

Generalisierte Lineare Modelle für Unfälle im Straßenverkehr: Einflussfaktoren und Wirksamkeit polizeilicher Strategien

Nazli Sahin

Angaben zur Veröffentlichung / Publication details:

Sahin, Nazli. 2018. "Generalisierte Lineare Modelle für Unfälle im Straßenverkehr: Einflussfaktoren und Wirksamkeit polizeilicher Strategien." Augsburg: Universität Augsburg.

Nutzungsbedingungen / Terms of use:

licgercopyright

Dieses Dokument wird unter folgenden Bedingungen zur Verfügung gestellt: / This document is made available under the following conditions:

Deutsches Urheberrecht

Weitere Informationen finden Sie unter: / For more information see:

<https://www.uni-augsburg.de/de/organisation/bibliothek/publizieren-zitieren-archivieren/publizieren>



Generalisierte Lineare Modelle für Unfälle
im Straßenverkehr:
Einflussfaktoren und Wirksamkeit
polizeilicher Strategien

Dissertation

zur Erlangung des akademischen Grades

Dr. rer. nat.

eingereicht an der

Mathematisch-Naturwissenschaftlich-Technischen Fakultät
der Universität Augsburg

von

Nazli Sahin

Augsburg, Oktober 2018



Erstgutachter: Prof. Dr. Gernot Müller

Zweitgutachter: Prof. Dr. Ralf Werner

Datum der Prüfung: 19. Juli 2018

Inhaltsverzeichnis

Inhaltsverzeichnis	I
1 Einleitung	1
2 Allgemeine Einflussfaktoren auf das Unfallgeschehen	3
2.1 Datengrundlage	3
2.2 Unfälle	4
2.3 Unterschiede in der Unfallschwere	4
2.4 Unterschiede nach Ortslage	6
2.5 Verkehrsunfälle nach Wochentagen, Monaten, Ferien und Feiertagen	8
2.6 Zusammenfassung	13
3 Auswahl und Aggregation von Regionen	15
3.1 Auswahl der Städte	15
3.2 Auswahl der Kreise	16
4 Literaturüberblick	18
4.1 Makroanalytische Modelle	18
4.2 Mikroanalytische Modelle	20
5 Regressionsanalytische Untersuchung von Verkehrsunfällen	23
5.1 Klassisches lineares Unfallmodell	23
5.2 Generalisiertes lineares Unfallmodell	49
5.3 Zusammenfassung	67
6 Zusammenhang zwischen Verkehrsaufkommen und Verkehrsunfällen	69
6.1 Bedeutung des Verkehrsaufkommens	69
6.2 Zielsetzung	72
6.3 Zusammenhang zwischen Verkehrsaufkommen und Kalendereffekten	72
6.4 Methodik	75
6.5 Regressionsanalytische Untersuchung	76
6.6 Modelldiagnose	84
6.7 Zusammenfassung	85
7 Zusammenhang zwischen Wetterbedingungen und Verkehrsunfällen	87
7.1 Zielsetzung	87

7.2	Datenbasis	88
7.3	Methodik	90
7.4	Regressionsanalytische Untersuchung	90
7.5	Berechnung von wetter- und saisonbereinigten Kennzahlen	120
7.6	Zusammenfassung	128
8	Entwicklung komplexer Modelle für Unfälle im Straßenverkehr	131
8.1	Methodik	131
8.2	Modell für Unfälle mit Leichtverletzten innerorts	135
8.2.1	Modellanpassung an die Daten - GMLVIO	135
8.2.2	Modelldiagnose - GMLVIO	136
8.2.3	Überblick	144
8.3	Modell für Unfälle mit Leichtverletzten außerorts	146
8.3.1	Modellanpassung an die Daten - GMLVAO	146
8.3.2	Modelldiagnose - GMLVAO	146
8.3.3	Überblick	150
8.4	Modell für Unfälle mit Schwerverletzten innerorts	152
8.4.1	Modellanpassung an die Daten - GMSVIO	152
8.4.2	Modelldiagnose - GMSVIO	152
8.4.3	Überblick	156
8.5	Modell für Unfälle mit Schwerverletzten außerorts	158
8.5.1	Modellanpassung an die Daten - GMSVAO	158
8.5.2	Modelldiagnose - GMSVAO	158
8.5.3	Überblick	162
8.6	Modell für Unfälle mit Getöteten außerorts - GMGETAO	163
8.6.1	Modellanpassung an die Daten - GMGETAO	163
8.6.2	Modelldiagnose - GMGETAO	164
8.6.3	Überblick	169
8.7	Modell für Unfälle mit Getöteten innerorts - GMGETIO	169
8.7.1	Modellanpassung an die Daten - GMGETIO	169
8.7.2	Überblick	175
8.8	Vergleich der Studienergebnisse mit aktuellen Untersuchungen	175
8.9	Zusammenfassung	178
9	Modellierung von Einflussfaktoren auf die Unfallschwere	179
9.1	Literaturüberblick	179

9.2	Methodik	181
9.3	Modellanpassung an die Daten	188
9.4	Modellvergleich und Modellwahl	197
9.5	Identifizierung und Auswirkungen von Einflussfaktoren auf die Unfallschwere	199
9.6	Empfehlungen für verkehrspolitische Maßnahmen	206
9.7	Nutzen-Kosten-Analyse verkehrspolitischer Maßnahmen	207
9.8	Zusammenfassung	209
10	Wirksamkeitsmessung polizeilicher Maßnahmen	213
10.1	Einleitung	213
10.2	Wissenschaftlicher Forschungsstand	214
10.3	Zielsetzung, Untersuchungsgegenstand und Untersuchungsdesigns	219
10.4	Wirksamkeitsuntersuchung eines Präventionseffekts	225
10.5	Diskussion	231
11	Handlungsempfehlungen für verkehrspolitische und -ökonomische Ent-	
	scheidungen	235
11.1	Saison-Verkehrsaufkommen	236
11.2	Wetter-Verkehrsaufkommen	240
11.3	Genuss berauschender Mittel	242
11.4	Ortslage - Geschwindigkeit	247
11.5	Wirtschaftliche Aspekte bei der Umsetzung von Verkehrsmaßnahmen . . .	248
11.6	Zusammenfassung	260
12	Zusammenfassung und Ausblick	263
	Literaturverzeichnis	276
	Abbildungsverzeichnis	284
	Tabellenverzeichnis	289
	Abkürzungs- und Symbolverzeichnis	291

1 Einleitung

2017 sind in Deutschland 3177 Menschen an den Folgen eines Straßenverkehrsunfalls gestorben. Umgerechnet waren das 8 Leben pro Tag, die in Folge eines Verkehrsunfalls ihr Ende fanden. Nach Angaben der Bundesanstalt für Straßenwesen (BASt) belaufen sich die volkswirtschaftlichen Kosten als Folge von Verkehrsunfällen mit Personenschaden (Getötete, Schwerverletzte und Leichtverletzte) auf rund 13 Milliarden Euro. Selbstverständlich ist das menschliche Leid von Angehörigen, Verwandten und Freunden von Verkehrsopfern kaum durch Geldbeträge aufzuwiegen¹. Deshalb ist die Identifikation von Einflussfaktoren auf Verkehrsunfälle für die Entwicklung und Durchführung wirksamer Verkehrsprogramme zur Reduktion der Zahl der Unfälle mit Personenschaden und der Schwere der Unfallfolgen für alle aus der Verkehrsunfallforschung beteiligten Experten sowohl im Hinblick auf die gesellschaftspolitische Bedeutung als auch im Rahmen der wissenschaftlichen Auseinandersetzung mit diesem Thema von wesentlicher Bedeutung.

Die Identifikation von Einflussfaktoren auf Unfälle im Straßenverkehr war Gegenstand zahlreicher Studien. Dennoch existieren insbesondere in der nationalen aber auch in der internationalen Literatur nur wenige Untersuchungen, die zum Einen nur mit Wetter- und Saisoneffekten eine sehr hohe Zielgenauigkeit erzielen und zum Anderen bei der Modellierung von Unfällen mit niedrigen Fallzahlen einen hohen Erklärgrad besitzen. Vor diesem Hintergrund wird in der vorliegenden Arbeit in einem ersten Schritt mit Hilfe moderner statistischer Verfahren im Sinne einer Erklärung und Prognose des Unfallgeschehens eine Beziehung zwischen Unfallursachen auf der einen Seite und eingetretenen Unfällen auf der anderen Seite hergestellt und Modellierungsansätze für Unfallvorhersagen entwickelt. Die vorliegende Untersuchung unterscheidet sich von bisherigen Arbeiten dahingehend, indem nicht nur eine unabhängige Bestätigung bisheriger Studien erfolgt. Die für die Untersuchung verwendeten Daten wurden vom Statistischen Bundesamt dankenswerterweise kostenlos zur Verfügung gestellt. Neben der Datenbeschaffung wird die Zielgenauigkeit bisheriger Unfallmodelle sowohl in der nationalen als auch in der internationalen Verkehrsunfallforschung übertroffen (siehe Seite 178). Insbesondere werden mit Hilfe spezieller Methoden Datengruppen für bestimmte Zielgrößen gebildet (Schwerverletzte und Getötete), auf deren Grundlage mit Hilfe klassischer Regressionsmodelle Prognosen mit hoher Zielgenauigkeit nur mit Hilfe von Witterungs- und Saisoneffekten erzielt werden (siehe Kapitel 7). Die Modellansätze bieten ebenso Möglichkeiten, die Genauigkeit der Vorhersagen bei Modellen, die zur Berechnung der Schadenshöhe bei Unfallversicherungen Verwendung finden, zu erhöhen. Auf Grundlage der erzielten wissenschaftlichen Erkenntnisse werden unter anderem anhand der identifizierten Wirkungszusammenhänge der öffentlichen Hand bei der Gestaltung und Durchführung von Verkehrsmaßnahmen wirksame Empfehlungen gegeben, um knappe Ressourcen möglichst sinnvoll einsetzen zu können. Eine zentrale Grundvoraussetzung bei der Planung, Begründung und Durchsetzung verkehrspolitischer Maßnahmen ist auch die Wirksamkeit eben dieser Maßnahmen. Angesichts dessen wird

¹<http://www.dvr.de/aktuelles/sonst/4199.htm>

mit Hilfe von Regressionstechniken die Wirksamkeit durchgeführter Verkehrssicherheitsprogramme nachgewiesen. Die durchgeführten Analysen und daraus erzielte Erkenntnisse schaffen insbesondere Transparenz, indem sie Möglichkeiten aufzeigen, wie erkannte Zusammenhänge bei wichtigen verkehrspolitischen Diskussionen mitberücksichtigt werden können. Zum Anderen wird offengelegt, welche faktisch einschränkenden Annahmen zugrunde gelegt werden müssen, damit Sicherheitseffekte von Verkehrsmaßnahmen in Form von Unfallkostensparnissen berechnet werden können. Ebenso wird durchgehend dargelegt, welche potentiellen Risiken Vorteilhaftigkeitsanalysen im Rahmen öffentlicher Verkehrsmaßnahmen innehaben und wie der Tendenz zur „Schönrechnerei“ zur Erleichterung der Durchsetzung von Verkehrsprojekten Tür und Tor geöffnet wird (vgl. Kapitel 11).

