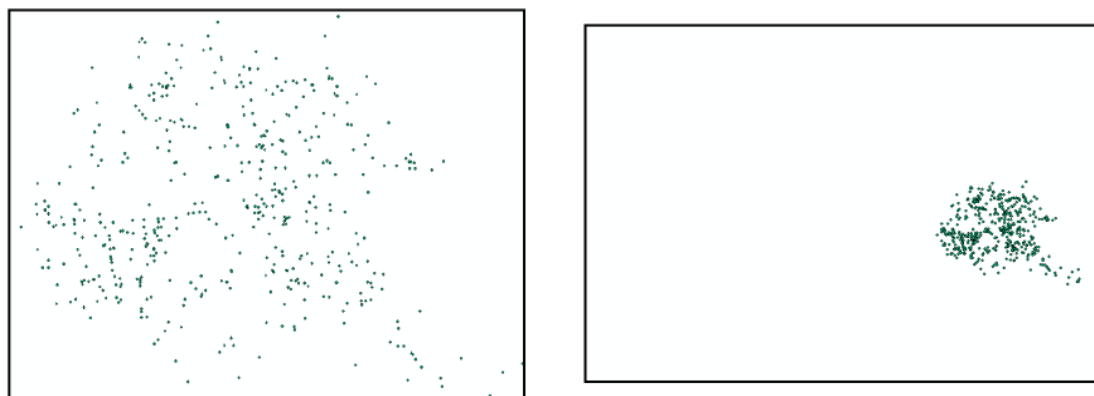


Abbildung 4.2: Der Betrachtungsmaßstab eines Phänomens hat Einfluss auf das Resultat und die Schlussfolgerung (Helbich 2010, o. S.).

Dass reale Räume nicht uniform sind, ist eine weitere Herausforderung der räumlichen Analysen, die in der konventionellen Statistik so nicht vorkommt. Wiederum dient hier ein Beispiel aus der Kriminalistik: wenn Clusteranalysen für Straftaten durchgeführt werden, wird das resultierende Muster auch durch geographische Faktoren geprägt sein, wie zum Beispiel der Bevölkerungsdichte, die Anordnung von Verkehrswegen, Parks oder ähnlichem. Dass diese Faktoren maßgeblich das Auftreten von Clustern beeinflussen ist zum Teil sehr offensichtlich, sie werden als *Nicht-Uniformität* (non-uniformity) des Raums bezeichnet. Teilweise gibt es Methoden die dieses Problem berücksichtigen, allerdings ist dies in vielen anderen noch ausständig (O'Sullivan & Unwin 2003).

Der *Kanteneffekt* (edge effect) tritt auf, wenn die Daten gegen den Rand des Untersuchungsgebiets spärlicher werden im Vergleich zu seinem Inneren (Waller & Gotway 2004) bzw. wenn Daten außerhalb des Untersuchungsgebiets (z.B. Nachbarländer) eigentlich einen Einfluss auf die räumlichen Muster haben, jedoch nicht in die Analyse einfließen können (Datenverfügbarkeit, administrative Grenzen, etc.). Beobachtungen innerhalb des Untersuchungsgebiets haben Nachbarobjekte in alle Richtungen, jedoch jene an den Kanten nicht (O'Sullivan & Unwin 2003). Kanteneffekte haben daher einen Einfluss auf das Ergebnis, allerdings nicht wenn die Analyse für die Welt oder Inseln durchgeführt wird. Ebenso ist der Kanteneffekt nicht für die

hier durchgeführte Untersuchung der Auswirkungen von Wildbachprozessen vorhanden, da diese lokal begrenzt sind und der Wirkungsbereich der Ablagerungen vollständig in den Untersuchungsgebieten liegt.

Schließlich gibt es noch ein sehr spezielles Problem das sich auf die Anwendung statistischer Methoden auf räumliche Daten auswirkt: *“There are a number of technical problems related to applying statistical analysis to spatial data: spatial autocorrelation, the modifiable areal unit problem, and scale and edge effects. (But) there is another, perhaps more troublesome problem (...): Geographical data are often not samples in the sense meant in standard statistics. Frequently, geographical data represent the whole population. Often, we are only interested in understanding the study region, not in making wider inferences about the whole world, so that the data are the entire population of interest (O’Sullivan and Unwin 2003, S 53, Hervorhebung im Original).*

Eine Lösung für dieses Problem wäre, keine statistischen Analysen mit geographischen Daten durchzuführen. Dann könnte man sie nur beschreiben und in Karten darstellen ohne Aussage über Wahrscheinlichkeiten oder ähnliches. Anselin (1989) und O’Sullivan & Unwin (2003) sehen aber auch eine andere Möglichkeit, nämlich die, sich räumliche Prozesse und ihre möglichen Realisationen vorzustellen. Das heißt, ein beobachtetes räumliches Muster ist dann eine Realisierung von allen möglichen Mustern, wenn sie unter einem bestimmten angenommenen Prozess wie z.B. dem Zufallsprozess (complete spatial random process, CSR) oder einem Poisson Prozess etc. entstehen können.

Von der Art der vorliegenden Daten hängt ab, welche Methoden angewandt werden können. Räumliche Daten können in Form von Punkten, Linien, Flächen und Feldern vorkommen. Jeder Datentyp erfordert andere Techniken und Ansätze (O’Sullivan & Unwin 2003, S. 23). Im Gegenzug bedeutet dies, dass ein Datenformat in ein anderes transformiert werden kann, um eine bestimmte Methode zu nutzen, sofern dadurch keine wichtigen Charakteristiken der räumlichen Daten verloren gehen, die Teil der Untersuchung sind. Die tatsächliche Geometrie der beschädigten Gebäude steht nicht im Mittelpunkt meiner Analyse, da keine Informationen über den Ort des Materialeintritts vorhanden sind. Folglich konnte in ArcGIS eine Transformation der Polygone in Punkte vorgenommen werden, sodass ein Punkt jeweils den Schwerpunkt (Zentroid bzw. *centroid*) eines Gebäudes repräsentiert. Dieser Schritt ermöglichte die anschließende Anwendung von Punktmusteranalysen (*point pattern analysis*) auf die Daten der Schadenlast.

### 4.3 Räumliche Punktmuster und deren Prozesse

„What would be the outcome if there were absolutely no geography to a process – if it were completely random? If you think about it, the idea of no geography is the ultimate null hypothesis for any geographer to suggest.

(O’Sullivan and Unwin 2003, S. 56)

Es liegt im Wesen des Menschen Ordnung und Muster in scheinbar zufälligen Ansammlungen von Dingen zu finden (Waller & Gotway 2004, Watzlawick 2011), und fast jede Wissenschaft beschäftigt sich in irgendeiner Form damit. Aber was genau versteht man unter räumlichen Mustern in der Geographie? Und welche räumlichen Muster gibt es? Das sind Fragen, die zunächst trivial erscheinen, doch einer genaueren Betrachtung bedürfen um den relativ allgemeinen Begriff auf den hier angewendeten Zweck zu spezifizieren.

Mit räumlichen Mustern ist die charakteristische Verteilung von Daten in einem Gebiet gemeint. Grundsätzlich gibt es Punktmuster wie in Abbildung 4.3, die zufällig, regelmäßig verteilt oder geclustert sind. Je nach räumlich-statistischer Methode und Fragestellung wird in den meisten Untersuchungen unter der Nullhypothese eine Zufallsverteilung bzw. eine Gleichverteilung angenommen und eine Clusterung als Alternativhypothese.

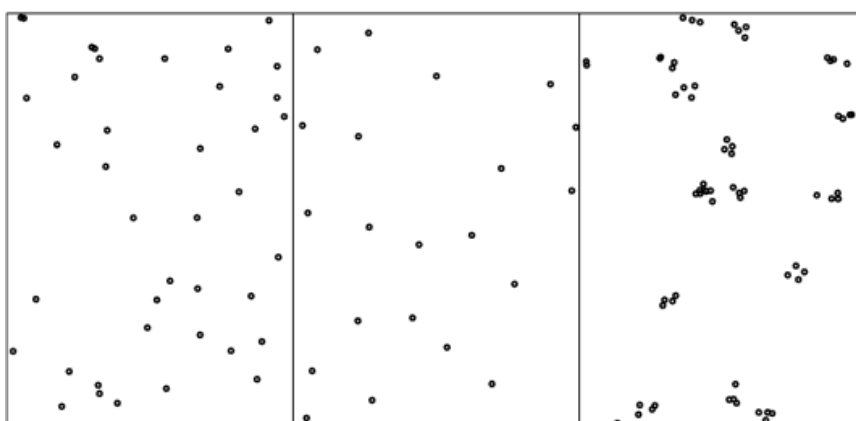


Abbildung 4.3 Drei Punktmuster: zufällig (links), regelmäßig (Mitte), geclustert (rechts) (Illian et al. 2008, S. 2)

Was genau ist nun ein Cluster? Der Begriff wird in verschiedenen Kontexten verwendet und bedeutet im Allgemeinen *Häufung*, *Ansammlung*, *Bündelung* oder *Klumpen*. Jaquez (2008) definiert einen räumlichen Cluster im statistischen Sinn als ein Übermaß an Ereignissen (excess of

events) also als eine übermäßig hohe Konzentration von bestimmten Objekten oder Feldern (bei field data) in einem Raum. Ein Ereignis (event) ist in diesem Zusammenhang ein Synonym für eine Beobachtung, die an einem bestimmten Ort (location) auftritt. Eine Unterscheidung zwischen *Punkt* und *Ereignis* hat sich in der räumlichen Punktmusteranalyse etabliert (Gatrell et al. 1996). Ein Punkt (point) ist jegliche beliebige Position im Untersuchungsgebiet, an der ein Ereignis auftreten könnte und ein Ereignisort (event location) ist eine Position an der tatsächlich ein Ereignis aufgetreten ist (Waller & Gotway 2004 zitiert nach Diggle 1983).

Der Begriff „Cluster“ ist ein sehr allgemeiner und beinhaltet keine Aussage über die Clustermorphologie, d.h. die geographische Größe, die Form der Clustergrenzen, das Ausmaß der räumlichen Konzentration (magnitude of excess) oder die Lage des Clusters (Jaquez 2008). Eine solche Aggregation von Ereignissen stellt ein Muster dar, das unter einem bestimmten Prozess generiert wurde (Gatrell et al. 1996, Waller & Gotway 2004) und im Umkehrschluss ohne diesen Prozess nicht vorhanden wäre (Jaquez 2008). Dies führt auf einen Schlüsselpunkt hin, denn eine Clusterung kann immer nur im Vergleich zu einer Nullhypothese gemessen werden, d.h. dass die Verteilung der Daten entweder durch einen Prozess der Zufälligkeit, Gleichverteilung, einen homogenen Poisson Prozess o.ä. generiert wurde (Jaquez 2008).

Sehr häufig wird bei räumlicher Clusteranalyse die Zufälligkeit (*complete spatial randomness*) als Nullhypothese definiert (Jaquez 2008). Im allgemeinen Sprachgebrauch wird von zufälligen Mustern gesprochen, wenn eine Verteilung nicht von den untersuchten Faktoren beeinflusst oder generiert wird. Complete Spatial Randomness (CSR) bedeutet hingegen im Detail, dass ein Ereignis im gesamten Untersuchungsgebiet die gleiche Wahrscheinlichkeit<sup>7</sup> hat, vorzukommen, und eine Unabhängigkeit davon besteht, wo andere Ereignisse auftreten (Waller & Gotway 2004). Diese Kriterien werden aber in vielen Fällen der räumlichen Analyse nicht erfüllt und gegen die CSR zu testen ist daher in manchen Fragestellungen umstritten bzw. von wenig Mehrwert. Die meisten geographischen Phänomene sind komplex und eine CSR als Nullhypothese ist selten angemessen, da es immer irgendein räumliches Muster aufgrund der nicht-uniformen räumlichen Verteilung dieser Phänomene gibt. Andere plausible Modelle, die die Nicht-Uniformität berücksichtigen sind daher gefragt (Jaquez 2008). Waller & Gotway (2004) nennen die *constant risk hypothesis* als ein Modell, das dieses Problem lösen könnte und

---

<sup>7</sup> Eine gleiche Wahrscheinlichkeit der Verteilung (uniform distribution probability) ist nicht zu verwechseln mit einer gleich- oder ebenmäßigen Verteilung im Raum, so wie in Abbildung 4.3 (Mitte) dargestellt (Waller & Gotway 2004).

als Nullhypothese für räumlich nicht-uniforme Phänomene geeignet wäre. In diesem Modell wird jeder Position im Untersuchungsgebiet ein Wert zugewiesen, je nachdem ob an dieser Stelle potentiell ein Ereignis stattfinden könnte z.B. ein Krankheitsfall oder ein Schadensfall. Das bedeutet, dass jenen Orten, wo sich ein Mensch bzw. Gebäude befindet, ein Wert von 1 zugewiesen wird. Die Gesamtheit der potentiellen Orte mit dem Wert 1 bilden die *population at risk*<sup>8</sup>. Im Gegenzug werden alle Stellen im Untersuchungsgebiet mit dem Wert 0 versehen, an denen kein dem Prozess (z.B. kontaminiertes Wasser bzw. Wildbachprozess) ausgesetztes Objekt vorhanden ist. Dadurch wird die Bevölkerungsdichte bzw. Siedlungsstruktur berücksichtigt, welche möglicherweise selbst für ein Verwerfen der Nullhypothese unter der CSR ausreichen könnte, wie im Beispiel in Abbildung 4.4 dargestellt.

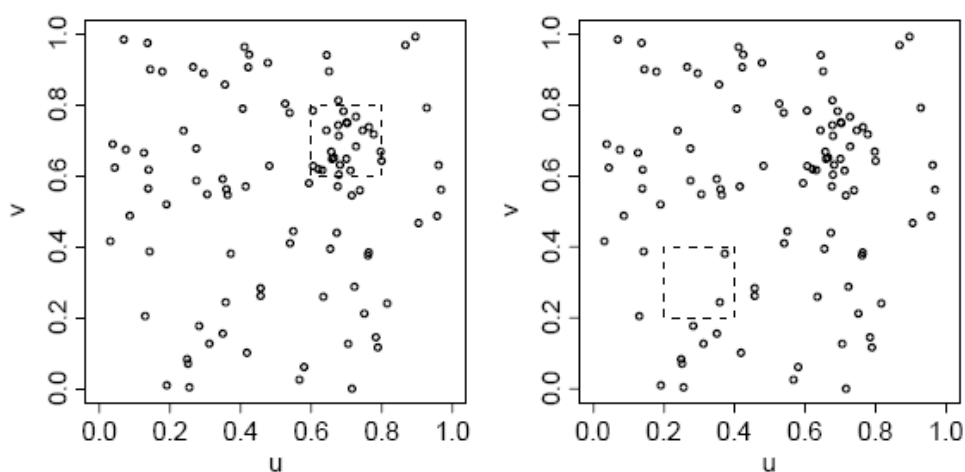


Abbildung 4.4: Beispiele die die Unterschiede der Detektion eines Clusters unter einem CSR-Prozess im Vergleich zur constant risk hypothesis schematisch illustrieren (Waller & Gotway 2004, S. 127).

Die Punkte stellen jenen Teil der Bevölkerung dar, der ein bestimmtes Merkmal (z.B. Krankheit) aufweist. Die population at risk ist nicht durch Punkte zu sehen, das strichlierte Quadrat steht aber symbolisch für ein Gebiet hoher Bevölkerungsdichte (z.B. Stadt oder Metropolregion). Links liegt die Häufung an Krankheitsfällen in einer Stadt und rechts in weniger dicht besiedeltem Gebiet. Wird die Clustersuche mit der CSR als Nullhypothese durchgeführt, so würden sowohl rechts als auch links Cluster festgestellt. Unter einer constant risk hypothesis, die die Verteilung der population at risk berücksichtigt, würde nur im rechten Bild ein Cluster gefunden werden.

<sup>8</sup> *Population at risk* ist ein in der räumlichen Statistik verwendeter Ausdruck, der auch mit dem Begriff der *Risiko-elemente* vergleichbar ist (vgl. Kapitel 1.2).

## 4.4 Clusterdetektion in Punktmustern

Wie im vorangegangenen Kapitel ausführlich erläutert, vergleichen Punktmusteranalysen prinzipiell die beobachtete (*observed*) mit einer theoretischen (*expected*) Verteilung. Dabei untersuchen sie, wie stark sich die beiden Verteilungen voneinander unterscheiden. Das beobachtete Punktmuster sind die empirisch aufgenommenen Daten. Die theoretische Verteilung wird in den meisten Fällen als eine räumliche Zufallsverteilung angenommen (CSR, *complete spatial randomness*).

Aufgrund der Tatsache, dass ein räumliches Muster als *eine* von vielen möglichen Realisationen eines Prozesses entstanden ist, folgt die statistische Punktmusteranalyse einem bestimmten Ablauf. Dieser gliedert sich in fünf Komponenten:

- > Eine *Teststatistik* quantifiziert einen relevanten Aspekt eines räumlichen Musters (z.B. räumliche Autokorrelation oder Clusterung, etc.)
- > Eine *Alternativhypothese* wird definiert, als jenes räumliche Muster, das die Test Statistik auffinden soll. Das kann z.B. eine spezifische Alternative sein, wie z.B. Clusterung um einen Fokus oder auch nur ganz allgemein „nicht die Nullhypothese“
- > Eine *Nullhypothese* wird definiert, als jenes räumliche Muster, das erwartet wird wenn die Alternativhypothese falsch ist.
- > Das *null spatial model* ist ein Mechanismus zur Generierung der Referenzverteilung basierend auf einer Wahrscheinlichkeitsverteilung (heterogene Poisson-Verteilung, Bernoulli-Verteilung) oder Randomisierung (z.B. Monte Carlo Simulation)
- > Die *Referenzverteilung* ist jene Verteilung der Teststatistik, wenn die Nullhypothese zutrifft.

(Jaquez 2008 zitiert nach Waller and Jacquez 1995)

Der numerische Wert aus der tatsächlichen Teststatistik (z.B.  $\lambda$  für die Likelihood function) wird mit der Verteilung dieses Werts unter dem null spatial model verglichen. Die Gegenüberstellung der Teststatistik mit der Referenzverteilung ermöglicht eine probabilistische Aussage darüber, wie unwahrscheinlich ein räumliches Muster unter der Nullhypothese ist, ergo wie wahrscheinlich es unter der Alternativhypothese entstanden ist (Jaquez 2008 zitiert nach Gustafson 1998). Dieser Vorgang wird auch als Hypothesentest oder Signifikanzprüfung bezeichnet "*A statistical hypothesis test typically compares the observed value of a quantitative summary of the data observed (the test statistic) to the probability distribution of that summary under the assumptions of the null hypothesis*" (Waller & Gotway 2004, S. 125). Nach diesem Prinzip ist auch die in Kapitel 4.5 erläuterte Spatial Scan Statistic aufgebaut.

Es gibt eine Vielzahl verschiedener Methoden zur Detektion von Clustern in Punktmustern, wobei diese in globale, lokale und fokussierte Techniken untergliedert werden (Jaquez 2008). Man unterscheidet „detecting Clustering“ (globale Methoden) und „detecting Clusters“ (lokale Methoden) (Waller 2009; Waller & Gotway 2004). Bei der Detektion von Clustering spricht Waller (2009) von der Untersuchung der generellen Tendenz in einem Gebiet, dass Ereignisse nahe beieinander auftreten und den Fragen „Gibt es Clusterungen im gesamten Gebiet?“ oder „Ist in einem Gebiet eine stärkere Clusterung vorhanden als in einem anderen?“ Für die Beantwortung dieser Fragen nennt er die Nearest-Neighbor-Analyse und die K-Funktion nach Ripley (1977). Bei der Detektion von Clusters handelt es sich um das Auffinden der – wie dies Waller (2009) nennt – „ungewöhnlichsten Ansammlung von Ereignissen“, also des wahrscheinlichsten (most likely) Clusters an Objekten. Fokussierte Clustermethoden quantifizieren eine Clusterung/Cluster um einen Fokus (Jaquez 2008), d.h. um einen spezifischen Ort oder eine vermutete Quelle für einen Prozess, z.B. Kernkraftwerk und Verteilung von Krebspatienten.

In anderen Worten: Das Interesse bei lokalen Clustermethoden liegt im Allgemeinen darin, eine Aussage darüber machen zu können, an welchen Orten im Untersuchungsgebiet die (wahrscheinlichsten) Cluster auftreten. Hingegen interessiert bei globalen Methoden, ob es überhaupt Clusterungen gibt und bei fokussierten Methoden wird von einem vordefinierten Punkt ausgehend die Clusterung um diesen Punkt gemessen. Die Fragestellung der Diplomarbeit dreht sich darum, wo die Cluster im Untersuchungsgebiet liegen, folglich wurde eine lokale Clustermethode - die Spatial Scan Statistic - gewählt, denn: *"Another recent and potentially powerful movement within quantitative geography is that in which the focus of attention is on identifying and understanding differences across space rather than similarities"* (Fotheringham et al. 2000, S 11).

Den Arbeitshypothesen der Diplomarbeit entsprechend wurden folgende statistisch zu überprüfende Hypothesen gebildet:

#### NULLHYPOTHESE ( $H_0$ )

*Jene Gebäude, an denen (hohe bzw. niedrige) Schadenlasten durch fluviolen Feststofftransport bzw. Murgang entstanden sind, sind zufällig über den Schwemm- oder Murkegel verteilt.*

#### ALTERNATIVHYPOTHESE ( $H_A$ )

*Jene Gebäude, an denen (hohe bzw. niedrige) Schadenlasten vorliegen, sind geclustert.*

## 4.5 Spatial Scan Statistic mit SaTScan

Die Spatial Scan Statistic mit SaTScan<sup>TM</sup> (*software for the spatial, temporal and space-time scan statistics*) von Martin Kulldorff (1997) ist eine Methode lokaler Clusterdetektion für räumliche Punktprozesse. Das bedeutet, nicht nur die Existenz von Clustern innerhalb eines Untersuchungsgebiets sondern auch deren Lokalität kann damit festgestellt werden. Sie ist mehr oder weniger eine Weiterentwicklung der Geographical Analysis Machine (GAM) nach Openshaw (1987) und der Methode nach Rushton und Lolonis (1996), aber mit einem Unterschied in der Inferenz (Hypothesentestung). Das Ziel dieser beiden Entwicklungen war zwar ebenso, den wahrscheinlichsten Cluster (d.h. die ungewöhnlichste Ansammlung von Objekten) zu finden, Kulldorff's Methode gibt darüber hinaus aber auch Informationen über die Signifikanz, also den "Grad der Ungewöhnlichkeit" eines Clusters an (Waller & Gotway 2004).

Die Spatial Scan Statistic der Freeware SaTScan<sup>9</sup> basiert auf der Maximum-Likelihood-Methode, die Inferenz wird mittels Monte Carlo Simulation getestet. Die meisten statistischen Methoden zur Analyse von Clustern räumlicher Punktprozesse beschreiben entweder deskriptiv die geographische Lage der Cluster *oder* sie testen die Inferenz mittels Hypothesentest ohne Aussage über die Lage der Cluster. Dass SaTScan beides durchführt ist eine wichtige Eigenschaft der Software, die sie von den anderen Spatial Scan Statistic Methoden unterscheidet (Kulldorff 2010): sobald die Nullhypothese verworfen wird, kann auch das betreffende Gebiet des Clusters identifiziert werden (Kulldorff 1997). Mit SaTScan können rein räumliche, rein zeitliche oder raum-zeitliche Scan Tests sowie räumliche Variationen in zeitlichen Trends (nur für das Poisson Model) durchgeführt werden. Es kann nach Hot Spots (Konzentration hoher Werte), nach Cold Spots (Konzentration niedriger Werte) oder nach beiden gleichzeitig gesucht werden. Vor allem in epidemiologischen Fragestellungen wurde die Spatial Scan Statistic bisher sehr häufig angewandt um die Verteilung von Krankheitsfällen zu untersuchen (eine Vielzahl von Anwendungsbeispielen ist zu finden unter: <http://www.satscan.org/references.html>). Aufgrund der Ergebnisse, also der Verortung von Clustern können in weiterer Folge gezielter Gründe für das übermäßige Auftreten der Krankheit an jenen Lokalitäten gesucht werden.

---

<sup>9</sup> SaTScan<sup>TM</sup> (<http://www.satscan.org/>) is a trademark of Martin Kulldorff. The SaTScan<sup>TM</sup> software was developed under the joint auspices of Martin Kulldorff, the National Cancer Institute, and Farzad Mostashari of the New York City Department of Health and Mental Hygiene (Kulldorff 2010).



#### 4.5.1 Allgemeine Funktionsweise

Das Scanfenster operationalisiert die räumliche Komponente der statistischen Analyse, es tastet nach und nach ein festgelegtes Untersuchungsgebiet ab (scanning) und vergleicht die Häufigkeit der Objekte innerhalb des Fensters mit jenen außerhalb des Fensters. Das Zentrum des Scanfensters liegt dabei immer über jeweils einem Ereignis (im Fall der hier behandelten Fragestellung ein beschädigtes Gebäude), von dem die x und y Koordinate bekannt sind. Das Scanfenster ist im Standardfall kreisförmig<sup>10</sup> und kann in seiner Größe variiert werden (Abbildung 4.5). Die Größe des Scanfensters wird limitiert durch die maximale räumliche Clustergröße (Maximal Spatial Cluster Size, MSCS) anhand eines durch den Benutzer vorgegebenen absoluten Radius oder eines maximalen Prozentsatzes der gesamten Fallanzahl z.B. 50% der Fälle. Das Scanfenster wird dabei maximal über die Hälfte aller zur Verfügung stehenden Objekte ausgedehnt. Eine MSCS von mehr als 50% ist nicht möglich, da auf diese Weise letztendlich ein großer Klumpen ausgegeben werden würde, dessen Aussagekraft fraglich ist (vgl. Jung et al. 2007). Außerdem würde SaTScan dann vielmehr die Gebiete außerordentlich niedriger Häufigkeit (Raten) außerhalb des Scanfensters anzeigen anstatt der hohen Raten innerhalb des Fensters. Der Benutzer kann jedoch sehr wohl niedrigere Prozentsätze für die MSCS verwenden, um nach kleineren Clustern zu suchen. Letztendlich hängt die MSCS auch von der Fragestellung ab, im Zweifelsfall jedoch empfiehlt Kulldorff (2010) die Verwendung von 50%, weil dadurch sowohl kleine als auch große Cluster identifiziert werden können. Hiermit ist bereits einer der großen Vorteile der Spatial Scan Statistic mit SaTScan ersichtlich – der Radius des Clusters muss nicht im Vorhinein fixiert werden, so wie dies bei der ersten Spatial Scan Statistic Methode der Fall war (Kulldorff 2010). Die Detektion unterschiedlicher Clustergrößen unterliegt daher weniger der Willkür bzw. Subjektivität des Analytisten, sondern wird durch den Algorithmus in SaTScan bzw. nur durch die Angabe eines *Maximums* (durch die MSCS) beeinflusst. Chen et al. (o.J.) bemängeln allerdings, dass mit einer zu großen MSCS die kleinen core-clusters<sup>11</sup> nicht detektiert werden. Um zu überprüfen, welche MSCS angemessen ist, wurden dem Vorschlag von

---

<sup>10</sup> eine Ellipse ist mit erheblichem Aufwand möglich, ausgenommen bei geographischen Koordinaten und beim continuous Poisson Model (Kulldorff 2010)

<sup>11</sup> “A core cluster is statistically powerful enough to not only reject the null hypothesis on its own strength, but also enable the corresponding circle to expand to an extent large enough to encapsulate neighboring, low risk sub-regions“ (Chen et al. o. J.)

Chen et al. (o.J.) folgend mehrere Durchgänge mit verschiedenen Maximum Spatial Cluster Sizes gerechnet und auf Unterschiede in den Ergebnissen überprüft.

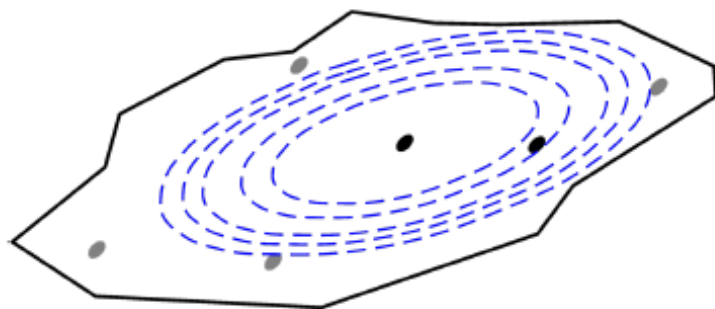


Abbildung 4.5: Variation der Scanfenstergröße gekennzeichnet durch blau strichlierte Kreise (Helbich 2010, o. S.).

Im Laufe des Scanprozesses wird durch die Variation des Fensters über jedem einzelnen Ereignis eine große Anzahl an verschiedenen Scanfenstern generiert, von denen jedes einen potentiellen Kandidaten für einen Cluster darstellt (Waller 2009). Aus dem Set der potentiellen Clusterkandidaten (im Folgenden als potentielle Cluster bezeichnet) wird jener mit der größten Wahrscheinlichkeit (maximum likelihood) ausgegeben. Für das gesamte Set wird die "Ungewöhnlichkeit", also die Abweichung von der Nullhypothese jedes einzelnen potentiellen Clusters durch die Berechnung des Local Likelihood Ratio gemessen. Die Nullhypothese würde bedeuten, dass die Ereignisse mit der selben Wahrscheinlichkeit innerhalb des Scanfensters auftreten wie außerhalb des Scanfensters. Aus den Local Likelihood Ratios der verschiedenen Fenstergrößen eines Clustermittelpunkts wird jenes mit dem höchsten Wert als der Most Likely Cluster ausgewählt, also der „ausgeprägtesten Ungewöhnlichkeit“. Für jeden Clustermittelpunkt liegt somit ein Most Likely Cluster vor, dessen statistische Signifikanz in einem nächsten Schritt mit einer Monte Carlo Simulation getestet wird.

SaTScan gibt die Ergebnisse in Form von dbf Tabellen oder ASCII Dateien aus. Die Visualisierung der Cluster ist in SaTScan nicht möglich und musste in einer separaten GIS Software (ArcGIS 9.3) mittels Informationen zu den Koordinaten des Clustermittelpunkts und dem Radius der detektierten Cluster in Kilometern umgesetzt werden. Da SaTScan mit geographischen Koordinaten des WGS84 rechnet, jedoch die Eingangsdaten in MGI vorlagen, waren im Zuge der Aufbereitung und Analyse sowie Darstellung der Daten und Ergebnisse einige Umprojektionen notwendig.

#### 4.5.2 Ordinales Modell

Die Spatial Scan Statistic in SaTScan kann nicht nur für verschiedene Dimensionen von Daten angewandt werden (rein räumlich, rein zeitlich, raum-zeitlich) sondern auch auf verschieden verteilte bzw. skalierte Daten. Je nach Art der Daten sind entsprechende Modi wählbar denen ein passendes Wahrscheinlichkeitsmodell zugrunde liegt: Bernoulli, Poisson (diskret u. kontinuierlich), Ordinal, Multinomial, Exponential und Normal (Normalverteilung).

Jung et al. (2007) bearbeiteten Daten von Prostatakrebsfällen in Maryland (U.S.A.), von denen ordinal skalierte Informationen zum Grad und dem Stadium der Erkrankung bekannt waren, daher verwendeten sie das ordinale Modell für ihre räumlich-statistische Analyse. Im Kontext der Risikoforschung ist die Vulnerabilität ebenfalls sehr häufig ordinal in der Form von z.B. niedriger – mittlerer – hoher Vulnerabilität vorhanden (z.B. Fell & Hartford 1997, Cardinali et al. 2002, Romang 2004). Um eine Anwendungsmöglichkeit der Spatial Scan Statistic für diese Art der Daten zu testen und weil dieses Modell nicht nur die Lage sondern auch das Attribut eines Objekts einbezieht wurden ebenfalls ordinale Kategorien der Daten für alle Bäche erstellt. Eine Herausforderung bestand darin, Klassen zu bilden, deren Schwellenwerte nicht willkürlich gewählt sind um damit einen direkten Einfluss des Analysten zu vermeiden. Nach Diefenbacher & Frank (2006, S. 21) ist die Klassenbildung dem Analysten überlassen, der sie je nach Fragestellung konstruieren muss. *„Wie man das Material gruppiert, wie groß die Klassenintervalle sein sollen und ob die Intervalle die gleichen oder verschieden große Spannweiten haben sollen, liegt weit gehend (sic!) im Ermessen des Statistikers – der jedoch bei dieser Festlegung immer die Ausgangsfragestellung bedenken muss, derentwegen die Untersuchung überhaupt angestellt wird.“*

Um ein geeignetes Klassifikationsschema zu finden, ist es aber ebenfalls notwendig auf die Verteilung der Daten Rücksicht zu nehmen. Die Häufigkeitsverteilung der Schadenlasten je Einzugsgebiet ist relativ heterogen, sowohl große Sprünge zwischen einzelnen Häufigkeiten als auch teilweise Ausreißer und Extremwerte sind vorhanden. Eine Unterteilung der Variable Schadenlast in Klassen wird daher entsprechend der Empfehlung von Eck et al. (2005, S.38) anhand der Natural Breaks-Methode unternommen: *“If the data are unevenly distributed, with large jumps in values or extreme outliers, and the analyst wants to emphasize clusters of observations that house similar values, use the natural breaks classification approach.”*

Durch die Wahl der Natural Breaks Methode - einem mathematischen Verfahren - soll eine möglichst objektive und den Daten entsprechende Gruppierung erreicht und eine subjektive Beeinflussung der Clusteranalyse durch manuell festgelegte Schwellenwerte vermieden werden.