Ziel dieser Arbeit ist es zum Einen, den Unfallprozess in seiner vollen Komplexität durch ein brauchbares mathematisches Modell zu beschreiben, das die neuralgischen Schwachstellen des Fahrprozesses, die zu Unfällen führen, offenlegen kann. Auf der anderen Seite geht es auch darum, zu demonstrieren, wie schwer es ist, ein Modell zu entwickeln, in der in höchstem Maße das menschliche Verhalten konstitutiv ist und die Ergebnisse dieser Theorie in Form von Unfallkostensparnissen in Vorteilhaftigkeitsanalysen für staatliche Verkehrsvorhaben einzubeziehen². Selbstverständlich ist das menschliche Leben viel mehr Wert, als es in Geldeinheiten ausgedrückt wird. Deshalb soll hier nochmals betont werden, dass im Rahmen wirtschaftlicher Vergleichsrechnungen nicht der Mensch an sich bewertet werden soll, sondern es sollen vielmehr die gesamtgesellschaftlichen, insbesondere volkswirtschaftlichen Auswirkungen des Verlustes eines Menschen bzw. der verkehrsunfallbedingten Verletzung eines Menschen abgeschätzt werden.

²Vgl. Frerich (1979), S.1f.

2 Allgemeine Einflussfaktoren auf das Unfallgeschehen

Das Unfallgeschehen im Straßenverkehr kann fast immer anhand von Kennwerten wie Anzahl der Unfälle bestimmter Kategorien oder Anzahl der im Straßenverkehr getöteten oder verletzten Personen beurteilt und bewertet werden. Für diese Kennzahlen erfasst man im Zeitverlauf erhebliche Schwankungen, die sowohl bei der Entwicklung als auch zur Begründung für die Durchsetzung verkehrspolitischer Maßnahmen herangezogen werden³. Der von allen Experten im Grunde erkannte komplexe Zusammenhang zwischen den beobachteten Unfallzahlen und zum Teil nicht beeinflussbaren Faktoren wie z.B Anzahl und Art zugelassener Fahrzeuge, Fahrleistungen, Kraftstoffpreise, Wohnbevölkerung und Wetter muss näher untersucht und bei wichtigen verkehrspolitischen Diskussionen so weit wie möglich mitberücksichtigt werden. Zunächst einmal muss der Versuch unternommen werden, in Einzelanalysen zu klären, welche dieser allgemeinen Faktoren einen nachweisbaren Einfluss auf das Unfallgeschehen ausüben, und anschließend diesen Einfluss auch quantitativ abzuschätzen. Gegenstand dieses Kapitels ist deshalb, wichtige Faktoren, die für das Unfallgeschehen im Straßenverkehr bestimmend sind, mit Hilfe einer explorativen Datenanalyse zu erfassen, so dass darüber bei Anwendung moderner statistischer Verfahren schwankende Unfallzahlen erklärt werden können. Die ersten beiden Unterkapitel befassen sich mit technischen Details und den zugrunde liegenden Datenquellen. In den darauf folgenden Abschnitten 2.3 bis 2.6 folgt eine Analyse von Verkehrsunfällen nach Ursachen, Schwere, Ortslage und in Abhängigkeit von saisonalen Effekten.

2.1 Datengrundlage

Für die nachfolgenden Analysen wurde auf die Daten der jahresspezifischen Verkehrsunfalldatei zurückgegriffen, die mit Genehmigung des Bundesamtes für Information und Technik in Nordrhein-Westfalen für die Jahre 2001-2013 geliefert wurden⁴. Die Datenbasis bezieht sich auf Verkehrsunfälle innerorts, außerorts ohne Bundesautobahnen, auf Bundesautobahnen mit Personenschaden untergliedert in Getötete, Schwerverletzte und Leichtverletzte, auf verunglückte Personen, das heisst Getötete, Schwerverletzte und Leichtverletzte, auf schwerwiegende Unfälle mit Sachschaden und auf sonstige Unfälle unter dem Einfluss berauschender Mittel. Weiterhin sei an dieser Stelle betont, dass eine Aufteilung nach der Schuldfrage aufgrund datenspezifischer Gegebenheiten nicht möglich war.

Formeln

Im Hinblick auf spätere Vergleiche von Regionen unterschiedlicher Größe wird die standardisierte Unfallhäufigkeitszahl UHZ verwendet, also die Anzahl von Verkehrsunfällen pro 100.000 Einwohner. Bezeichnet U_T die absolute Unfallzahl und B_T die zugehörige Bevölkerungszahl in einem Zeitraum T , so gilt für die Unfallhäufigkeitszahl UHZ_T in diesem

³Siehe Wolff (1992).

⁴<http://www.it.nrw.de/index.html>.

Zeitraum

$$UHZ_T = \frac{U_T}{B_T} \cdot 10^5. \quad (1)$$

Die Bevölkerungszahlen sind für jede behandelte Region sowie für jedes Jahr vorhanden. Dafür standen ebenfalls die Dateien der Landesdatenbank aus NRW zur Verfügung⁵.

2.2 Unfälle

Bei einem Straßenverkehrsunfall handelt es sich um ein Schadensereignis mit ursächlicher Beteiligung von Verkehrsteilnehmern im Straßenverkehr (öffentliche Straßen, Wege und Plätze). Definiert wird ein Verkehrsunfall in Deutschland im Zusammenhang mit einer Straftat (unerlaubtes Entfernen vom Unfallort) als ein zumindest für einen Unfallbeteiligten unvorhergesehenes plötzliches Ereignis, das im ursächlichen Zusammenhang mit dem Straßenverkehr und seinen typischen Gefahren steht und einen Sachschaden, der nicht völlig belanglos ist, oder einen Personenschaden zur Folge hat⁶. Unfälle mit **Personenschaden** sind solche, bei denen unabhängig von der Höhe des Sachschadens Personen verletzt oder getötet wurden. **Schwerwiegende Unfälle mit Sachschaden i.e.S.** sind Unfälle, bei denen als Unfallursache eine Ordnungswidrigkeit (Bußgeld) oder Straftat in Zusammenhang mit der Teilnahme am Straßenverkehr vorliegt, und bei denen gleichzeitig ein Kraftfahrzeug aufgrund eines Unfallschadens von der Unfallstelle abgeschleppt werden muss (Kfz nicht fahrbereit), dies betrifft auch Fälle mit Alkoholeinwirkung. Bei **sonstigen Unfällen unter dem Einfluss berauschender Mittel** werden Unfälle bezeichnet, die beispielsweise durch den Konsum von Alkohol, Drogen oder Rauschgift verursacht wurden. 2013 wurden von der Polizei in Nordrhein-Westfalen 75785 Unfälle erfasst, das waren 4.80% weniger als im Vorjahr. Die Anzahl der schwerwiegenden Unfälle mit Sachschaden i.e.S. belief sich auf 14912 (-7.50%). Sonstige Unfälle unter dem Einfluss berauschender Mittel beliefen sich auf 3656 und sanken im Vergleich zum Vorjahr um 4.00%. Die Zahl der Unfälle mit Personenschaden ist gegenüber 2012 um 4.00% auf 57217 gesunken. Betrachtet man die Verteilung des Anteils der Unfälle mit Personenschaden, Sachschaden und unter dem Einfluss berauschender Mittel an der Gesamtzahl aller Unfälle (Abbildung 1), so ist bei den Unfällen mit Personenschaden von 2012 auf 2013 ein Anstieg um 0.70% auf 75.50% zu verzeichnen. Ebenso kann bei den Unfällen unter Drogeneinfluss anteilig eine Erhöhung um 1.20% auf 4.80% erfasst werden. Hingegen sind die Unfälle mit Personenschaden 2013 gegenüber dem Vorjahr anteilig um 3.00% auf 19.70% gesunken.

2.3 Unterschiede in der Unfallschwere

Je nach Schweregrad eines Unfalls können Unfälle mit **Personenschaden** in **Leichtverletzte**, **Schwerverletzte** und **Getötete** untergliedert werden. Nach der Statistik der

⁵<http://www.it.nrw.de/statistik/a/daten/index.html>.

⁶Siehe Warwitz (2009).

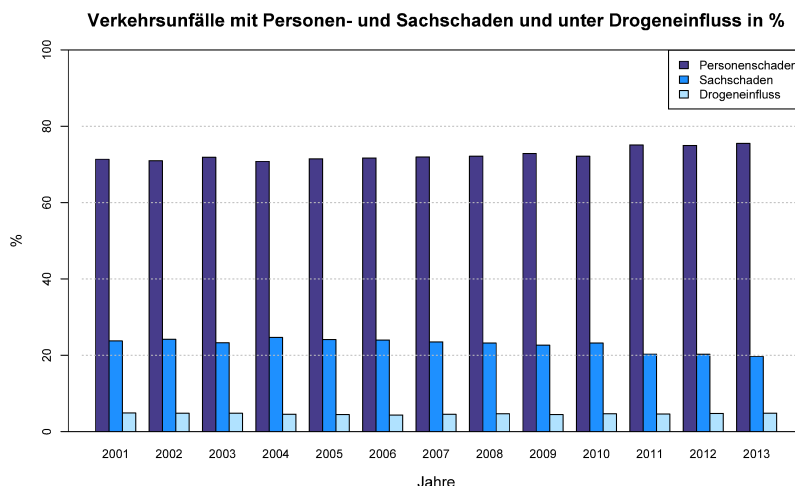


Abbildung 1: Prozentuale Verteilung der Verkehrsunfälle mit Personen- und Sachschaden und unter dem Einfluss berauschender Mittel über die Jahre 2001 bis 2013.

Straßenverkehrsunfälle des Statistischen Bundesamtes sind **Getötete** Personen, die innerhalb von 30 Tagen an den Unfallfolgen des Straßenverkehrsunfalls starben, **Schwerverletzte** Personen, die unmittelbar zur stationären Behandlung (mindestens 24 Stunden) in einem Krankenhaus aufgenommen wurden und **Leichtverletzte** alle verletzten Personen, die weder getötet noch schwerverletzt wurden. Die nachfolgenden Graphiken demonstrieren für die Jahre 2001 bis 2013 die Anzahl der Verkehrsunfälle mit Personenschaden für das gesamte Bundesland Nordrhein-Westfalen.

Betrachtet man in Abbildung 2 den Verlauf der Verkehrsunfälle über die Jahre, so ist von 2001 bis 2006 ein ungefähr gleichbleibender Trend erkennbar. Das Jahr 2007 ist durch einen Anstieg der Straßenverkehrsunfälle im gesamten Bundesland NRW gekennzeichnet. Deutschlandweit kamen im April 2007 bei Verkehrsunfällen 21% mehr Menschen ums Leben als im Vorjahr⁷. In Nordrhein-Westfalen kamen innerorts 269 also 16.00% mehr Personen als im Vorjahresmonat bei einem Straßenverkehrsunfall ums Leben. Ein Grund für diese negative Entwicklung gegenüber dem Vorjahresmonat dürfte das sommerliche Wetter im April dieses Jahres gewesen sein. Bei schönem Wetter wird mehr gefahren, damit steigt das Risiko, im Straßenverkehr zu verunglücken. Die milde Witterung in den ersten Monaten dieses Jahres hat auch dazu beigetragen, dass die Zweiradsaison früher begann als im Vorjahr⁷. Ab 2007 ist ein Abwärtstrend erkennbar, der seinen Tiefpunkt im Jahr 2010 erreicht. Für das Jahr 2011 ist hingegen eine negative Trendumkehr beobachtbar. Hierbei verzeichnete das Statistische Bundesamt für das Bundesland Nordrhein-Westfalen einen Anstieg der Verkehrstotenzahlen um 17.20% verglichen mit dem Vorjahr. Wesentlicher Grund für den starken Anstieg sei das schöne Wetter gewesen. Der milde Winter,

⁷Pressemitteilung Nr. 254 des Statistischen Bundesamtes Deutschland vom 21.06.2007.

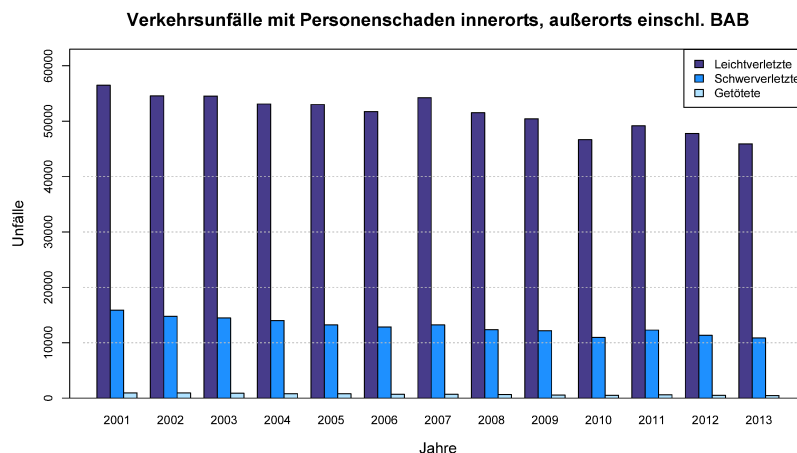


Abbildung 2: Verkehrsunfälle innerorts, außerorts einschließlich Bundesautobahnen über die Jahre 2001 bis 2013 für Nordrhein-Westfalen.

der warme und trockene Frühling und ein schöner Herbst hätten dazu geführt, dass mehr und oftmals auch schneller gefahren wurde. Wegen des milden Wetters seien dann mehr ungeschützte Verkehrsteilnehmer wie Fußgänger und Zweiradfahrer unterwegs, das wiederum schwerere Unfälle bedeute.

Bei einer Betrachtung der Verteilung der Verhältnisse von Getöteten, Schwerverletzten und Leichtverletzten zu Unfällen mit Personenschaden über die Jahre 2001 bis 2013 kann festgehalten werden, dass der Anteil der Unfälle mit Leichtverletzten an der Gesamtzahl der Unfälle mit Personenschaden von 2001 bis 2013 um 2.40% auf 80.00% gestiegen ist. Demgegenüber ist der Anteil der Schwerverletzten um 12.20% auf 19.00% und der der Getöteten um 39.20% auf 0.80% gesunken.

2.4 Unterschiede nach Ortslage

Abbildung 3 demonstriert die prozentuale Verteilung der Unfälle mit Personen- und Sachschaden und unter Drogeneinfluss nach Ortslagen für das Jahr 2013. Demnach ereigneten sich 2013 die meisten Unfälle mit Personenschaden innerhalb von Ortschaften (77.10%); jedoch sind hier nur 0.40% der Unfälle mit Getöteten registriert worden (Abbildung 4). Der Anteil der Unfälle mit Personenschaden auf den Außerortsstraßen (ohne Autobahnen) belief sich auf 76.00%, hingegen kamen hier im Vergleich zu Innerorts und Bundesautobahnen 2.20% der Verkehrstopfer ums Leben. Auf den Autobahnen wurden 59.70% aller Unfälle mit Personenschaden und 1.40% der Getöteten registriert. An dieser unterschiedlichen Verteilung von Unfällen und Getöteten wird deutlich, dass die Unfälle auf den Außerortsstraßen unter anderem wegen der höheren Fahrgeschwindigkeiten schlimmere

Folgen haben. Zieht man als Maß für die Unfallschwere das Verhältnis der Zahlen von Getöteten zu Unfällen mit Personenschaden heran, so wird dies bestätigt: Während 2013 innerorts 4 Getötete auf 1000 Unfälle mit Personenschaden kamen, lag der entsprechende Anteil für Autobahnen bei 14 und auf den Außerortsstraßen sogar bei 22⁸.

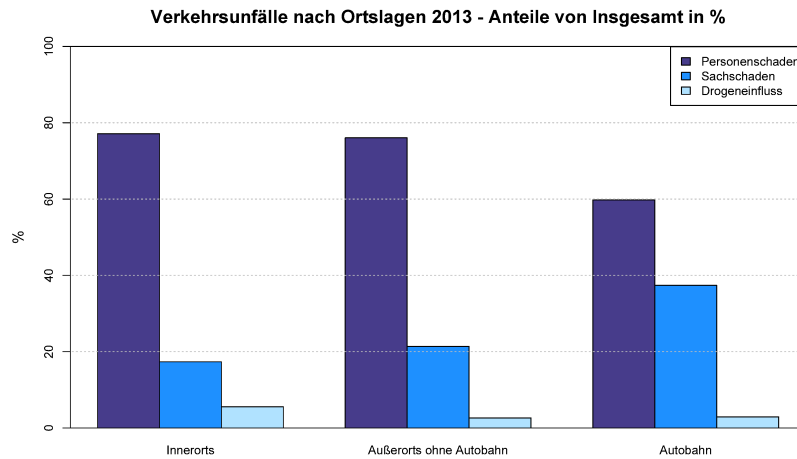


Abbildung 3: Prozentuale Verteilung der Unfälle mit Sach- und Personenschaden und unter Drogeneinfluss nach Ortslagen für das Jahr 2013.

⁸Statistisches Bundesamt: Verkehrsunfälle 2013, Fachserie 8 Reihe 7.

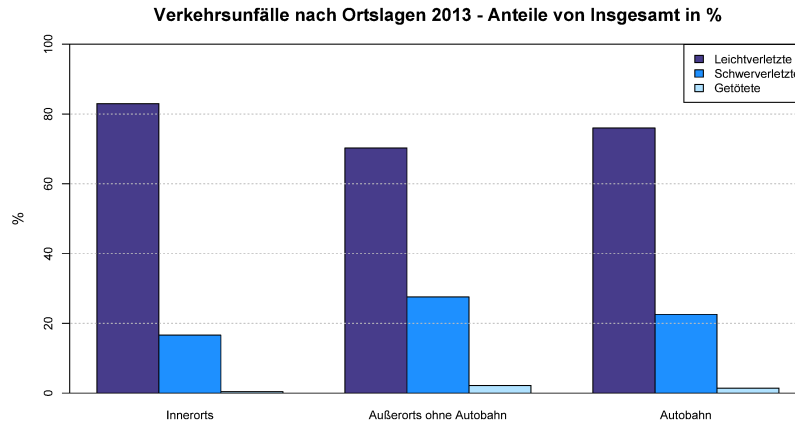


Abbildung 4: Prozentuale Verteilung der Verkehrsunfälle nach Unfallschwere und Ortslagen für das Jahr 2013.

2.5 Verkehrsunfälle nach Wochentagen, Monaten, Ferien und Feiertagen

Einflussfaktor Wochentag

Um entsprechende Vergleiche machen zu können, ist es zunächst einmal sinnvoll, die explorative Analyse der Saisonabhängigkeit von Straßenverkehrsunfällen aufgeschlüsselt nach dem Schweregrad eines Unfalls (Leichtverletzte, Schwerverletzte, Getötete) und nach der Ortschaft (innerorts, außerorts einschließlich BAB) getrennt durchzuführen. Auf diese Weise können dann bei der Untersuchung des quantitativen Zusammenhangs Erkenntnisse zur Bildung von Datensätzen und zur Gruppierung von Merkmalen abgeleitet werden. In den nachfolgenden Graphiken wird der Zusammenhang zwischen der Anzahl der Unfälle mit Personenschaden nach Schweregrad an unterschiedlichen Wochentagen (Abbildungen 5 und 6), nach Unfallart (Personenschaden, Sachschaden und unter Drogeneinfluss Abbildung 5 im Anhang) und anschließend nach Ortslage (Abbildungen 6 bis 8 im Anhang) veranschaulicht.

Im Hinblick auf die Verteilung der Unfälle mit Personenschaden über die einzelnen Wochentage nach Schweregrad für das Jahr 2013 ist in Abbildung 5 deutlich zu erkennen, dass die Anzahl der Unfälle am geringsten an Samstagen und Sonntagen ist. Hierbei ereigneten sich im Jahre 2013 samstags bzw. sonntags 6987 bzw. 5040 Unfälle mit Personenschaden, auf die 5459 bzw. 3720 Leichtverletzte, 1462 bzw. 1263 Schwerverletzte und 66 bzw. 57 Getötete entfielen. Hingegen ist der Freitag mit 7482 Leichtverletzten, 1649 Schwerverletzten und 67 Getöteten der unfallträchtigste Wochentag, der zu den höchsten Verkehrsspitzen der Woche führt. Am Sonnabend und Sonntag dürfte das Verkehrsaufkommen aufgrund des fehlenden Berufsverkehrs geringer sein als an den anderen Wochentagen, so dass am

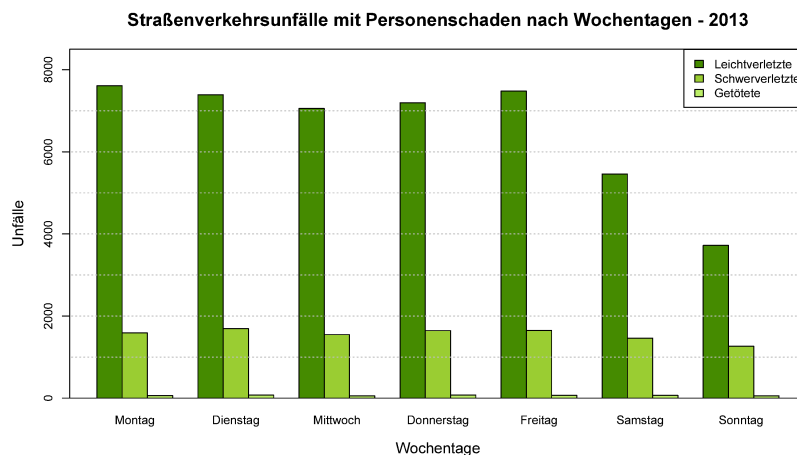


Abbildung 5: Verteilung der Unfälle mit Personenschaden nach Wochentagen innerorts, außerorts einschließlich BAB für das Jahr 2013.