Zusätzlich zur Wahl der Schwellenwerte ist auch naheliegend, dass die Anzahl der ordinalen Klassen einen Einfluss auf die Detektion von Clustern hat, daher wurde getestet ob es Unterschiede zwischen der Gliederung in 3 oder 4 Klassen gibt. Allerdings nur für jene Einzugsgebiete, wo die Unterteilung der gesamten Fallanzahl in 4 Klassen als sinnvoll erachtet wurde bei  $n > 16$ . Dies trifft für den Stubenbach ( $n = 39$ ), den Fimbabach/Trisanna ( $n = 40$ ) und den Vorderbergerbach ( $n = 30$ ) zu. Die eckigen Klammern kennzeichnen, dass es sich um die ordinalen Kategorien [1], [2], [3] bzw. [1], [2], [3] [4] handelt, wobei [1] die niedrigste Schadenlast und [3] bzw. [4] die höchste Schadenlast in dem jeweiligen Einzugsgebiet darstellt. In Tabelle 4.1 sind die Schwellenwerte für 3 Klassen dargestellt und in Tabelle 4.2 die Schwellenwerte für die Unterteilung in 4 Klassen.

Tabelle 4.1: Klassifikation der Schadenlast anhand der Methode Natural Breaks in 3 Klassen

Untersuchungsgebiet	Fälle (n)	Schwellenwerte der Schadenlast		
		niedrig [1]	mittel [2]	hoch [3]
Vorderbergerbach	30	0,001 - 0,013	0,014 - 0,027	0,028 - 0,050
Stubenbach	39	0,013 - 0,140	0,141 - 0,474	0,475 - 1,000
Wartschenbach '95	10	0,010 - 0,059	0,060 - 0,215	0,216 - 0,344
Wartschenbach '97	16	0,006 - 0,071	0,072 - 0,339	0,340 - 0,570
Fimbabach / Trisanna	40	0,002 - 0,074	0,075 - 0,241	0,242 - 0,656

Tabelle 4.2: Klassifikation der Schadenlast anhand der Methode Natural Breaks in 4 Klassen

Untersuchungsgebiet	Fälle (n)	Schwellenwerte der Schadenlast			
		niedrig [1]	mittel [2]	hoch [3]	sehr hoch [4]
Vorderbergerbach	30	0,001-0,004	0,005-0,013	0,014-0,027	0,027-0,0505
Stubenbach	39	0,013-0,085	0,086-0,226	0,227-0,474	0,475-1,000
Fimbabach / Trisanna	40	0,002-0,051	0,052-0,117	0,118-0,240	0,241-0,656

Wie funktioniert nun das ordinale Modell der Spatial Scan Statistic? Das kreisförmige Scanfenster bewegt sich über jedes einzelne Ereignis (Gebäude) und berechnet sich mit diesem Punkt im Zentrum die Clusterbildung dieses Ereignisses mit seinen umliegenden Ereignissen [z.B. bis zu max 50% der Fälle]. SaTScan prüft dabei, ob die Anzahl einer Kategorie innerhalb

des Scanfensters proportional zur Anzahl derselben Kategorie außerhalb des Scanfensters ist. In anderen Worten wird getestet, ob die Nullhypothese vorliegt oder nicht. Diese besagt, dass der Anteil innerhalb des Fensters gleich dem Anteil außerhalb des Fensters ist.

Mathematisch wird die Berechnung der Wahrscheinlichkeit einer Clusterung von Kategorien im ordinalen Modell anhand der *likelihood function* (1) realisiert (vgl. Jung et al. 2007).

$$L(z, p_1, \dots, p_k, q_1, \dots, q_k) \propto \prod_k \left( \prod_{i \in z} p_k^{c_{ik}} \prod_{i \notin z} q_k^{c_{ik}} \right) \quad (1)$$

$p_k$  ist die (unbekannte) Wahrscheinlichkeit, dass ein Ereignis innerhalb des Scanfensters  $z$  zur Kategorie  $k$  gehört und  $q_k$  ist die (unbekannte) Wahrscheinlichkeit, dass ein Ereignis außerhalb des Scanfensters  $z$  zur Kategorie  $k$  gehört. Dabei ist zu beachten dass  $\sum_k p_k = 1$  und  $\sum_k q_k = 1$ . Sei  $c_i (= \sum_k c_{ik})$  die Gesamtzahl der Beobachtungen an Position  $i$ ,  $C_k (= \sum_i c_{ik})$  die Gesamtzahl der Beobachtungen in Kategorie  $k$ , und  $C (= \sum_k \sum_i c_{ik})$  die Gesamtzahl der Beobachtungen im gesamten Untersuchungsgebiet.

Für die Nullhypothese gilt, dass die Wahrscheinlichkeit des Auftretens von Kategorie  $k$  innerhalb des Scanfensters dieselbe ist wie außerhalb ( $H_0 : p_1 = q_1, \dots, p_K = q_K$ ). Trifft die Alternativhypothese zu, so sind entweder die hohen Kategorien (2a) oder die niedrigen Kategorien (2b) überproportional stark innerhalb des Scanfensters im Vergleich zu außerhalb vertreten, wenn sowohl nach Clustern hoher als auch niedriger Werte gesucht wird.

$$H_a : \frac{p_1}{q_1} \leq \frac{p_2}{q_2} \leq \dots \leq \frac{p_K}{q_K} \quad (2a) \qquad H_a : \frac{p_1}{q_1} \geq \frac{p_2}{q_2} \geq \dots \geq \frac{p_K}{q_K} \quad (3b)$$

Dabei muss mindestens eine Ungleichheit zwischen den Kategorien vorhanden sein. Eine ansteigende Rate zwischen jeder einzelnen Kategorie ist nicht zwingend notwendig, es können auch mehrere Kategorien kombiniert zu einer anderen verglichen werden. Zum Beispiel kann die höchste Schadenlastklasse [3] eine höhere Wahrscheinlichkeitsrate als die niedrigeren Klassen zusammengenommen [1, 2] verzeichnen obwohl [2] über keine so hohe Rate wie [1] verfügt (Jung et al. 2007).

In der *likelihood ratio test statistic* (3) wird schließlich der Schätzer der maximalen Wahrscheinlichkeit (MLE maximum likelihood estimator) unter der Alternativhypothese  $\max_z L(Z)$  dem MLE unter der Nullhypothese  $L_0$  gegenübergestellt.

$$\lambda = \frac{\max_z H_a L(z, p_1, \dots, p_K, q_1, \dots, q_K)}{\max_z H_0 L(z, p_1, \dots, p_K, q_1, \dots, q_K)} = \max_z \frac{L_z}{L_0} \quad (4)$$

mit

$$L_0 = \prod_k \prod_i \hat{p}_{ok}^{c_{ik}} = \prod_k \left( \frac{C_k}{C} \right)^{\sum_i c_{ik}} = \prod_k \left( \frac{C_k}{C} \right)^{c_k} \quad (5)$$

wobei  $\hat{p}_{ok} = C_k/C (= \hat{q}_{ok})$  der MLE von  $p_k (=q_k)$  unter der Nullhypothese ist,

und mit

$$L_z = \prod_k \left( \prod_{i \in z} \hat{p}_k^{c_{ik}} \prod_{i \notin z} \hat{q}_k^{c_{ik}} \right) \quad (6)$$

wobei  $\hat{p}_k$  und  $\hat{q}_k$  die MLEs unter der Alternativhypothese sind (Jung et al. 2007). Je höher  $\lambda$  desto wahrscheinlicher clustern sich in dem jeweiligen Gebiet die Objekte einer bestimmten Kategorie oder Kombination von Kategorien. Die Signifikanz dieses Wertes wird in einem nächsten Schritt überprüft.

Die Signifikanzprüfung (inference) wird für das ordinale Modell wie generell in der Spatial Scan Statistic nach Kulldorff (1997) mit der Monte Carlo Simulation durchgeführt. Es wurden für die Analyse der Schadensverteilung an den Wildbächen jeweils 999 Monte Carlo Replikationen durchgeführt, indem aus dem Gesamtdatensatz 999 Mal den Objekten (deren geographische Lage gleich bleibt) jeweils nach dem Zufallsprinzip (*random*) eine andere Kategorie zugewiesen wurde (Jung et al. 2007). Das Scan-Ergebnis aus dem beobachteten Datensatz wird anschließend mit der Häufigkeitsverteilung der aus der Simulation erhaltenen Scan-Ergebnisse verglichen. Dadurch erhält man eine Aussage über die Signifikanz zu erhalten - den Grad der

Abweichung des beobachteten Musters von den 999 simulierten Mustern. Ein Monte Carlo Rang von z.B.  $1/1000^{12}$  entspricht z.B. einem p-Wert von 0,001, wobei  $p < 0,5$  als signifikant gilt und  $p < 0,01$  als hoch signifikant.

Ob es sich beim Auftreten einer bestimmten Kategorie (z.B. [3] hohe Schadenlast) innerhalb eines Scanfensters um einen Cluster handelt, wird durch das Verhältnis der beobachteten zu den erwarteten Häufigkeiten einer Kategorie bestimmt. Dazu werden in SaTScan die relativen Häufigkeiten jeder Kategorie ([1], [2], [3], etc.) in Bezug zur Gesamtzahl aller Objekte (*total cases*) berechnet (siehe Beispiel Tabelle 4.3). Diese Prozentsätze werden auf die erwarteten Fälle pro Kategorie innerhalb des Scanfensters in absolute Zahlen umgerechnet, mit den tatsächlich beobachteten Fällen innerhalb des Scanfensters verglichen und schließlich als Verhältnis der Beobachteten zu Erwarteten  $\#O/\#E$  (*number of observed divided by number of expected*) ausgedrückt. Sind mehr beobachtete als erwartete Fälle vorhanden, so resultiert daraus ein Wert  $> 1$ , das bedeutet, die Kategorie ist überproportional häufig im Scanfenster vorhanden und in diesem Sinne ein Cluster dieser Kategorie verglichen zu seiner generellen Verteilung im Untersuchungsgebiet (UG). Kommen weniger beobachtete als erwartete Fälle einer Kategorie vor, ergibt dies einen Wert  $< 1$  und drückt aus, dass diese Kategorie unterproportional repräsentiert ist (Tabelle 4.4).

Tabelle 4.3: Berechnung der erwarteten Häufigkeiten unter der  $H_0$  am Beispiel Stubenbach

	Fälle	Erwartete rel. Häufigkeit (E)	Beobachtete i. Scanfenster	Erwartete i. Scanfenster	$\#O/\#E$	RR
[Kategorie 1]	20	51,3 %	0	5,13	0	0
[Kategorie 2 u. 3]	19	48,7 %	10	4,87	2,05	3,22
Summe	39	100,0 %				

Tabelle 4.4: Interpretation des  $\#O/\#E$  einer Kategorie (Kat.)

$\#O/\#E = 1$	beobachtete entsprechen erwarteten W.	Kat. gleich repräsentiert wie im gesamten UG
$\#O/\#E < 1$	weniger beobachtete als erwartete Werte	Kat. unterproportional repräsentiert
$\#O/\#E > 1$	mehr beobachtete als erwartete Werte	Kat. überproportional repräsentiert

<sup>12</sup> 999 Replikationen (theoretische, zufällige Punktmuster) + 1 beobachtetes Punktmuster = 1000

Ein weiterer Parameter, der in SaTScan automatisiert berechnet wird und die Stärke der Clusterrung quantifiziert ist das Relative Risk (RR). Diese Maßzahl misst, wie stark sich die Objekte einer Kategorie innerhalb des Scanfensters *zu außerhalb* des Scanfensters (d.h. zum *Rest* des Untersuchungsgebiets) clustern. Sie wird berechnet als das #O/#E Verhältnis innerhalb des Scanfensters zum #O/#E außerhalb des Scanfensters (Kulldorff 2010) und wird ähnlich interpretiert wie das #O/#E in Tabelle 4.4. Nur der Vergleich erfolgt nicht mit dem gesamten Untersuchungsgebiet, sondern mit jenem Teil der Fälle der Kategorie, der außerhalb des Scanfenster liegt.

Der Begriff Hotspot wird in dieser Diplomarbeit verwendet, wenn ein Cluster hoher Werte (der Schadenlast) vorliegt, d.h. wenn das #O/#E der hohen Schadenlastkategorie [3] bzw. eine Kombination von [2, 3] über 1 liegt, so wie im Beispiel des Stubenbach in Tabelle 4.3 der Fall. Als Coldspot (Cluster niedriger Werte) wird bezeichnet, wenn eine niedrige Schadenlastkategorie überproportional repräsentiert ist und somit z.B. für Kategorie [1]  $\#O/\#E > 1$  gilt.

#### 4.5.3 Normales Modell

Das normal probability model (kurz: normal model, normales Modell) wurde für kontinuierliche Daten entwickelt (Kulldorff et al. 2009) und analysiert nicht nur die räumliche Verteilung von Punkten sondern auch ihre Attribute, die in metrischem Format vorliegen so wie z.B. die originalen Schadenlasten (vor der Klassifikation für das ordinale Modell). Die Spatial Scan Statistic wird wieder mit einem kreisförmigen Fenster und einer MSCS von 50% durchgeführt, um die Vergleichbarkeit mit dem ordinalen Modell zu gewährleisten. Unter der Nullhypothese wird davon ausgegangen, dass alle Beobachtungen aus einer Normalverteilung stammen (siehe Namensgebung). Unter der Alternativhypothese handelt es sich dann um Cluster, wenn innerhalb des Scanfensters der Mittelwert bzw. die Varianz der Objekte höher oder niedriger ist als außerhalb des Clusters (Kulldorff et al. 2009). Die Suche nach eben diesen Gebieten höherer bzw. niedrigerer Mittelwerte (und Varianz) innerhalb des Clusters erfolgte auf Basis eines Maximum Likelihood Tests. Mithilfe dieses Verfahrens wurde aus den vielen potenziellen Clustern (aufgrund der Variation der Scanfenstergröße) jener Cluster für jedes einzelne Gebäude ermittelt, der der Nullhypothese mit der höchsten Wahrscheinlichkeit widerspricht.



Nach Kulldorff et al. 2009 besteht das Untersuchungsgebiet aus  $I$  Subregionen. Die Objekte (Gebäude) im Untersuchungsgebiet sind charakterisiert durch ein Attribut  $x$  (Schadenlast) in Form des kontinuierlich skalierten Werts  $x_d$ , wobei  $d = 1, \dots, N$ . Für jede Subregion  $i$ , wird die Summe der beobachteten Werte gebildet durch  $x_i = \sum_{d \in i} x_d$  und die Anzahl der beobachteten Objekte in Subregion  $I$  ist  $n_i$ . Die Summe aller beobachteten Werte ist  $X = \sum_d x_d$ . Sei  $n_z = \sum_{i \in z} n_i$  die Anzahl der Beobachtungen in jedem Scanfenster  $z$ , und sei  $x_z = \sum_{i \in z} x_i$  die Summe der beobachteten Werte in jedem Scanfenster  $z$ .

Unter der Nullhypothese sind die MLEs des Mittelwerts  $\mu$  und der Varianz  $\sigma^2$   $\mu = X/N$  bzw.  $\sigma^2 = \frac{\sum_d (\mu - x_d)^2}{N}$  (Kulldorff et al. 2009). Die Wahrscheinlichkeit eines Clusters unter der Nullhypothese wird dann berechnet durch

$$L_0 = \prod_d \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x_d - \mu)^2}{2\sigma^2}} \quad (6)$$

und die log likelihood Funktion folgt mit

$$\ln L_0 = -N \ln(\sqrt{s\pi}) - N \ln(\sigma) - \sum_d \frac{(x_d - \mu)^2}{2\sigma^2} \quad (7)$$

Unter der Alternativhypothese wird zuerst die für jedes Scanfenster  $z$  spezifischen MLEs kalkuliert, mit  $\mu = x_z/n_z$  für den Mittelwert innerhalb des Kreises und  $\lambda_z = (X - x_z)/(N - n_z)$  für den Mittelwert außerhalb des Kreises. Der MLE für die allgemeine Varianz ist

$$\sigma_z^2 = \frac{1}{N} \left( \sum_{d \in z} x_d^2 - 2x_z \mu_z + n_z \mu_z^2 + \sum_{d \notin z} x_d^2 - 2(X - x_z) \lambda_z + (N - n_z) \lambda_z^2 \right) \quad (8)$$

Die vereinfachte logarithmierte Wahrscheinlichkeitsfunktion für das Scanfenster  $z$  ist

$$\ln L_z = -N \ln(\sqrt{2\pi}) - N \ln(\sigma_z^2) - N/2 \quad (9)$$

Das Verhältnis des Maximum Likelihoods unter der Alternativhypothese zum Maximum Likelihood unter der Nullhypothese bildet die Teststatistik  $\max_z (L_z / L_0)$  und kann aber nach Kulldorff (2009), auch logarithmiert berechnet werden:

$$\max_z \frac{\ln L_z}{\ln L_0} \quad (10)$$

Die Inferenz für dieses Verhältnis (*maximum log likelihood ratio*) wird mit dem Monte Carlo Hypothesentest auf Basis von Permutationen getestet. Dieser Ansatz bildet das Hauptmerkmal und einen beträchtlichen Vorteil der Methode, denn auch wenn die Daten nicht wirklich normalverteilt sind (so wie im Fall der Schadenlast für die Wildbäche), das  $\alpha$ -Niveau (=Signifikanzniveau) bleibt trotzdem korrekt aufgrund des Simulationsmechanismus. Hierbei wird eine großes Set aus randomisierten Datensätzen (vgl. Signifikanzprüfung ordinales Modell), indem die beobachteten Werte  $d$  und ihre zugehörigen Positionen  $i$  permutiert (d.h. ausgetauscht) werden, anstatt randomisierte Daten aus der Normalverteilung zu generieren (Kulldorff et al. 2009).

#### 4.6 Validierung bzw. Evaluierung

Eine Validierung *der Methode* im Sinne der Testung eines Gütemaßes nach der Entwicklung von Modellen wird hier nicht durchgeführt, da es sich bei der Clusteranalyse um Data-Mining handelt, einem Verfahren zur explorativen Datenanalyse (Halkidi et al. 2001). Das Ziel des Verfahrens ist, Informationen über die Daten herauszufiltern, die ihren Charakter beschreiben und weniger, ein neues Modell zur Schätzung von Parametern oder der Prognose von Schadensanfälligkeit etc. zu entwickeln. Eine Validierung jedes einzelnen *Clusters* ist jedoch bereits mit der Monte Carlo Simulation vorhanden (Halkidi et al. 2001).

Eine Alternative zur Validierung der Methode ist die Evaluierung der Ergebnisse in Bezug auf die Erwartungen der Untersuchung. Anhand von zwei Methoden wird die Übereinstimmung der Schadenlast mit der Intensität bewertet. Die erste ist eine visuelle Überprüfung durch die kartographische Darstellung der Schadenlast, der Cluster und der Ablagerungshöhe beim jeweiligen Ereignis. Für die Ablagerungshöhe wurde eine Interpolation der Methode „Natural Neighbour“ in ArcGIS verwendet und ein Rasterlayer von 1 m (horizontaler) Auflösung generiert. Die Erhebung der Intensität in äquidistanten Klassen von minimal 0,25 m wurde für die Reklassifizie-

rung berücksichtigt und die gleichen Intervalle angewandt. Da die sich daraus ergebenden 14 Klassen, zur Übernahme für eine Darstellung in einer Karte als nicht sinnvoll erachtet wurden, wurden die Intervalle auf 0,5 m Schritte aggregiert und bei 2,5 m gedeckelt (d.h. erste Klasse < 0,5 m; letzte Klasse > 2,5 m). Daraus entstanden sechs Klassen für die kartographische Darstellung, um die Feinheiten der Variabilität der Ablagerungen zu erhalten. Doch für den Vergleich der Anteile einer Schadenlastklasse in einer Intensitätsklasse mussten sie wiederum in drei Klassen aggregiert werden, um sie erstens den drei Schadenlastklassen des ordinalen Modells in einer quadratischen Kreuztabelle gegenüberstellen zu können und zweitens, weil auch in der Literatur die Prozessintensität oft in drei Kategorien (niedrig, mittel, hoch) klassifiziert wurde (z.B. Borter 1999, Hübl et al. 2003, Bell & Glade 2004). Entgegen der Klassifizierung der Schadenlast, die für jedes Ereignis auf anderen Schwellenwerten basiert, wurden die Intensitätsklassen bewusst für alle Ereignisse uniform festgelegt. Dies hat den Zweck, den Unterschied zwischen den Ablagerungsmagnituden nicht zu verschleiern. Gleichzeitig soll damit noch einmal verdeutlicht werden, dass die Schadenlastklassen *relativ* je Ereignis gültig sind.

Die Kreuztabelle ist die zweite Methode zur Evaluierung der Ergebnisse und gibt eine quantitative Aussage über den absoluten und prozentuellen Anteil der Schadenlastkategorien innerhalb eines Clusters zur jeweiligen an diesem Ort (rekonstruierten) Ablagerungshöhe. Sie kann aber nur auf kategorial skalierte Daten angewandt werden. So wie in verschiedenen Richtlinien üblich werden auch hier für alle Bäche einheitliche Grenzen festgelegt. Die unterste Klasse reicht von 0 bis unter 1 m, die zweite von 1,1 bis 2 m und die oberste Klasse deckt alle Ablagerungshöhen über 2 m ab.

## 5 Ergebnisse

Die Resultate der Diplomarbeit setzen sich zum einen aus den Boxplots der herkömmlichen statistischen Analyse zusammen, die die grundsätzlichen Lageparameter und Streuung der Schadenlast jedes einzelnen Einzugsgebiets widerspiegeln. Zum anderen bestehen sie aus den Tabellen und Karten der räumlich-statistischen Analyse der Spatial Scan Statistic. Die Schadenlast ist eine Verhältniszahl und wird daher ohne Einheit angegeben. Ein Beispiel soll als Hinweis auf die Interpretation der Schadenlastwerte dienen: Eine Schadenlast von 0,5 würde bedeuten, dass das Risikolement zu 50% seines Werts beschädigt worden ist.

### 5.1 Boxplots

Jedes Wildbachereignis, das in dieser Diplomarbeit analysiert wurde, weist unterschiedliche Charakteristiken seiner Intensität und den resultierenden Schäden auf. Um ein Bild dieser Besonderheiten geben zu können, wurden Boxplots mit SPSS 15.0 erstellt. Sie sind ein beliebtes graphisches Mittel zur Darstellung von statistischen Lage- und Streuparametern wie Median, Quartile und Spannweite. Die untere Begrenzung der Box stellt das 25 % Quartil dar, der Mittelstrich ist der Median und die obere Begrenzung steht für das 75 % Quartil. Die gesamte Höhe der Box wird als Interquartilsabstand bezeichnet und die Whiskers (Antennen) haben in diesem Fall eine Länge von maximal dem 1,5-fachen dieses Abstands. Die Ausreißer werden durch Kreise dargestellt und die Extremwerte durch Sterne.

In Abbildung 5.1 bis Abbildung 5.4 sind die Ergebnisse der Boxplots der Schadenlast zu sehen und im Anhang C wurde eine Übersicht der Boxplots für die Ablagerungshöhen zusammengestellt. Der erste Boxplot in Abbildung 5.1 zeigt die Charakteristiken der Schadenlast wenn die fünf Ereignisse zusammengefasst betrachtet werden. Von den 135 beschädigten Objekten liegen 75% unter einer Schadenlast von 0,25 d.h. drei Viertel der Gebäude wurden bis zu einem Viertel ihres Wiederherstellungswerts beschädigt. Die Schadenlast der Hälfte der Gebäude liegt unter 0,07. Die Gesamte Spannweite der Schadenlast reicht von 0,001 bis 1. In der zweiten Abbildung 5.2 wird die Gesamtheit der Schadenlasten danach differenziert, ob es zu einem Eintreten des Geschiebes ins Gebäudeinnere kam. Bei 96 untersuchten Objekten war dies der Fall, hingegen bei nur 36, also etwa einem Drittel fand keine Intrusion statt. Die Schadenlast ist allgemein um ein Vielfaches höher, wenn die Masse aus dem jeweiligen Ereignis nicht nur außen (Median = 0,02) sondern

auch im Haus abgelagert wird (Median = 0,12). Die Materialintrusion ist neben deren Stabilität und der Ausrichtung durch Gebäudeöffnungen relativ zum Berghang auch von der Fenstersimshöhe abhängig. Diese wird allgemein bei 1 m Höhe angenommen (Totschnig et al. 2011).

Bei Betrachtung der Charakteristiken für jedes einzelne Ereignis Abbildung 5.3 stellt man fest, dass die Schadenlastwerte des Stubenbach am meisten streuen, gefolgt vom Murereignis am Wartschenbach 1997. Der fluviale Feststofftransport vom Ereignis an Fimbabach/Trisanna und das Murereignis vom Wartschenbach 1995 sind sich bezüglich der Lage- und Streuparameter sehr ähnlich. Sie liegen im Vergleich zu den anderen Ereignissen im Mittelfeld. Der Vorderbergerbach ist in allen Belangen durch sehr geringe Schadenlastwerte und eine kompakte Streuung gekennzeichnet.

Auch für jedes Wildbachereignis wurde analysiert, wie die Schadenlast in Abhängigkeit vom Materialeintritt streut (Abbildung 5.4). Die Fenstersimshöhe liegt allgemein etwa bei 1 m Höhe und hat einen maßgeblichen Einfluss auf die Materialintrusion durch die Fenster (Totschnig et al. 2011). In allen Ereignissen erreichte die Schadenlast mit Materialintrusion beträchtlich höhere Werte und eine größere Streuung als ohne Materialintrusion. Das Ausmaß der Schäden ist bei Materialeintritt wie in Abbildung 5.2 bereits gesehen werden kann beim Stubenbach am höchsten und beim Vorderbergerbach am geringsten. Die Mediane liegen in Abbildung 5.4 etwas höher bei jenen Bächen wo ein Materialeintritt ins Gebäude stattgefunden hat als in Abbildung 5.3. Die große Streuung bei Materialintrusion ist am Beispiel des Stubenbachs besonders ausgeprägt. Der Interquartilsabstand beträgt etwa 0,60 und zieht sich über einen Bereich von 0,08 (25% Quartil) bis 0,70 (75% Quartil). Die meisten anderen Ereignisse (außer dem Vorderbergerbach) haben eine ähnlich hohe Box, wobei ihr Interquartilsabstand geringer ist mit rund 0,2. Gesamt gesehen ist die Anzahl der Gebäude, die keinen Materialeintritt erfahren haben gering. Hier paust sich das Charakteristikum des Boxplots der gesamten Schadensfälle aller Untersuchungsgebiete durch (Abbildung 5.3). Nur etwa ein Drittel der Gebäude blieben bei der Ausbreitung des Sediments von der Intrusion ins Gebäudeinnere verschont.

Boxplots wurden nicht nur für die Schadenlast, sondern auch für die Ablagerungshöhen äquivalent erstellt. Die Ergebnisse sind jenen der Schadenlast sehr ähnlich, die Mediane und Quartile sind sogar fast gleich (siehe Anhang, Abbildung C-1). Abbildung 5.5 zeigt, dass lediglich *ein* großer Unterschied zur Schadenlast besteht: die Streuung der Fälle ohne Materialeintritt ist bei drei von fünf Ereignissen gleich Null, denn es kam bei diesen Gebäuden ohne Materialeintritt zu einer Ablagerung von nur 0,25 m. Ausnahmen sind der Stubenbach und der Vorderbergerbach, wo bei zwei Gebäuden auch trotz Ablagerungshöhen von 1 m kein Material ins Gebäude gelangte (siehe Abbildung 5.6).

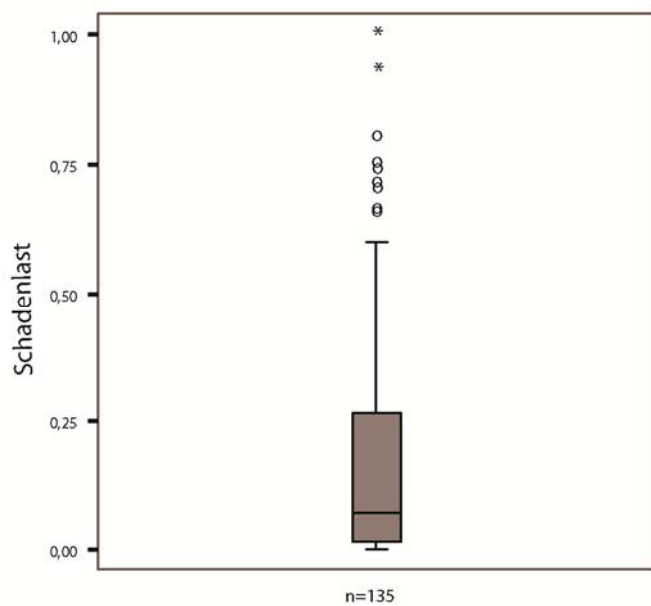


Abbildung 5.1: Boxplot der Schadenlast für alle Ereignisse

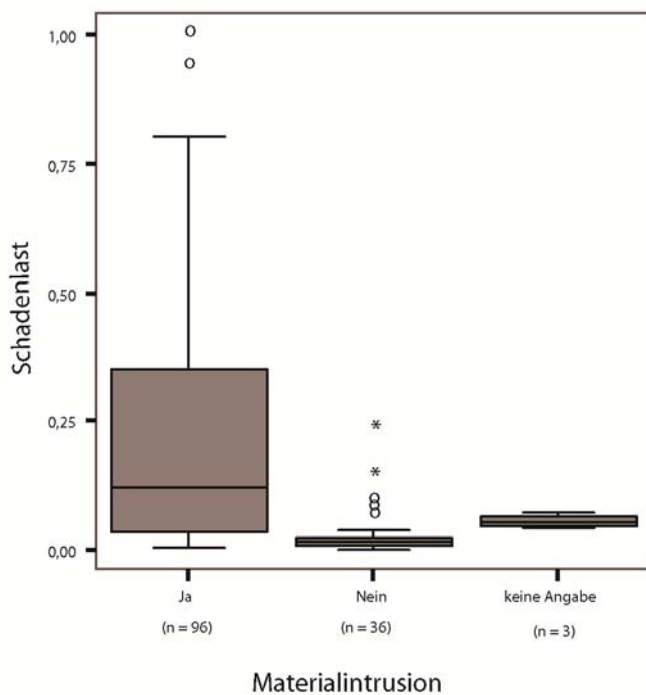


Abbildung 5.2: Boxplots der Schadenlast für alle Ereignisse unterteilt nach Materialintrusion

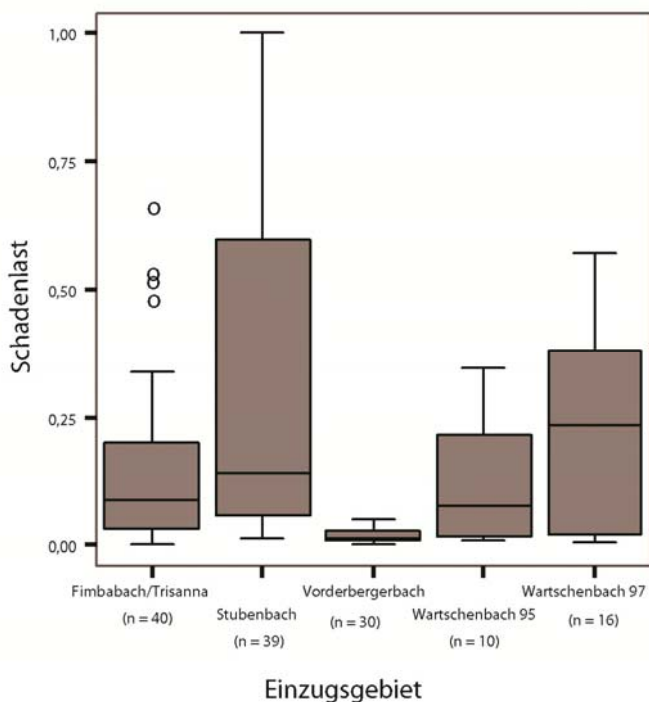


Abbildung 5.3: Boxplots der Schadenlast je Einzugsgebiet

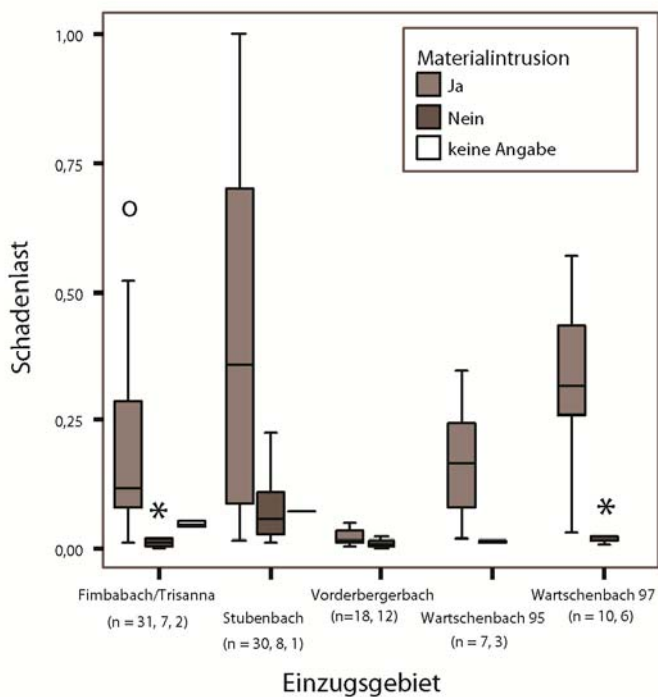


Abbildung 5.4: Boxplots der Schadenlast je Einzugsgebiet unterteilt nach Materialintrusion

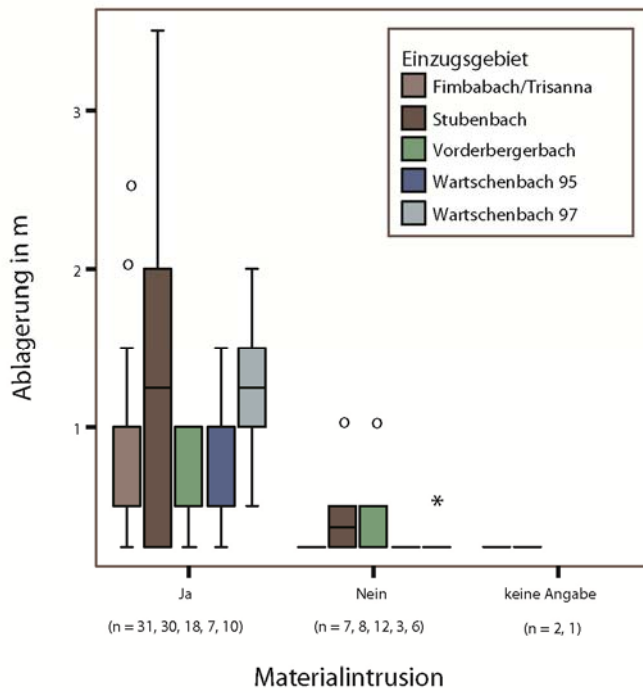


Abbildung 5.5: Boxplots der Intensität als Ablagerungshöhe [m] je Einzugsgebiet unterteilt nach Materialintrusion



Abbildung 5.6: Aufräumarbeiten nach dem Ereignis im Ortsteil Stuben 2005: Das rechte Gebäude hatte Ablagerungen von 1 m ohne Materialeintritt aufgrund der hohen Positionierung der Fenster. (Foto: Institut f. alpine Naturgefahren, IAN)



## 5.2 Spatial Scan Statistic

Mit der Spatial Scan Statistic der Software SaTScan<sup>TM</sup> nach Kulldorff (2010) wurde untersucht, ob sich beschädigte Gebäude im Sinne ihrer Schadenlast clustern, das heißt, ob Unterschiede zwischen den Werten von Objekten innerhalb des Suchfensters (Scanfensters) zu jenen außerhalb bestehen. Durch einen Monte Carlo Hypothesentest wurde die Signifikanz anschließend für die gefundenen Cluster festgestellt. Aus den zahlreichen Modellen die SaTScan bietet, wurden gemäß der Eigenschaften der Schadens-/Vulnerabilitätsdaten das *ordinale* und das *normale* Modell als am geeignetsten eingestuft. Für das ordinale Modell war es notwendig, die Schadenlast in Kategorien zu klassifizieren um eine ordinale Skalierung zu erreichen. Das normale Modell verarbeitete die Daten in metrischem Format, so wie in Fuchs et al. (2007) und Totschnig et al. (2010) berechnet.