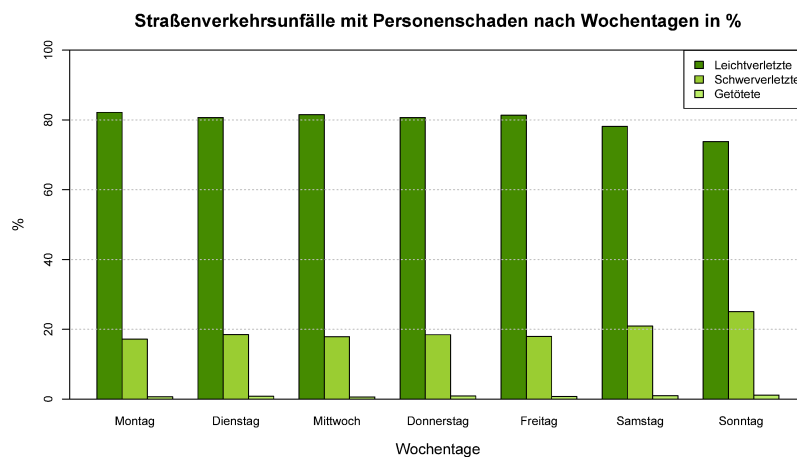


Abbildung 6: Prozentuale Verteilung der Unfälle mit Personenschaden nach Wochentagen innerorts, außerorts einschließlich BAB für das Jahr 2013.

Wochenende weniger Unfälle stattfinden als unter der Woche⁹. Aus der Verteilung des Anteils der Unfälle mit Leichtverletzten, Schwerverletzten und Getöteten an der Gesamtzahl der Unfälle mit Personenschaden ist deutlich zu erkennen, dass sich die meisten tödlichen Verkehrsunfälle am Wochenende ereignen. Zieht man das Verhältnis der Getöteten zu Unfällen mit Personenschaden voran, so wird dies bestätigt: Während montags 6 Getötete auf

⁹In diesem Zusammenhang bedeutet **Berufsverkehr** Verkehr, der durch die Fahrt der Menschen zu und von ihren Arbeitsplätzen insbesondere montags bis freitags entsteht. Unter **Wochenendverkehr** versteht man hingegen den Verkehr, der samstags und sonntags stattfindet.

1000 Unfälle mit Personenschaden kamen, lag der entsprechende Anteil für samstags bei 9 und sonntags sogar bei 11. Nach Aussagen des Statistischen Bundesamtes sind die vergleichsweise hohen Verkehrstotenzahlen am Wochenende größtenteils durch Nachtunfälle bedingt. In den Nächten von Freitag auf Samstag und von Samstag auf Sonntag wurde eine besonders hohe Zahl von Nachtunfällen verzeichnet. Eine der Ursachen, weshalb sich die Verkehrssituation an den Wochenenden komplett anders präsentiert als an Werktagen, liegt vermutlich an einem deutlich unterschiedlichen Verkehrsverhalten (Freizeit- und Einkaufsverkehr). Beispielsweise sind sonntags viele Ausflügler mit Zweirädern tagsüber unterwegs, die bei einem Unfall weniger geschützt sind als Pkw-Fahrer. Die Situation für das Verhältnis der Zahlen von Leichtverletzten zu Unfällen mit Personenschaden ist genau umgekehrt: Montags beläuft sich der Anteil der Unfälle mit Leichtverletzten auf 82.00%, während der entsprechende Anteil für samstags bei 78.00% und sonntags bei 74.00% lag. Betrachtet man die Verteilung der Unfälle mit Personenschaden, Sachschaden und unter Drogeneinfluss absolut und prozentual, so ist zu erkennen, dass die unfallträchtigsten Tage montags und freitags sind. Im Jahr 2013 entfielen auf diese beiden Tage zusammen 32.00% aller Personenschadensunfälle. Vergleichsweise unfallärmere Tage waren im Jahre 2013 dagegen der Samstag mit einem Anteil von 12.20% und der Sonntag mit einem Anteil von 8.80%. Bei der zeitlichen Verteilung fällt auch auf, dass sich die meisten Alkoholunfälle unter Drogeneinfluss an den Wochenenden ereigneten. Während 10 von 100 Unfällen unter Drogeneinfluss auf den Montag fielen, lag der entsprechende Anteil für samstags bei 20 und sonntags sogar bei 21. Bei diesen Wochenendunfällen handelt es sich größtenteils um Nachtunfälle. Im Hinblick auf das Unfallgeschehen bei Nacht führte Brühning (1991) eine empirische Untersuchung über Umfang, Struktur und Risiko von Nachtunfällen durch¹⁰. Es erfolgte eine gesonderte Analyse der Problembereiche Alkohol, Fußgänger, ältere PKW-Fahrer und junge PKW-Fahrer. Die Ergebnisse waren, dass Nachtunfälle mit dem doppelten Risiko als bei Tage und mit über 40% der Getöteten einen besondereren Problembereich darstellen. Alkohol ist bei mehr als jedem vierten Nachtunfall Unfallursache. Insbesondere bei jungen Fahrern liegt eine weitaus stärkere Beteiligung an Nachtunfällen als bei den übrigen Altersgruppen vor. Die Ursache hierfür ist, dass junge Leute besonders am Wochenende eine hohe Nachtmobilität haben.

Die Abbildungen 6 bis 8 im Anhang demonstrieren Unfälle mit Personenschaden (Leichtverletzte, Schwerverletzte und Getötete) aufgeschlüsselt nach Ortslage und Wochentag für das Jahr 2013 absolut und prozentual. Prozentual bezeichnet hierbei das Verhältnis der Zahlen der Unfälle (mit Schwerverletzten, Leichtverletzten oder Getöteten) an einem bestimmten Wochentag und nach einer bestimmten Ortschaft zu der Zahl der jeweiligen Unfälle an allen Wochentagen. Demnach passieren die meisten Unfälle mit Leichtverletzten montags (5977) und freitags (5938) innerhalb geschlossener Ortschaften. Auch prozentual gesehen ist der unfallträchtigste Tag der Freitag, an dem 16.60% der Unfälle

¹⁰Siehe Brühning (1991).

innerorts, 15.00% der Unfälle außerorts und 17.00% der Unfälle auf Bundesautobahnen passieren. Ebenso auffällig ist die Zunahme des Anteils der Unfälle auf Landstraßen und Autobahnen zum Wochenende bei gleichem Rückgang der Unfälle mit Leichtverletzten innerhalb geschlossener Ortschaften. Die häufigsten Unfälle mit Schwerverletzten passieren innerorts donnerstags und freitags. Auch hier ist eine gegenläufige Entwicklung der Unfälle von Montag auf Freitag zu beobachten. Während sich montags 14 von 100 Unfällen innerorts, 14 von 100 Unfällen außerorts und 16 von 100 auf Autobahnen ereignen, liegt der entsprechende Anteil der Unfälle an Sonntagen außerorts, innerorts und auf Autobahnen bei 10, 15 und 15 Unfällen. Der unfallträchtigste Tag mit Getöteten innerorts ist der Mittwoch. Es wird ersichtlich, dass die meisten donnerstags bei Unfällen innerhalb geschlossener Ortschaften (16.00%) ums Leben kommen, wohingegen der Anteil der Getöteten auf Autobahnen bei 11.50% liegt. Anders sieht diese Verteilung bei den Getöteten zum Wochenende aus: Hier sinkt der Anteil innerhalb geschlossener Ortschaften auf 10%, während der Anteil der Getöteten auf Autobahnen auf 15.00% steigt. Diese Ergebnisse zeigen, dass die Gefahr bei einem Unfall tödlich zu verunglücken an den Wochenenden wesentlich höher und besonders groß auf Außerortsstraßen ist.

Einflussfaktor Jahreszeit

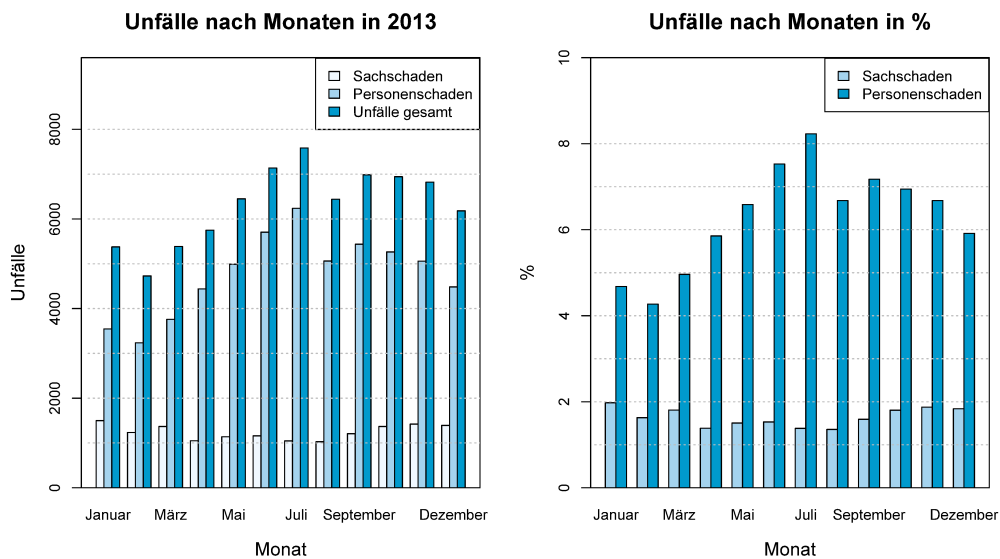


Abbildung 7: Unfälle mit Personen- und Sachschaden (absolut und prozentual) nach Monaten für das Jahr 2013.

Abbildung 7 visualisiert den Einfluss der Monate auf Unfälle mit Personenschaden, Sach-

schaden und auf die Gesamtzahl der Unfälle¹¹. Aus der Verteilung ist zu erkennen, dass das Unfallgeschehen vor allem in den Sommer- und Herbstmonaten vorne liegt. Die meisten Unfälle mit Personenschaden ereigneten sich in den Monaten Mai bis September. Im Juli 2013 passierten auf den Straßen Nordrhein-Westfalens 76% mehr Unfälle (6237) mit Personenschaden als noch im Januar (3546) des gleichen Jahres. Ebenso bei der Zahl der Getöteten (53) erweist sich der Juli als schwarzer Monat. Im Frühling und in den Wintermonaten sind vergleichsweise weniger Unfälle zu beobachten. Ein Grund hierfür liegt mit großer Wahrscheinlichkeit darin, dass das Verkehrsaufkommen im Januar und Dezember wegen der Weihnachtsferien und im März wegen der Osterferien deutlich geringer sein dürfte als in den anderen Monaten.

Um den Einflussfaktor „Saison“ auf Straßenverkehrsunfälle besser erfassen zu können, werden im Folgenden die Untersuchungsmonate in Jahreszeiten gruppiert betrachtet (Abbildung 9 im Anhang). Hierbei umfasst der Frühling die Monate Februar, März, April, der Sommer die Monate Juni, Juli August, der Herbst die Monate September, Oktober, November und der Winter die Monate Dezember, Januar und den Februar.