Für beide Modelle wurden dieselben Grundeinstellungen verwendet um die Vergleichbarkeit der Ergebnisse (nicht zwischen den Ereignissen, sondern zwischen den Modellen) zu gewährleisten. Wie in Kapitel 4.5.1 bereits besprochen, wurde das kreisförmige Scanfenster bis zu einer maximal festgesetzten Anzahl der Fälle (MSCS, maximal spatial cluster size) variiert. Der Einfluss des MAUP durch die Variation der MSCS wurde anhand des ordinalen Modells getestet und aufgrund der Ergebnisse in Tabelle B-1 (Anhang B) auf 50 % der Fälle festgelegt. Denn sowohl bei der Klassifikation in drei als auch in vier Schadenlastkategorien veränderten sich Signifikanz, Anzahl der Objekte im Cluster und Größe des Radius kaum. Es kann daher von einer Stabilität der Daten gegenüber dem MAUP gesprochen werden. Die Entscheidung für eine MSCS von 50% aller Fälle beruht darauf, dass damit sowohl kleine, als auch große Cluster detektiert werden können.

Die Clusterausgabe erfolgte nach der restriktivsten der möglichen Einstellungen und erlaubte keine geographische Überlappung der Cluster (*no geographical overlap*). Somit kann sich kein Objekt in zwei Clustern gleichzeitig befinden, die Kreise selbst allerdings können sich durchaus geringfügig überschneiden. Sowohl mit dem ordinalen als auch mit dem normalen Modell bezog sich die Clustersuche auf Konzentrationen hoher und niedriger Werte (Hot- bzw. Coldspots). Ob es sich schließlich bei einem jeweiligen Cluster um einen Hot- oder Coldspot handelt, kann aus der Kombination von Karte und dazugehöriger Tabelle abgelesen werden. Für das ordinale Modell ist hierzu das Verhältnis  $\#O/\#E$  und das Relative Risk (RR) entscheidend und für das normale Modell die Angaben zu Mittelwert innerhalb und außerhalb des Clusters. In Kapitel 4.5.1 wurde bereits die Bedeutung des  $\#O/\#E$  und des RR für das ordinale Modell erläu-

tert: ein *Coldspot* liegt vor, wenn das #O/#E bzw. RR der *niedrigen* Kategorie(n) einen Wert über 1 annimmt; ein *Hotspot* liegt vor, wenn das #O/#E bzw. RR der *hohen* Kategorie(n) einen Wert über 1 annimmt. Äquivalent dazu ist ein Hotspot beim normalen Modell ein Cluster der einen höheren Mittelwert innerhalb des Kreises aufweist als außerhalb; ein Coldspot entsteht beim umgekehrten Fall. Das Log Likelihood Ratio (LLR) bezeichnet die Wahrscheinlichkeit eines Clusters und der p-Wert steht für die mit der Monte Carlo Simulation getesteten Signifikanz.

Eine Übersicht aller Karten kann dem Anhang D entnommen werden. Für das ordinale Modell zeigt Abbildung D-1 die Klassifikation mit 3 Kategorien und Abbildung D-2 mit 4 Kategorien. Alle Karten des normalen Modells sind in Abbildung D-3 dargestellt und die Evaluierung mit den Ablagerungshöhen der in Abbildung D-4.

Bei der Betrachtung der Cluster in den Karten ist zu beachten, dass die Morphologie der Cluster nicht unbedingt kreisförmig sein muss, weil das Scanfenster kreisförmig ist (Kulldorff 2010). Kulldorff et al. (2009, o. S.) merken zur räumlichen Präzision der Cluster an: „*the general area of a cluster is detected, not its exact boundaries (...) there's always an uncertainty when it comes to the borders of a cluster*“

### 5.2.1 Ordinales Modell

Mit dem ordinalen Modell wurden die Häufigkeiten der Kategorien bzw. einer Kombination von Kategorien gegeneinander verglichen und geprüft, ob diese über- oder unterproportional innerhalb des Scanfensters vertreten sind. In Abbildung 5.7 bis Abbildung 5.13 wurden die Ergebnisse der Clustersuche aus SaTScan für das ordinale Modell visualisiert. Die Kategorien sind durch eckige Klammern gekennzeichnet, wobei gilt: je höher die Kategorienzahl (1-3 bzw. 4), desto höher die Schadenlast und desto dunkler sind die Gebäude gekennzeichnet. Die rot gefärbten Kreise repräsentieren Cluster hoher Werte, d.h. hoher Schadenlasten und die blau gefärbten Kreise stellen Cluster niedriger Schadenlasten dar. Die Cluster wurden ihrer Signifikanz nach geordnet ausgegeben, dementsprechend steht „A“ immer für den most likely cluster mit dem geringsten p-Wert. Alle folgenden Cluster (B, ... n) werden als *secondary clusters* bezeichnet (Jung et al. 2007, Kulldorff et al. 2009, Kulldorff 2010) und nach ihrem p-Wert aufsteigend gereiht.

Für jene Einzugsgebiete, wo die Anzahl der beschädigten Gebäude ausreichte ( $n \geq 30$ ) wurde das ordinale Modell nicht nur für drei Kategorien angewandt sondern zusätzlich ein neuer Durchgang mit *vier Klassen* gebildet und gerechnet (vgl. Kapitel 4 Methodik). Es betrifft dies den Fimbabach/Trisanna, den Stubenbach und den Vorderbergerbach. Tabelle 5.1 zeigt die Anzahl der Gebäude je Kategorie bei der Bildung von 3 bzw. 4 Klassen mit der Natural Breaks Methode. Die Anzahl in den höchsten Kategorien [3] bzw. [4] bleibt unverändert, die niedrigeren Kategorien [1] und [2] verzeichnen jedoch eine deutliche Abnahme der Anzahl an Objekten bei der Erhöhung von drei auf vier Kategorien. Diese Veränderung wird beim Vorderbergerbach am deutlichsten sichtbar. Während bei drei Klassen noch 17 Gebäude in die erste Kategorie fallen, sind es bei vier Klassen nur mehr 6 Häuser.

Die Aufteilung der Gesamtzahl in mehrere Klassen bewirkte eine stärkere Diversifikation der Gebäude nach ihrer Schadenlast (4 Klassen). Im Gegenzug führt die Aufsplittung in nur wenige Klassen zu einer intensiveren Generalisierung der Information in jedem Einzugsgebiet (3 Klassen). Folgedessen werden auch Unterschiede in der Detektion von Clustern beim Vergleich der beiden Klassifikationen erwartet.

Tabelle 5.1 Vergleich der Fallzahl je Kategorie bei Unterteilung in drei bzw. vier Klassen

		<i>Fimbabach/Trisanna Stubenbach Vorderbergerbach</i>		
		<i>(n=40)</i>	<i>(n=39)</i>	<i>(n=30)</i>
<i>Kategorien / Klassen</i>	[1]	17	20	17
	[2]	15	8	7
	[3]	8	11	6
	[1]	14	14	6
	[2]	10	8	11
	[3]	8	6	7
	[4]	8	11	6

### 3 Klassen

Die Abbildung 5.7 bis Abbildung 5.10 zeigen die Ergebnisse der Analyse mit dem ordinalen Modell für 3 Klassen. In zwei Einzugsgebieten wurden signifikante Cluster festgestellt (Stubenbach, Fimbabach/Trisanna), wobei signifikant bedeutet, dass die Nullhypothese (eine Zufallsverteilung) verworfen werden muss.

Am **Vorderbergerbach** in der Gemeinde St. Stefan/Gail (Kärnten) ereignete sich ein fluvialer Feststofftransport am 29. August 2003. Informationen über 30 beschädigte Gebäude wurden für die Analyse herangezogen um nach Clustern zu suchen. Im Vergleich zu den anderen in der Diplomarbeit untersuchten Ereignissen ist die Spannweite der Schadenlast für den Vorderbergerbach gering, sie bewegt sich zwischen 0,001 und 0,05. Während die Kategorie [3] eine Schadenlast von 0,028 bis 0,05 umfasste, lag sie bei allen anderen Bächen über 0,216. SaTScan detektierte insgesamt drei Cluster. Der most likely cluster A mit 5 Gebäuden ist ein Cluster hoher Werte der Kategorie [3] gegenüber [1, 2] mit  $p = 0,264$ . Er beinhaltet 4 Objekte aus Kategorie [3] sowie 1 Objekt aus Kategorie [1] und liegt orographisch links des Vorderbergerbachs. Cluster B besteht aus 4 Objekten (3x [2], 1x [3]) und befindet sich orographisch rechts. Die Signifikanz liegt bei  $p = 0,701$  und steht für die Clusterung hoher Werte [2, 3] gegenüber niedrigen [1]. Cluster C kann als Coldspot betrachtet werden, da sich die niedrigen Schadenlasten gegenüber den mittleren und hohen Kategorien clustern, wobei  $p = 0,895$  (vgl. Tabelle 5.2). Cluster C liegt am Rande der Ansammlung beschädigter Gebäude auf der orographisch rechten Seite und inkludiert 5 Gebäude, die ausschließlich der Kategorie [1] angehören.

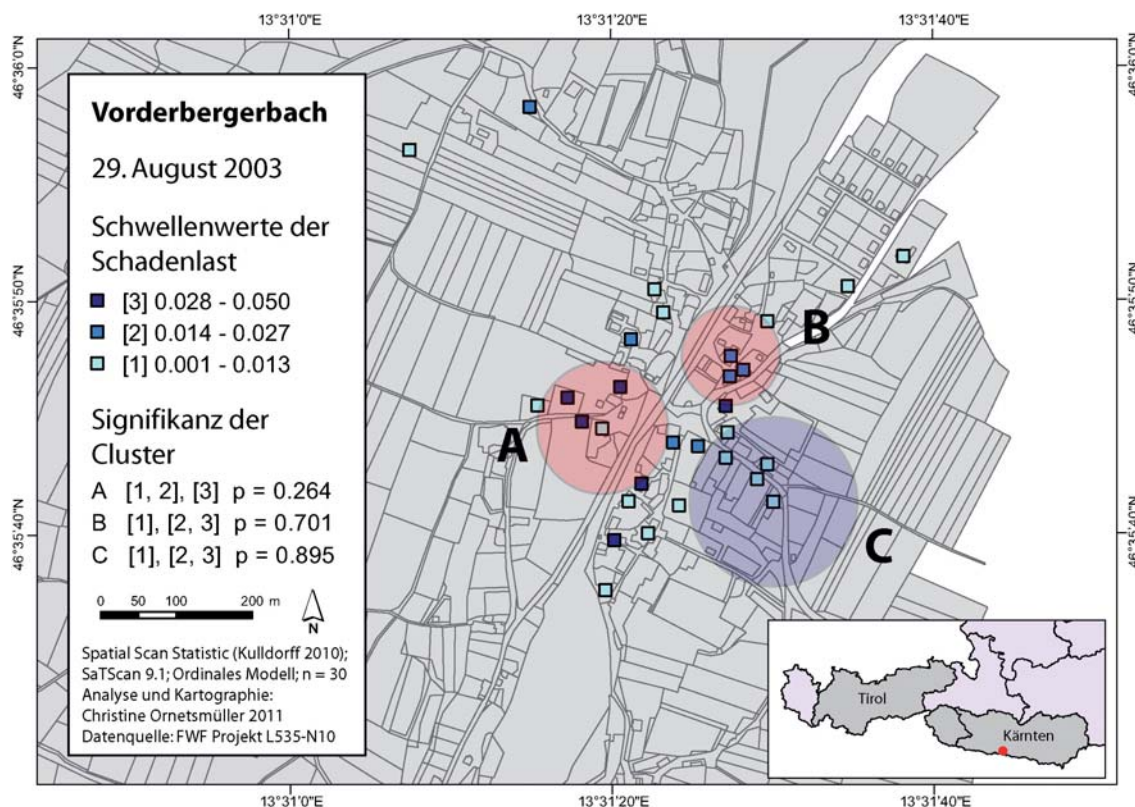


Abbildung 5.7: Ergebnis der Clusteranalyse mit dem ordinalen Modell (3 Klassen) für den Vorderbergerbach. Hellroter Kreis = Hotspot, hellblauer Kreis = Coldspot. Das ordinale Modell der Spatial Scan Statistic verglich die Schadenlastkategorien (in eckigen Klammern) gegeneinander. Die Konstellation dieses Vergleichs und die Signifikanz sind für jeden Cluster (A, B, C) jeweils ausgewiesen.

Tabelle 5.2: Ergebnis ordinales Modell (3 Klassen) Vorderbergerbach

Cluster	Radius [m]	#O / #E	RR	LLR	Coldspot	Hotspot	p
A: [1,2], [3]	90	(0,25), (4)	(0,22), (10)	5,540826		x	0,264
B: [1], [2,3]	66	(0), (2,31)	(0), (2,31)	3,756091		x	0,701
C: [1], [2,3]	110	(1,76), (0)	(2,08), (0)	3,218279	x		0,895

Auf dem Schwemmkegel des *Stubenbach* befindet sich die Gemeinde Pfunds in Tirol. Das Ereignis vom 22. August 2005 resultierte in einer großen Bandbreite der Schadenlast von 0,013 bis zum maximal erreichbaren Wert 1. Mit der Spatial Scan Statistic wurden insgesamt 39 beschädigte Gebäude analysiert und vier Cluster detektiert. Der most likely cluster A wird aus 10 Gebäuden der Kategorien [2, 3] gebildet. Es handelt sich um einen Cluster hoher Werte mit einem #O/#E von 2,05 (vgl. Tabelle 5.3). Er erstreckt sich über das Gebiet ober- und unterhalb einer zentralen Brücke in Pfunds. Das kritische Signifikanzniveau von 0,05 wird mit  $p = 0,022$

unterschritten, daher ist der Cluster A signifikant. Der Cluster B ist der erste der secondary Clusters und bezeichnet eine Ansammlung niedriger Schadenlasten aus 6 Gebäuden der Kategorie [1]. Er liegt nördlich eines anderen Clusters hoher Werte (D), orographisch rechts im oberen Schwemmkegel mit  $p = 0,539$ . Der dritte Cluster C in der Nähe der Mündung des Stubenbachs in den Inn ist der kleinste und besteht aus zwei Gebäuden der Kategorie [3] mit einem Signifikanzwert von  $p = 0,992$ . Ein beschädigtes Gebäude der Kategorie [2] und zwei der Kategorie [3] bilden gemeinsam den Cluster hoher Werte D oberhalb des bereits angesprochenen Cluster B am Kegelhals, wobei der Signifikanzwert  $p = 0,999$ .

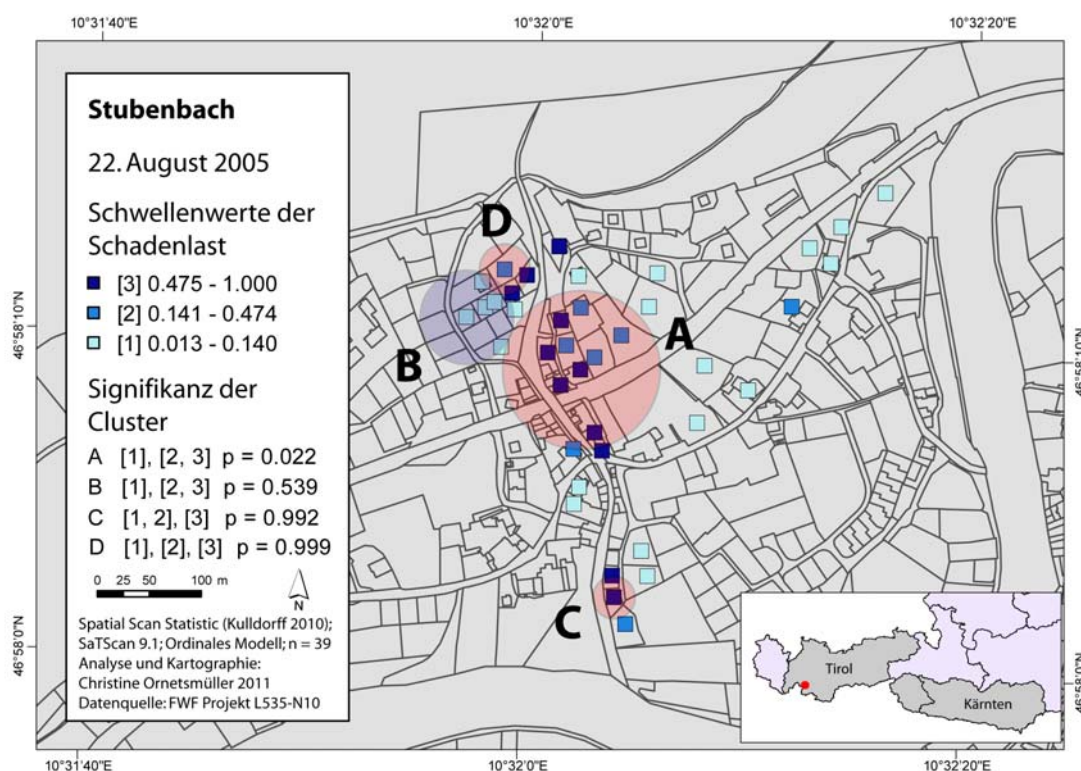


Abbildung 5.8: Ergebnis der Clusteranalyse mit dem ordinalen Modell (3 Klassen) für den Stubenbach. Hellroter Kreis = Hotspot, hellblauer Kreis = Coldspot. Das ordinale Modell der Spatial Scan Statistic verglich die Schadenlastkategorien (in eckigen Klammern) gegeneinander. Die Konstellation dieses Vergleichs und die Signifikanz sind für jeden Cluster (A, B, C, D) jeweils ausgewiesen.

Tabelle 5.3: Ergebnis ordinales Modell (3 Klassen) Stubenbach

Cluster	Radius [m]	#O / #E	RR	LLR	Cold-spot	Hot-spot	p
A: [1], [2,3]	67	(0), (2,05)	(0), (2,05)	9,058006		x	<b>0,022</b>
B: [1], [2,3]	47	(1,95), (0)	(2,36), (0)	4,526312	x		0,539
C: [1,2], [3]	21	(0), (3,55)	(0), (4,11)	2,673115		x	0,992
D: [1], [2], [3]	24	(0),(1,63),(2,36)	(0),(1,71),(2,67)	2,346692		x	0,999

Der Zusammenfluss des *Fimbabach mit der Trisanna* liegt in der Gemeinde Ischgl (Tirol), wo sich ebenfalls am 22. August 2005 ein fluvialer Feststofftransport ereignete. Die Clusteranalyse wurde auf 40 beschädigte Gebäude angewandt, die Schadenlasten im Bereich von 0,002 bis 0,656 aufweisen. Ein Cluster hoher Werte (A) und zwei Cluster niedriger Werte (B, C) wurden detektiert. Der most likely cluster (A) vereint acht Gebäude aus Kategorie [3] zu einem hoch signifikanten Cluster mit  $p = 0,001$ , wobei sich auch ein Gebäude der Kategorie [2] in diesem Gebiet befindet. Cluster B ( $p = 0,115$ ) fällt mit einem sehr großen Radius von 1,2 km auf (vgl.

Tabelle 5.4), weil er 20 Gebäude der Kategorien 1 und 2 beinhaltet, d.h. die Maximum Spatial Cluster Size wurde ausgeschöpft mit bis zu 50 % aller Objekte. Es sind dies hauptsächlich beschädigte Gebäude entlang der Trisanna. Im Gegenzug clustern sich in C fünf niedrige Schadenlasten am Fimbabach mit  $p = 0,422$ .

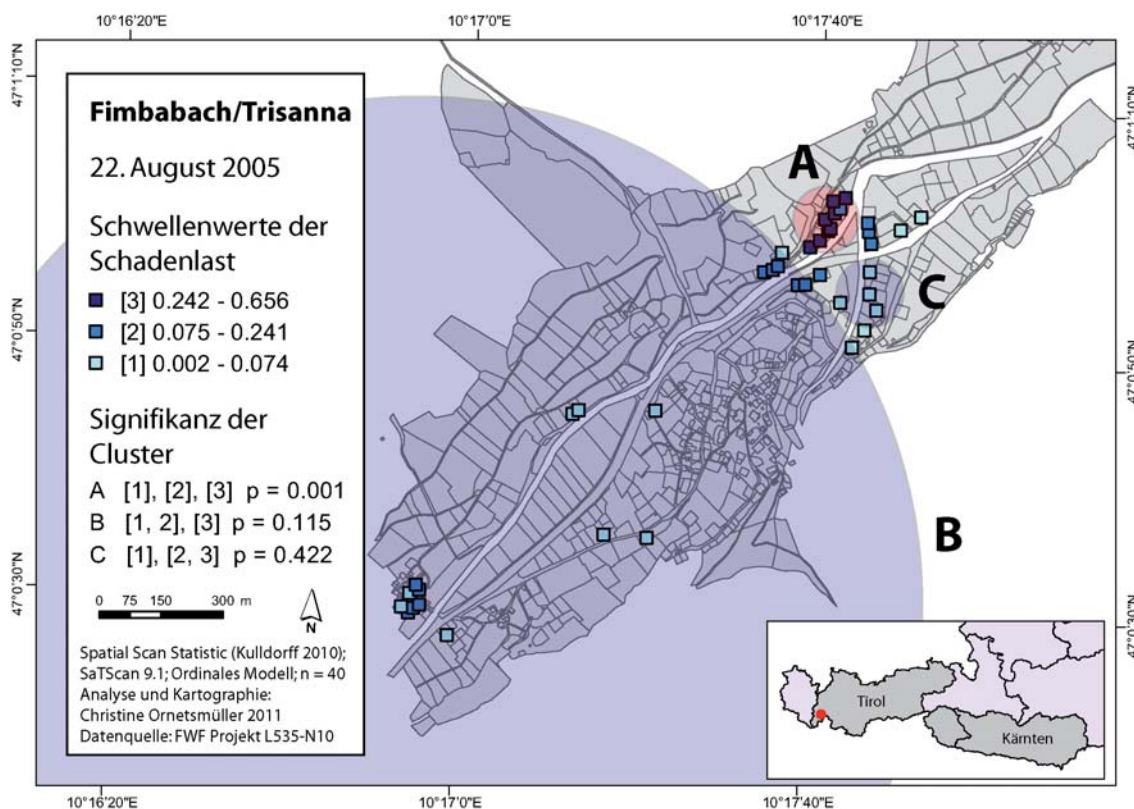


Abbildung 5.9: Ergebnis der Clusteranalyse mit dem ordinalen Modell (3 Klassen) für den Fimbabach/Trisanna. Hellroter Kreis = Hotspot, hellblauer Kreis = Coldspot. Das ordinale Modell der Spatial Scan Statistic verglich die Schadenlastkategorien (in eckigen Klammern) gegeneinander. Die Konstellation dieses Vergleichs und die Signifikanz sind für jeden Cluster (A, B, C) jeweils ausgewiesen. Die Trisanna fließt von Südwest nach Nordost, der Fimbabach fließt von Süden kommend nach Nordost, durch den Bereich des Cluster C und mündet bei Cluster A in die Trisanna.

Tabelle 5.4. Ergebnis ordinales Modell (3 Klassen) Fimbabach/Trisanna

Cluster	Radius [m]	#O / #E	RR	LLR	Cold spot	Hot spot	p
A: [1], [2], [3]	76	(0),(0,3),(4,44)	(0), (0,25), ( $\infty$ )	17,652603		x	<b>0,001</b>
B: [1,2], [3]	1.200	(1,25), (0)	(1,67), (0)	6,555864	x		0,115
C: [1], [2,3]	89	(2,35), (0)	(2,92), (0)	4,772249	x		0,422

Vom Mureignis des 6. August **1995 am Wartschenbach** in der Gemeinde Nußdorf-Debant (Osttirol) wurden Daten der Schadenlast von zehn Gebäuden analysiert. Die minimale Schadenlast betrug 0,010 und die maximale reichte bis 0,344. SaTScan detektierte unter Anwendung des ordinalen Modells einen Cluster hoher Werte mit zwei Objekten aus Kategorie [2] und einem Objekt aus Kategorie [3]. Die Signifikanz des Clusters ergab einen p-Wert von 0,728.

Fast genau zwei Jahre später entwickelte sich erneut eine Mure im Einzugsgebiet des **Wartschenbach** am 16. August **1997**. Die maximale Schadenlast erreicht bei diesem Ereignis einen etwas höheren Wert mit 0,57 und die Gesamtzahl der beschädigten und analysierten Gebäude stieg auf 16. Zwei Cluster wurden gefunden, der most likely cluster (A) mit  $p = 0,072$  besteht aus sieben Gebäuden der Kategorien [2, 3] und der Cluster B aus zwei Gebäuden der Kategorie [1] mit  $p = 0,999$ .



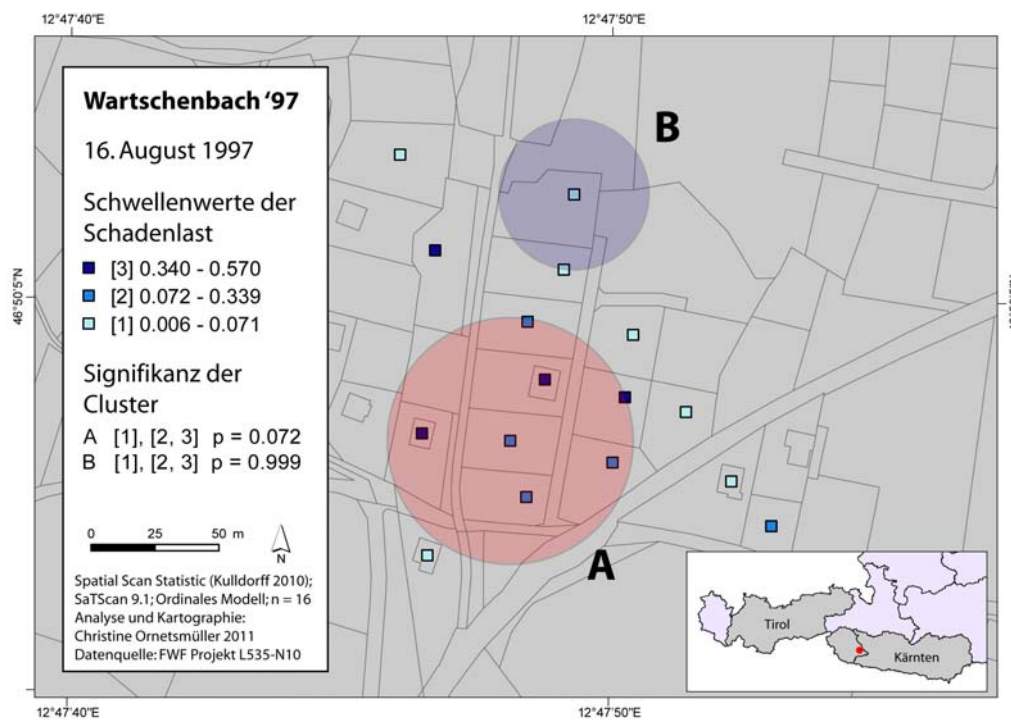
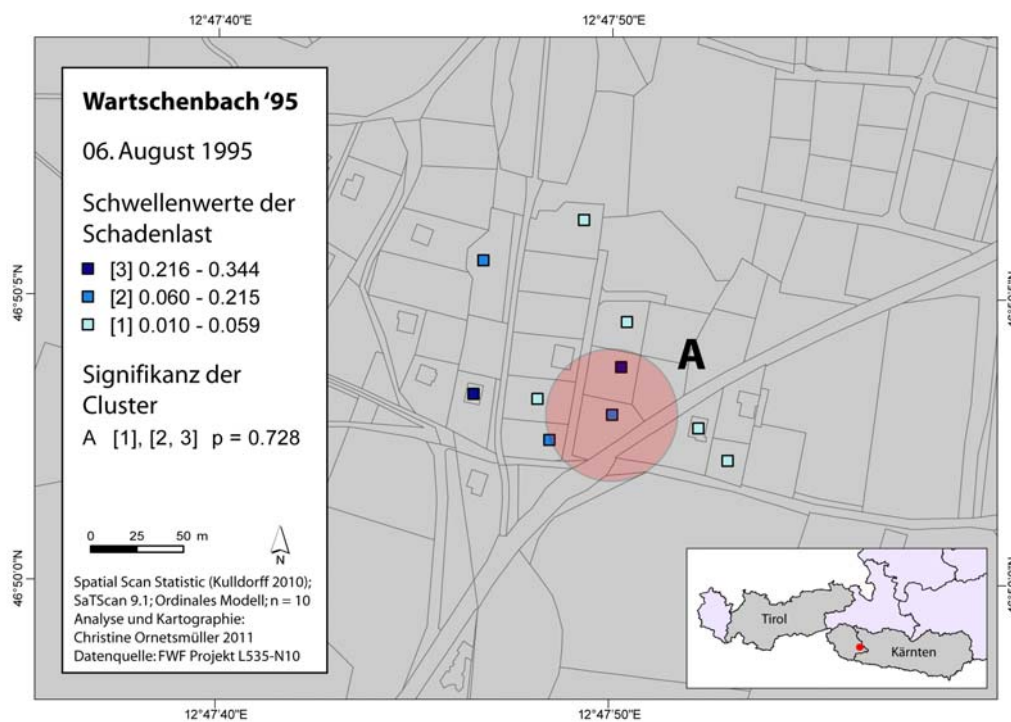


Abbildung 5.10: Ergebnis der Clusteranalyse mit dem ordinalen Modell (3 Klassen) für den Wartschenbach 1995 (oben) und 1997 (unten). Hellroter Kreis = Hotspot, hellblauer Kreis = Coldspot. Das ordinale Modell der Spatial Scan Statistic verglich die Schadenlastkategorien (in eckigen Klammern) gegeneinander. Die Konstellation dieses Vergleichs und die Signifikanz sind für jeden Cluster (A, B, C) jeweils ausgewiesen.

Tabelle 5.5 Ergebnis ordinales Modell (3 Klassen) Wartschenbach 1995 und 1997

Jahr	Cluster	Radius [m]	#O / #E	RR	LLR	Coldspot	Hotspot	p
1995	A: [1], [2,3]	36	(0), (2)	(0), (3,5)	2,743585		x	0,728
1997	A: [1], [2,3]	48	(0), (1,78)	(0), (4,5)	6,197672		x	0,072
	B: [1], [2,3]	30	(2,29), (0)	(2,8), (0)	1,840435	x		0,999

In den vier Untersuchungsgebieten wiesen zwei von fünf Ereignissen jeweils einen signifikanten (Stubenbach) bzw. hoch signifikanten (Fimbabach/Trisanna) Hotspot auf. Insgesamt detektierte SaTScan in allen Untersuchungsgebieten acht Cluster hoher Werte und fünf Cluster niedriger Werte.

#### 4 Klassen

In Abbildung 5.11 bis Abbildung 5.13 werden die Ergebnisse der Analyse mit dem ordinalen Modell für 4 Klassen gezeigt, allerdings - wie bereits zu Anfang dieses Kapitels (5.2.1) erwähnt - nur für jene Bäche mit  $n \geq 30$ .

Die gering streuende Schadenlast des **Vorderbergerbachs** erfuhr durch die Unterteilung in eine weitere Klasse kaum Veränderungen, da lediglich die erste Kategorie der 3er Klassifikation aufgrund des automatisierten Natural-Breaks-Verfahrens halbiert wurde, um eine neue Kategorie zu bilden. SaTScan detektierte vier Cluster, wobei drei (A, B und D) weitgehend jenen entsprechen, die bereits durch das ordinale Modell für drei Klassen festgestellt wurden. Cluster C ist ein Cluster niedriger Werte mit zwei Objekten der Kategorie [1] und einer Signifikanz von  $p = 0,959$ .

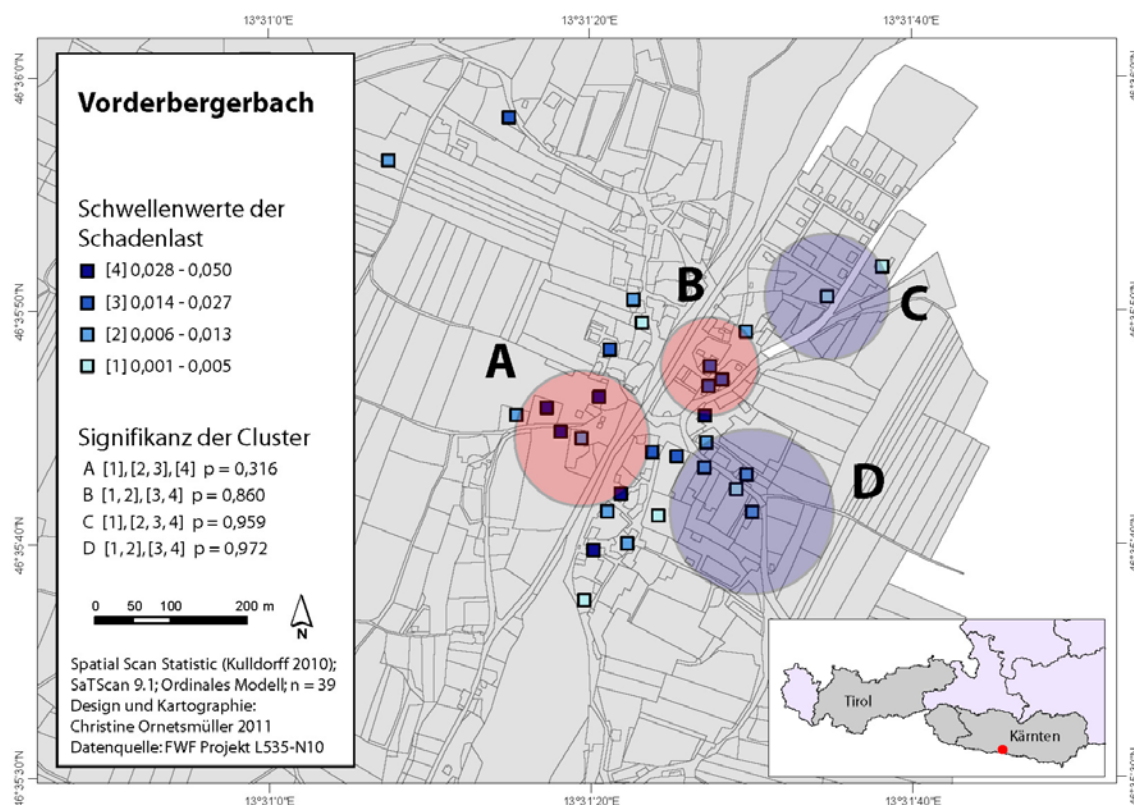


Abbildung 5.11: Ergebnis der Clusteranalyse mit dem ordinalen Modell (4 Klassen) für den Vorderbergerbach. Hellroter Kreis = Hotspot, hellblauer Kreis = Coldspot. Das ordinale Modell der Spatial Scan Statistic verglich die Schadenlastkategorien (in eckigen Klammern) gegeneinander. Die Konstellation dieses Vergleichs und die Signifikanz sind für jeden Cluster (A, B, C, D) jeweils ausgewiesen.

Tabelle 5.6 Ergebnis ordinales Modell (4 Klassen) Vorderbergerbach

Cluster	Radius [m]	#O / #E	RR	LLR	Cold- spot	Hot- spot	$p$
A: [1], [2, 3], [4]	90	(0), (0,33), (4)	(0), (0,29), (10)	5,835686		x	0,316
B: [1, 2], [3, 4]	66	(0), (2,31)	(0), (2,89)	3,756091		x	0,860
C: [1], [2, 3, 4]	83	(5), (0)	(7), (0)	3,528816	x		0,959
D: [1, 2], [3, 4]	110	(1,76), (0)	(2,08), (0)	3,218279	x		0,972

Die Unterteilung der Schadenlast in vier Klassen wirkte sich beim *Stubenbach* etwas anders aus. Während beim Vorderbergerbach ein Cluster mehr detektiert wurde, war es beim Stubenbach um zwei weniger. Der most likely Cluster (A) befindet sich an der gleichen Stelle, er umfasst jedoch 17 Objekte, das sind um 7 mehr als mit der 3er Klassifikation, daher hat er einen größeren Radius. Cluster A beschreibt eine Ansammlung hoher Schadenlasten im Besonderen der Kategorien [3, 4] mit 13 Objekten und [2] mit 4 Objekten. Dies spiegelt sich auch im Ver-

hältnis #O/#E wider (vgl. Tabelle 5.7). Der most likely Cluster der 4er-Klassifikation unterscheidet sich auch in seiner Signifikanz: mit  $p = 0,002$  gilt er als *hoch* signifikant. Der einzige secondary Cluster B entstand an einer Stelle orographisch links des Bachbetts, für die in der 3er Klassifikation kein Cluster gefunden wurde. Er besteht aus drei Objekten der niedrigsten Kategorie [1] mit einem p-Wert von 0,970.

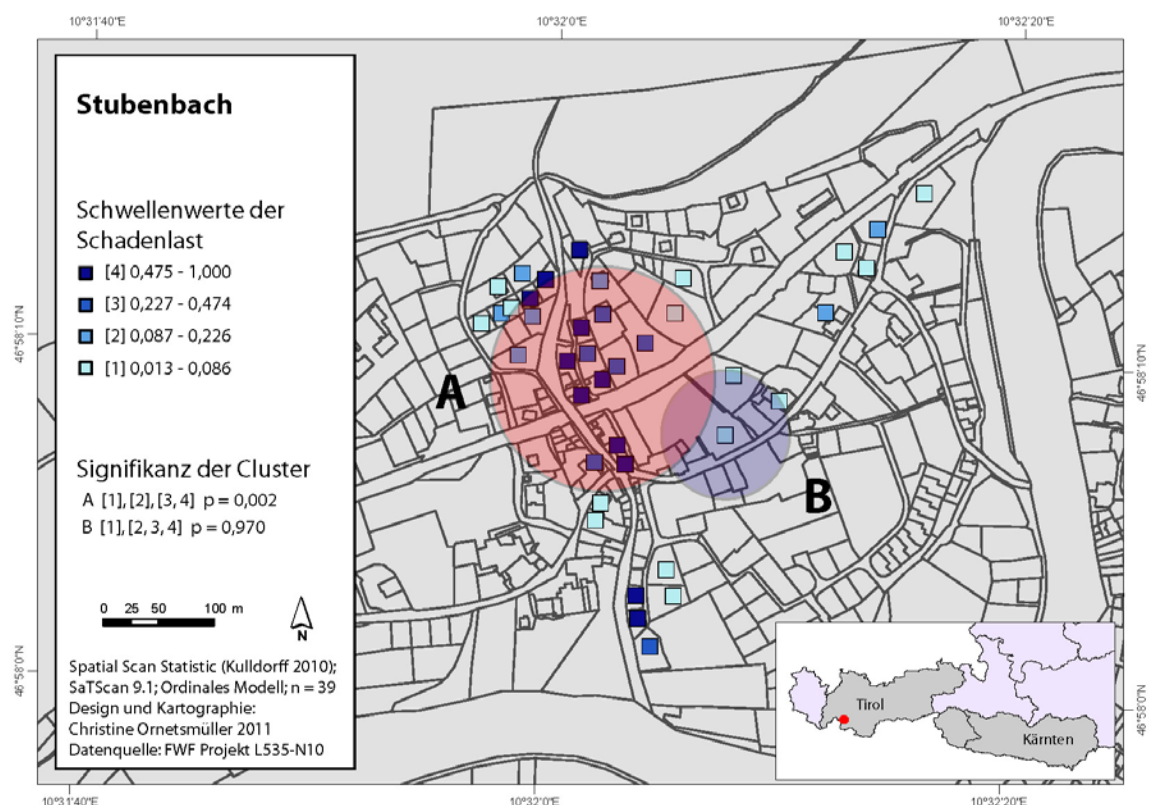


Abbildung 5.12: Ergebnis der Clusteranalyse mit dem ordinalen Modell (4 Klassen) für den Stubenbach. Hellroter Kreis = Hotspot, hellblauer Kreis = Coldspot. Das ordinale Modell der Spatial Scan Statistic verglich die Schadenlastkategorien (in eckigen Klammern) gegeneinander. Die Konstellation dieses Vergleichs und die Signifikanz sind für jeden Cluster (A, B) jeweils ausgewiesen.

Tabelle 5.7: Ergebnis ordinales Modell (4 Klassen) Stubenbach

Cluster	Radius [m]	#O / #E	RR	LLR	Cold-spot	Hot-spot	p
A: [1], [2], [3, 4]	100	(0), (1,15), (1,75)	(0), (1,29), (4,21)	11,891058		x	<b>0,002</b>
B: [1], [2, 3, 4]	58	(2,79), (0)	(3,27), (0)	3,302268	x		0,970

Die Unterschiede der Klassenanzahl auf die Ergebnisse der Spatial Scan Statistic fielen beim *Fimbabach/Trisanna* sehr gering aus. Die Anzahl der Cluster, ihre Lage und die Größe blieben

im Großen und Ganzen gleich, teilweise veränderte sich die Kategorienzugehörigkeit einzelner weniger Objekte. So wie beim Vorderbergerbach wurde die unterste Kategorie der 3er-Klassifikation in zwei neue Kategorien der 4er-Klassifikation aufgeteilt. Der most likely Cluster (A) ist wiederum hochsignifikant bei  $p = 0,001$  und inkludiert ein Objekt der Kategorie [3] sowie acht der Kategorie [4]. Der Cluster B ( $p = 0,175$ ) - ein Cluster niedriger Werte - ist charakterisiert durch einen großen Radius (vgl. Tabelle 5.8) und eine große Anzahl an Objekten (20 aus den Kategorien [1, 2, 3]). Währenddessen besteht Cluster C ( $p = 0,625$ ) nur aus vier Objekten der Kategorie [1]; das ist um ein Gebäude weniger, als das Ergebnis der 3er Klassifikation zeigte.

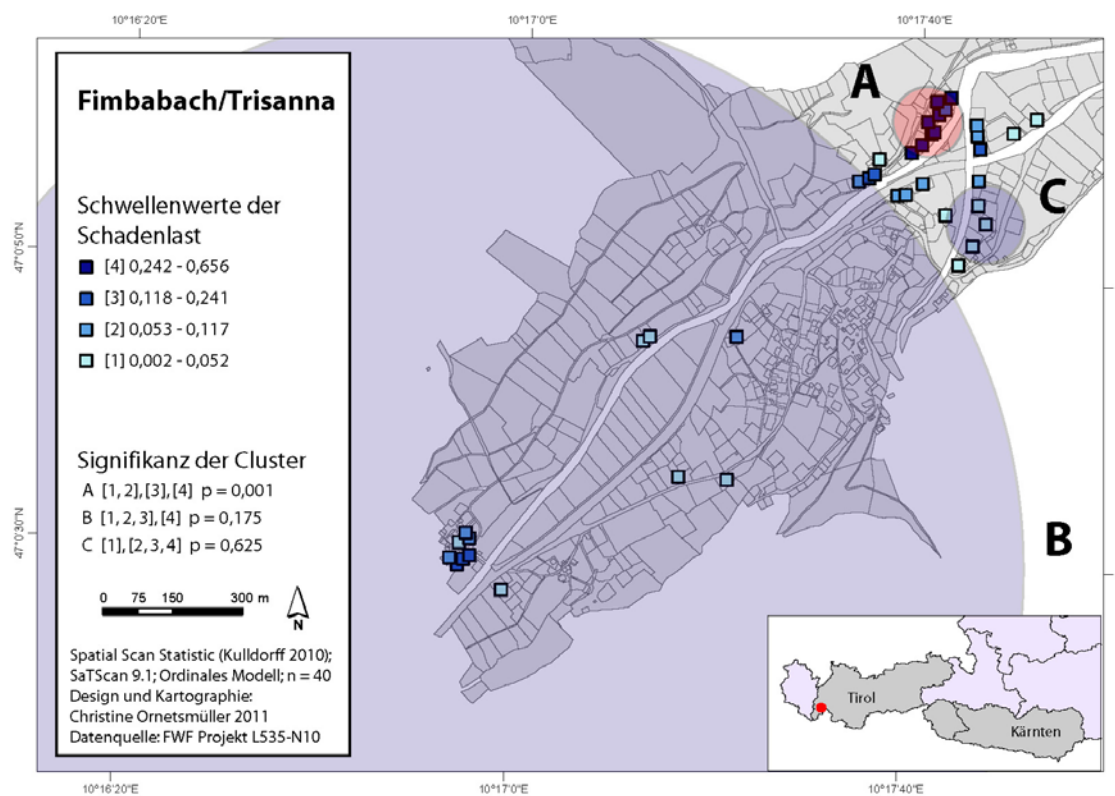


Abbildung 5.13: Ergebnis der Clusteranalyse mit dem ordinalen Modell (4 Klassen) für den Fimbabach/Trisanna. Hellroter Kreis = Hotspot, hellblauer Kreis = Coldspot. Das ordinale Modell der Spatial Scan Statistic verglich die Schadenlastkategorien (in eckigen Klammern) gegeneinander. Die Konstellation dieses Vergleichs und die Signifikanz sind für jeden Cluster (A, B, C) jeweils ausgewiesen.

Tabelle 5.8: Ergebnis ordinales Modell (4 Klassen) Fimbabach/Trisanna

<i>Cluster</i>	<i>Radius</i> [m]	<i>#O / #E</i>	<i>RR</i>	<i>LLR</i>	<i>Cold- spot</i>	<i>Hot- spot</i>	<i>p</i>
A: [1, 2], [3], [4]	76	(0), (0,56), (4,44)	(0), (0,49), ( $\infty$ )	18,312392		x	<b>0,001</b>
B: [1, 2, 3], [4]	1.200	(1,25), (0)	(1,67), (0)	6,555864	x		0,175
C: [1], [2, 3, 4]	89	(2,86), (0)	(3,6), (0)	4,627545	x		0,625

In den drei Untersuchungsgebieten mit  $n \geq 30$  befanden sich zwei hoch signifikante Hotspots (jeweils bei Stubenbach und Fimbabach/Trisanna). Insgesamt detektierte SaTScan für diese drei Ereignisse vier Cluster hoher Werte und fünf Cluster niedriger Werte.

Im Wesentlichen führte die Analyse der Bäche mit zwei verschiedenen Klassifikationsansätzen in drei bzw. vier Klassen zu sehr ähnlichen Ergebnissen (vgl. Tabellen und Kartenübersichten in Anhang B und D). Die Lage, die Größe, die Charakteristik (Cluster hoher oder niedriger Werte) und die Anzahl der Objekte veränderten sich kaum. Unterschiede sind zwar vorhanden, aber zumeist in einem sehr geringen Maß. Vermutet wird, dass ein Sprung von drei auf vier Klassen noch nicht so ausschlaggebend ist wie es beispielsweise ein Sprung von drei auf acht oder mehr unterschiedliche Klassen wäre. Aus Mangel an verfügbaren Datenpunkten pro Ereignis konnten jedoch keine Klassifikationen mit einer höheren Kategorienanzahl erstellt werden. Die Analyse mit 4 Klassen wurde ausschließlich durchgeführt um den Einfluss der Klassenanzahl auf die Clusterdetektion zu analysieren und zu vergleichen. An dieser Stelle endet somit die Verwendung der 4 Kategorien und im Folgenden ist daher die Klassifikation in drei Kategorien gemeint, wenn vom Ergebnis des ordinalen Modells gesprochen wird - es sei denn, die 4er-Klassifikation wird explizit erwähnt.

Der Vergleich der 3er und 4er Klassifikation zeigte, dass die Diversifikation einer Variablen mit der Anzahl der Klassen steigt. Wie jedoch das Bild einer Clusteranalyse ohne vorherige Reduktion der Variabler Schadenlast in Klassen aussieht, wird im folgenden Kapitel anhand der Ergebnisse des normalen Modells präsentiert.

### 5.2.2 Normales Modell

Das normale Modell vergleicht die Mittelwerte aller Schadenlasten innerhalb des Scanfensters gegen jene außerhalb des Scanfensters und bewertet die Unterschiede zwischen den beiden Mittelwerten

und Varianzen. Der Hypothesentest beruht auf einer Monte Carlo Simulation von 999 Replikationen. Die Darstellung der Schadenlast erfolgte anhand der gleichen Klassifikation wie beim ordinalen Modell. Die Entscheidung dafür wurde aus visuellen Zwecken der Vergleichbarkeit getroffen, die Berechnungsgrundlage waren jedoch die nicht-kategorisierten, kontinuierlichen Daten der Schadenlast.

Die rot gefärbten Kreise repräsentieren wiederum Cluster hoher Werte, d.h. hoher Schadenlasten und die blau gefärbten Kreise stellen Cluster niedriger Schadenlasten dar. Die Cluster wurden ihrer Signifikanz nach geordnet ausgegeben, dementsprechend steht „A“ immer für den *most likely Cluster* mit dem geringsten p-Wert. Alle folgenden Cluster (B, ... n) werden als *secondary Clusters* bezeichnet (Jung et al. 2007, Kulldorff et al. 2009, Kulldorff 2010) und nach ihrem p-Wert aufsteigend gereiht. In Abbildung 5.14 bis Abbildung 5.16 wurden die Ergebnisse der Clustersuche mit dem normalen Modell aus SaTScan visualisiert. In drei Einzugsgebieten detektierte die Software signifikante bzw. hoch signifikante Cluster (Stubenbach, Wartschenbach 1997 bzw. Fimbabach/Trisanna).

Die Analyse des **Vorderbergerbachs** ( $n = 30$ ) ergab einen *most likely Cluster* hoher Werte (A) und einen *secondary Cluster* niedriger Werte (B) mit  $p = 0,135$  bzw.  $0,807$ . Die Mittelwerte innerhalb ( $0,028$ ) unterscheiden sich kaum vom Mittelwert außerhalb des Clusters ( $0,011$ ) (vgl. Tabelle 5.9) und eine deutlich höhere Konzentration von bestimmten Schadenlasten innerhalb des Kreises liegt somit nicht vor. Der Cluster A befindet sich an ähnlicher Stelle wie beim ordinalen Modell, allerdings ist sein Radius um 70 m größer und inkludiert Objekte am orographisch rechten Ufer des Vorderbergerbachs. Stellt man die sekundären Cluster des ordinalen und normalen Modells für den Vorderbergerbach gegenüber, so können maßgebliche Unterschiede festgestellt werden. Cluster B ist im normalen Modell ein Cluster *niedriger* Werte und umfasst fast viermal so viele Objekte wie im ordinalen Modell.

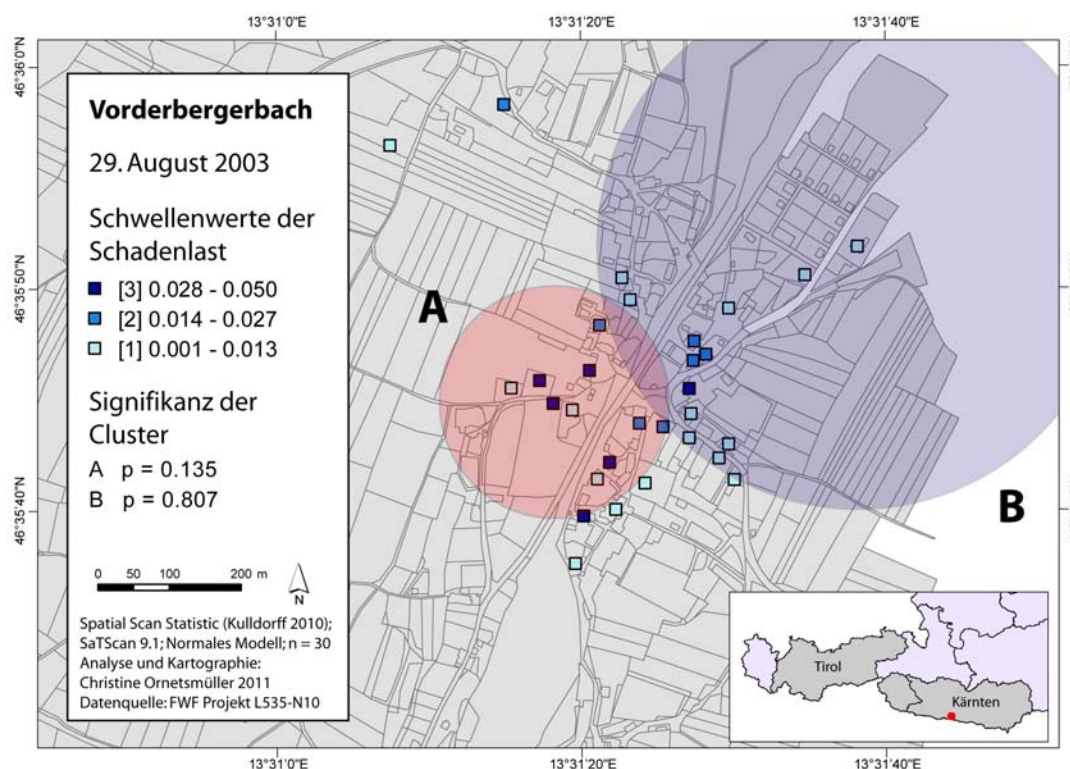


Abbildung 5.14: Ergebnis der Clusteranalyse mit dem normalen Modell für den Vorderbergerbach. Hellroter Kreis = Hotspot, hellblauer Kreis = Coldspot. Das normale Modell der Spatial Scan Statistic verglich den Mittelwert der Schadenlast innerhalb des Kreises zum Mittelwert außerhalb. Die Schadenlastkategorien (in eckigen Klammern) dienen ausschließlich Visualisierungszwecken und sind aus Gründen der Vergleichbarkeit dieselben Schwellenwerte wie beim ordinalen Modell.

Tabelle 5.9: Ergebnis normales Modell Vorderbergerbach. SD = Standardabweichung, LLR = Log Likelihood Ratio.

Cluster	Radius [m]	Mittelwert der Schadenlast innerhalb	Mittelwert der Schadenlast außerhalb	Differenz	Varianz	SD	LLR	Cold- spot	Hot- spot	p
A	160	0,028	0,011	0,017	0,00013	0,011	6,314052		x	0,135
B	370	0,012	0,023	-0,011	0,00016	0,013	2,769259	x		0,807

Das Ergebnis der Clusteranalyse des *Stubenbachs* mit dem normalen Modell zeigt ebenfalls einerseits Gemeinsamkeiten des most likely cluster (A), aber andererseits beträchtliche Unterschiede der secondary clusters (B-C bzw. D). Der most likely cluster des normalen Modells ist etwas kleiner und konzentriert sich um das Gebiet oberhalb bzw. knapp unterhalb der Brücke. Er ist mit einem p-Wert von 0,041 genauso wie im ordinalen Modell ( $p = 0,022$ ) signifikant. Die Differenz zwischen den Mittelwerten ist relativ stark ausgeprägt, denn die Schadenlast ist im Kreis um 0,46 größer als außerhalb (vgl. Tabelle 5.10). Die sekundären Cluster finden sich im normalen Modell teilweise an anderer Stelle als im ordinalen. Cluster B mit einem großen Radi-



us von 200 m ist ein Cluster niedriger Werte mit  $p = 0,291$  und erstreckt sich über einen Bereich orographisch links in maßgeblichem Abstand zum Bachbett. Cluster C ist jedoch wiederum sehr ähnlich zu jenem im ordinalen Modell - er befindet sich an einem ähnlichen Ort nahe der Mündung des Stubenbachs in den Inn, ist ein Cluster hoher Werte und nur um ein Objekt größer.

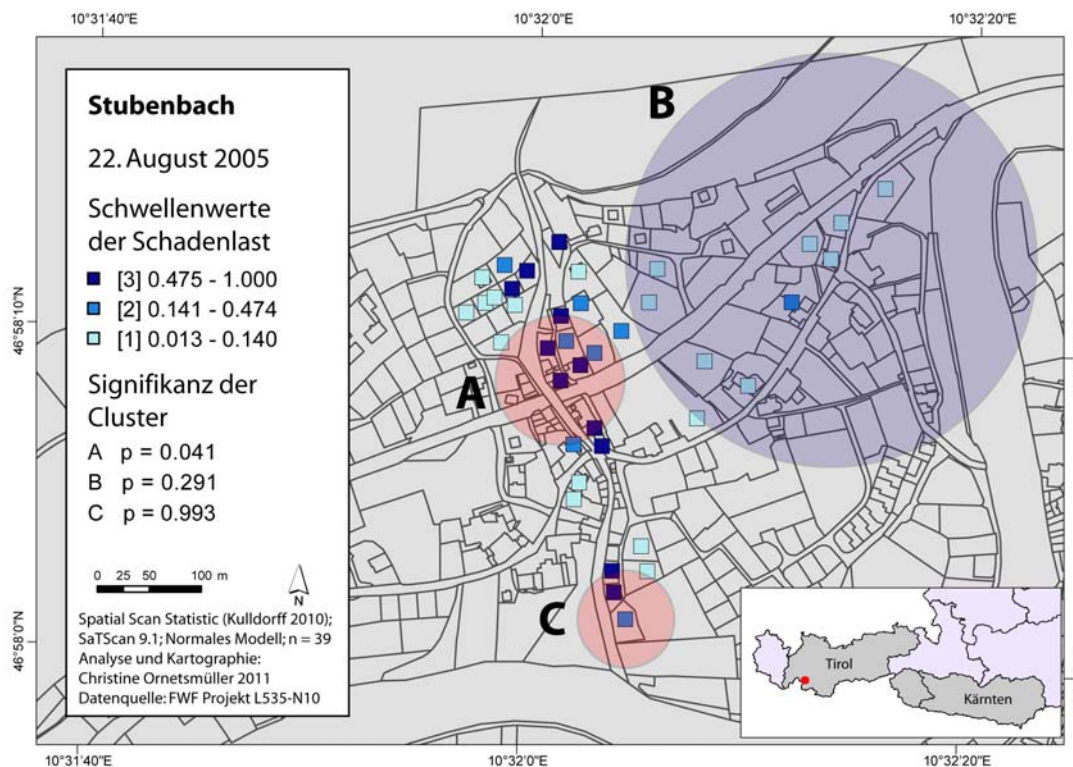


Abbildung 5.15: Ergebnis der Clusteranalyse mit dem normalen Modell für den Stubenbach. Hellroter Kreis = Hotspot, hellblauer Kreis = Coldspot. Das normale Modell der Spatial Scan Statistic verglich den Mittelwert der Schadenlast innerhalb des Kreises zum Mittelwert außerhalb. Die Schadenlastkategorien (in eckigen Klammern) dienen ausschließlich Visualisierungszwecken und sind aus Gründen der Vergleichbarkeit dieselben Schwellenwerte wie beim ordinalen Modell.

Tabelle 5.10: Ergebnis normales Modell Stubenbach. SD = Standardabweichung, LLR = Log Likelihood Ratio.

Cluster	Radius [m]	Mittelwert der Schadenlast		Varianz	SD	LLR	Cold- spot	Hot- spot	p
		innerhalb	außerhalb						
A	62	0,700	0,240	<b>0,460</b>	0,06900	0,260	7,554596	x	<b>0,041</b>
B	200	0,065	0,410	-0,345	0,07900	0,280	5,026742	x	0,291
C	48	0,620	0,300	0,320	0,09400	0,310	1,491145	x	0,993

Die Hauptmerkmale der Analyse des Fimbabach/Trisanna mit dem normalen Modell haben ebenfalls eine große Übereinstimmung mit dem Ergebnis des ordinalen Modells. Der most like-

ly Cluster (A) hoher Werte liegt an der gleichen Stelle, ist gleich groß und beinhaltet die gleichen Objekte. Die Signifikanz liegt ebenfalls bei  $p = 0,001$ . Die mittlere Schadenlast innerhalb des Clusters ist mit 0,41 um ein Vielfaches höher als außerhalb (0,08). Der größte aller Cluster im Einzugsgebiet des Fimbabach/Trisanna ist wiederum Cluster B, ein Coldspot mit 19 Gebäuden, welche hauptsächlich entlang der Trisanna liegen mit  $p = 0,589$ . Cluster C aus dem ordinalen Modell ist im normalen Modell nicht vertreten.

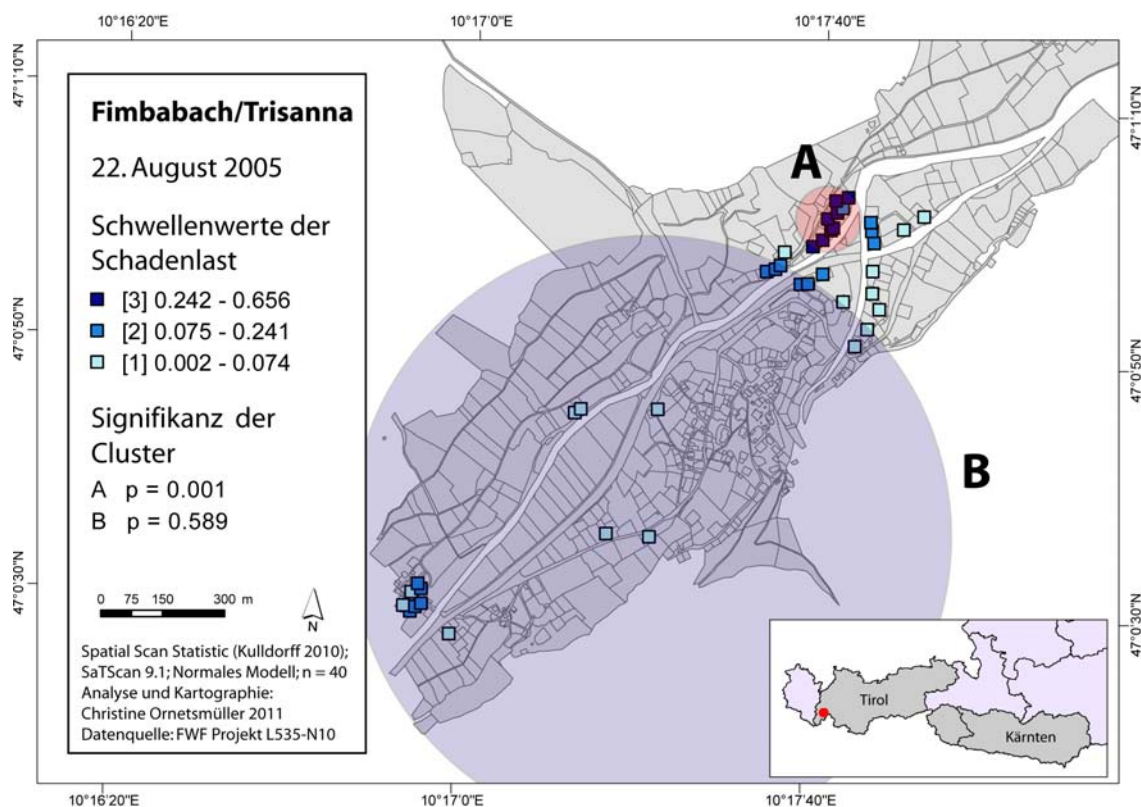


Abbildung 5.16: Ergebnis der Clusteranalyse mit dem normalen Modell für den Fimbabach/Trisanna. Hellroter Kreis = Hotspot, hellblauer Kreis = Coldspot. Das normale Modell der Spatial Scan Statistic verglich den Mittelwert der Schadenlast innerhalb des Kreises zum Mittelwert außerhalb. Die Schadenlastkategorien (in eckigen Klammern) dienen ausschließlich Visualisierungszwecken und sind aus Gründen der Vergleichbarkeit dieselben Schwellenwerte wie beim ordinalen Modell.

Tabelle 5.11: Ergebnis normales Modell Fimbabach/Trisanna. SD = Standardabweichung, LLR = Log Likelihood Ratio.

Cluster	Radius [m]	Mittelwert der Schadenlast innerhalb	Mittelwert der Schadenlast außerhalb	Varianz Differenz	SD	LLR	Cold-spot	Hot-spot	$p$
A	76	0,410	0,076	0,334	0,00650	0,080	28,5335	x	<b>0,001</b>
B	730	0,080	0,220	-0,140	0,02200	0,150	3,9085	x	0,589

Die Anwendung des normalen Modells der Spatial Scan Statistic auf das Murereignis am **Wartschenbach von 1995** zeigte die Bildung von zwei Clustern - einen Hot- und einen Coldspot. Der most likely Cluster (A) stellt den Hotspot dar, welcher fünf Gebäude, also die Hälfte aller Objekte für dieses Ereignis beinhaltet ( $p = 0,740$ ). Währenddessen besteht Cluster B nur aus zwei Gebäuden und der p-Wert beträgt 0,941. Im Vergleich zum ordinalen Modell liegen die Cluster des normalen Modells um beide Ufer des Wartschenbachs.

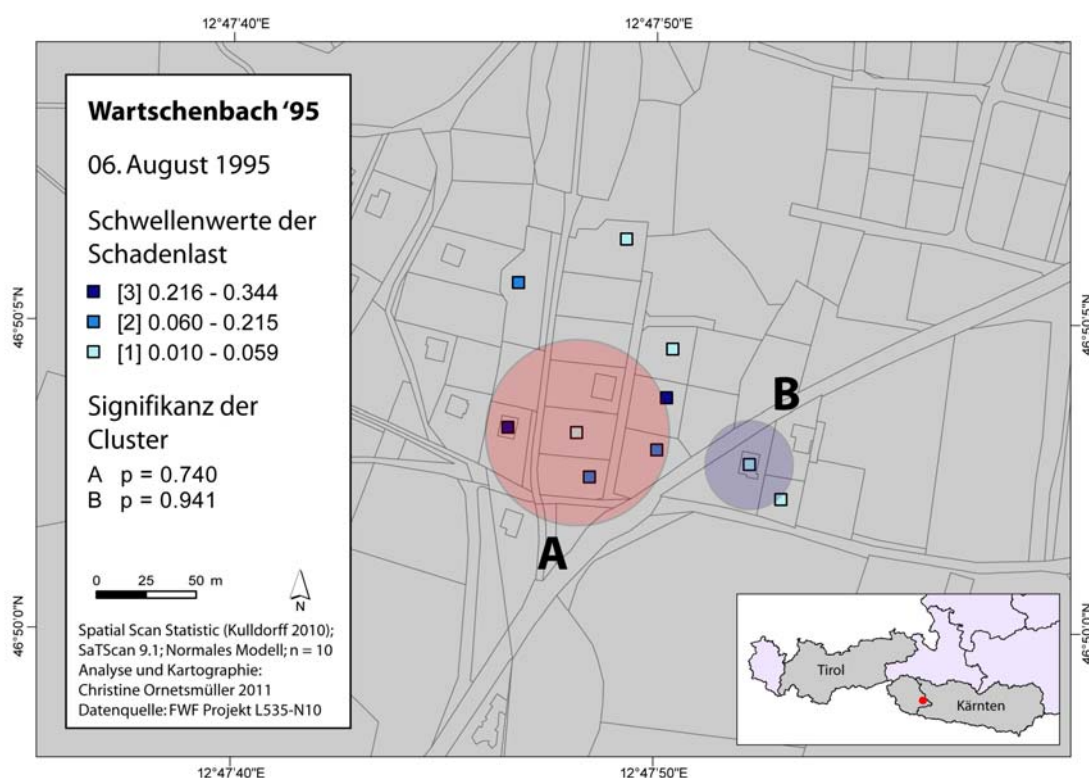


Abbildung 5.17: Ergebnis der Clusteranalyse mit dem normalen Modell für den Wartschenbach 1995. Hellroter Kreis = Hotspot, hellblauer Kreis = Coldspot. Das normale Modell der Spatial Scan Statistic verglich den Mittelwert der Schadenlast innerhalb des Kreises zum Mittelwert außerhalb. Die Schadenlastkategorien (in eckigen Klammern) dienen ausschließlich Visualisierungszwecken und sind aus Gründen der Vergleichbarkeit dieselben Schwellenwerte wie beim ordinalen Modell.