Betrachtet man die Ergebnisse der explorativen Analyse der Unfälle mit Personen- und Sachschaden (absolut und prozentual) nach Jahreszeiten für das Jahr 2013 (Abbildung 10 im Anhang), erkennt man, dass sich in den Sommermonaten mehr Unfälle mit Personenschaden (80.40%) ereignen als in den Wintermonaten (69.20%). So passierten 30.00% aller Personenschadensunfälle in den drei Monaten Juni bis August 2013. Aus der Verteilung der Unfälle mit Personenschaden nach Schweregrad (Abbildung 11 im Anhang) kann man entnehmen, dass in den Sommermonaten mehr Unfälle mit Schwerverletzten, Leichtverletzten und Getöteten passieren. Im Hinblick auf den Anteil der einzelnen Unfallarten mit Personenschaden kann festgehalten werden, dass der Anteil der Leichtverletzten in den Frühlingsmonaten weniger ist als in den Wintermonaten: Während 2013 im Frühling 79 Leichtverletzte auf 100 Unfälle mit Personenschaden kamen, lag der entsprechende Anteil für Winter bei 81. Hingegen verhielt es sich mit den Getöteten genau andersherum: Hier kamen im Frühling 8 Getötete auf 1000 Unfälle mit Personenschaden, wohingegen dieser Anteil im Herbst 2013 bei 7 Getöteten lag.

Wird neben der Jahreszeit neben dem Schweregrad eines Unfalls die Ortslage (innerorts, außerorts ohne Autobahn und Autobahn) betrachtet (Abbildung 12 bis 14 im Anhang), so war der Sommer 2013 die Jahreszeit mit den häufigsten Unfällen. Schaut man sich die prozentuale Verteilung der Unfälle nach Schweregrad und Ortslage für jede Saison an, so ist der Anteil der Leichtverletzten innerorts und außerorts in den Sommermonaten am höchsten (30.10% und 28.80%). Die meisten Unfälle mit Leichtverletzten auf Autobahnen passierten hingegen im Herbst (29.90%). Eine ähnliche Entwicklung ist auch für die Unfälle, bei denen Personen schwerverletzt wurden, zu verzeichnen. Prozentual gesehen

¹¹Die Gesamtzahl der Unfälle setzt sich zusammen aus Unfällen mit Personenschaden, Sachschaden und sonstigen Unfälle unter dem Einfluss berauschender Mittel.

ereignen sich in allen Ortslagen die meisten Unfälle mit Schwerverletzten in den Sommermonaten: Während 2013 19 (19%, 21%) von 100 Unfällen mit Schwerverletzten innerorts (außerorts, Autobahnen) im Winter passierten, lag der entsprechende Anteil für Sommer bei 30% (31.00% , 27.00%). Betrachtet man die Unfälle mit Getöteten, so ist zu verzeichnen, dass 42 von 100 Unfällen mit Getöteten auf Autobahnen passierte, während die Anteile im Frühling, Herbst und Winter bei 17, 19 und 21 Personen lagen. Als Ursache, weshalb die meisten Unfälle mit Personenschaden in den Sommermonaten passieren, wird das Wetter als einer der wichtigsten Einflussfaktoren auf das Unfallgeschehen angesehen. Im Winter werden die Fahrbedingungen durch schlechte Sicht, nasse Fahrbahnen, Glätte oder Nebel zwar ungünstiger, doch wird bei widrigen Wetterbedingungen weniger und vorsichtiger gefahren. Deshalb bringt schlechtes Wetter vor allem ungeschützte Verkehrsteilnehmer wie Fußgänger, Radfahrer und Motorradfahrer dazu, eher auf eine Teilnahme am Straßenverkehr zu verzichten bzw. auf andere Verkehrsmittel umzusteigen. Eine Umkehrung erfolgt dagegen bei schönem Wetter. Sonnige und warme Wetter laden dagegen zu Freizeitfahrten ein, so dass in Folge die Zahl der Unfälle mit Personenschaden steigt.

Einflussfaktor Schulferien und Feiertage

Abbildung 15 im Anhang illustriert die Anzahl an Personen- und Sachschaden für das 2013 an Schulferien- und Feiertagen (absolut und anteilig). Anteilig bezeichnet hierbei die Anzahl der Unfälle mit Personen- oder Sachschaden an Schulferien- und/oder Feiertagen in 2013 dividiert durch die Gesamtzahl aller Unfälle im Jahre 2013. Demnach ereigneten sich die meisten Unfälle mit Personen- und Sachschaden in 2013 an Nicht-Feiertagen (74% und 19%). In den Abbildungen 17 bis 19 im Anhang wird jeweils die Anzahl der Unfälle mit Personenschaden (Leichtverletzte, Schwerverletzte und Getötete) nach Ortslage an Schulferien und Feiertagen absolut und prozentual visualisiert. Aus allen drei Abbildungen kann man entnehmen, dass für jede Ortslage und für jede Art von Personenschaden die Anzahl der Unfälle an Schulferien und Feiertagen sowohl prozentual als auch absolut gesehen am geringsten ist. Während 2013 4 (1,1) von 1000 Unfällen innerorts mit Leichtverletzten (Schwerverletzten und Getöteten) an Schulferien- und Feiertagen passierte, lag der entsprechende Anteil an Nicht-Schulferien bei 49% (10.00%, 0.20%).

2.6 Zusammenfassung

Ziel dieses Kapitels war es, im Rahmen einer explorativen Analyse wichtige Faktoren, die für das Unfallgeschehen bestimmend sind, zu erfassen. Um für spätere Zusammenhangsanalysen im weiteren Verlauf dieser Arbeit wesentliche Einflussfaktoren wie Ferien-, Wochenend- und Berufsverkehr voneinander getrennt zu betrachten, wurde hierbei insbesondere die explorative Analyse der Saisonabhängigkeit von Straßenverkehrsunfällen aufgeschlüsselt nach dem Schweregrad eines Unfalls (Leichtverletzte, Schwerverletzte, Getötete) und nach der Ortschaft (innerorts, außerorts einschließlich BAB) getrennt durch-

geführt. Im Hinblick auf das Unfallgeschehen nach Ortslagen kann festgehalten werden, dass es am häufigsten zu Unfällen mit Personenschaden innerhalb geschlossener Ortschaften kommt. Anders sieht hingegen diese Verteilung bei den im Straßenverkehr ums Leben gekommenen Personen aus. Die meisten Getöteten kamen bei Unfällen auf Landstraßen außerhalb geschlossener Ortschaften ums Leben. Diese Ergebnisse zeigen, dass die Gefahr, bei einem Unfall tödlich zu verunglücken, auf Außerortsstraßen wesentlich höher ist. Werden nur die Unfälle betrachtet, bei denen Personen verletzt oder getötet wurden, so war der Juli 2013 der Monat mit den meisten Unfällen (8.20%) und der Januar der Monat mit den wenigsten Unfällen (4.70%). Die Ergebnisse des Jahres 2013 belegen insgesamt, dass sich in den Sommermonaten mehr Unfälle mit Personenschaden ereignen als in den Wintermonaten. Zurückzuführen ist eine derartige Entwicklung auf Witterungsverhältnisse. Die Witterung ist neben der Infrastruktur, der Verkehrsdichte, der Verkehrsstruktur oder dem Verkehrsverhalten einer der wichtigsten Einflussfaktoren auf das Unfallgeschehen. Das Wetter beeinflusst die Verkehrssicherheit sowohl direkt in Form der vorliegenden Fahrbedingungen als auch indirekt über das Verhalten der Verkehrsteilnehmer. Bei schlechtem Wetter werden die Fahrbedingungen ungünstiger. Nasse Fahrbahnen, Glätte oder Nebel erhöhen die Unfallgefahr. Meist kommt es dadurch zu mehr Unfällen, es bleibt aber häufiger bei Sachschaden. Schlechtes Wetter wirkt sich auf das Verhalten der Verkehrsteilnehmer derart aus, dass bei besonders winterlichen Straßenverhältnissen oder auch bei stark verregneten Sommermonaten weniger und auch insgesamt langsamer gefahren wird. Überdies verzichten bei ungünstigen Witterungsbedingungen vor allem die ungeschützten und damit besonders verletzlichen Verkehrsteilnehmer wie Fußgänger und Zweiradfahrer häufiger auf die Verkehrsteilnahme oder steigen auf andere Verkehrsmittel um. Dadurch sinkt die Unfallschwere. Tendenziell umgekehrt ist es bei schönem Wetter¹². Hinsichtlich der Verteilung der Unfälle nach Wochentagen, zeigte sich, dass die Unfallträchtigsten Tage montags und freitags sind. Im Jahr 2013 entfielen auf diese beiden Tage 32.00% aller Personenschadensunfälle. Vergleichsweise unfallärmere Tage waren im Jahre 2013 dagegen der Samstag mit einem Anteil von 12.20% und der Sonntag mit einem Anteil von 8.80%. Im Hinblick auf das Unfallgeschehen an Schulferien- und Feiertagen kann festgehalten werden, dass für jede Ortslage und für jede Art von Personenschaden die Anzahl der Unfälle an Schulferien und Feiertagen sowohl prozentual als auch absolut gesehen am geringsten ist. Ein Grund hierfür liegt mit großer Wahrscheinlichkeit darin, dass das Verkehrsaufkommen an Schulferien- und Feiertagen deutlich geringer ist als an anderen Tagen.

¹²Siehe Pressebericht, DESTATIS 2012.

3 Auswahl und Aggregation von Regionen

Im Folgenden geht es darum, für spätere Untersuchungen im weiteren Verlauf dieser Arbeit strukturähnliche kleine Regionen zu einer statistischen Einheit zusammenzufügen. Hierbei spielen nur Kreise und kreisfreie Städte eine Rolle. Da das Wirken von Einflussfaktoren von der Struktur der betrachteten Region (Stadt, Land, touristisch etc.) abhängt, kann man regionale Unterschiede nutzen, um zu einem besseren Verständnis der Wirkungsweisen von Faktoren zu kommen¹³. Darüber hinaus könnte die Aufdeckung von Ursachen für eventuelle unterschiedliche Entwicklungen erheblich zum Verständnis der Wirkung von Einflussfaktoren beitragen.

3.1 Auswahl der Städte

Betrachtet wird die Unfallentwicklung in den Städten Duisburg, Düsseldorf, Köln und Münster. Die Untersuchung des Einflusses von Faktoren, die für das Unfallgeschehen bestimmend sind, erfolgt differenziert nach Ortslage (innerorts, außerorts und auf Autobahnen), da beispielsweise die Unfallzahlen auf den Autobahnabschnitten einer bestimmten Ortslage möglicherweise anderen strukturellen Gesetzen folgen als die übrigen ortsspezifischen Unfallzahlen.

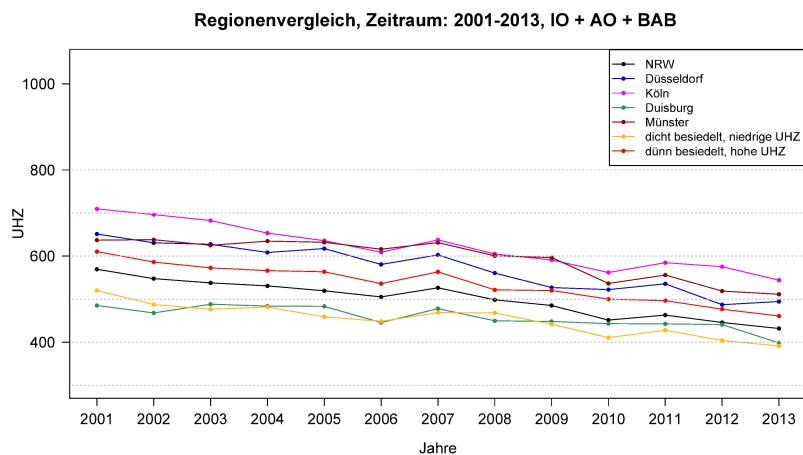


Abbildung 8: Das Diagramm visualisiert die Unfallhäufigkeitszahlen pro Jahr im Regionenvergleich für alle Ortslagen (innerorts, außerorts, Autobahnen) zusammen.

¹³Vgl. Ehlers et al. (2008), S.9f.

3.2 Auswahl der Kreise

Betrachtet wird die Anzahl von Verkehrsunfällen in den Grenzen des jeweiligen Kreises. Es werden zwei Gruppen ländlicher Kreise ausgewählt, bei deren Auswahl neben anderen Kriterien die touristische Struktur eine Rolle spielt. Auf der Internetseite des statistischen Bundesamtes Deutschland werden die Kennzahlen „Aufenthaltsdauer in Beherbergungsbetrieben“ und „Fremdenverkehrsintensität“ (Übernachtungen je Einwohner) zur Messung von Tourismus angeboten¹⁴. Als weitere Faktoren zur Strukturierung werden auf der oben angegebenen Internetseite zunächst folgende Maßzahlen betrachtet: Siedlungs- und Verkehrsfläche (setzt sich zusammen aus den Nutzungsarten Gebäude- und Freifläche, Betriebsfläche ohne Abbauland, Verkehrsfläche, Erholungsfläche und Friedhof bezogen auf die Gesamtfläche des jeweiligen Kreises), PKW pro 1000 Einwohner, Einkommen in 1000 EUR und Einwohner je km^2 ¹⁵.

Zunächst werden 31 Kreise in sieben strukturähnliche Regionen eingeteilt¹⁶. Aus diesen Regionen wird dann die Gruppe bestehend aus den Kreisen Mettmann, Rhein-Kreis Neuss, Ennepe-Ruhr-Kreis und Rhein-Erft-Kreis bestimmt (Abbildung 9). Diese Kreise haben als ähnliche Merkmale viele Einwohner pro km^2 [650:1250], viele Übernachtungen pro km^2 [900:2200], eine hohe Siedlungs- und Verkehrsfläche [25:40] und wenige Unfälle pro 100.000 Einwohner [295:400]. Als Extremgruppe am anderen Ende werden die Kreise Düren, Borken, Steinfurt, Coesfeld, Warendorf, Kleve, Euskirchen und Paderborn identifiziert. Diese zeichnen sich durch wenige Übernachtungen pro km^2 [100:610], wenige Einwohner pro km^2 [150:290], eine niedrige Siedlungs- und Verkehrsfläche [12:17] und hohe Unfallhäufigkeitszahlen [430:540] aus.

¹⁴Quelle: www.destatis.de/atlas/atlas.svgz.

¹⁵Vgl. Ehlers et al. (2008), S.21f.

¹⁶Zur genauen Vorgehensweise bei der Einteilung siehe Ehlers et al. (2008).

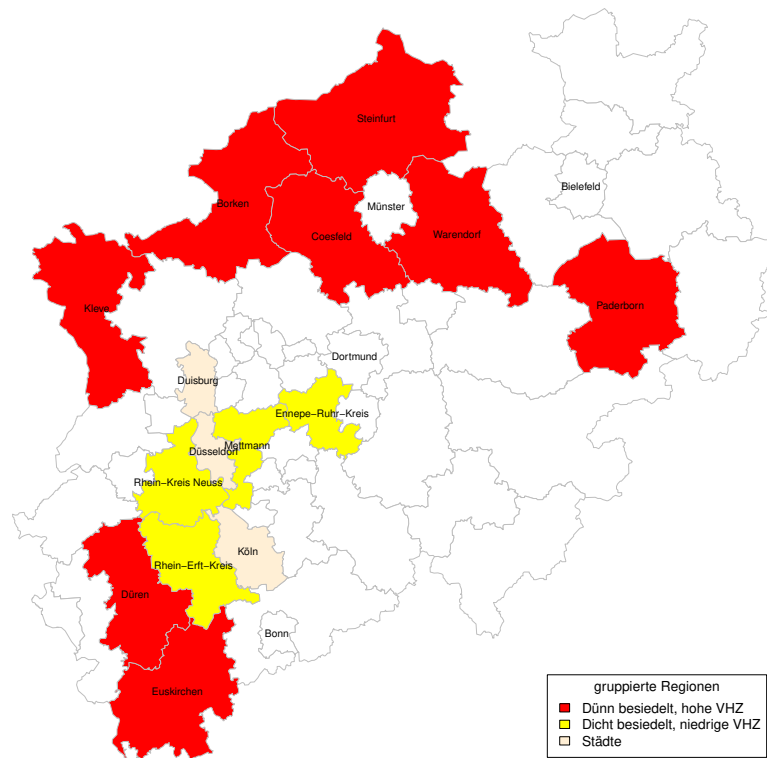


Abbildung 9: Die Karte von Nordrhein-Westfalen zeigt eine farbliche Einteilung in regionale Strukturen.

Zusammenfassend werden zwei Extremgruppen konstruiert. Da das Unfallgeschehen in den einzelnen Kreisen der jeweiligen Gruppe ähnlich verläuft, werden darauf aufbauend die Kreise zu Gruppen zusammengefasst¹⁷. Diese Aggregation dient der Vergrößerung der Datenbasis für statistische Analysen.

¹⁷Vgl. Ehlers et al. (2008), S.13f.

4 Literaturüberblick

Ziel dieses Kapitels ist eine Darstellung und Beurteilung der verfügbaren Literatur zum Thema Unfallmodelle. Zum Thema Unfallgeschehen wurden in den letzten 20 Jahren zahlreiche Untersuchungen durchgeführt und dokumentiert, die eine Reihe von unterschiedlichen Zielsetzungen aufweisen. Die bisherigen Studien lassen sich in zwei Sichtweisen gruppieren. Diese beiden methodischen Forschungsansätze werden im Folgenden vorgestellt und miteinander verglichen.

4.1 Makroanalytische Modelle

Die erste Sichtweise ist *makroanalytisch*. Bei makroanalytischen Ansätzen werden die Unfallhäufigkeiten auf einem hoch aggregierten Niveau betrachtet. Die Unfallzahlen eines Landes oder großer Regionen eines Landes werden als *Monatsdaten* analysiert. Hierbei werden die Daten zusammengefasst und sowohl regional als auch zeitlich durch Mittelung aggregiert. Es werden Modelle gerechnet, die als Regressoren Kalendereffekte wie Schulferien und Feiertage zur Berücksichtigung des Verkehrsaufkommens und aggregierte Wetterdaten aufnehmen. Damit lassen sich Prognosen für die *aggregierten* Unfallzahlen erstellen, jedoch nicht kausale Zusammenhänge aufzeigen. Typische Arbeiten zur *makroanalytischen* Sichtweise werden im Folgenden kurz dargestellt.

Unfallmodell nach Tortum et al. (2012)

Im Vordergrund der Studie von Tortum et al. (2012) steht die Analyse des Einflusses von Ursachen, die zu Verkehrsunfällen führen. Dazu gehören infrastrukturelle, fahrzeug- und umweltspezifische Ursachen sowie menschliches Versagen. Die Datenbasis bezieht sich auf die Zahl der monatlichen Verkehrsunfälle für die Jahre 1989 bis 2006. Die Bestimmung des Einflusses von Faktoren erfolgt auf Basis log-linearer Regressionsmodelle mit zwei unterschiedlichen abhängigen Variablen (Anzahl der Verkehrsunfälle insgesamt und Anzahl der Straßenverkehrsunfälle verursacht durch Straßenschäden)¹⁸. Die Berücksichtigung der Saison erfolgt durch die Einbeziehung von Dummy-Variablen. Für beide Modellansätze demonstrieren die Schätzergebnisse im Hinblick auf saisonale Einflüsse auf Verkehrsunfälle, dass der Parameter *Winter* einen signifikanten Effekt auf das Unfallgeschehen aufweist. Begründet wird dies mit einer erhöhten Schleuder- bzw. Rutschgefahr aufgrund von Schnee und Glätte in den Wintermonaten. Bei einer Prognosegüte von mehr als 90% zeigen die Schätzergebnisse, dass in erster Linie menschliches Versagen einen signifikanten Einfluss auf das Unfallgeschehen hat, während infrastrukturelle Faktoren einen sehr geringfügigen Effekt auf die Unfallhäufigkeit haben.

¹⁸Vgl. Tortum et al. (2012), S.75f.

Ganzzahlige ARMA-Prozesse von Quddus. (2008)

In der Arbeit von Quddus geht es darum, im Hinblick auf die Modellwahl der seriellen Abhängigkeit in *diskreten* Unfalldaten Rechnung zu tragen. Als wesentliche Merkmale von Zeitreihen mit Zählwerten, die sowohl bei der Modellierung durch den zugrunde gelegten stochastischen Prozess als auch bei der Schätzung der Parameter und der Inferenz besonders zu beachten sind, erweisen sich die Diskretheit und die Nichtnegativität der Daten. Vor diesem Hintergrund beschäftigt sich Quddus mit der Anwendung einer speziellen Klasse von stochastischen Prozessen auf Unfalldaten, die Zählwertcharakter besitzen¹⁹. Diese Prozesse werden in diskreter Zeit beobachtet und haben nur *ganzzahlige* Ausprägungen. Ausgehend von einer festgestellten seriellen Abhängigkeitsstruktur in den Daten werden unterschiedliche Modellklassen zur Modellierung von Unfällen verwendet: ARIMA-Modell, SARIMA-Modell, Negativ-Binomial-Modell, Negativ-Binomial-Modell mit einem Zeittrend und ein INAR-Modell mit Poisson-Randverteilung. Zur Feststellung der Anpassungsgüte der jeweiligen Modelle an die Daten wird mit zwei unterschiedlich aggregierten Datensätzen gearbeitet. Bei dem aggregierten Datensatz handelt es sich um die Anzahl der jährlichen Verkehrsunfälle in Großbritannien für die Jahre 1950-2005. Die disaggregierte Stichprobe besteht aus Monatsdaten für den Zeitraum Januar 1991 bis Oktober 2005. In allen Modellen wird als abhängige Variable die Anzahl der jährlichen bzw. monatlichen Verkehrsunfälle verwendet. Die Modellschätzungen auf der Grundlage des aggregierten Datensatzes demonstrieren, dass unter Verwendung des *BIC* das ARIMA-Modell die beste Güte besitzt. Bei der Verwendung des disaggregierten Datensatzes stellt sich das INAR-Modell mit Poisson-Randverteilung als das im Vergleich beste Modell heraus.