Tabelle 5.12: Ergebnis normales Modell Wartschenbach 1995. SD = Standardabweichung, LLR = Log Likelihood Ratio.

Cluster	Radius [m]	Mittelwert der Schadenlast		Varianz	SD	LLR	Cold- spot	Hot- spot	$p$
		innerhalb	außerhalb						
A	48	0,190	0,054	0,136	0,01000	0,100		x	0,740
B	24	0,014	0,150	-0,136	0,01200	0,110	x		0,941

Die Clusteranalyse des Ereignisses am **Wartschenbach** im Jahr **1997** lieferte für das ordinale und das normale Modell ein fast gänzlich identes Ergebnis. Der most likely Cluster (A) ist ein Cluster hoher Werte mit den selben sieben Gebäuden, der Cluster B ist ein Cluster niedriger Werte mit den selben zwei Gebäuden. Lediglich die Signifikanz unterscheidet sich, sodass der most likely Cluster des normalen Modells mit  $p = 0,039$  noch unter das kritische Signifikanzniveau fällt im Gegensatz zum ordinalen Modell wo  $p = 0,072$ . Für den Cluster B hat der Unterschied des p-Werts zwischen den beiden Modellen allerdings keinerlei Konsequenz (ordinales Modell:  $p = 0,999$  bzw. normales Modell  $p = 0,995$ ).

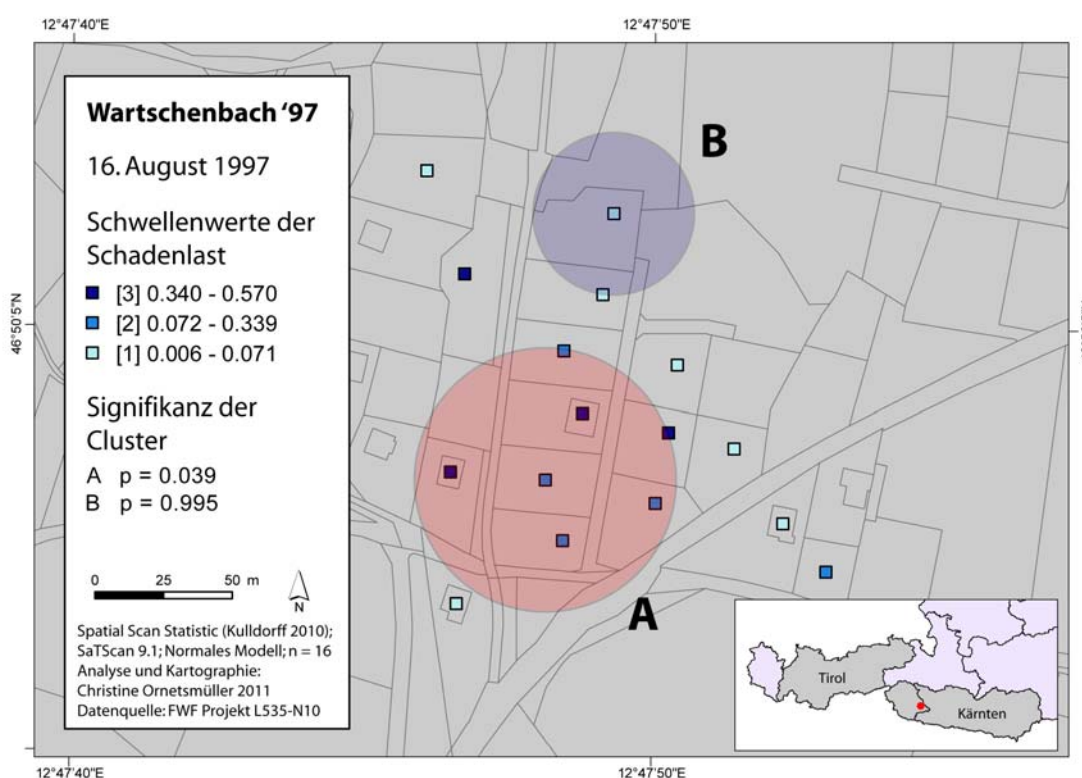


Abbildung 5.18: Ergebnis der Clusteranalyse mit dem normalen Modell für den Wartschenbach 1997. Hellroter Kreis = Hotspot, hellblauer Kreis = Coldspot. Das normale Modell der Spatial Scan Statistic verglich den Mittelwert der Schadenlast innerhalb des Kreises zum Mittelwert außerhalb. Die Schadenlastkategorien (in eckigen Klammern) dienen ausschließlich Visualisierungszwecken und sind aus Gründen der Vergleichbarkeit dieselben Schwellenwerte wie beim ordinalen Modell.

Tabelle 5.13: Ergebnis normales Modell Wartschenbach 1997. SD = Standardabweichung, LLR = Log Likelihood Ratio.

Cluster	Radius [m]	Mittelwert der Schadenlast innerhalb	Mittelwert der Schadenlast außerhalb	Varianz Differenz	SD	LLR	Cold-spot	Hot-spot	$p$
A	48	0,370	0,091	0,279	0,01600	0,130	6,576067	x	<b>0,039</b>
B	30	0,022	0,240	-0,218	0,03100	0,180	1,323296	x	0,995

Die Spatial Scan Statistic stellte mit dem normalen Modell in drei von fünf Ereignissen signifikante (Wartschenbach 1997, Stubenbach) bzw. hoch signifikante (Fimbabach/Trisanna) Cluster fest. Ebenso wie beim ordinalen Modell handelte es sich dabei um Hotspots. Insgesamt gesehen gab es sechs Cluster hoher Werte und fünf Cluster niedriger Werte. Das sind zwar zwei Hotspots weniger als das ordinale Modell detektierte, aber ein signifikanter Hotspot mehr.

Zusammenfassend kann gesagt werden: in den meisten Fällen sind die Ergebnisse des normalen und des ordinalen Modells ähnlich, Unterschiede entstanden vor allem in der Anzahl und Lage der sekundären Cluster. Da jedoch das Signifikanzniveau dieser sekundären Cluster niemals den kritischen Wert unterschreitet, ist die Bedeutung dieser Unterschiede eher marginal. Die most likely Cluster hingegen stimmen zum Großteil überein bzw. sind sogar ident. Obwohl beide Methoden als anwendbar erachtet werden, sollte das normale Modell bei entsprechender Datenlage präferiert werden. Nicht zuletzt auch deshalb, weil die Unterschiede der Werte innerhalb des Clusters zu außerhalb quantitativ angegeben werden können.

Die Interpretation von Clustern mit wenigen Gebäuden sollte vorsichtig gemacht werden. Wenn die Anzahl der Objekte innerhalb des Clusters sehr gering ist (vgl. z.B. Cluster B Wartschenbach 1995 und 1997 in Abbildung 5.17 und Abbildung 5.18), so können die Differenzen zwischen den Werten innerhalb und außerhalb des Clusters auch sehr leicht zufällig entstehen (Kulldorff et al. 2009). Die Teststärke des normalen Modells hängt u.a. von der Clustergröße, der Stichprobengröße, der Differenz der Mittelwerte und der Standardabweichung ab. Die Teststärke verbessert sich mit einer Erhöhung der Clustergröße, der Stichprobengröße, der Differenz der Mittelwerte und mit einer Verringerung der Standardabweichung (Kulldorff et al. 2009).

### 5.2.3 *Evaluierung*

Bisher war (fast immer) nur die Schadenlast Mittelpunkt des Interesses, denn sie steht als maßgeblicher Parameter der Risikogleichung für die Vulnerabilität bei einer bestimmten Intensität und ist der Fokus der Diplomarbeit. Um aber den Kontext mit dem eigentlichen Prozess und der Intensität der Muren bzw. der fluvialen Feststofftransporte zu erhalten, wurden die Ergebnisse der Clusteranalyse und die Ablagerungshöhen übereinander gelegt. Die allgemeine Annahme, dass die Schadenlast mit der Höhe der Ablagerungen zunimmt und die Hotspots bzw. Coldspots an Stellen großer bzw. kleiner Intensität liegen müssten, kann somit bewertet werden.

Die Evaluierung wurde mit den zwei in Kapitel 4.6 beschriebenen Methoden realisiert. Einerseits erfolgte eine visuelle Überprüfung durch kartographische Darstellung und andererseits werden Schadenlast und Intensität in Form einer Kreuztabelle gegenübergestellt. Dabei wird numerisch quantifiziert, wie groß der Anteil einer Schadenlastklasse in einem bestimmten Intensitätsbereich ist. Die Karten und die wichtigsten Kreuztabellen (jeweils most likely cluster) werden im Folgenden präsentiert. Alle Kreuztabellen der weiteren Cluster können der Übersicht in Anhang B (Tabelle B-5 bis B-9) entnommen werden.

Die Karten beinhalten neben den Clustern auch die zunehmende Ablagerungshöhe in Meter im Farbverlauf gelb bis braun. Mit Isolinien in 25 cm Schritten werden Feinheiten in der räumlichen Variation der Ablagerungshöhe veranschaulicht, die durch die Klassifikation in größere Intervalle generalisiert worden sind. Anhand des blauen Pfeils ist die Fließrichtung des Wildbachprozesses eingetragen. Die Schadenlast ist wiederum mit den ordinalen Klassen jedes einzelnen Wildbachereignisses versehen. Cluster hoher und niedriger Werte wurden wie gewohnt in rot bzw. blau gefärbt.

In den Kreuztabellen stehen sich die Schadenlast (Spalten) und die Intensität (Zeilen) in Form einer Matrix gegenüber. Sie werden spalten- und zeilenweise gelesen: jeweils am Ende einer Zeile oder Spalte ist die Summe der jeweiligen Zeile bzw. Spalte aufgetragen.

Ein Schutzdamm der Gail beeinflusste die räumliche Verteilung des fluvialen Feststofftransports, da er das Material des *Vorderbergerbachs* vom Abfließen hinderte und eine Aufstauung verursachte. Zwei Hauseigentümer in diesem Gebiet nördlich des Ortskerns von St. Stefan beantragten Förderungen aus dem Katastrophenfonds. Die restlichen Antragsteller hatten ihre Gebäude im Ortskern, wo sich die Ablagerungshöhen im Bereich von unter einem Meter bewegen. Die Schwellenwerte der Schadenlastkategorien liegen aufgrund des geringen Gesamtschadensausmaßes sehr dicht aneinander. Die feine Unterscheidung der Schadenlasten relativ zum Gesamtschadensausmaß resultiert in einem Hotspot (Cluster A) am orographisch linken Ufer, wo der fluviale Feststofftransport das Bachbett verließ. Dieser Cluster liegt an jener Stelle wo Ablagerungen von 0,5 bis 1 m gemessen wurden und sich somit von den großen Flächen mit unter 0,5 m Material unterscheidet (Abbildung 5.19). Im Cluster A gehören vier von fünf Gebäuden (80 %) zur höchsten Kategorie [3] und ein Gebäude ist der niedrigsten Kategorie [1] zuzurechnen (Tabelle 5.14). Der Cluster B befindet sich etwas weiter flussabwärts an der orographisch rechten Seite des Vorderbergerbachs und setzt sich aus mittleren Schadenlasten zusammen. Als Coldspot detektierte SaTScan die Ansammlung von vier Gebäuden der niedri-

gen Schadenlast [1], dies deckt sich mit den sehr geringen Intensitäten von 25 cm Ablagerungshöhe und der Tatsache, dass diese Häuser von den Sedimentablagerungen Großteils nur tangiert wurden. (Abbildung 5.19)

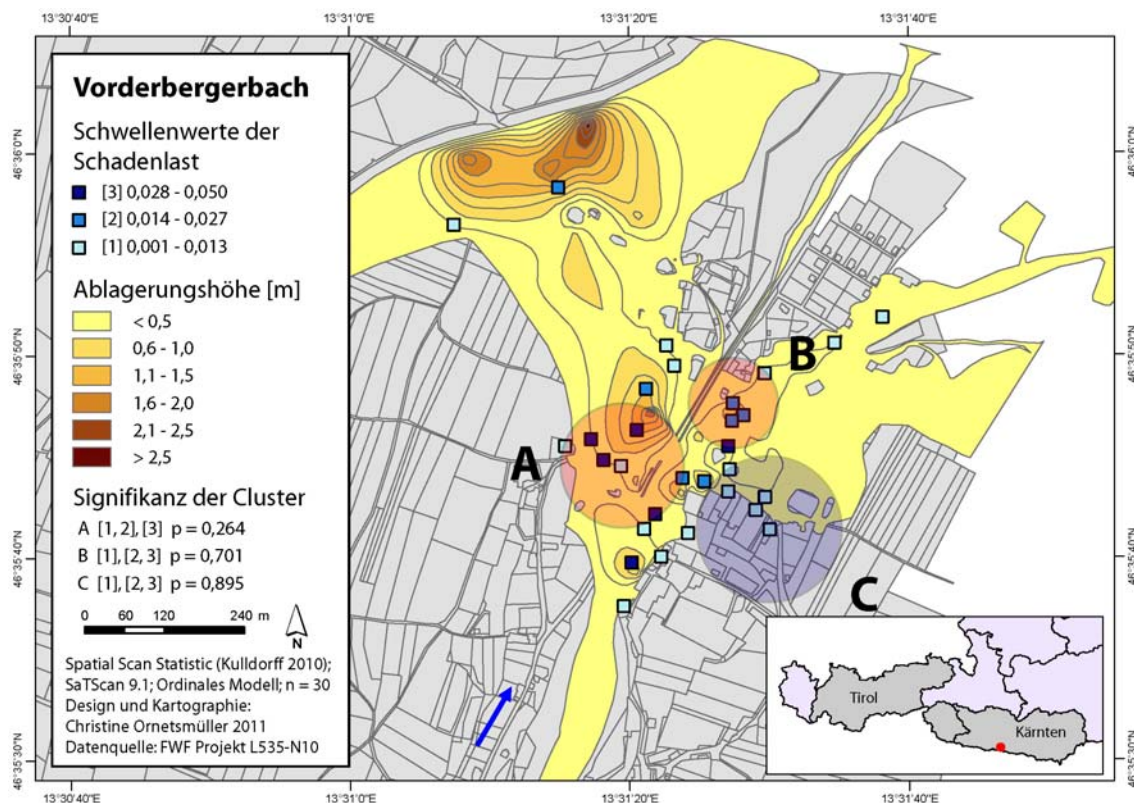


Abbildung 5.19: Evaluierung Vorderbergerbach. Überlagerung der Ablagerungshöhe (interpoliert) mit den ordinalen Clusterergebnissen der Schadenlast. Der blaue Pfeil zeigt die Fließrichtung an. Hellroter Kreis = Hotspot, hellblauer Kreis = Coldspot.

Tabelle 5.14: Kreuztabelle für Cluster A - Vorderbergerbach. Anteile der Intensitätsklassen (Ablagerungshöhe in m) an den Schadenlastklassen (SL) und Anteile der Schadenlastklassen an den Intensitätsklassen.

Cluster A		Schadenlast ordinal				
		[1]	[2]	[3]	Gesamt	
Intensität	< 1 m	Anzahl	1	0	4	5
		% von Intensität	20,0	0,0	80,0	100,0
		% von SL	100,0	0,0	100,0	100,0
Gesamt		Anzahl	1	0	4	5
		% von Intensität	20,0	0,0	80,0	100,0
		% von SL	100,0	0,0	100,0	100,0

## Stubenbach

Die Karte des *Stubenbach* (Abbildung 5.20) zeigt, dass der most likely Cluster A (signifikanter Hotspot) im Bereich der höchsten Ablagerungen liegt. Der Cluster A besteht jeweils zur Hälfte aus den Kategorien [2] und [3]. In der mittleren Ablagerungsklasse (1,1 - 2 m) sind 100 % der Gebäude aus [2] enthalten aber nur 40% von [3]. Die restlichen 60% der höchsten Schadenlastklasse [3] liegen in der höchsten Intensitätsklasse > 2 m (Tabelle 5.15). Der Coldspot, Cluster B umfasst Gebäude geringer Schadenlast in einem von niedrigen Ablagerungshöhen betroffenen Gebiet. Die Hotspots Cluster C und D haben eine kleine räumliche Ausdehnung in Bereichen mit einer ebenso kleinen räumlichen Ausdehnung mittlerer bis hohen Ablagerungen. Die vereinzelt Objekte niedriger Schadenlast auf der orographisch linken Seite sind nicht geclustert.

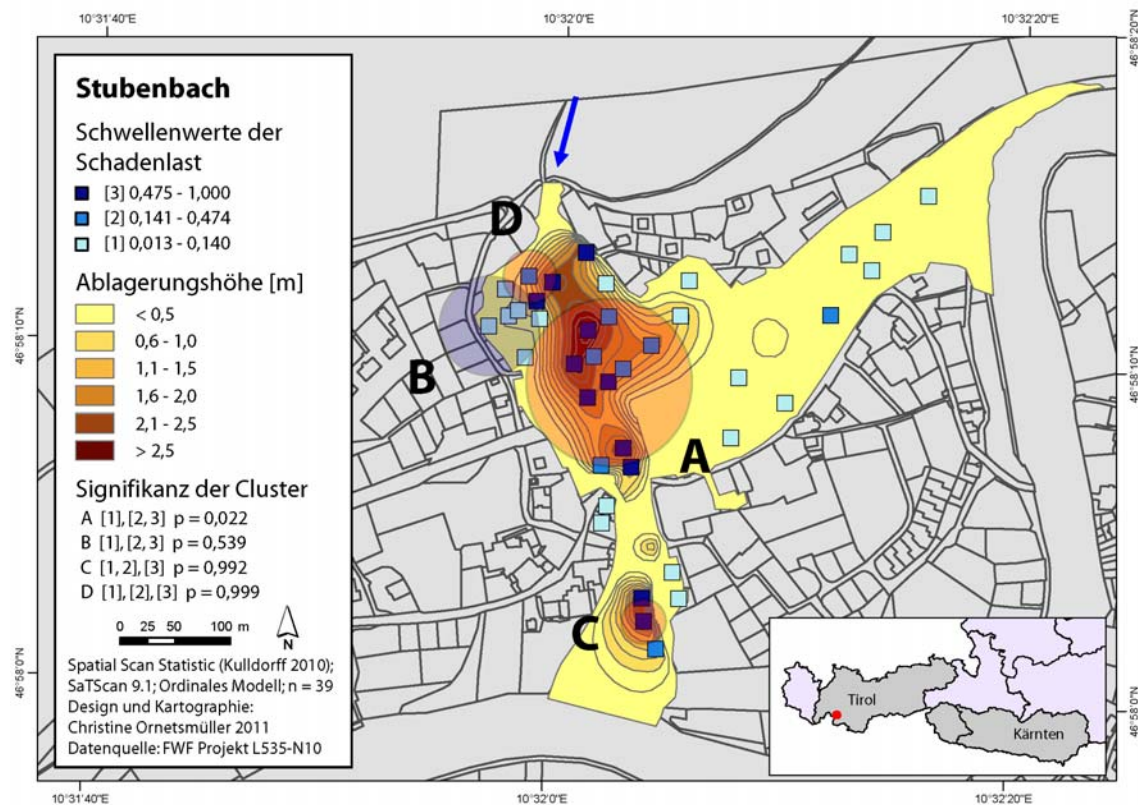




Tabelle 5.15: Kreuztabelle für Cluster A - Stubenbach. Anteile der Intensitätsklassen (Ablagerungshöhe in m) an den Schadenlastklassen und Anteile der Schadenlastklassen (SL) an den Intensitätsklassen.

<b>Cluster A</b>		<i>Schadenlast ordinal</i>			Gesamt
		[1]	[2]	[3]	
1,1 - 2 m	Anzahl	0	5	2	7
	% von Intensität	0,0	71,4	28,6	100,0
	% von SL	0,0	100,0	40,0	70,0
<i>Intensität</i> > 2 m	Anzahl	0	0	3	3
	% von Intensität	0,0	0,0	100,0	100,0
	% von SL	0,0	0,0	60,0	30,0
Gesamt	Anzahl	0,0	5,0	5,0	10,0
	% von Intensität	0,0	50,0	50,0	100,0
	% von SL	0,0	100,0	100,0	100,0

Im höchsten Ablagerungsbereich des Mündungsgebiets *Fimbabach/Trisanna* liegt der hoch signifikante Hotspot Cluster A (Abbildung 5.21). Dieser most likely Cluster besteht zu 88,9 % aus Fällen der Schadenlastkategorie [3] und zu 11,1 % aus Kategorie [2]. Die Kategorie [2] liegt zu 100% in der untersten Intensitätsklasse, wo auch zwei Achtel der Kategorie [3] zu finden sind. Der größte Anteil jedoch - fünf Achtel der Schadenlastkategorie [3] - liegt in der nächst höheren Intensitätsklasse 1,1 - 2 m und der Rest, ein Achtel der hohen Schadenlasten des Fimbabach/Trisanna, kam im Bereich mit Ablagerungshöhen von über 2 m vor (Tabelle 5.16). Die Ablagerungshöhen des Fimbabach/Trisanna wurden nur für den Mündungsbereich interpoliert, da die mangelnde Information bezüglich der Intensität im oberen Bereich der Trisanna zu einer verzerrten Darstellung der Ablagerung geführt hätte. Daher kann Cluster B visuell nicht mit der Ausbreitung des Geschiebematerials verglichen werden. Der quantitative Anteil der Schadenlast in den Intensitätsklassen kann aber in der Kreuztabelle des Clusters B (vgl. Tabelle B-6, Anhang B) eingesehen werden. Der Cluster C schließlich ist ein Coldspot aus niedrigen Schadenlasten und umfasst einen Bereich niedriger Ablagerungshöhen entlang des Fimbabachs kurz vor seinem Zusammenfluss mit der Trisanna.

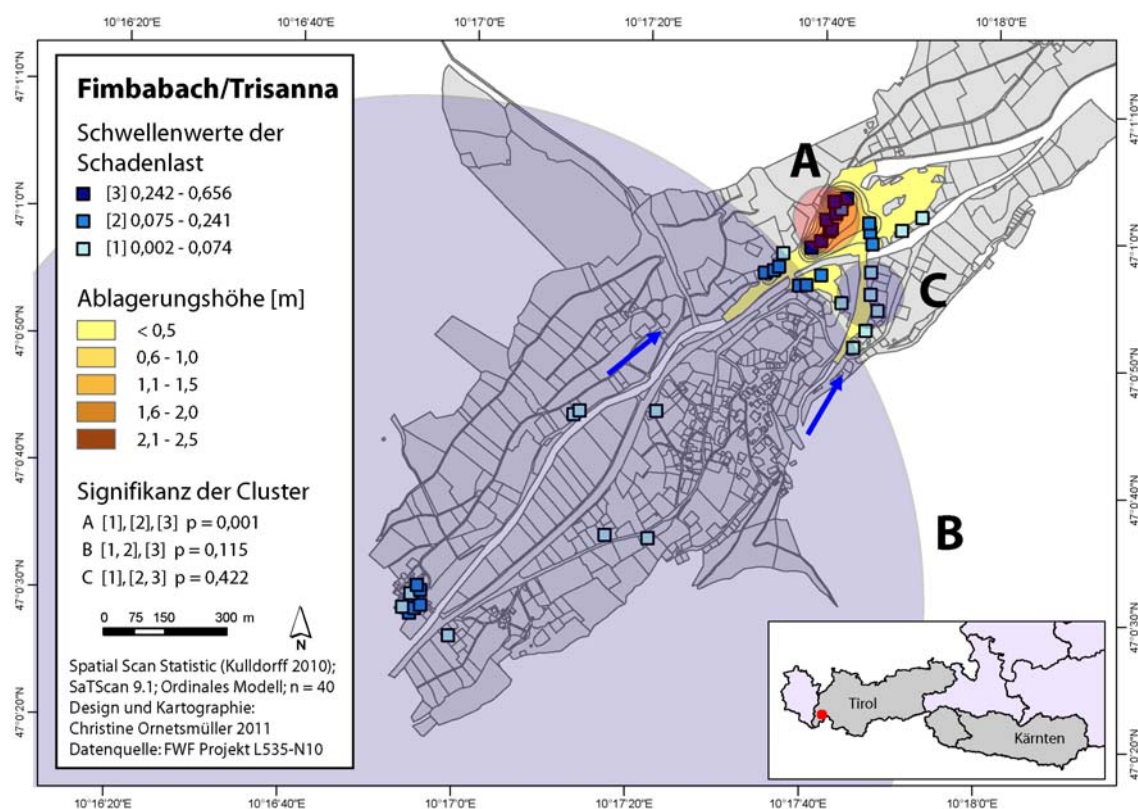


Abbildung 5.21: Evaluierung Fimbabach/Trisanna. Überlagerung der Ablagerungshöhe (interpoliert) mit den ordinalen Clusterergebnissen der Schadenlast. Der blaue Pfeil zeigt die Fließrichtung an. Hellroter Kreis = Hotspot, hellblauer Kreis = Coldspot.

Tabelle 5.16: Kreuztabelle für Cluster A - Fimbabach/Trisanna. Anteile der Intensitätsklassen (Ablagerungshöhe in m) an den Schadenlastklassen und Anteile der Schadenlastklassen (SL) an den Intensitätsklassen.

Cluster A		Schadenlast ordinal			Gesamt	
		[1]	[2]	[3]		
Intensität	< 1 m	Anzahl	0	1	2	3
	% von Intensität	0,0	33,3	66,7	100,0	
	% von SL	0,0	100,0	25,0	33,3	
	1,1 - 2 m	Anzahl	0	0	5	5
	% von Intensität	0,0	0,0	100,0	100,0	
	% von SL	0,0	0,0	62,5	55,6	
	> 2 m	Anzahl	0	0	1	1
	% von Intensität	0,0	0,0	100,0	100,0	
	% von SL	0,0	0,0	12,5	11,1	
Gesamt	Anzahl	0	1	8	9	
% von Intensität	0,0	11,1	88,9	100,0		
% von SL	0,0	100,0	100,0	100,0		

Das Resultat des **Wartschenbach 1995** besteht aus nur einem Cluster, der sich am orographisch linken Teil des höchsten Intensitätsbereichs (von diesem Ereignis) als ein Hotspot herausstellte (Abbildung 5.22). Dieser Cluster A umfasst zwei Objekte, das Gebäude in der unteren Intensitätsklasse gehört zur Schadenlastkategorie [2] und jenes in der oberen Intensitätsklasse gehört zur Kategorie [3] (Tabelle 5.17).

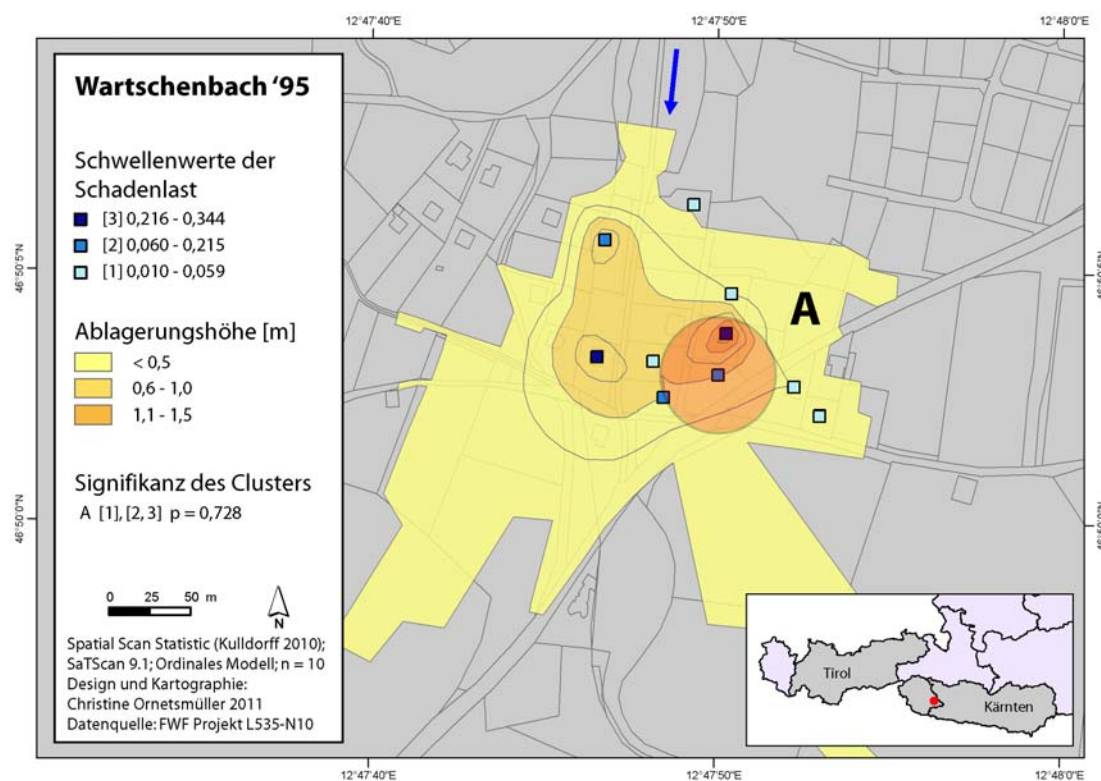


Abbildung 5.22: Evaluierung Wartschenbach 1995. Überlagerung der Ablagerungshöhe (interpoliert) mit den ordinalen Clusterergebnissen der Schadenlast. Der blaue Pfeil zeigt die Fließrichtung an. Hellroter Kreis = Hotspot, hellblauer Kreis = Coldspot.

Tabelle 5.17: Kreuztabelle für Cluster A - Wartschenbach 1995. Anteile der Intensitätsklassen (Ablagerungshöhe in m) an den Schadenlastklassen und Anteile der Schadenlastklassen (SL) an den Intensitätsklassen.

Cluster A		Schadenlast ordinal				
		[1]	[2]	[3]	Gesamt	
Intensität	< 1 m	Anzahl	0	1	0	1
		% von Intensität	0,0	100,0	0,0	100,0
		% von SL	0,0	100,0	0,0	50,0
	1,1 - 2 m	Anzahl	0	0	1	1
		% von Intensität	0,0	0,0	100,0	100,0
		% von SL	0,0	0,0	100,0	50,0
Gesamt	Anzahl	0	1	1	2	
	% von Intensität	0,0	50,0	50,0	100,0	
	% von SL	0,0	100,0	100,0	100,0	

Das Ereignis am *Wartschenbach 1997* unterschied sich maßgeblich in der Magnitude der Ablagerungen und auch geringfügig in der Anzahl der betroffenen Gebäude. Der Cluster A umschließt eine große Bandbreite von Ablagerungshöhen, d.h. die Schäden aus Kategorie [2] und [3] in diesem Hotspot verteilen sich über verschiedene Intensitätsklassen (Abbildung 5.23). Der Cluster A des Wartschenbachs 1997 enthält Kategorie [2] und [3] zu fast gleichen Teilen (57,1 % bzw. 42,9 %), drei Viertel der mittleren Schadenlast [2] liegt in der mittleren Intensitätsklasse und ein Viertel in der höchsten Klasse, während die höchste Kategorie der Schadenlast [3] zur Gänze in der höchsten Ablagerungsklasse über 2 m liegt (Tabelle 5.18).

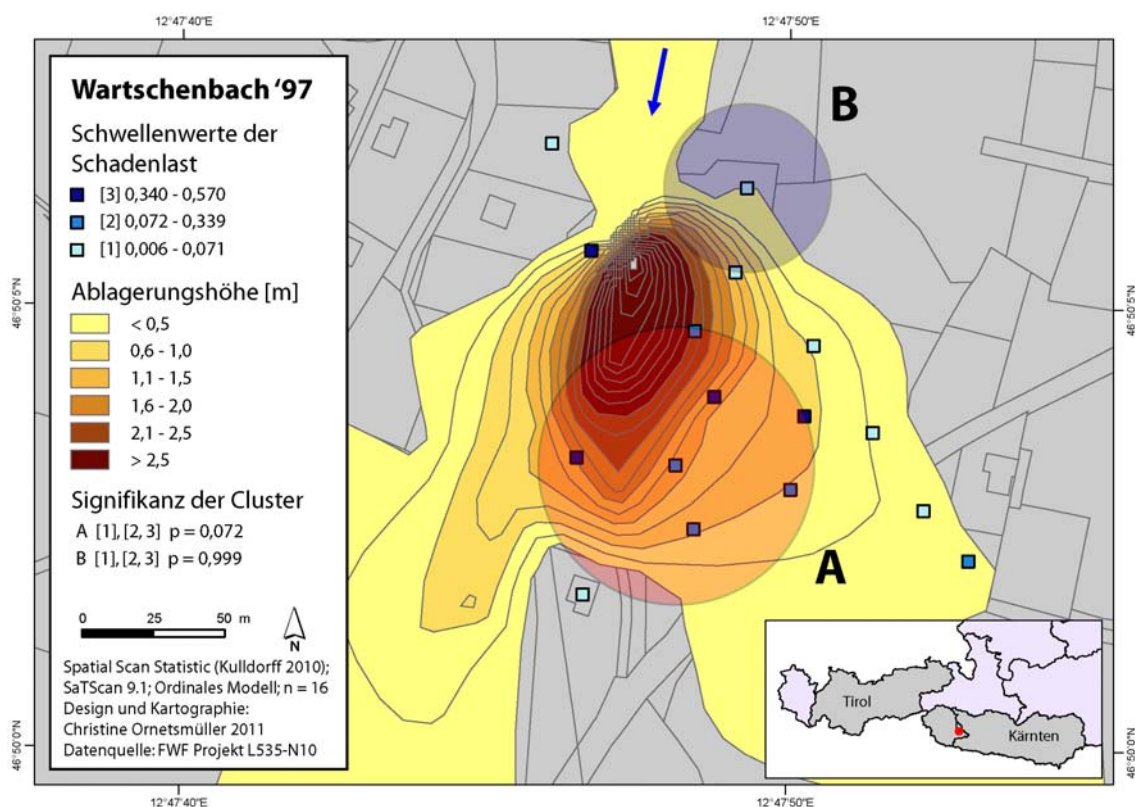


Abbildung 5.23: Evaluierung Wartschenbach 1997. Überlagerung der Ablagerungshöhe (interpoliert) mit den ordinalen Clusterergebnissen der Schadenlast. Der blaue Pfeil zeigt die Fließrichtung an. Hellroter Kreis = Hotspot, hellblauer Kreis = Coldspot.

Tabelle 5.18: Kreuztabelle für Cluster A - Wartschenbach 1997. Anteile der Intensitätsklassen (Ablagerungshöhe in m) an den Schadenlastklassen und Anteile der Schadenlastklassen (SL) an den Intensitätsklassen.

<b>Cluster A</b>		<i>Schadenlast ordinal</i>			Gesamt
		[1]	[2]	[3]	
< 1 m	Anzahl	0	3	0	3
	% von Intensität	0,0	100,0	0,0	100,0
	% von SL	0,0	75,0	0,0	42,9
<i>Intensität</i> 1,1 - 2 m	Anzahl	0	1	3	4
	% von Intensität	0,0	25,0	75,0	100,0
	% von SL	0,0	25,0	100,0	57,1
Gesamt	Anzahl	0	4	3	7
	% von Intensität	0,0	57,1	42,9	100,0
	% von SL	0,0	100,0	100,0	100,0

#### 5.2.4 Zusammenfassung

In jedem Einzugsgebiet bzw. Ereignis sind Cluster hoher Schadenlasten vorhanden, fast alle beinhalten auch Cluster geringer Schadenlast. Die von SaTScan ausgegebenen Cluster weisen einen unterschiedlichen Grad an Signifikanz ( $p$ ) auf. Einige liegen an der  $p = 1$  Grenze, die Abweichung von der zufälligen Verteilung ist für sie nicht groß genug. Andere wiederum liegen unter dem festgelegten Signifikanzniveau von  $p < 0,05$  (signifikant) bzw.  $p < 0,01$  (hoch signifikant). Die Anwendung des ordinalen Modells zeigte, dass in zwei Untersuchungsgebieten (Stubenbach und Fimbabach/Trisanna) ein signifikanter bzw. hoch signifikanter Cluster aus Schadenlasten infolge der Wildbachereignisse auf dem Schwemmkegel zu finden ist - sowohl bei der Unterteilung in drei als auch in vier Klassen. Mit dem normalen Modell als Berechnungsalgorithmus wurde zusätzlich ein weiterer signifikanter Cluster beim Ereignis des Wartschenbachs von 1997 detektiert.

Die Evaluierung ergab, dass im Wesentlichen die Hotspots mit Gebieten hoher Ablagerung übereinstimmen und sich Coldspots mit Bereichen geringer Intensitäten decken. Bei genauerer Betrachtung fällt auf, dass die Cluster allerdings nicht immer mit dem Zentrum der höchsten Ablagerungen zusammentreffen.

## 6 Diskussion

Mithilfe der räumlichen Clusteranalyse (Spatial Scan Statistic) wurde die Verteilung der Schäden infolge von Muren und fluvialem Feststofftransport bei fünf unterschiedlichen Wildbacher- eignissen untersucht. Die Methodik der Spatial Scan Statistic und ihre Ergebnisse sowie die Evaluierung wurden in den vorangegangenen Kapiteln ausführlich erläutert. Hier wird nun auf die Vor- und Nachteile der Spatial Scan Statistic in Bezug auf die durchgeführte Analyse eingegan- gen, sowie die Ergebnisse und die Evaluierung interpretiert. Abschließend wird die Bedeutung der gewonnenen Erkenntnisse für die Vulnerabilitätsforschung eingeordnet.

### 6.1 Diskussion der Methodik

In Kapitel 4.2 wurden die generellen Besonderheiten räumlicher Daten und die dadurch entste- henden Probleme erklärt. Inwiefern sie für die in dieser Diplomarbeit durchgeführten Analysen relevant sind, wird im Folgenden beschrieben.

Die *Autokorrelation* wurde nicht spezifisch adressiert, da sie neben der Clusteranalyse eine wei- tere Methodik ist, die Charakteristika räumlicher Daten zu erfassen um sie schließlich als einen Parameter für die schließende Statistik zu berücksichtigen (O'Sullivan & Unwin 2004). Ein bekanntes Verfahren zur Analyse der Autokorrelation ist LISA (Local Indicator of Spatial As- sociation, Anselin (1995)). In weiteren Untersuchungen könnte dieser Aspekt der räumlichen Schadensverteilung behandelt werden.

Es wurde im Zuge der Diplomarbeit der Frage nachgegangen, ob das *modifiable area unit prob- lem (MAUP)* einen Einfluss auf das Ergebnis der Clusteranalyse ausübt, d.h. es wurde getestet, ob die Wahl der Maximalen Fenstergröße (MSCS) das Ergebnis maßgeblich beeinflusst. Dafür wurden mehrere Durchgänge des ordinalen Modells (mit 3 und 4 Klassen) gerechnet indem die MSCS zwischen 20%, 30%, 40% und 50% der Fälle variiert wurde. Das Ergebnis zeigt (vgl. Tabelle B-1, Anhang B), dass die *Daten sehr stabil* gegenüber der Variation der Fenstergröße sind, denn weder die Signifikanz, noch die Clusteranzahl oder die Punkte im Cluster verändern sich nennenswert zwischen den Varianten der MSCS.

Das *Skalenproblem*, das beim Vergleich verschiedener Untersuchungsgebiete auftritt, ist nicht relevant für die vorliegende Clusteranalyse. Erstens werden die Ergebnisse nicht direkt miteinander verglichen, sondern nur allgemeine Aussagen über die relative Lage der Cluster getroffen. Zweitens befinden sich alle Untersuchungsgebiete auf der lokalen Skala - die Untersuchungsgebiete haben Ausdehnungen zwischen rund 300 und 1000 m.

Der *Kanteneffekt* kommt in dieser Untersuchung ebenfalls nicht zum Tragen, da die Gebiete der Schadensentstehung - die Schwemmkegel - nicht geteilt oder administrativ abgegrenzt wurden, sondern der Auswirkungsbereich der Wildbachprozesse in Siedlungsgebieten räumlich vollständig abgedeckt ist.

Die *Nicht-Uniformität* des Raums - im Fall der Diplomarbeit die vorliegende Siedlungsstruktur - ist ein generelles, großes Problem bei der Bearbeitung räumlicher Daten und konnte bisher nach O'Sullivan & Unwin (2003) in kaum einer Methode berücksichtigt werden. Kulldorff's Software SaTScan kann zwar die Nicht-Uniformität für einige Modelle anhand der „population at risk“ (im statistischen Sinn) in den Berechnungen verarbeiten. Doch diese Modelle (z.B. Poisson Modell) können aufgrund der Eigenschaften der hier vorliegenden Daten<sup>13</sup> nicht angewandt werden (Kulldorff, pers. Kommunikation).

Neben den grundsätzlichen Hürden, die die Bearbeitung räumlicher Daten betreffen, stellt sich auch die Frage, ob die geringe Anzahl der Daten für die Berechnung der *statistischen Raten* ausreicht. Diesen Bedenken entgegnet Kulldorff (2010, S. 85): *“The stability of rates does not depend on the geographical resolution of the input data, but on the population size of the circles constructed by SaTScan”* Wie bereits zu Anfang des Kapitel 3 erwähnt, ist man in der Naturgefahrenforschung auch bezüglich der *Anzahl* der Daten von beobachteten und dokumentierten Ereignissen abhängig, d.h. es handelt sich nicht um eine experimentelle Methode, wo die Bedingungen für eine Messung geschaffen werden oder wo die Größe von Stichproben bestimmt werden können, sondern um „empirische“ Untersuchungen wo mit den vorhandenen Daten gearbeitet werden muss. Das bedeutet, die Fallzahl ist nicht nur von der Ereignisdokumentation abhängig sondern auch von den Ereignissen selbst, eben dass so große Ereignisse überhaupt geschehen und gleichzeitig auch gut dokumentiert werden.

---

<sup>13</sup> Die Datenstruktur müsste in *cases* und *locations* (= Aggregation mehrerer cases) unterteilt sein, die Schadensdaten liegen aber nur als cases ohne Aggregationslevel der locations vor.

Wichtig ist folgende Anmerkung zu beachten: es handelt sich um die Analyse von bereits unter bestimmten Annahmen berechneten Werten (z.B. Wiederherstellungswert der Gebäude), die wiederum teilweise klassifiziert bzw. in anderer Weise generalisiert wurden (z.B. Mittelwertbildung bei normalem Modell). Eine Rückführung des Einflusses einzelner Gebäude auf die Clusterbildung ist sehr schwierig bis fast unmöglich. Diese Generalisierung ist jedoch notwendig, um zu verallgemeinerten Aussagen über einen Sachverhalt, d.h. das Muster der Schadenlastverteilung zu gelangen und sozusagen die „Essenz“ herauszufiltern. Um dies für das ordinale Modell zu erreichen wurde die Methode der Klassenabgrenzung (d.h. die Bestimmung der Schwellenwerte) sorgfältig gewählt, sodass die Schadenlastkategorien den Charakter jedes individuellen Ereignisses repräsentieren. Für das normale Modell waren diese Überlegungen nicht notwendig, da die originalen metrischen Werte in SaTScan für die Berechnungen herangezogen werden konnten. Wenn also die Datenlage dies erlaubt, wird empfohlen mit dem normalen Modell zu arbeiten, um das hohe Datenniveau zu verwerten und ein Höchstmaß an Datenqualität in die Clusteranalyse einfließen zu lassen. Denn im Gegensatz zu zwei Generalisierungen beim ordinalen Modell (Klassenbildung, Clusteranalyse), wird beim normalen Modell nur ein Generalisierungsschritt (die Clusteranalyse) für den Erhalt des Endergebnisses durchlaufen.

Das ordinale Modell wird empfohlen, wenn die Daten zu den entstandenen Schäden infolge eines Wildbachprozesses z.B. schon kategorial erhoben wurden. Wenn also die Schwellenwerte der Klassen nicht anhand der Aufbereitung für die Spatial Scan Statistic gesetzt werden, sondern diese schon bestehen, weil der Schaden (bzw. die Schadenlast) bei der Ereignisdokumentation in leicht - mittel - schwer geschätzt wurde, ist trotzdem das Problem der Zuweisung eines bestimmten Gebäudes zu einer Schadensklasse gegeben. Nur der Ort bzw. das Stadium in der Bewertung der Vulnerabilität ist ein anderer: die Schwellenwertsetzung wird schon im Feld gemacht, anstatt erst posthum am PC.

Die Methodik der Spatial Scan Statistic hat den Vorteil gegenüber anderen lokalen Clustermethoden, dass keine Festlegung einer fixen Clustergröße (abgesehen von der maximalen Scanfenstergröße) oder der Anzahl an Clustern notwendig ist und sowohl die Bestimmung der Lokalität UND der Signifikanz eines Clusters durch die Monte Carlo Simulation möglich wird. Allerdings sind auch Restriktionen der Spatial Scan Statistic und ihre Anwendbarkeit auf Vulnerabilitätsdaten vorhanden: mit dem ordinalen und normalen Modell bleibt die Nicht-



Uniformität räumlicher Daten, die Topographie sowie die anisotrope<sup>14</sup> Ausbreitung des jeweiligen Wildbachprozesses unberücksichtigt.

Die Spatial Scan Statistic und generell eine räumliche Punktmusteranalyse wurde zum ersten Mal in der Untersuchung von physischer Vulnerabilität gegenüber alpiner Naturgefahren angewandt. Im Unterschied zu den meisten anderen sozial-, wirtschafts- und raumwissenschaftlichen Fragestellungen, die sehr viel mit Punktmusteranalysen gearbeitet haben, ist der Prozess, der das Punktmuster generiert, sichtbar. Würde man der Frage nachgehen wollen, ob es ein Muster in der Schadensverteilung unabhängig von der Ablagerungshöhe gibt, das andere Attribute der Gebäude betrifft, so müsste der Wildbachprozess bzw. seine Parameter mathematisch in die Punktmusteranalyse integriert werden, um dessen Einfluss „auszuschalten“.

## 6.2 Diskussion der Ergebnisse

Im Prinzip befinden sich die Cluster (alle, nicht nur die signifikanten) dort, wo sie generell vermutet werden: Wo hohe Ablagerungen der Wildbachprozesse vorliegen, sind tendenziell auch hohe Schäden (im Sinne der Schadenlast) räumlich konzentriert. Allgemein gesehen, folgt die Schadensverteilung einem Muster: die hohen Schäden sind in unmittelbarer Nähe zum Gerinne aufzufinden, wohingegen geringe Schäden mit zunehmender Distanz vom Bachbett festgestellt worden sind. Somit kann die Hypothese, dass ein räumliches Muster vorliegt, angenommen werden.

Jene signifikanten Cluster, die durch das normale Modell erfasst wurden (Fimbabach/Trisanna, Stubenbach und Wartschenbach 1997), traten bei Ereignissen mit einer Ablagerungshöhe von  $\geq 2$  m auf (vgl. Abbildung 6.1). Diese Cluster und auch allgemein gesehen, liegen die hohen Schadenlasten nicht notwendigerweise in den Gebieten der maximalen Ablagerung (vgl. Wartschenbach 1997 in Abbildung 5.23, S. 82). Dies ist einerseits auf die Siedlungsstruktur zurückzuführen, andererseits beeinflussen noch andere Parameter außer der Ablagerungshöhe die Verteilung der Schadenlast. Die Ergebnisse lassen jedoch keine weitere Aussage darüber zu, welcher Faktor außer der Prozessintensität für die räumliche Ausprägung der Schadenlast eine Rolle spielt. Vermutet wird, dass

---

<sup>14</sup> anisotrop = richtungsabhängig

- > der Abschattungseffekt<sup>15</sup>
- > das Baumaterial und der Zustand der Häuser,
- > die Lage und die Stabilität der Gebäudeöffnungen: Ausrichtung der Fenster und Türen relativ zur Fließrichtung und ihre vertikale Höhe,
- > ein eventuell vorhandener Objektschutz oder
- > weitere topographische Gegebenheiten (z.B. erhöhte bzw. depressive Lage eines Hauses)

Einfluss auf die tatsächliche räumliche Verteilung der Vulnerabilität haben.

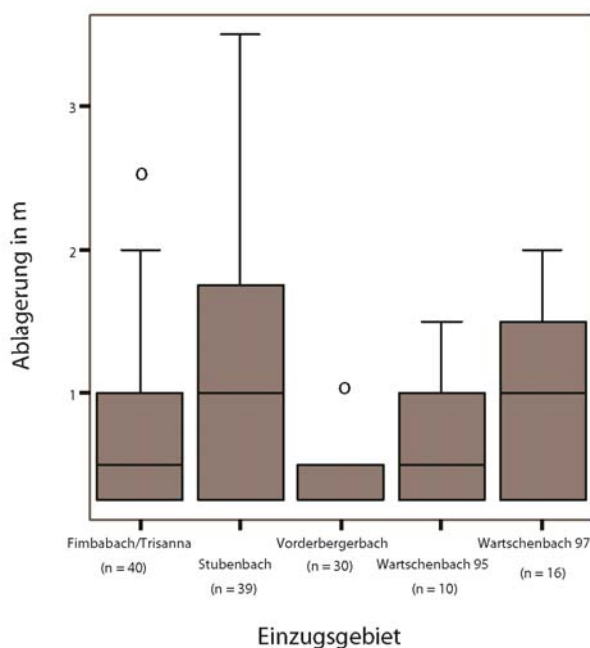


Abbildung 6.1: Boxplots der Ablagerungshöhen je Ereignis

Die Datenlage bzw. teilweise auch die Methode (z.B. für topographische Gegebenheiten) ließen die Analyse dieser Parameter nicht zu bzw. war es vorerst nur Ziel der Untersuchung festzustellen, ob es Muster in der Schadenlast überhaupt gibt (Data Mining). Für die Analyse von weiteren Faktoren, müssten bereits bei der Ereignisdokumentation entsprechende Informationen mit

---

<sup>15</sup> Durch Gebäude, welche stark im Einflussbereich des Wildbachprozesses stehen kann die Intensität des Prozesses für die dahinter liegenden Gebäude abgeschwächt werden. Sie stehen im „Schatten“ der stark beanspruchten Gebäude.

größtmöglicher Auflösung (für jedes Gebäude individuell und direkt in situ) gesammelt und dokumentiert werden. Eine vollständige Erhebung *aller* betroffenen Gebäude ist für eine Analyse mit räumlicher Statistik von großer Bedeutung, sowohl Angaben zum Schaden als auch zur Intensität sollten so detailliert wie möglich aufgenommen werden (z.B. Ort und Grund der Materialintrusion sowie der resultierende Schaden am Inventar und dem strukturellen Teil der Innenräume).

## 7 Fazit

Im Folgenden werden die Schlussfolgerungen aus der räumlichen Analyse der Schadensverteilung durch Wildbachprozesse gezogen, und die eingangs gestellten Hypothesen diskutiert. Darüber hinaus wird die Bedeutung der erarbeiteten Ergebnisse in Bezug auf die praktische Anwendung dargelegt.

Die zu Anfang der Diplomarbeit in Kapitel 1.1 aus der Fragestellung abgeleiteten Hypothesen lauteten:

*Es gibt ein räumliches Muster im Sinne von Clustern hoher und geringer Schadenlasten in den jeweiligen Untersuchungsgebieten.*

- a. *Die Cluster sind quantifizierbar und*
- b. *können lokalisiert werden.*

Die Ergebnisse der Clusteranalyse zeigen, wie auch bereits in Kapitel 6.2 diskutiert wurde, dass im Allgemeinen hohe Schadenlasten in unmittelbarer Nähe zum Gerinne aufgetreten sind, und geringe Schadenlasten mit zunehmender Distanz vom Bachbett festgestellt werden konnten. Somit kann die (Alternativ-)Hypothese, dass ein räumliches Muster mit Clustern hoher bzw. niedriger Schadenlasten vorhanden und lokalisierbar ist, bestätigt werden. Die Methode der Spatial Scan Statistic erlaubte es darüber hinaus, nicht nur die räumliche Lage eines Clusters zu bestimmen, sondern auch das Ausmaß der Abweichung des Clusters von der zufälligen Verteilung anhand der Signifikanz zu quantifizieren. In zwei bzw. drei von fünf Untersuchungsgebieten befanden sich signifikante Cluster hoher Schadenlasten, die durch das ordinale bzw. das normale Modell detektiert wurden.

Die Ergebnisse dieser Diplomarbeit sind für die Vulnerabilitätsforschung von Bedeutung, da hier erstmals eine räumlich-statistische Verteilung von Schadenlasten für Wildbachprozesse im alpinen Raum auf lokalem Maßstab (d.h. auf Basis einzelner Risikoelemente) durchgeführt wurde. Die Anwendung der Spatial Scan Statistic - einer ursprünglich epidemiologischen Methode - wurde somit in der Risikoforschung getestet und ihre Vorzüge und Restriktionen erarbeitet. Vor allem wurde festgestellt, dass Konzentrationen hoher Schäden und somit Schadenlasten häufig in räumlicher Überlagerung mit jenen Gebieten aufgetreten sind, die von einer hohen Prozessintensität, gemessen am jeweiligen Ereignis, betroffen waren. Darüber hinaus

bestätigen die Ergebnisse dieser Arbeit die Annahmen, dass Materialintrusion und somit die Lage und der Zustand der Gebäudeöffnungen von Risikoelementen ein entscheidender Faktor für die Höhe der Schadenlast und somit der Vulnerabilität ist, insbesondere bei Intensitäten  $> 1$  m.

Zusätzlich haben die Ergebnisse auch Bedeutung für die Praxis. Objektschutzmaßnahmen an Gebäuden können die Vulnerabilität unmittelbar beeinflussen (Romang 2004). Abbildung 7.1 zeigt, dass 75% der Gebäude aller Untersuchungsgebiete von Ablagerungshöhen bis zu 1 m betroffen waren. Im Prinzip sind gerade in diesem Bereich eines Hauses viele Gebäudeöffnungen vorhanden, die die Materialintrusion begünstigen (z.B. Kellerschächte oder Hauseingänge und auch die Fenstersimse befinden sich etwa in 1 m Höhe (Totschnig et al. 2011)).

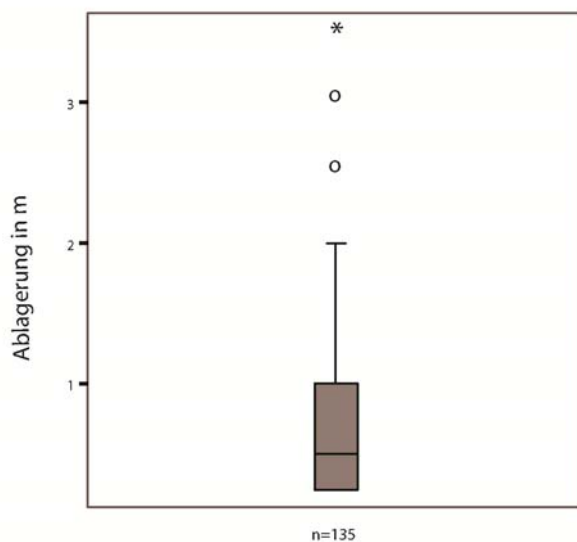


Abbildung 7.1: Boxplot der Ablagerungshöhen aller Gebäude

Mit Objektschutzmaßnahmen in diesem Bereich könnte folglich ein großer Teil der Schäden durch Wildbachprozesse vermindert werden. Dieses Potential ist im wissenschaftlichen Diskurs bekannt (z.B. Romang 2004), in der Praxis ist der Wert solcher Maßnahmen jedoch noch nicht verankert. Zurzeit sind keine aktiven Maßnahmen im österreichischen Raumordnungsrecht vorgesehen, welche direkte Schutzmaßnahmen an bestehenden Bauten in Gefährdungsgebieten vorschreiben (Kanonier 2005). Es liegt hier eine gewisse Paradoxie vor: obwohl die Ausweisung von Gefahrenzonen durch die Wildbach- und Lawinenverbauung durchgeführt wird und anschließend in den Flächenwidmungsplan (FWP) zur Steuerung der (neuen) Siedlungsentwicklung integriert werden soll, erwachsen daraus keine rechtlich bindenden Konsequenzen für be-

stehende Gebäude. Dass eine raumplanerisch konsequente und koordinierte Vorgangsweise aber essentiell wäre, um Schäden zu vermindern, zeigen die folgenden Beispiele.

Viele der Gebäude, die zum signifikanten Hotspot des Wartschenbach 1997 gehören, liegen in der roten und gelben Zone des Gefahrenzonenplans (GZP) der Wartschensiedlung (vgl. Abbildung 7.3 mit Abbildung 5.22 S. 81 und Abbildung 5.23, S. 82). In diesem Ortsteil der Gemeinde Nußdorf-Debant haben bereits sehr viele Gebäudebesitzer selbständig einen Objektschutz in Form von Mauern errichtet, wie auch Abbildung 7.2 zeigt. Diese individuellen Maßnahmen haben allerdings Auswirkungen auf die Verteilung des Materials im Ereignisfall, denn sie verändern den Retentionsraum, der für die Berechnung der Gefahrenzonenpläne angenommen wurde und erhöhen somit die Gefährdung vormals weniger oder nicht gefährdeter Gebäude in der Siedlung (Fuchs et al. 2007), ohne dass dies in behördlichen Unterlagen (dem GZP bzw. FWP) aufscheint.

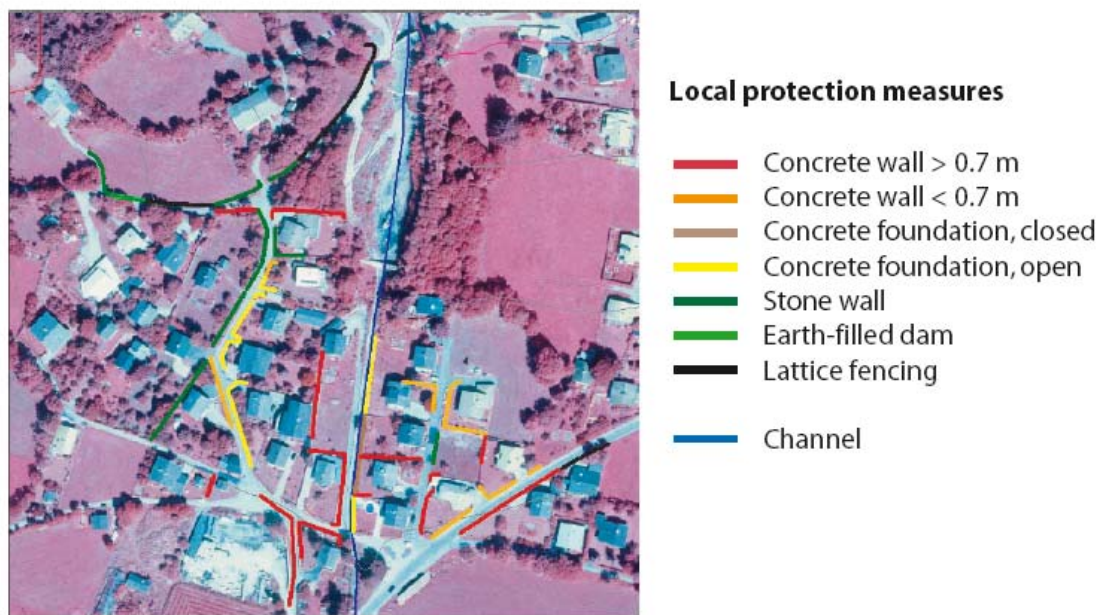


Abbildung 7.2: Verschiedene individuell errichtete Objektschutzarten in der Wartschensiedlung (Fuchs et al. 2007, 503).

In anderen Gebieten wie z.B. in Pfunds (Stubenbach) und in Ischgl (Fimbabach/Trisanna) wurde durch die Besitzer der Gebäude im Allgemeinen kein zusätzlicher individueller Objektschutz nach den Ereignissen errichtet. An manchen Gebäuden finden sich weiterhin besonders ungünstig positionierte Türen und/oder Fenster (vgl. Fotos Abbildung 7.4). Die Konsequenz aus dem festgestellten Verteilungsmuster der Schadenlast in Kombination mit den Erkenntnissen über möglichen Materialeintritt (Boxplots) wäre jedoch eine - unter Umständen sogar verpflichten-

de - Untersuchung auf Schwachstellen bei Gebäudeöffnungen; insbesondere für Gebäude, die sich innerhalb der ausgewiesenen gelben und roten Gefahrenzonen befinden. Je nach identifizierten Mängeln in der Lage oder dem Zustand der Gebäudeöffnungen sollten koordiniert durch die Gemeinde aufeinander abgestimmte und geeignete Maßnahmen ergriffen werden, um für zukünftige Wildbachereignisse mit ähnlicher oder größerer Intensität potentielle Schäden zu minimieren und dadurch die Ausgaben der öffentlichen Hand (z.B. durch Zuschüsse aus dem Katastrophenfonds) zu verringern.

Um die Objektschutzmaßnahmen auf örtlicher Ebene zu koordinieren, müsste dafür entweder der Bebauungsplan<sup>16</sup> entsprechend des Gefahrenzonenplans abgeändert oder möglicherweise auch ein neues örtliches Raumplanungsinstrument geschaffen werden, da nicht für alle Gemeinden ein Bebauungsplan existiert (Humer A., persönl. Kommunikation).

Bisher stießen planerische Maßnahmen jedoch für bestehende Gebäude bald an ihre Grenzen, da verfassungsrechtliche Grundrechte wie die baurechtliche Bestandsschutzregelung den Eigentümer vor behördlichen Eingriffen schützen (Kanonier 2005). Folglich ist die Weisungskraft der örtlichen Raumplanungsinstrumente diesbezüglich limitiert. Zur Erhöhung der Effektivität eines den Objektschutz koordinierenden Raumplanungsinstruments, wird daher vorgeschlagen, die Förderwürdigkeit aus dem Katastrophenfonds für nachfolgende Ereignisse an die Realisierung der Objektschutzmaßnahmen zu knüpfen. Dies hätte zum Zweck, dass ein maßgeblicher Teil der Schäden an bestehender Gebäudesubstanz infolge von Wildbachprozessen, welche durch Ablagerungshöhen von bis zu 1 m entstehen, vermindert werden könnte. Es müsste jedoch zuvor evaluiert werden, inwiefern bereits raumplanerische Maßnahmen in den einzelnen Bundesländern vorhanden sind und welche Möglichkeiten oder Mängel hier bestehen.

---

<sup>16</sup> Der Bebauungsplan regelt die bauliche Nutzung und Gestaltung von Baugebieten (Kanonier 2006) und kann u.a. den Baucode steuern, z.B. maximale Geschoßzahl.

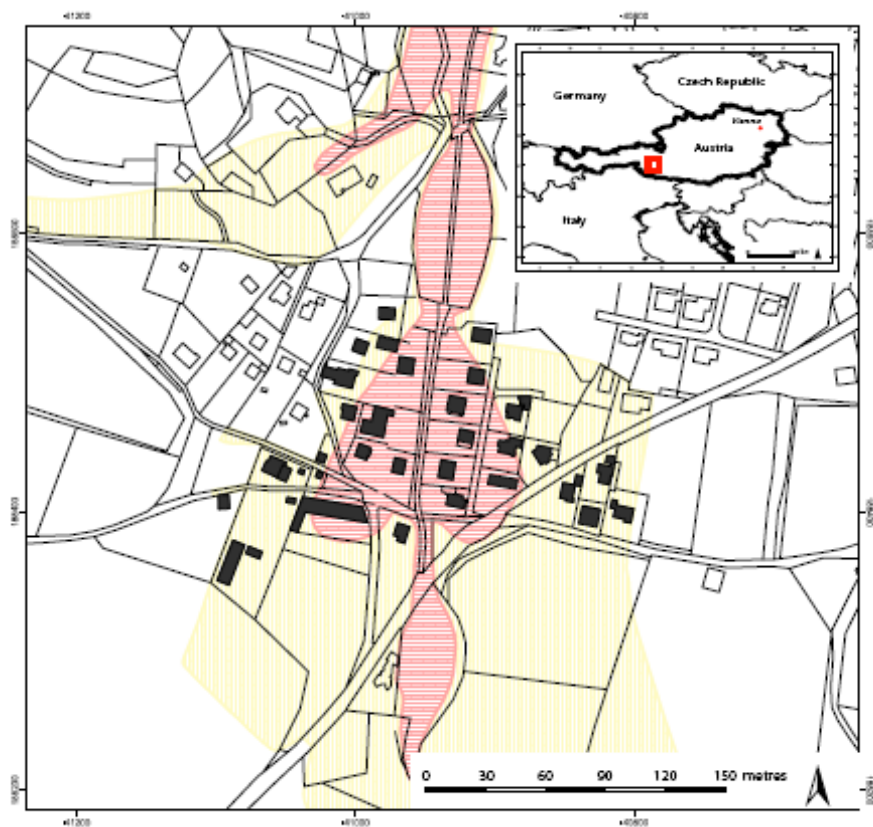


Abbildung 7.3: Gefährdete Risikoelemente (schwarz) laut Gefahrenzonenplan des Wartschenbachs von 1997 mit der roten und gelben Zone (Fuchs et al. 2007)



Abbildung 7.4: Tief positionierte Fenster in Ischgl (links) bzw. Türen in Pfunds (rechts). (Fotos: Ornetsmüller, Juli 2011)



## 8 Perspektiven

Folgende Aspekte der räumlichen Verteilung der Vulnerabilität durch Wildbachprozesse, die im Rahmen dieser Arbeit nicht bearbeitet wurden, könnten zukünftig adressiert werden.

Es wäre interessant, die räumliche Autokorrelation in der Schadensverteilung zu untersuchen, um den Einfluss der benachbarten Objekte auf ein Objekt zu quantifizieren, etwa mit globalen oder lokalen Autokorrelationsmethoden.

Eine weitere attraktive Herausforderung wäre die Suche nach räumlich-statistischen Clustermethoden, die die Nicht-Uniformität des Raums (in diesem Fall die Siedlungsstruktur) berücksichtigen und zwar auf lokalem Maßstab mit dem vorhandenen metrischen Datenniveau.

Die Spatial Scan Statistic ist eine von mehreren Arten der Punktmusteranalyse. Eine Spezialform stellt die fokussierte Punktmusteranalyse dar, durch die der Einfluss einer punktuellen Quelle (Fokus) auf die räumliche Verteilung der Fälle rundum diesen Fokus statistisch gemessen wird. In der Epidemiologie haben Stone (1988), Waller & Lawson (1995) oder Tango (1995, 2002) damit die Verbreitung von Krankheitsfällen in Bezug zu einem Kernkraftwerk oder einer anderen Schadstoffquelle untersucht. Ähnlich dazu, könnte man die Verteilung der Schadensfälle relativ zu einem neuralgischen Punkt, wie z.B. Verklausungsstellen oder Ausbruchsstellen an Prallhängen des Wildbachs testen.

Eine Validierung *des Clusters* ist - wie in Kapitel 4.6 näher erläutert wurde - ist durch die Monte Carlo Simulation bereits in der Spatial Scan Statistic integriert. Eine Validierung *der Methode* könnte in weiteren Untersuchungen eventuell durch eine Leave-one-out (LOO) Methode gemacht werden, indem mehrere Durchgänge der Spatial Scan Statistic gerechnet werden und jeweils ein anderes zufällig gewähltes Objekt weggelassen wird. Außerdem wäre es von Interesse jene Mindestanzahl an Datenpunkten herauszufinden, die für eine stabile Clusteranalyse gebraucht wird, im Sinn der Frage: „Gibt es ab einer bestimmten Fallzahl einen Sprung in der Detektion oder Lokalisation der Cluster?“ Dafür sollten ebenfalls mehrere Analysedurchgänge mit jeweils einer kontinuierlichen Verringerung der Gesamtfallzahl ( $n$ ) (z.B. 2, 5 oder 10 Objekte weniger) gerechnet und anschließend die Clusterbildung verglichen werden.