Unfallmodell nach Fridstrøm et al. (1991)

In der Studie von Fridstrøm et al. werden monatliche Unfalldaten von 18 Kreisen in Norwegen für den Zeitraum Januar 1974 bis Dezember 1986 mit Hilfe verallgemeinerter Poissonmodelle untersucht. Dabei wird eine große Auswahl von Regressoren wie zum Beispiel Verkehrsaufkommen, Wettererscheinungen, Infrastrukturausgaben, verkehrspolitische Maßnahmen, Anteil der Fahranfänger etc. in das Modell aufgenommen. Es werden 6 Modelle für unterschiedliche abhängige Variablen geschätzt (Anzahl der Verkehrsunfälle mit Verletzten, Anzahl der Verkehrsunfälle mit Getöteten, Anzahl der bei einem Verkehrsunfall Verletzten, Anzahl der bei einem Verkehrsunfall Getöteten, Anzahl verletzter Fahrzeuginsassen und Anzahl verletzter Radfahrer und Fußgänger). Den Ergebnissen der Studie ist zu entnehmen, dass das Verkehrsaufkommen in allen sechs Modellen einen signifikanten Einfluss auf das Unfallrisiko hat. Witterungseffekte wie zum Beispiel Schnee haben einen signifikant unfallreduzierenden Effekt. Erklärt wird dieses Phänomen damit, dass Fahrzeugführer bei schlechtem Wetter ihre Fahrweise an die äußeren Umstände anpassen und somit vorsichtiger fahren, und dass das Verkehrsaufkommen im Winter geringer ist. Die Schätzergebnisse zu den Auswirkungen repressiver Maßnahmen auf die

¹⁹Vgl. Quddus (2008).

Unfallhäufigkeit demonstrieren, dass strafrechtliche Verurteilungen einen reduzierenden Effekt auf die Anzahl der tödlich endenden Verkehrsunfälle haben²⁰.

4.2 Mikroanalytische Modelle

Die zweite Sichtweise ist *mikroanalytisch*. Bei ihr versucht man, dem statistischen Experiment so nahe wie möglich zu kommen, indem die Unfallzahlen und Witterungsverhältnisse möglichst kleiner und lokaler zeitlicher Einheiten zueinander in Beziehung gesetzt werden. Die Berücksichtigung der Effekte unterschiedlichen Verkehrsaufkommens geschieht durch die Einbeziehung von Kalendervariablen wie Monat, Wochentag und Uhrzeit. Wichtig ist bei dieser Vorgehensweise, dass bei der Modellierung von Witterungseffekten eine möglichst breite Variation von Wettererscheinungen und unterschiedliche Wirkungen der Wettererscheinungen in unterschiedlichen Regionen berücksichtigt werden und ein längerer Zeitraum untersucht wird, um saisonale Effekte abzufangen. Nachteil dieser Untersuchungsweise ist der hohe daten- und rechentechnische Aufwand. Zudem liegen die Daten häufig nicht vor bzw. sind nur mit außerordentlichem Aufwand aus den Originaldaten abzuleiten.

Modell von *Olmus et al.* (2012)

In dem Paper von *Olmus et al.* werden die Ursachen verkehrsbedingter Unfälle mit Hilfe von log-linearen Regressionsmodellen untersucht. Die Datenbasis bezieht sich hierbei auf einen Fragebogen mit 1325 befragten Fahrern, von denen 276 bereits einen Verkehrsunfall hatten. Diese wurden unterteilt nach Geschlecht, Fahrlässigkeit, Unfallzeitpunkt und Unfallschwere. Aufbauend auf den Erkenntnissen einer Zusammenhangsanalyse mit Hilfe eines Chi-Quadrat-Unabhängigkeits-Tests stellen *Olmus et al.* fest, dass es eine Abhängigkeit zwischen Unfallschwere und Geschlecht gibt und dass die Unfallschwere wiederum abhängig ist von der Fahrlässigkeit des Fahrers und vom Unfallzeitpunkt²¹. In einem anschließenden Modelselektionsverfahren kommen sie anhand der Parameterschätzungen des Gewinnermodells zu dem Ergebnis, dass Fehler seitens des Fahrzeugführers und Fahrlässigkeit einen beachtlichen Einfluss auf die Unfallhäufigkeit haben. Außerdem ist das Risiko eines Unfalls wegen Fahrlässigkeit an Feiertagen höher als an Nicht-Feiertagen. Hinzu kommt, dass Unfälle mit Schwerverletzten und/oder Getöteten häufiger von Frauen verursacht werden als von Männern.

Modell von *Arminger et al.* (1996)

In der Studie von *Arminger et al.* wird der Frage nach dem Einfluss von Faktoren, die für das Unfallgeschehen bestimmend sind, auf der Grundlage von loglinearen Poisson-

²⁰Vgl. *Fridstrøm et al.* (1991), S.371f.

²¹Vgl. *Olmus et al.* (2012), S.496f.

Modellen nachgegangen. Der Untersuchungsraum umfasst die gesamte alte Bundesrepublik, die Untersuchungszeiträume sind die Jahre 1985, 1991, 1992 und 1993. Dabei wurden die Daten soweit wie möglich räumlich und zeitlich disaggregiert. Von der Bundesanstalt für Straßenwesen wurden für jeden Tag der Jahre 1985, 1991, 1992 und 1993 die Unfallzahlen für jede kleinräumige regionale Einheit zur Verfügung gestellt, getrennt nach Unfällen innerhalb und außerhalb einer geschlossenen Ortschaft. Die zentralen abhängigen Variablen sind die Zahl der Unfälle mit Personenschaden innerorts und außerorts, sowie die Zahl der Unfälle mit Personenschaden und/oder schwerem Sachschaden innerorts und außerorts. Die Effekte unterschiedlichen Verkehrsaufkommens wurden durch die Einbeziehung von Kalendervariablen, wie z.B. Wochentag und Jahreszeit berücksichtigt. Außerdem wurde in einem kleineren Modell die Zahl der Unfälle mit Getöteten innerorts und außerorts analysiert²². Die Schätzungen anhand eines loglinearen Modells ergaben folgende signifikante Variablen, die bis zu 6% der Varianz erklären: Sichtweite, starker Regen, langfristiger Wetterumschlag vom schönen in schlechtes Wetter, Abtrocknungszustand der Straße und thermische Belastung. Die Erklärungskraft des Modells war innerorts durchgängig besser als außerorts.

Modell von Levine et al. (1995)

In der Studie von Levine et al. geht es darum, Einflussfaktoren auf die Anzahl der täglichen Verkehrsunfälle auf der Grundlage eines klassischen linearen Modells zu beschreiben. Die erklärenden Variablen sind Kalender-, Wettervariablen und makroökonomische Variablen. Die zentrale Variable zur Erklärung der Unfallhäufigkeit ist die Anzahl der Verkehrsunfälle pro Tag²³. Kalender- und Wettervariablen sind im einzelnen: Jahr der Datenerhebung, Monat, Wochentag, Feiertage, Schulferien und Niederschlagshöhe. Als makroökonomische Variablen werden die nicht saisonbereinigte Arbeitslosenquote und die Zahl der Touristen berücksichtigt. Die Schätzungen anhand eines linearen Regressionsmodells ergaben folgende signifikante Koeffizienten, die bis zu 61% der Varianz erklären: Verkehrsaufkommen, Freitag, Samstag, April, September, Schulferien, Niederschlagshöhe und Arbeitslosigkeit. Kalender- und Wettervariablen haben einen signifikant positiven Effekt auf das Unfallgeschehen, wohingegen die Arbeitslosenquote eine unfallreduzierende Wirkung aufweist²⁴.

Zusammenfassend kann festgehalten werden, dass im Bereich der Modellierung von Einflussfaktoren auf Unfälle im Straßenverkehr eine Reihe von Untersuchungen durchgeführt und dokumentiert wurden, die zu ähnlichen Resultaten bezüglich der Wirkungsweise einzelner Einflussfaktoren gelangen. Im nächsten Kapitel wird versucht, im Sinne der mikroanalytischen Sichtweise der Frage nach dem Einfluss von Faktoren auf das Unfallgeschehen nachzugehen. Für das neue Unfallmodell sollen aus den vorgestellten Modellen einige Ide-

²²Vgl. Arminger et al. (1996), S.185ff.

²³Vgl. Levine et al. (1995), S.786.

²⁴Vgl. Levine et al. (1995), S.792.

en berücksichtigt werden. Zunächst ist das Unfallmodell von *Tortum et al.* (2012) zu nennen. Bei diesem Modell wird die Möglichkeit aufgezeigt, Einflüsse auf das Unfallgeschehen mit Hilfe eines log-linearen Regressionsmodells zu untersuchen. Das zweite Modell ist das von *Armingier et al.* (1996) entwickelte Modell. In diesem werden die Einflüsse unterschiedlichen Verkehrsaufkommens durch Kalendervariablen berücksichtigt. Darüber hinaus erfolgen die Regressionen getrennt nach Ortslage. Zusätzlich ist auch noch das Modell von *Fridstrøm et al.* (1991) zu nennen, bei dem die Schätzungen differenziert nach Personenschaden (Leichtverletzte, Schwerverletzte und Getötete) und Sachschaden erfolgen. Erwähnenswert ist auch die Herangehensweise von *Quddus* (2008), die bei der Modellierung von Straßenverkehrsunfällen einen wichtigen Aspekt nämlich die Nichtnegativität sowie den Ganzzahligkeitscharakter der zugrundeliegenden Daten durch die Verwendung verallgemeinerter Regressionsmodelle berücksichtigt. Insbesondere die Verwendung ganzzahliger Zeitreihen-Prozesse stellt eine hervorragende Möglichkeit dar, sowohl dem Ganzzahligkeitscharakter als auch einer innewohnenden seriellen Abhängigkeit der Daten Rechnung zu tragen.

5 Regressionsanalytische Untersuchung von Verkehrsunfällen

Aufbauend auf den Erkenntnissen der explorativen Analyse in Kapitel 2 und den Modellierungsmöglichkeiten bei Straßenverkehrsunfällen in Kapitel 4 werden in diesem Kapitel zur Bestimmung des quantitativen Zusammenhangs zwischen Unfall- und Saisonvariablen Unfallmodelle für unterschiedliche Unfallarten und Ortslagen im gesamten Bundesland Nordrhein-Westfalen für die Jahre 2001-2013 geschätzt. Hierbei wird auf zwei unterschiedliche Ansätze bei der Modellierung von verkehrsbedingten Unfällen eingegangen. Abschnitt 5.1 definiert das klassische lineare Modell $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k + \varepsilon$ mit unabhängigen und identisch verteilten Fehlern, präsentiert dessen Annahmen und zeigt, wie Einflussgrößen modelliert werden können. Der nächste Teil dieses Abschnitts behandelt Methoden und Strategien zur Modellwahl und Diagnose und die Anwendung der vorgestellten Modelle und Inferenzverfahren auf die vorliegenden Datensätze. Bei der regressionsanalytischen Untersuchung (Abschnitt 5.1) stellt sich im Rahmen der Modelldiagnose heraus, dass eine rein lineare Modellierung von Verkehrsunfällen nicht ausreichend ist. Um der Nichtnegativität sowie dem Ganzzahligkeitscharakter der zugrunde liegenden Daten Rechnung zu tragen, erfolgt eine Modellierung mit Hilfe verallgemeinerter Poisson- und Negativ-Binomialmodelle (Abschnitt 5.2). Diese Modelle erlauben auch korrelierte Störgrößen und heteroskedastische Fehler der Störgrößen. Hier wird ebenfalls auf entsprechende Methoden und Strategien zur Modellwahl allgemeiner Modelle und deren Anwendung eingegangen. In einem abschließenden Abschnitt werden die Ergebnisse zusammengefasst und ein Ausblick auf mögliche Erweiterungen der dargestellten Modelle geboten. Der vorliegende Modellierungsansatz unterscheidet sich von vorhergehenden Arbeiten dahingehend, dass zunächst einmal für den Großraum Nordrhein-Westfalen ein längerer Untersuchungszeitraum von dreizehn Jahren betrachtet wird, um saisonale Effekte abzufangen. Darüber hinaus erfolgt eine differenzierte Betrachtung der Unfallarten nach Ortslage und Jahreszeit. Diese Aufschlüsselung ermöglicht es, einer Überlagerung unterschiedlicher Effekte vorzubeugen. Sind die gewonnenen Modelle in der Lage, das Unfallgeschehen mit ausreichender Güte vorauszusagen, dann können sie auch dahingehend verfeinert bzw. erweitert werden, dass neben saisonalen Effekten auch Witterungseffekte oder die Wirksamkeit verkehrspolitischer Maßnahmen analysiert wird. Die auf diese Weise gewonnen Erkenntnisse können im Hinblick auf die Entwicklung der Sicherheit im Straßenverkehr bei Handlungsempfehlungen und auch zur Begründung für die Durchsetzung verkehrspolitischer Maßnahmen herangezogen werden.