Mit SaTScan können neben rein räumlichen oder rein zeitlichen auch raum-zeitliche Clusteranalysen durchgeführt werden. Voraussetzung dafür ist allerdings, dass eine entsprechende Datentlage vorhanden ist. Für den Wartschenbach wurden zwar bereits im Zuge dieser Diplomarbeit zwei Ereignisjahre analysiert, allerdings ist dies noch zu wenig um sinnvoll nach raum-zeitlichen Clustern zu suchen. Es würde jedoch bei weiteren Ereignissen Sinn machen, zu beobachten ob die Hotspots sich je nach Ereignis ändern oder sich an ähnlichen Stellen befinden um die Ergebnisse daraus für die Anpassung durch Risikomanagementstrategien zu verwenden.

## 9 Zusammenfassung

Unter Vulnerabilität werden im weitesten Sinn die Konsequenzen aus Naturgefahren verstanden, die für den Menschen in seiner physischen, ökonomischen, ökologischen und sozialen Umwelt entstehen. Seitdem beim Management von Naturgefahren vermehrt risikobasierte Entscheidungen getroffen werden, ist die Analyse und Bewertung der Vulnerabilität entsprechend ihres Stellenwertes im Risikokonzept notwendig geworden. Im Zusammenhang mit alpinen Naturgefahren wurden kürzlich insbesondere Ansätze für die quantitative Abschätzung der physischen Vulnerabilität von Risikoelementen (Gebäude, Infrastruktur) entwickelt, die anhand von Vulnerabilitätskurven eine Abhängigkeit der Schadenlast von der Intensität eines Wildbachprozesses beschreiben. (z.B. Fuchs et al. 2007, Akbas 2009, Quan Luna et al. 2011, Totschnig et al. 2011). Bislang gibt es jedoch noch sehr wenig Information über die räumlichen Charakteristiken von physischer Vulnerabilität auf lokalem Maßstab. In dieser Diplomarbeit wurde dieser Thematik im Sinne einer zentralen Fragestellung nachgegangen: Gibt es räumliche Muster in Form von Clustern in der Verteilung von Gebäudeschäden durch Wildbachprozesse, insbesondere bei Murgängen und fluvialem Feststofftransport?

Zur Beantwortung dieser Fragestellung wurde ein räumlich-statistischer Ansatz gewählt und auf quantitativ ermittelte Vulnerabilitätsdaten von fünf gut dokumentierten Ereignissen an unterschiedlichen Wildbächen in Österreich angewandt. Ziel der Diplomarbeit war es, das charakteristische räumliche Verteilungsmuster jedes Wildbachereignisses individuell zu untersuchen, die Cluster (Konzentrationen) der hohen bzw. niedrigen Schäden zu lokalisieren und deren statistische Signifikanz zu quantifizieren.

Die Daten lagen auf Basis von individuellen Gebäuden und somit auf einer lokalen Skala vor. Die Vor- und Nachbereitung der Daten erfolgte in ArcGIS 9.3 und SPSS 15 - den Kern der methodischen Bearbeitung bildete hingegen die Spatial Scan Statistic nach Kulldorff (1997) mit der Freeware SaTScan. Zwei Modelle dieser Software - das normale und das ordinale Modell – ermöglichten eine Durchführung der notwendigen Analyseschritte sowohl mit einem normalen als auch mit einem ordinalen Datenmodell, um nicht nur die bis dato selten verfügbaren *kontinuierlichen* Vulnerabilitätswerte zu analysieren, sondern auch die Anwendbarkeit der Methode auf *kategoriale* Vulnerabilitätsdaten (z.B. niedrige, mittlere, hohe Vulnerabilität) zu testen und die Modelle zu vergleichen.

Die Spatial Scan Statistic unterliegt gewissen Restriktionen bezüglich ihrer Anwendbarkeit auf Vulnerabilitätsdaten im Zusammenhang mit Wildbachprozessen: mit dem ordinalen und normalen Modell bleibt die Nicht-Uniformität räumlicher Daten, die Topographie sowie die anisotrope Ausbreitung des jeweiligen Wildbachprozesses unberücksichtigt. Die Methodik hat allerdings den Vorteil gegenüber anderen lokalen Clustermethoden, dass eine variable Scanfenstergröße verwendet wird und sowohl die Lokalität als auch die Signifikanz eines Clusters durch eine Monte Carlo Simulation geprüft wird (Waller & Gotway 2004).

In den Ergebnissen zeigte sich, dass das ordinale Modell in zwei Untersuchungsgebieten (Stubenbach und Fimbabach/Trisanna) einen signifikanten ( $p < 0,05$ ) und einen hoch signifikanten ( $p < 0,01$ ) Cluster hoher Schäden detektierte. Mit dem normalen Modell als Berechnungsalgorithmus wurden dieselben Cluster wie beim ordinalen Modell und zusätzlich ein weiterer signifikanter Cluster beim Ereignis des Wartschenbachs von 1997 gefunden. Im Allgemeinen konnte für alle Ereignisse in Verbindung mit einer Evaluierung festgestellt werden, dass sich die Hotspots (Cluster hoher Schäden) generell nahe am Gerinne und in Bereichen hoher Sedimentablagerungen (Intensität) befinden und sich Coldspots (Cluster niedriger Schäden) mit Bereichen geringer Prozessintensitäten decken. Bei genauerer Betrachtung fällt auf, dass die Hotspots allerdings nicht notwendigerweise im Zentrum der maximalen Ablagerungshöhen zu liegen kommen. Dies wird auf Unterschiede in der Siedlungsstruktur und auf Eigenschaften der Risikoelemente (Gebäude) zurückgeführt, die in weiterführenden Arbeiten untersucht werden könnten.

Abschließend wurden die Konsequenzen erläutert, die aus den Ergebnissen dieser Diplomarbeit für die alpine Raumordnung und -planung entstehen würden. Es wurden Vorschläge präsentiert, um mit örtlichen Raumplanungsinstrumenten die physische Vulnerabilität der Gebäude zu senken und dadurch eine Verringerung der Schäden infolge von Wildbachprozessen zu erreichen.

---

## Literatur- und Quellenverzeichnis

- AKBAS S., BLAHUT J. & STERLACCHINI S. (2009) Critical assessment of existing physical vulnerability estimation approaches for debris flows. IN: J. Malet, A. Remaître and T. Bogaard (2009) Landslide processes: From geomorphological mapping to dynamic modelling. CERG Editions, Strasbourg.
- ALEXANDER D. (2005) Vulnerability to landslides. IN: T. Glade, M. Anderson and M. Crozier (2005) Landslide hazard and risk. John Wiley & Sons, Chichester.
- ANSELIN L. (1995) Local Indicators of Spatial Association - LISA. IN: Geographical Analysis, 27, 2, 93-115.
- ARL (2011) Zukünftige Ausgestaltung des Risikomanagements in der Raumplanung. Positionspapier aus der Akademie für Raumforschung und Landesplanung ARL, Hannover.
- ATKINSON P. M. & LLOYD C. D. (2009) Geostatistics and Spatial Interpolation. IN: A. S. Fotheringham and P. A. Rogerson (2009) The SAGE Handbook of Spatial Analysis. SAGE Publications, Los Angeles; London; New Delhi; Singapore.
- AULITZKY H. (1980) Preliminary two-fold classification of torrents. IN: I. F. Interpraevent, Internationales Symposium Interpraevent. Bad Ischl, 1980, 285-310.
- BELL R. & GLADE T. (2004) Quantitative risk analysis for landslides - Examples from Bildudalur, NW Iceland. IN: Natural Hazards and Earth System Sciences, 4, 1, 117-131.
- BMLFUW (2006) Hochwasser 2005 - Ereignisdokumentation (Teilbericht der Wildbach- und Lawinverbauung). Bundesministerium für Land- und Forstwirtschaft, Umwelt und Wasserwirtschaft, Wien.
- BORDEN K. & CUTTER S. (2008) Spatial patterns of natural hazards mortality in the United States. IN: International Journal of Health Geographics, 7, 64.
- BORTER P. (1999) Risikoanalyse bei gravitativen Naturgefahren. Bundesamt für Umwelt, Wald und Landschaft, Bern.
- BRODY H., RIP M. R., VINTEN-JOHANSEN P., PANETH N. & RACHMAN S. (2000) Map-making and myth-making in Broad Street: the London cholera epidemic, 1854. IN: The Lancet, 356, 64-68.
- BRÜNDL M., ROMANG H., BISCHOF N. & RHEINBERGER C. (2009) The risk concept and its application in natural hazard risk management in Switzerland. IN: Natural Hazards and Earth System Sciences, 9, 3, 801-813.
- CARDINALI M., REICHENBACH P., GUZZETTI F., ARDIZZONE F., ANTONINI G., GALLI M., CACCIANO M., CASTELLANI M. & SALVATI P. (2002) A geomorphological approach to the estimation of landslide hazards and risk in Umbria, Central Italy. IN: Natural Hazards and Earth Systems Sciences, 2, 1/2, 57-72.
- CHEN J., MACEACHREN A. & LINGERICH E. (o. J.) Visual Analytics of Spatial Scan Statistic Results. IN: 4.

- CHIROIU L. & ANDRÉ G. (2001) Damage assessment using high resolution satellite imagery: application to 2001 Bhuj, India, earthquake. *RiskWorld*, 13.
- COMMISSION OF THE EUROPEAN COMMUNITIES (2010) Risk assessment and mapping guidelines for disaster management. Commission staff working paper. Commission document SEC(2010) 1626 final, 42.
- COSTA J. (1984) Physical geomorphology of debris flows. IN: J. Costa and P. Fleisher (1984) *Developments and applications of geomorphology*. Springer-Verlag, Berlin.
- CUTTER S. (1996) Vulnerability to environmental hazards. IN: *Progress in Human Geography*, 20, 4, 529-539.
- CUTTER S. & FINCH C. (2008) Temporal and spatial changes in social vulnerability to natural hazards. IN: *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 105, 7, 2301-2306.
- DIEFENBACHER H. & FRANK A. (2006) *Einfach lernen! Statistik*. Ventus Publishing ApS,
- DOUGLAS J. (2007) Physical vulnerability modelling in natural hazard risk assessment. IN: *Natural Hazards and Earth System Sciences*, 7, 2, 283-288.
- ECK J. E., CHAINEY S., CAMERON J. G., LEITNER M. & WILSON R. E. (2005) *Mapping Crime: Understanding Hot Spots*. Special NJI Report, NCJ 209393. National Institute of Justice (NIJ), New York.
- EMBLETON-HAMANN C. (2007) Geomorphological Hazards in Austria. IN: A. e. a. Kellerer-Pirklbauer, *Geomorphology for the Future*. Joint Meeting of the Commission on Geomorphology of the Austrian Geographical Society and the IAG Working Group on Geomorphology and Global Environmental Change. Obergurgl, Austria, September 2-7 2007, Innsbruck University Press, 33-56.
- FELL R., COROMINAS J., BONNARD C., CASCINI L., LEROI E. & SAVAGE W. (2008) Guidelines for landslide susceptibility, hazard and risk zoning for land-use planning. IN: *Engineering Geology*, 102, 3-4, 85-98.
- FELL R. & HARTFORD D. (1997) Landslide risk management. IN: D. Cruden and R. Fell (1997) *Landslide risk assessment*. Proceedings of the International Workshop on Landslide Risk Assessment - Honolulu, Hawaii, USA, 19-21 February 1997. Balkema, Rotterdam.
- FORTIN M.-J. & DALE M. R. T. (2009) Spatial Autocorrelation. IN: A. S. Fotheringham and P. A. Rogerson (2009) *The SAGE Handbook of Spatial Analysis*. SAGE Publications, Los Angeles; London; New Delhi; Singapore.
- FOTHERINGHAM A. S., BRUNSDON C. & CHARLTON M. (2000) *Quantitative Geography: Perspectives on Spatial Data Analysis*. SAGE Publications, London, Thousand Oaks, New Delhi.
- FOTHERINGHAM A. S. & ROGERSON P. A. (2009) *The SAGE Handbook of Spatial Analysis*. SAGE Publications, Los Angeles; London; New Delhi; Singapore.
- FRIEDMAN D. G. (1984) Natural Hazard Risk Assessment for an Insurance Program. IN: *The Geneva Papers on Risk and Insurance*, 9, 30, 57-128.

- FUCHS S. (2009a) Mountain hazards, vulnerability, and risk - a contribution to applied research on human-environment interaction. Fakultät für Geo- und Atmosphärenwissenschaften, Universität Innsbruck.
- FUCHS S. (2009b) Susceptibility versus resilience to mountain hazards in Austria – Paradigms of vulnerability revisited. IN: *Natural Hazards and Earth System Sciences*, 9, 2, 337-352.
- FUCHS S., BRÜNDL M. & STÖTTER J. (2004) Development of avalanche risk between 1950 and 2000 in the municipality of Davos, Switzerland. IN: *Natural Hazards and Earth System Sciences*, 4, 2, 263-275.
- FUCHS S., HEISS K. & HÜBL J. (2007) Towards an empirical vulnerability function for use in debris flow risk assessment. IN: *Natural Hazards and Earth System Sciences*, 7, 5, 495-506.
- FUCHS S., KEILER M., ZISCHG A. & BRÜNDL M. (2005) The long-term development of avalanche risk in settlements considering the temporal variability of damage potential. IN: *Natural Hazards and Earth System Sciences*, 5, 6, 893-901.
- FUCHS S., KUHLICKE C. & MEYER V. (2011) Editorial for the special issue: vulnerability to natural hazards – the challenge of integration. IN: *Natural Hazards*, 58, 2, 609-619.
- GATRELL A. C., BAILEY T. C., DIGGLE P. J. & ROWLINGSON B. S. (1996) Spatial point pattern analysis and its application in geographical epidemiology. IN: *Transactions of the Institute of British Geographers*, 21, 256–274.
- GLADE T. (2003) Vulnerability assessment in landslide risk analysis. IN: *Die Erde*, 134, 2, 123-146.
- HALKIDI M., BATISTAKIS Y. & VAZIRGIANNIS M. (2001) On clustering validation techniques. IN: *Journal of Intelligent Information Systems*, 17, 2-3, 107-145.
- HELBICH M. (2010) Räumlich-statistische Analysen in der Raumforschung. Unterlagen zur LV 290100, Insitut für Geographie und Regionalforschung, Universität Wien.
- HELBICH M. & GÖRGL P. J. (2010a) Räumliche Regressionsmodelle als leistungsfähige Methoden zur Erklärung der Driving Forces von Zuzügen in der Stadtregion Wien? IN: *Raumforschung und Raumordnung*, 68, 103-113.
- HELBICH M. & LEITNER M. (2010b) Postsuburban spatial evolution of Vienna's urban fringe: evidence from point process modeling. IN: *Urban Geography*, 31, 8, 1100-1117.
- HOLUB M. & FUCHS S. (2009) Mitigating mountain hazards in Austria – Legislation, risk transfer, and awareness building. IN: *Natural Hazards and Earth System Sciences*, 9, 2, 523-537.
- HÜBL J., GANAHL E. & SCHNETZER I. (2002) Dokumentation Wartschenbach. WLS Report, 52. Universität für Bodenkultur, Institut für alpine Naturgefahren, Wien.
- HÜBL J. & KRAUS D. (2003) Wirtschaftlichkeit und Priorisierung von Schutzmaßnahmen vor Wildbächen, Lawinen und Erosion: Trendanalyse zur Kosten-Nutzen-Untersuchung des Forsttechnischen Dienstes für Wildbach- und Lawinenverbauung. WLS Report, 94. Universität für Bodenkultur, Institut für alpine Naturgefahren, Wien.

- HÜBL J., LEBER D., BRAUNER M., JANU S., VOLK G., HOLZINGER G. & GRUBER H. (2004) Dokumentation der Unwetterereignisse in den Gemeinden St. Stefan/Vordernberg und Feistritz an der Gail, Kärnten, vom 29. August 2003. WLS Report, 99. Universität für Bodenkultur, Institut für Alpine Naturgefahren, Wien.
- Hübl J., Ganahl E., Bacher M., Chiari M., Holub M., Kaitna R., Prokop A., Dunwoody G., Forster A. & Schneiderbauer S. (2006) Dokumentation der Wildbachereignisse vom 22./23. August 2005 in Tirol - Detaillierte Aufnahme. IAN Report 109, Band 2. Universität für Bodenkultur, Institut für alpine Naturgefahren, Wien.
- ILLIAN J., PENTTINEN A., STOYAN H. & STOYAN D. (2008) Statistical Analysis and Modelling of Spatial Point Patterns. John Wiley & Sons Ltd,
- JACQUEZ G. M. (2008) Spatial Cluster Analysis. IN: J. Wilson and A. S. Fotheringham (2008) The Handbook of Geographic Information Science. Blackwell,
- JUNG I., KULLDORFF M. & KLASSEN A. (2007) A spatial scan statistic for ordinal data. IN: Statistics in Medicine, 26, 7, 1594-1607.
- KANONIER A. (2005) Grundsätzliche Anforderungen an die Raumordnung und das Bauen im alpinen Raum. IN: Wildbach- und Lawinenverbau, 153, 17-24.
- KANONIER A. (2006) Raumplanungsrechtliche Regelungen als Teil des Naturgefahrenmanagements. IN: S. Fuchs, L. Khakzadeh and K. Weber (2006) Recht im Naturgefahrenmanagement. Studien-Verlag, Innsbruck.
- KEILER M., ZISCHG A. & FUCHS S. (2006) Methoden zur GIS-basierten Erhebung des Schadenpotenzials für naturgefahreninduzierte Risiken. IN: J. Strobl and C. Roth (2006) GIS und Sicherheitsmanagement. Wichmann, Heidelberg.
- KRANEWITTER H. (2002) Liegenschaftsbewertung. GESCO, Wien.
- KULLDORFF M. (1997) A spatial scan statistic. IN: Communications in Statistics, 26, 6, 1481-1496.
- KULLDORFF M. (2010) SaTScan user guide for version 9.0. [www.satscan.org](http://www.satscan.org)
- KULLDORFF M., HUANG L. & KONTY K. (2009) A scan statistic for continuous data based on the normal probability model. IN: International Journal of Health Geographics, 8, 58.
- LEITNER M. (2011) Fortgeschrittene Methoden der räumlichen Statistik. Unterlagen zur LV 290245, Institut für Geographie und Regionalforschung, Universität Wien.
- LEONE F., ASTÉ J.-P. & LEROI E. (1996) L'évaluation de la vulnérabilité aux mouvements du terrain: Pour une meilleure quantification du risque. IN: Revue de Géographie Alpine, 84, 1, 35-46.
- MICHAEL-LEIBA M., BAYNES F., SCOTT G. & GRANGER K. (2003) Regional landslide risk to the Cairns community. IN: Natural Hazards, 30, 2, 233-249.
- MILETI D. (1999) Disasters by design. Joseph Henry Press, Washington.



- NEWSOM S. W. B. (2006) Pioneers in infection control: John Snow, Henry Whitehead, the Broad Street pump, and the beginnings of geographical epidemiology: Review. IN: *Journal of Hospital Infection*, 64, 210–216.
- O'SULLIVAN D. & UNWIN D. (2003) *Geographic Information Analysis*. John Wiley & Sons, Inc, Hoboken (NJ).
- OBERNDORFER S., FUCHS S., RICKENMANN D. & ANDRECS P. (2007) Vulnerabilitätsanalyse und monetäre Schadensbewertung von Wildbachereignissen in Österreich. Bundesforschungs- und Ausbildungszentrum für Wald, Naturgefahren und Landschaft (BfW), Wien.
- ONR (2009) *Schutzbauwerke der Wildbachverbauung - Begriffe und ihre Definitionen sowie Klassifizierung*. Österreichisches Normungsinstitut, ONR 24800.
- OPENSHAW S., CRAFT A. W., CHARLTON M. & BIRCH J. M. (1988) Investigation of leukaemia clusters by use of a geographical analysis machine. IN: *Lancet* 1, 8580, 272-273.
- PAPATHOMA-KÖHLE M., KAPPES M., KEILER M. & GLADE T. (2011) Physical vulnerability assessment for alpine hazards: state of the art and future needs. IN: *Natural Hazards*, 58, 2, 645-680.
- QUAN LUNA B., BLAHUT J., VAN WESTEN C., STERLACCHINI S., VAN ASCH T. & AKBAS S. (2011) The application of numerical debris flow modelling for the generation of physical vulnerability curves. IN: *Natural Hazards and Earth System Sciences*, 11, 7, 2047-2060.
- REPUBLIK ÖSTERREICH (1996) *Katastrophenfondsgesetz 1996*. BGBl 201/1996.
- RIPLEY B. D. (1977) Modeling spatial patterns (with discussion). IN: *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* 39, 172-212.
- ROMANG H. (2004) *Wirksamkeit und Kosten von Wildbach-Schutzmassnahmen*. Verlag des Geographischen Instituts der Universität Bern, Bern.
- RUSHTON G. & LOLONIS P. (1996) Exploratory spatial analysis of birth defect rates in an urban population. IN: *Statistics in Medicine*, 15, 717-726.
- SLAYMAKER O. (1988) The distinctive attributes of debris torrents. IN: *Hydrological Sciences Journal*, 33, 6, 567-573.
- STARR C. (1969) Social benefit versus technological risk. IN: *Science*, 165, 1232-1238.
- STARR C. (1974) Social Benefit versus Technological Risk. What is our society willing to pay for safety? IN: P. E. Black and L. P. Herrington (1974) *Readings in environmental impact*. New York.
- STEVENSON J., EMRICH C., MITCHELL J. & CUTTER S. (2010) Using building permits to monitor disaster recovery: A spatio-temporal case study of coastal Mississippi following hurricane Katrina IN: *Cartography and Geographic Information Science*, 37, 1, 57-68.
- STONE R. A. (1988) Investigations of excess environmental risks around putative sources: Statistical problems and a proposed test. IN: *Statistics in Medicine*, 7, 649–660.

- TANGO T. (1995) A class of tests for detecting 'general' and 'focused' clustering of rare diseases. IN: *Statistics in Medicine*, 14, 2323–2334.
- TANGO T. (2002) Score tests for detecting excess risks around putative sources. IN: *Statistics in Medicine*, 21, 497–514.
- TOBLER W. R. (1970) A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. IN: *Economic Geography*, 46, 2, 234-240.
- TOTSCHNIG R., SEDLACEK W. & FUCHS S. (2011) A quantitative vulnerability function for fluvial sediment transport. IN: *Natural Hazards*, 58, 2, 681-703.
- UNDRO (1979) *Natural disasters and vulnerability analysis*. Office of the United Nations Disaster Relief Co-ordinator, Geneva.
- VARNES D. (1984) *Landslide hazard zonation: A review of principles and practice*. UNESCO, Paris.
- WALLER L. A. & LAWSON A. B. (1995) The power of focused tests to detect disease clustering. IN: *Statistics in Medicine*, 14, 2291–2308.
- WALLER L. A. & GOTWAY C. A. (2004) *Applied Spatial Statistics for Public Health Data*. John Wiley & Sons, Inc, New Jersey.
- WHITE G. (1942 (1945)) *Human adjustment to floods: A geographical approach to the flood problem in the United States*. University of Chicago, Chicago.
- WILKERSON F. & SCHMID G. (2008) Distribution of debris flows in Glacier National Park, Montana, U.S.A. IN: *Journal of Mountain Science*, 5, 4, 318-326.
- WISNER B., BLAIKIE P., CANNON T. & DAVIS I. (2004) *At risk. Natural hazards, people's vulnerability and disasters*. Routledge, London.
- WONG (2009) The Modifiable Area Unit Problem (MAUP). IN: A. S. Fotheringham and P. A. Roger-son (2009) *The SAGE Handbook of Spatial Analysis*. SAGE Publications, Los Angeles; London; New Delhi; Singapore.

## Eigenständigkeitserklärung

Ich versichere,

- dass ich die Diplomarbeit selbstständig verfasst, andere als die angegebenen Quellen und Hilfsmittel nicht benutzt und mich auch sonst keiner unerlaubten Hilfe bedient habe. Die aus fremden Quellen direkt oder indirekt übernommenen Gedanken sind als solche kenntlich gemacht.
- dass ich dieses Diplomarbeitsthema bisher weder im In- noch im Ausland (einer Beurteilerin/einem Beurteiler zur Begutachtung) in irgendeiner Form als Prüfungsarbeit vorgelegt habe
- dass diese Arbeit mit der vom Begutachter beurteilten Arbeit übereinstimmt.

Wien, November 2011

---

Christine Ornetsmüller

# CURRICULUM VITAE CHRISTINE ORNETSMÜLLER

Strozzigasse 19/11, 1080 Wien | christine.ornetsmueller@univie.ac.at.com

## **PERSÖNLICHE DATEN:**

Geboren am 16. April 1987 in Ried im Innkreis  
Österreichische Staatsbürgerschaft

## **AUSBILDUNG:**

Seit Okt. 2006 Geographiestudium an der Universität Wien  
Angew. Geomorphologie, Hazardforschung und GIS  
2001 – 2006 Höhere Bundeslehranstalt f. wirtschaftliche Berufe,  
Ried im Innkreis

## **BERUFS- ERFAHRUNG:**

Seit Nov. 2010 Wissenschaftliche Mitarbeiterin, Institut für Alpine  
Naturgefahren (Universität für Bodenkultur Wien)  
2010 Wissenschaftliches Volontariat bei Prof. Slaymaker  
an der University of British Columbia, Vancouver  
2011 Tutorin für Globaler Wandel in Hochgebirgen  
2010 Tutorin Auslandsexkursion Westkanada  
2009-10 Tutorin Statistische Datenverarbeitung  
2009 Kartographisches Praktikum bei Freytag-Berndt  
und Artaria KG, Wien  
2009 Tutorin Physiogeographisches Geländepraktikum  
2008 Praktikum bei CIMA Citymarketing Austria - Bera-  
tung und Management, Ried im Innkreis  
2007-09 Tutorin für Kartographie am Institut f. Geographie  
u. Regionalforschung, Universität Wien  
2006 Kaufmännisches Volontariat, Scheuch Luft- u. Um-  
welttechnik, Auroldmünster, OÖ  
2005-06 Leiterin und Betreuerin von Kinderferienwochen,  
OÖ Kinderwelt, Linz  
2002-2007 Beschäftigung in verschiedenen  
Gastronomiebetrieben in Österreich, der Schweiz  
und Kanada (British Columbia)

## **BESONDERE KENNTNISSE:**

Sehr gute Kenntnisse in ArcGis 9.3 und ArcView 3.3, MS Office 2007  
Gute Kenntnisse in SaTScan, SPSS, Microstation  
Grundkenntnisse in R, MapPoint und Manifold  
Adobe Photoshop, Illustrator und InDesign  
Englisch, Französisch, Italienisch  
Führerschein (Klasse B)

## **WEITERE TÄTIGKEITEN**

Absolvierung der IFISO Leadership Summer School 2009  
Kongressorganisation für die European Geography Association for  
students and young geographers (EGEA) 2010  
Contactperson EGEA Wien 2008-10  
Aktives Mitglied, Trainerin und Workshop-Leiterin in EGEA

## Anhang A - Luftbilder der Ereignisse



Abbildung A-1: Ereignis vom 29. August 2003 am Vorderbergerbach in St. Stefan a. d. Gail Foto: o. A.



Abbildung A-2: Ereignis vom 6. August 1995 am Wartschenbach in Nußdorf-Debant Foto: WLW (Wildbach- und Lawinenverbauung)



Abbildung A-3: Ereignis vom 16. August 1997 am Wartschenbach in Nußdorf-Debant Foto: WLV



Abbildung A-4: Ereignis vom 22. August 2005 am Fimbabach (rechts) bzw. Trisanna (links) in Ischgl Foto: Alpine Sicherheit Tirol (ASI)

Luftbild Stubenbach siehe Abbildung 2.2, S. 18.

## Anhang B - Tabellen

Tabelle B-1: Variation der Maximum Spatial Cluster Size (MSCS) von 50% bis 20% für das ordinale Modell mit 3 Kategorien (links) und 4 Kategorien (rechts). Die Angaben fassen alle von SaTScan detektierten Cluster zusammen (Most Likely + Secondary Clusters). Die Ergebnisse der Most Likely Cluster allein hingegen sind im rechten unteren Teil der jew. Tabelle zu finden. MSCS = maximaler Anteil der Fälle, die das Scanfenster für die Berechnung einbezieht. Hoch signifikant =  $p \leq 0,01$ , signifikant =  $p \leq 0,05$

Vorderbergerbach						
Fälle gesamt		Kategorien		1	2	3
30		Fälle		17	7	6
MSCS	Anzahl gefundener Cluster			Most Likely Cluster		
%	gesamt	$p \leq 0,01$	$p \leq 0,05$	# Fälle	Kategorienvergleich	p-Wert
50	3	0	0	5	[1, 2],[3]	0,253
40	3	0	0		1, 2],[3]	0,222
30	3	0	0	5	[1, ],[3]	0,205
20	4	0	0	5	[1, 2],[3]	0,10

Vorderbergerbach							
Fälle gesamt		Kategorien		1	2	3	4
30		Fälle		6	11	7	6
MSCS	Anzahl gefundener Cluster			Most Likely Cluster			
%	gesamt	$p \leq 0,01$	$p \leq 0,05$	# Fälle	Kategorienvergleich	p-Wert	
50	4	0	0	9	[1],[2,3],4]	0,227	
40	4	0	0	9	[1], [2,3],[4]	0,85	
30	4	0	0	9	[1] [2,3],[4]	0,135	
20	4	0	0	5	[1], [2,3],[4]	0,125	

Stubenbach						
Fälle gesamt		Kategorien		1	2	3
39		Fälle		20	8	11
MSCS	Anzahl gefundener Cluster			Most Likely Cluster		
%	gesamt	$p \leq 0,01$	$p \leq 0,05$	# Fälle	Kategorienvergleich	p-Wert
5	4	0	1	10	[1], [2, ]	0,022
40	4	0	1	10	[1], [2, 3]	0,019
30	5	0	1	10	[1], [2, 3]	0,018
20	5	0	0	7	[1],[2],[3]	0,055

Stubenbach							
Fälle gesamt		Kategorien		1	2	3	4
39		Fälle		14	8	6	11
MSCS	Anza gefundene Cluster			Most Likely Cluster			
%	gesamt	$p \leq 0,01$	$p \leq 0,05$	# Fälle	Kategorienvergleich	p-Wert	
50	2	1	0	17	[1], [2], [3, 4]	0,002	
40	4	1	0	10	[1, 2], [3, 4]	0,004	
30	4	1	0	10	[1, 2], [3, 4]	0,003	
20	4	0	0	7	[1,2], [3],[4]	0,062	

Wartschenbach 1995						
Fälle gesamt		Kategorien		1	2	3
10		Fälle		5	3	2
MSCS	Anzahl gefundener Cluster			Most Likely Cluster		
%	gesamt	$p \leq 0,01$	$p \leq 0,05$	# Fälle	Kategorienvergleich	p-Wert
50	1	0	0	3	[1], [2, 3]	0,728
40	1	0	0	3	[1], [2, 3]	0,728
30	1	0	0	3	[1], [2, 3]	0,728
20	1	0	0	1	[1,2],[3]	1

Wartschenbach 1995							
Fälle gesamt		Kategorien		1	2	3	4
10		Fälle		4	2	2	2
MSCS	Anzahl gefundener Cluster			Most Likely Cluster			
%	gesamt	$p \leq 0,01$	$p \leq 0,05$	# Fälle	Kategorienvergleich	p-Wert	
50	2	0	0	5	[1], [2, 3],[4]	0,357	
40	2	0	0	4	[1], [2], [3, 4]	0,701	
30	2	0	0		[1], [2,3,4]	0,884	
20	1	0	0	2	[1], [2,3,4]	0,843	

Wartschenbach 1997						
Fälle gesamt		Kategorien		1	2	3
16		Fälle		7	5	4
MSCS	Anzahl gefundener Cluster			Most Likely Cluster		
%	gesamt	$p \leq 0,01$	$p \leq 0,05$	# Fälle	Kategorienvergleich	p-Wert
50	2	0	0	2	[1], [2, 3]	0,072
40	2	0	0	6	[1], [2, 3]	0,216
30	2	0	0	2	[1],[2],[3]	0,82
20	2	0	0	3	[1], [2, 3]	0,938

Wartschenbach 1997							
Fälle gesamt		Kategorien		1	2	3	4
16		Fälle		6	1	5	4
MSCS	Anzahl gefundener Cluster			Most Likely Cluster			
%	gesamt	$p \leq 0,01$	$p \leq 0,05$	# Fälle	Kategorienvergleich	p-Wert	
50	2	0	0	7	[1, 2], [3, 4]	0,094	
40	2	0	0	6	[1, 2], [3, 4]	0,284	
30	2	0	0	4	[1, 2], [3], [4]	0,828	
20	2	0	0	2	[1], [2,3,4]	0,963	



Fimbabach/Trisanna						
Fälle gesamt		Kategorien		1	2	3
40		Fälle		17	15	8
MSCS	Anzahl gefundener Cluster			Most Likely Cluster		
%	gesamt	$p \leq 0,01$	$p \leq 0,05$	# Fälle	Kategorienvergleich	p-Wert
50	3	1	0	9	[1],[2],[3]	0,001
40	3	1	0	9	[1],[2],[3]	0,001
30	4	1	0	9	[1],[2],[3]	0,001
20	4	1	0	8	[1],[2],[3]	0,001

Fimbabach/Trisanna							
Fälle gesamt		Kategorien		1	2	3	4
40		Fälle		14	10	8	8
MSCS	Anzahl gefundener Cluster			Most Likely Cluster			
%	gesamt	$p \leq 0,01$	$p \leq 0,05$	# Fälle	Kategorienvergleich	p-Wert	
50	3	1	0	9	[1,2], [3],[4]	0,001	
40	3	1	0	9	[1,2], [3],[4]	0,001	
30	3	1	0	9	[1,2], [3],[4]	0,001	
20	5	1	0	8	[1,2], [3],[4]	0,001	

Tabelle B-2: Ergebnisübersicht ordinales Modell drei Klassen. Die Kategorien der Schadenlast niedrig, mittel und hoch gelten relativ je Untersuchungsgebiet. Für die detektierten Cluster (A-D) wurden jeweils Kategorien [.] oder Kategorienkombinationen [.,.] gegenübergestellt, A = alle most likely Cluster; #O/#E = Verhältnis Beobachtete zu Erwartete Werte; RR = Relative Risk; LLR = Log Likelihood Ratio; Coldspots = Cluster niedriger Werte und Hotspots = Cluster hoher Werte. Fett hervorgehoben sind die signifikanten bzw. hoch signifikanten Cluster (p < 0.05: signifikant, p < 0.01: hoch signifikant)

Untersuchungs- gebiet (n)	Schwellenwerte der Schadenlast			Cluster	Radius [m]	#O / #E	RR	LLR	Cold- spot	Hot- spot	p	
	niedrig [1]	mittel [2]	hoch [3]									
Vorderbergerbach, (30)	0,001-0,013	0,014-0,027	0,028-0,050	A: [1,2], [3]	90	(0,25), (4)	(0,22), (10)	5,540826		x	0,264	
				B: [1], [2,3]	66	(0), (2,31)	(0), (2,31)	3,756091		x	0,701	
				C: [1], [2,3]	110	(1,76), (0)	(2,08), (0)	3,218279	x		0,895	
Stubenbach, (39)	0,013-0,140	0,141-0,474	0,475-1,000	A: [1], [2,3]	67	(0), (2,05)	(0), (2,05)	9,058006			x	<b>0,022</b>
				B: [1], [2,3]	47	(1,95), (0)	(2,36), (0)	4,526312	x		0,539	
				C: [1,2], [3]	21	(0), (3,55)	(0), (4,11)	2,673115		x	0,992	
				D: [1], [2],[3]	24	(0),(1,63),(2,36)	(0),(1,71),(2,67)	2,346692		x	0,999	
Wartschenbach 1995, (10)	0,010-0,059	0,060-0,215	0,216-0,344	A: [1], [2,3]	36	(0), (2)	(0), (3,5)	2,743585		x	0,728	
Wartschenbach 1997,(16)	0,006-0,071	0,072-0,339	0,340-0,570	A: [1], [2,3]	48	(0), (1,78)	(0), (4,5)	6,197672			x	0,072
				B: [1], [2,3]	30	(2,29), (0)	(2,8), (0)	1,840435	x		0,999	
Fimbabach/ Trisanna (40)	0,002-0,074	0,075-0,241	0,242-0,656	A:[1], [2],[3]	76	(0),(0,3),(4,44)	(0),(0,25),(∞)	17,652603			x	<b>0,001</b>
				B: [1,2], [3]	1.200	(1,25), (0)	(1,67), (0)	6,555864	x		0,115	
				C: [1], [2,3]	89	(2,35), (0)	(2,92), (0)	4,772249	x		0,422	

Tabelle B-3: Ergebnisübersicht ordinales Modell vier Klassen. Die Kategorien der Schadenlast sehr niedrig, niedrig, hoch und sehr hoch gelten relativ je Untersuchungsgebiet. Für die detektierten Cluster (A-D) wurden jeweils Kategorien [,] oder Kategorienkombinationen [.,.] gegenübergestellt, A = alle most likely Cluster; #O/#E = Verhältnis Beobachtete zu Erwartete Werte; RR = Relative Risk; LLR = Log Likelihood Ratio;. Fett hervorgehoben sind die signifikanten bzw. hoch signifikanten Cluster ( $p < 0.05$ : signifikant,  $p < 0.01$ : hoch signifikant). Für Hot- und Coldspots vgl. #O/#E mit Erläuterung in Tabelle 4.4 (S. 45).

Untersuchungs- gebiet (n)	Schwellenwerte der Schadenlast				Cluster	Radius [m]	#O / #E	RR	LLR	p
	niedrig [1]	mittel [2]	hoch [3]	sehr hoch [4]						
Vorderbergerbach, (30)	0,001-0,004	0,005-0,013	0,014-0,027	0,027-0,0505	A: [1], [2, 3], [4]	90	(0), (0,33), (4)	(0), (0,29), (10)	5,835686	0,316
					B: [1, 2], [3, 4]	66	(0), (2,31)	(0), (2,89)	3,756091	0,860
					C: [1], [2, 3, 4]	83	(5), (0)	(7), (0)	3,528816	0,959
					D: [1, 2], [3, 4]	110	(1,76), (0)	(2,08), (0)	3,218279	0,972
Stubenbach, (39)	0,013-0,085	0,086-0,226	0,227-0,474	0,475-1,000	A: [1], [2], [3, 4]	100	(0), (1,15), (1,75)	(0), (1,29), (4,21)	11,891058	<b>0,002</b>
					B: [1], [2, 3, 4]	58	(2,79), (0)	(3,27), (0)	3,302268	0,970
Fimbabach/ Trisanna, (40)	0,002-0,051	0,052-0,117	0,118-0,240	0,241-0,656	A: [1, 2], [3], [4]	76	(0), (0,56), (4,44)	(0), (0,49), ( $\infty$ )	18,312392	<b>0,001</b>
					B: [1, 2, 3], [4]	1.200	(1,25), (0)	(1,67), (0)	6,555864	0,175
					C: [1], [2, 3, 4]	89	(2,86), (0)	(3,6), (0)	4,627545	0,625

Tabelle B-4: Ergebnisübersicht normales Modell. SD = Standardabweichung; LLR = Log Likelihood Ratio; Coldspots = Cluster niedriger Werte und Hotspots = Cluster hoher Werte. Fett hervorgehoben sind die signifikanten bzw. hoch signifikanten Cluster (p < 0.05: signifikant, p < 0.01: hoch signifikant)

<i>Untersuchungsgebiet</i> (n)	<i>Schadenlast</i> Spannweite	<i>Cluster</i>	<i>Radius</i> [m]	<i>Mittelwert der Schadenlast</i>			<i>Varianz</i>	<i>SD</i>	<i>LLR</i>	<i>Cold-</i> spot	<i>Hot-</i> spot	<i>p</i>
				innerhalb	außerhalb	Differenz						
Vorderbergerbach, (30)	0,001-0,050	A	160	0,028	0,011	0,017	0,00013	0,011	6,314052		x	0,135
		B	370	0,012	0,023	-0,011	0,00016	0,013	2,769259	x		0,807
Stubenbach, (39)	0,013-1,000	A	62	0,700	0,240	0,460	0,06900	0,260	7,554596		x	<b>0,041</b>
		B	200	0,065	0,410	-0,345	0,07900	0,280	5,026742	x		0,291
		C	48	0,620	0,300	0,320	0,09400	0,310	1,491145		x	0,993
Wartschenbach '95, (10)	0,010-0,344	A	48	0,190	0,054	0,136	0,01000	0,100	2,006631		x	0,740
		B	24	0,014	0,150	-0,136	0,01200	0,110	1,188979	x		0,941
Wartschenbach '97, (16)	0,006-0,570	A	48	0,370	0,091	0,279	0,01600	0,130	6,576067		x	<b>0,039</b>
		B	30	0,022	0,240	-0,218	0,03100	0,180	1,323296	x		0,995
Fimbabach/Trisanna, (40)	0,002-0,656	A	76	0,410	0,076	0,334	0,00650	0,080	28,533536		x	<b>0,001</b>
		B	730	0,080	0,220	-0,140	0,02200	0,150	3,908590	x		0,589

Tabelle B-5: Kreuztabelle Stubenbach je ordinalem Cluster. Anteile der Intensitätsklassen (Ablagerungshöhe in m) an den Schadenlastklassen und Anteile der Schadenlastklassen an den Intensitätsklassen.

		<i>Schadenlast ordinal</i>			
		[1]	[2]	[3]	Gesamt
<b>Cluster A</b>					
1,1 - 2 m	Anzahl	0	5	2	7
	% von Intensität	0,0	71,4	28,6	100,0
	% von Schadenlast	0,0	100,0	40,0	70,0
<i>Intensität</i> > 2 m	Anzahl	0	0	3	3
	% von Intensität	0,0	0,0	100,0	100,0
	% von Schadenlast	0,0	0,0	60,0	30,0
Gesamt	Anzahl	0,0	5,0	5,0	10,0
	% von Intensität	0,0	50,0	50,0	100,0
	% von Schadenlast	0,0	100,0	100,0	100,0
<b>Cluster B</b>					
< 1 m	Anzahl	6	0	0	6
	% von Intensität	100,0	0,0	0,0	100,0
	% von Schadenlast	100,0	0,0	0,0	100,0
Gesamt	Anzahl	6	0	0	6
	% von Intensität	100,0	0,0	0,0	100,0
	% von Schadenlast	100,0	0,0	0,0	100,0
<b>Cluster C</b>					
> 2 m	Anzahl	0	0	2	2
	% von Intensität	0,0	0,0	100,0	100,0
	% von Schadenlast	0,0	0,0	100,0	100,0
Gesamt	Anzahl	0	0	2	2
	% von Intensität	0,0	0,0	100,0	100,0
	% von Schadenlast	0,0	0,0	100,0	100,0

		<i>Schadenlast ordinal</i>			
		[1]	[2]	[3]	Gesamt
<b>Cluster D</b>					
< 1 m	Anzahl	0	1	1	2
	% von Intensität	0,0	50,0	50,0	100,0
	% von Schadenlast	0,0	100,0	50,0	66,7
<i>Intensität</i> > 2 m	Anzahl	0	0	1	1
	% von Intensität	0,0	0,0	100,0	100,0
	% von Schadenlast	0,0	0,0	50,0	33,3
Gesamt	Anzahl	0	1	2	3
	% von Intensität	0,0	33,3	66,7	100,0
	% von Schadenlast	0,0	100,0	100,0	100,0

Tabelle B-6: Kreuztabelle Fimbabach/Trisanna je ordinalem Cluster. Anteile der Intensitätsklassen (Ablagerungshöhe in m) an den Schadenlastklassen und Anteile der Schadenlastklassen an den Intensitätsklassen.

<b>Cluster A</b>		<i>Schadenlast ordinal</i>				
		[1]	[2]	[3]	Gesamt	
<i>Intensität</i>	< 1 m	Anzahl	0	1	2	3
		% von Intensität	0,0	33,3	66,7	100,0
		% von Schadenlast	0,0	100,0	25,0	33,3
	1,1 - 2 m	Anzahl	0	0	5	5
		% von Intensität	0,0	0,0	100,0	100,0
		% von Schadenlast	0,0	0,0	62,5	55,6
	> 2 m	Anzahl	0	0	1	1
		% von Intensität	0,0	0,0	100,0	100,0
		% von Schadenlast	0,0	0,0	12,5	11,1
Gesamt	Anzahl	0	1	8	9	
	% von Intensität	0,0	11,1	88,9	100,0	
	% von Schadenlast	0,0	100,0	100,0	100,0	
<b>Cluster B</b>						
<i>Intensität</i>	< 1 m	Anzahl	10	10	0	20
		% von Intensität	50,0	50,0	0,0	100,0
		% von Schadenlast	100,0	100,0	0,0	100,0
	Gesamt	Anzahl	10	10	0	20
		% von Intensität	50,0	50,0	0,0	100,0
		% von Schadenlast	100,0	100,0	0,0	100,0
<b>Cluster C</b>						
<i>Intensität</i>	< 1 m	Anzahl	5	0	0	5
		% von Intensität	100,0	0,0	0,0	100,0
		% von Schadenlast	100,0	0,0	0,0	100,0
	Gesamt	Anzahl	5	0	0	5
		% von Intensität	100,0	0,0	0,0	100,0
		% von Schadenlast	100,0	0,0	0,0	100,0

Tabelle B-7 Kreuztabelle Vorderbergerbach je ordinalem Cluster. Anteile der Intensitätsklassen (Ablagerungshöhe in m) an den Schadenlastklassen und Anteile der Schadenlastklassen an den Intensitätsklassen.

<b>Cluster A</b>		<i>Schadenlast ordinal</i>				
		[1]	[2]	[3]	Gesamt	
<i>Intensität</i>	< 1 m	Anzahl	1	0	4	5
		% von Intensität	20,0	0,0	80,0	100,0
		% von Schadenlast	100,0	0,0	100,0	100,0
	Gesamt	Anzahl	1	0	4	5
		% von Intensität	20,0	0,0	80,0	100,0
		% von Schadenlast	100,0	0,0	100,0	100,0
<b>Cluster B</b>						
<i>Intensität</i>	< 1 m	Anzahl	0	3	1	4
		% von Intensität	0,0	75,0	25,0	100,0
		% von Schadenlast	0,0	100,0	100,0	100,0
	Gesamt	Anzahl	0	3	1	4
		% von Intensität	0,0	75,0	25,0	100,0
		% von Schadenlast	0,0	100,0	100,0	100,0
<b>Cluster C</b>						
<i>Intensität</i>	< 1 m	Anzahl	5	0	0	5
		% von Intensität	100,0	0,0	0,0	100,0
		% von Schadenlast	100,0	0,0	0,0	100,0
	Gesamt	Anzahl	5	0	0	5
		% von Intensität	100,0	0,0	0,0	100,0
		% von Schadenlast	100,0	0,0	0,0	100,0

Tabelle B-8: Kreuztabelle Wartschenbach 1997 je ordinalem Cluster. Anteile der Intensitätsklassen (Ablagerungshöhe in m) an den Schadenlastklassen und Anteile der Schadenlastklassen an den Intensitätsklassen.

<b>Cluster A</b>		<i>Schadenlast ordinal</i>			
		[1]	[2]	[3]	Gesamt
< 1 m	Anzahl	0	3	0	3
	% von Intensität	0,0	100,0	0,0	100,0
	% von Schadenlast	0,0	75,0	0,0	42,9
<i>Intensität</i> 1,1 - 2 m	Anzahl	0	1	3	4
	% von Intensität	0,0	25,0	75,0	100,0
	% von Schadenlast	0,0	25,0	100,0	57,1
Gesamt	Anzahl	0	4	3	7
	% von Intensität	0,0	57,1	42,9	100,0
	% von Schadenlast	0,0	100,0	100,0	100,0
<b>Cluster B</b>					
< 1 m	Anzahl	2	0	0	2
	% von Intensität	100,0	0,0	0,0	100,0
	% von Schadenlast	100,0	0,0	0,0	100,0
Gesamt	Anzahl	2	0	0	2
	% von Intensität	100,0	0,0	0,0	100,0
	% von Schadenlast	100,0	0,0	0,0	100,0

Tabelle B-9: Kreuztabelle Wartschenbach 1995 je ordinalem Cluster. Anteile der Intensitätsklassen (Ablagerungshöhe in m) an den Schadenlastklassen und Anteile der Schadenlastklassen an den Intensitätsklassen.

<b>Cluster A</b>		<i>Schadenlast ordinal</i>			
		[1]	[2]	[3]	Gesamt
< 1 m	Anzahl	0	1	0	1
	% von Intensität	0,0	100,0	0,0	100,0
	% von Schadenlast	0,0	100,0	0,0	50,0
<i>Intensität</i> 1,1 - 2 m	Anzahl	0	0	1	1
	% von Intensität	0,0	0,0	100,0	100,0
	% von Schadenlast	0,0	0,0	100,0	50,0
Gesamt	Anzahl	0	1	1	2
	% von Intensität	0,0	50,0	50,0	100,0
	% von Schadenlast	0,0	100,0	100,0	100,0

## Anhang C - Boxplots der Prozessintensität

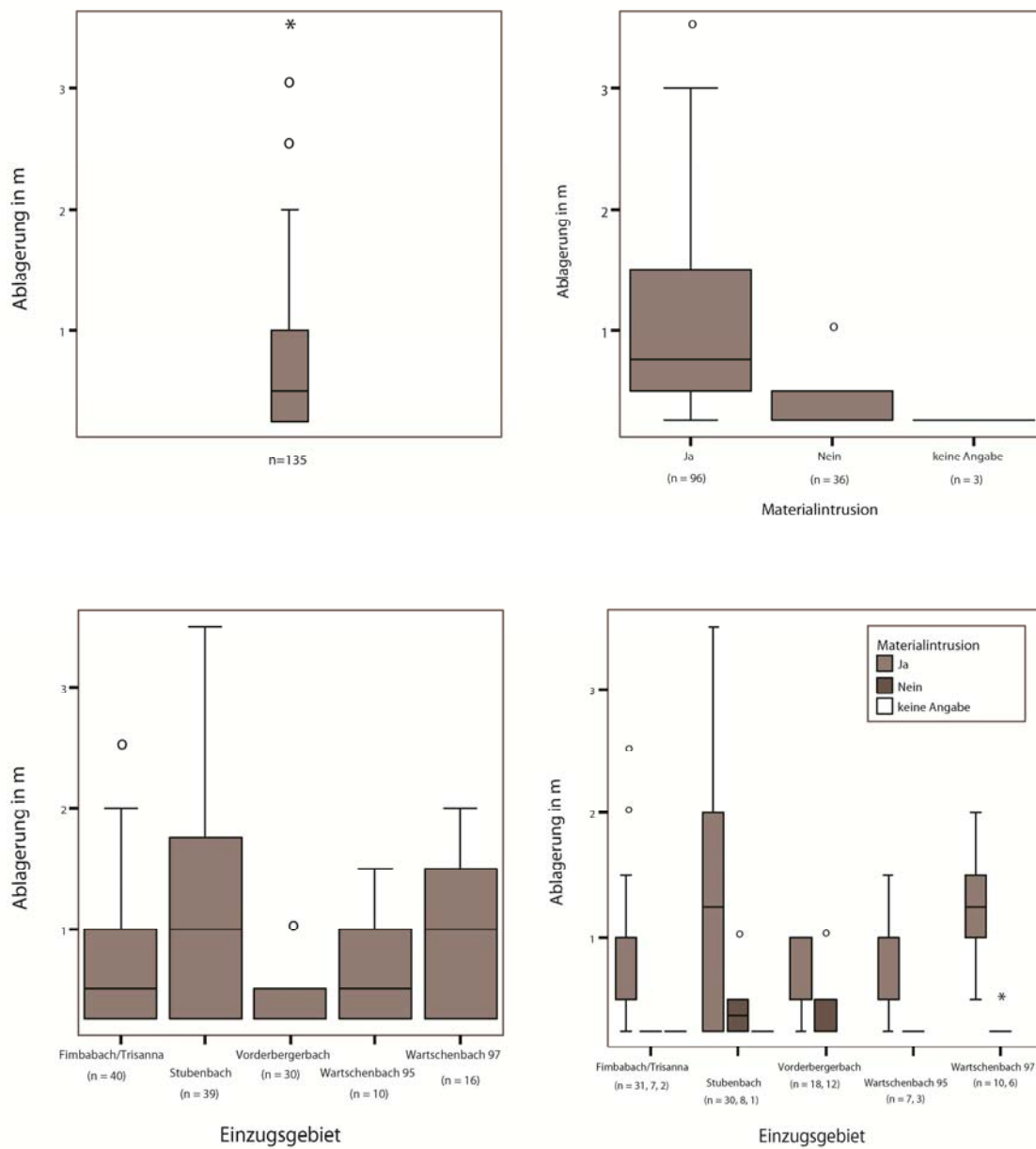


Abbildung C-1: Boxplots der Ablagerungshöhe für alle Gebäude, für alle Gebäude unterteilt nach Materialintrusion, für jedes Einzugsgebiet mit allen Gebäuden und für jedes Einzugsgebiet unterteilt nach Materialintrusion.



# Anhang D - Übersichtskarten

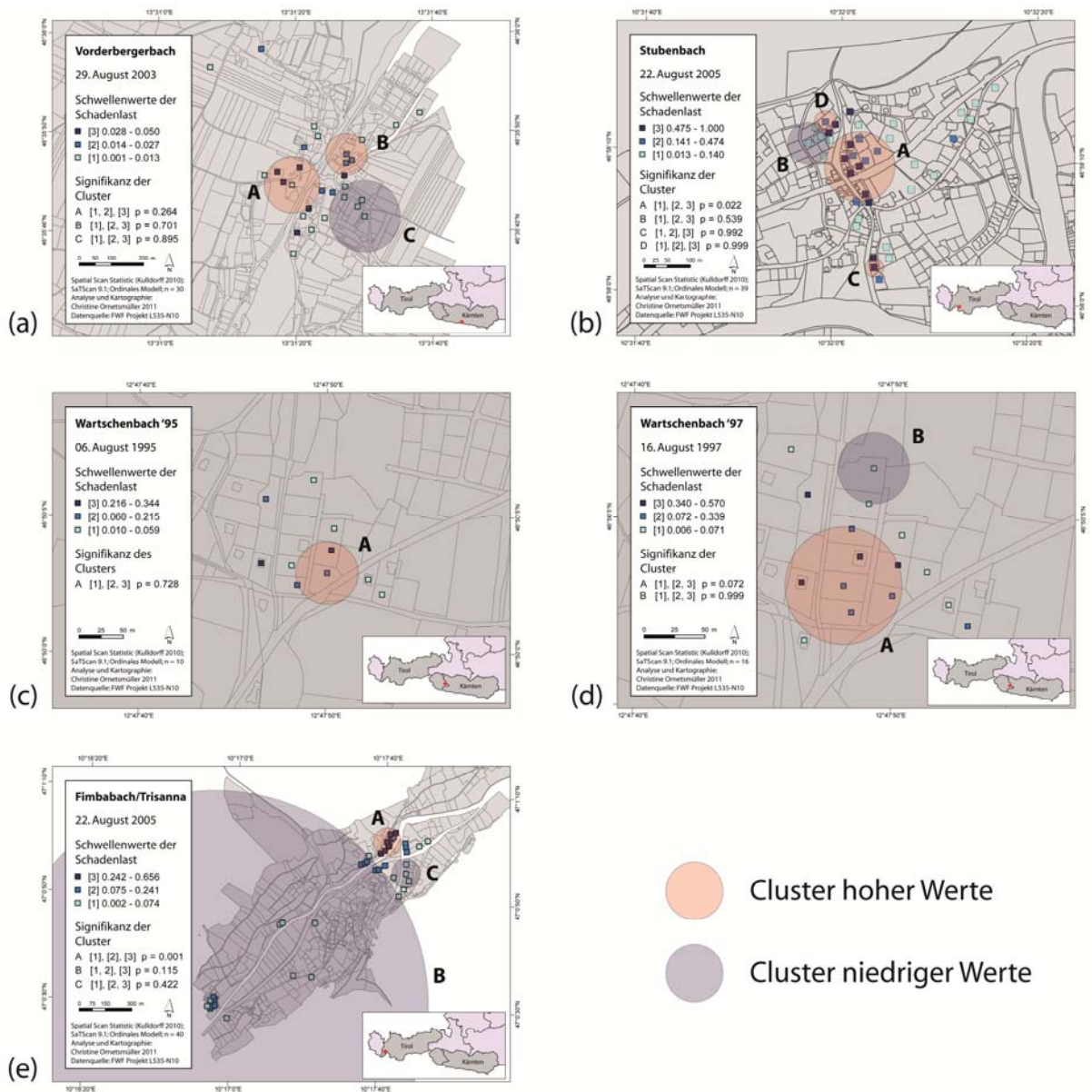


Abbildung D-1: Ergebnisübersicht des ordinalen Modells mit 3 Klassen

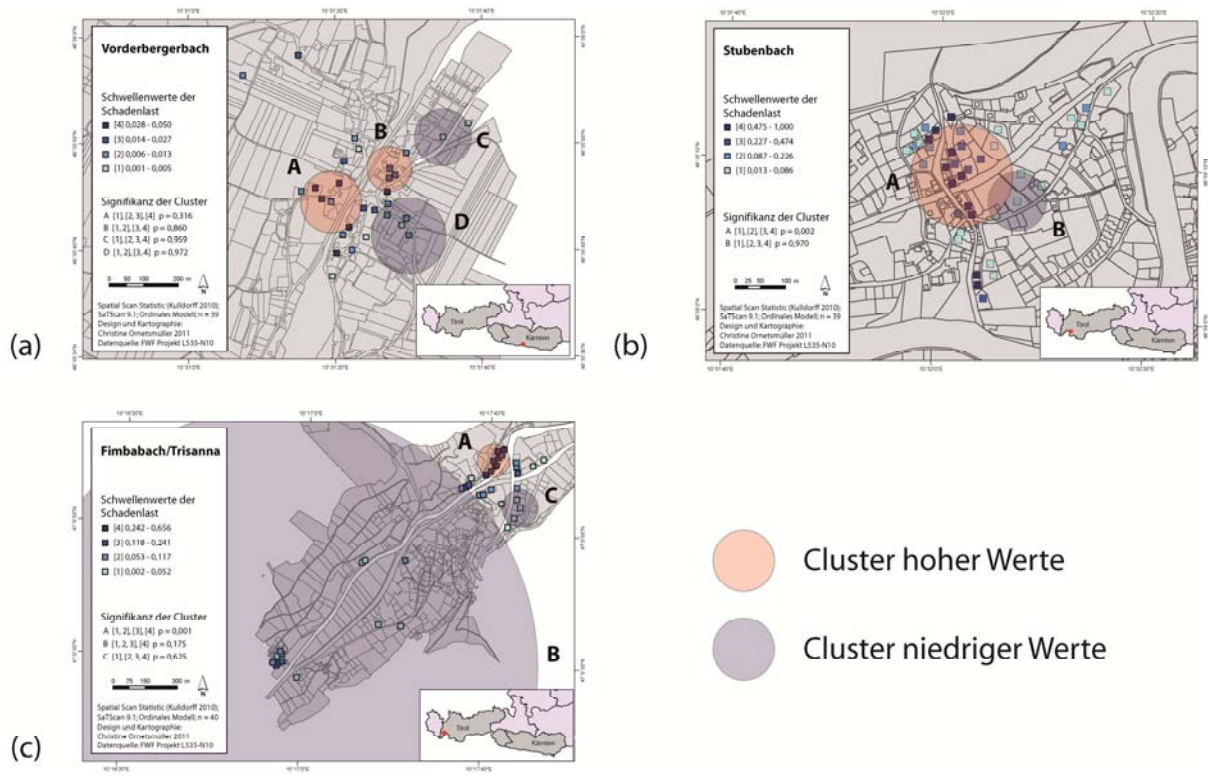


Abbildung D-2: Ergebnisübersicht ordinales Modell für 4 Klassen

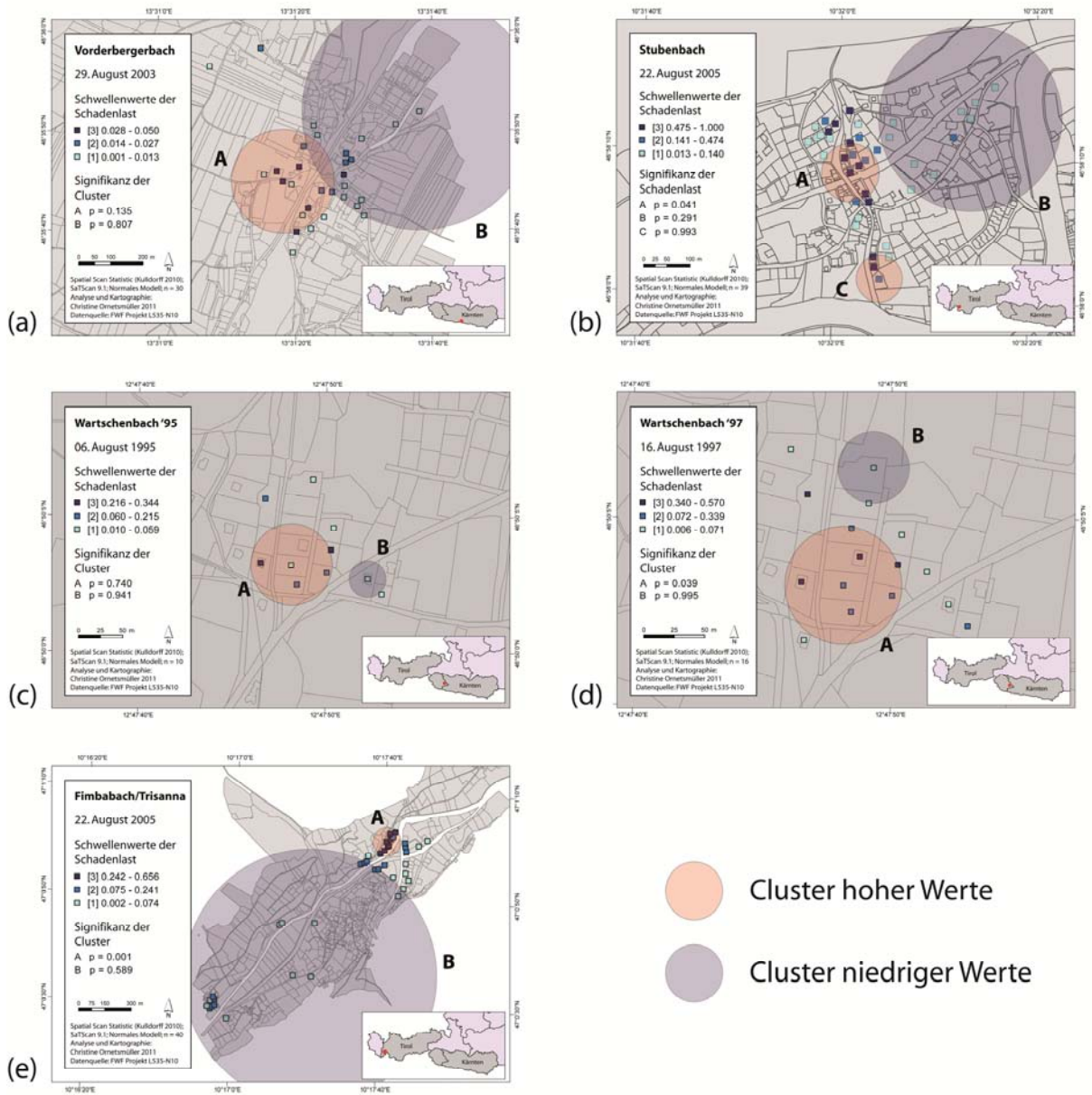


Abbildung D-3: Ergebnisübersicht des normalen Modells

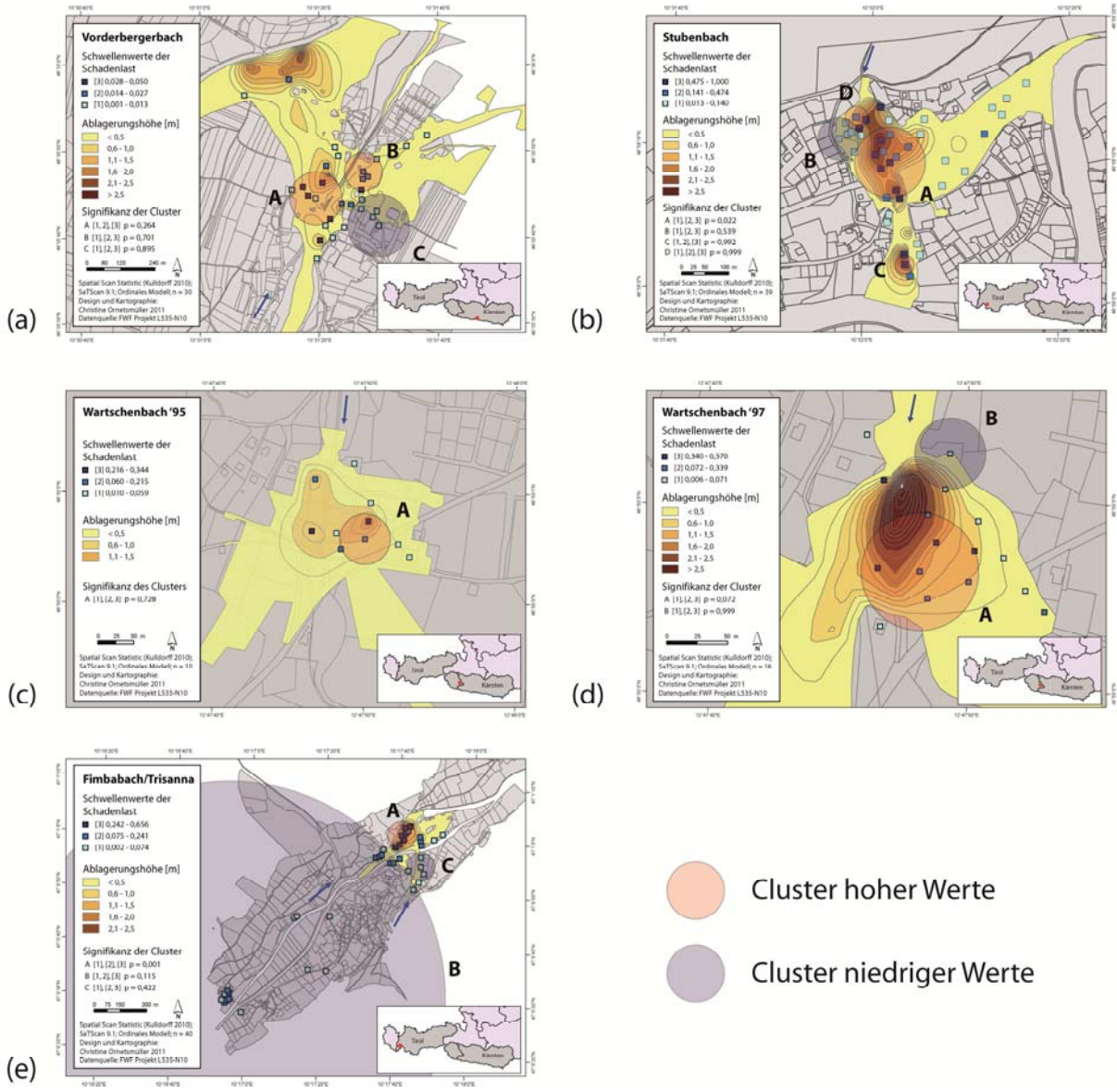


Abbildung D-4: Ergebnisübersicht der Evaluierung. Cluster des ordinalen Modells (3 Klassen) mit den interpolierten Ablagerungen (= Prozessintensität) des jeweiligen Wildbachprozesses.