5.1 Klassisches lineares Unfallmodell

Grundannahmen

Im Rahmen des klassischen linearen Modells werden folgende Annahmen getroffen²⁵:

²⁵Siehe Fahrmeir et al. (2009), S.61ff.

1. Erwartungswert der Störgrößen ist im Mittel Null, d.h.

$$E(\varepsilon_t) = 0.$$

2. Varianz der Störgrößen bleibt für alle Beobachtungen konstant und die Störgrößen sind unkorreliert, d.h.

$$\begin{aligned} \text{Var}(\varepsilon_t) &= \sigma^2 \\ \text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) &= 0 \quad \text{für} \quad i \neq j \end{aligned}$$

mit der Kovarianzmatrix

$$\text{Cov}(\boldsymbol{\varepsilon}) = E(\boldsymbol{\varepsilon}\boldsymbol{\varepsilon}') = \sigma^2\mathbf{I},$$

wobei $\boldsymbol{\varepsilon}$ der Vektor der Störgrößen ist.

3. Designmatrix der Kovariablen besitzt vollen Spaltenrang²⁶, d.h.

$$\text{rg}(\mathbf{X}) = p, \quad \text{wobei} \quad p \leq T.$$

T ist der Stichprobenumfang.

4. Normalverteilte Störgrößen, d.h.

$$\boldsymbol{\varepsilon} \sim N(\mathbf{0}, \sigma^2\mathbf{I}).$$

Die Erfüllung dieser auf den ersten Blick sehr restriktiven Annahmen ist im Hinblick auf die Zielsetzung dieser Arbeit von grundlegender Bedeutung. Ein Ignorieren heteroskedastischer Varianzen hätte beispielsweise zur Folge, dass die Varianzen der Regressionskoeffizienten nicht korrekt geschätzt werden. Dieser Fehler hätte wiederum Auswirkungen auf Hypothesentests über die Regressionsparameter und deren Konfidenzintervalle. Genauso würde ein Ignorieren autokorrelierter Störterme einen Informationsverlust und eine Fehlspezifikation des Modells bedeuten. Die Nichtbeachtung eines dieser Voraussetzungen hätte somit zur Folge, dass der eigentlichen Zielsetzung, nämlich Einflussfaktoren, die für das Unfallgeschehen bestimmend sind, aufzudecken und statistisch abzusichern, nicht gedient wäre. Deshalb empfiehlt es sich bei Nicht-Erfüllung einer hinter dem klassischen linearen Modell stehenden Annahmen, diagnostische Maßnahmen zu ergreifen, um einer eventuellen Fehlspezifikation des Modells vorzubeugen.

Modelldefinition und Modellbildung

Zur Beschreibung des gesuchten Zusammenhangs zwischen Unfallzahlen und saisonalen Effekten wird ein exponentielles Modell für die Höhe der täglichen Verkehrsunfälle in

²⁶ $p = k + 1$ bezeichnet hierbei die Zahl der Regressionskoeffizienten inklusive Intercept.

Nordrhein-Westfalen verwendet. Dieses Unfallmodell wird durch Logarithmieren der Zielgrösse in ein gewöhnliches lineares Modell überführt und ein Regressionsmodell mit der transformierten Grösse geschätzt²⁷. Bezeichnet man mit y_t die Anzahl der Verkehrsunfälle (mit Schwerverletzten, Leichtverletzten und Getöteten) zum Zeitpunkt t , so lässt sich die Modellgleichung in der Form

$$\log(y_t) = \beta_0 + \beta_1 \text{spring}_t + \beta_2 \text{summer}_t + \beta_3 \text{autumn}_t + \beta_4 \text{winter}_t + \beta_5 \text{bv}_t + \beta_6 \text{wev}_t + \beta_7 \text{ftj}_t + \beta_8 \text{sfj}_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

schreiben mit

- spring_t = Indikatorvariable für Saison (*Frühling*)
- summer_t = Indikatorvariable für Saison (*Sommer*)
- autumn_t = Indikatorvariable für Saison (*Herbst*)
- winter_t = Indikatorvariable für Saison (*Winter*)
- bv_t = Indikatorvariable für Verkehrsart (*Berufsverkehr*)
- wev_t = Indikatorvariable für Verkehrsart (*Wochenendverkehr*)
- ftj_t = Indikatorvariable für Feiertag (*Ostern, Weihnachten, Neujahr etc.*)
- sfj_t = Indikatorvariable für Schulferien (*Ostern, Pfingsten, Sommer etc.*).

Hierbei wird postuliert, dass sich die tatsächliche Anzahl der Verkehrsunfälle bis auf einen Fehlerterm ε_t , der die Zufallsschwankungen dieser Anzahlen berücksichtigt, durch den deterministischen Anteil (2) ausdrücken lässt:

$$\log(\mathbf{y}) = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}. \quad (3)$$

Die zugehörigen Regressionskoeffizienten entsprechen jeweils einer Menge von $\{0,1\}$ -kodierten Dummyvariablen. Die Modellgleichung enthält somit als erklärende Variablen die Regressionskonstante und alle Haupteffekte der erklärenden Variablen, die zur Approximation des Effekts des Verkehrsaufkommens auf die Unfallhäufigkeit dienen. Hierbei wurde jedem Vektor ein Parameter entfernt, damit die Annahme „voller Rang“ nicht verletzt ist²⁸.

Modellwahlkriterien für klassische lineare Modelle

Bei der Modellwahl und Variablenselektion stehen in vielen Anwendungsfällen eine Vielzahl von potentiellen Einflussvariablen zur Verfügung und es stellt sich die Frage, welche

²⁷Siehe Fahrmeir et al. (2009), S.71ff.

²⁸Der R-Code zum Erzeugen dieser Dummy-Variablen findet sich im Anhang.

der vorhandenen Variablen ins Regressionsmodell aufgenommen werden sollen. Hierbei sollte man einen Kompromiss zwischen möglichst guter Datenanpassung und zu großer Modellkomplexität, d.h. einer hohen effektiven Anzahl von Parametern finden. Im Hinblick auf diese Überlegung zur Prognosegüte werden im Folgenden die wichtigsten Modellwahlkriterien im linearen Modell kurz vorgestellt.

Das Bestimmtheitsmaß R^2

Das Bestimmtheitsmaß R^2 ist ein Maß für die Güte der Anpassung an die Daten und ist definiert durch²⁹

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2}{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2}, \quad (4)$$

wobei \hat{y}_t die Zahl der geschätzten Unfälle und \bar{y} das arithmetische Mittel für die täglichen Unfälle ist. Es gilt $0 \leq R^2 \leq 1$. Je näher R^2 bei 1 liegt, desto kleiner ist die Residuenquadratsumme, d.h. desto besser ist die Anpassung an die Daten.

Das korrigierte Bestimmtheitsmaß \bar{R}^2

Das korrigierte Bestimmtheitsmaß ist definiert durch³⁰

$$\bar{R}^2 = 1 - (1 - R^2) \frac{T - 1}{T - M - 1}. \quad (5)$$

M ist die Anzahl der **ausgewählten** Variablen. Es gilt $\bar{R}^2 \leq 1$, bei sehr schlechter Anpassung der Regression an Daten ist auch $\bar{R}^2 < 0$ möglich. Von dessen Verwendung wird manchmal abgeraten, da die „Bestrafung“ für neu aufgenommene Kovariablen zu gering erscheint³¹.

Informationskriterium nach Akaike AIC

$\hat{\sigma}^2$ ist die Varianz der Störterme. Unter Verwendung der minimalen Varianz der Residuen ergibt sich im klassischen Regressionsmodell mit normalverteilten Fehlern folgende Notation³²:

$$\text{AIC} = \log(\hat{\sigma}^2) + \frac{2|M + 1|}{T}. \quad (6)$$

In dieser Variante passt ein Modell umso besser zu den Daten (oder umgekehrt), je *kleiner* der Wert des AIC ist. Der Nachteil des Informationskriteriums von Akaike ist, dass

²⁹Vgl. Fahrmeir et al. (2009), S.98ff.

³⁰ M ist die Anzahl der ausgewählten Variablen, während k die Zahl der Variablen des vollen Modells ist. Es gilt also $M \leq k$.

³¹Vgl. Fahrmeir et al. (2009), S.160f.

³²Vgl. Hastie et al. (2009), S.231f.

der Strafterm von der Stichprobengröße unabhängig ist. Bei großen Stichproben sind Verbesserungen der Log-Likelihood bzw. der Residualvarianz „leichter“ möglich, weshalb das Kriterium bei großen Stichproben tendenziell Modelle mit verhältnismäßig vielen Parametern vorteilhaft erscheinen lässt.

Bayesianisches Informationskriterium BIC

Das BIC ist allgemein gegeben durch³³

$$\text{BIC} = \log(\hat{\sigma}^2) + \frac{\log(T)}{T} \cdot |M|. \quad (7)$$

Bei diesem Kriterium wächst der Faktor des Strafterms logarithmisch mit der Anzahl der Beobachtungen T . Der Hauptunterschied zum AIC aus praktischer Sicht ist, dass das BIC komplexere Modelle deutlich stärker bestraft als das AIC. Bei Verwendung des BIC resultieren also in aller Regel deutlich sparsamere Modelle.

Diagnoseinstrumente

Nach erfolgter erster Schätzung werden die Modelle hinsichtlich ihrer Tauglichkeit vor dem Hintergrund der Zielsetzung, Einflussfaktoren auf das verkehrsbedingte Unfallgeschehen quantitativ zu erfassen, untersucht und gegebenenfalls durch besser geeignete ersetzt. Grundsätzlich sollen mit der Modelldiagnose die hinter dem klassischen linearen Modell stehenden Annahmen homoskedastischer, unkorrelierter und eventuell normalverteilter Fehler überprüft, ungewöhnliche Beobachtungen aufgefunden und die Korrelationsstruktur der verwendeten Kovariablen untersucht werden. Im folgenden Abschnitt werden Hilfsmittel zur Modelldiagnose beschrieben.

Test auf Heteroskedastizität

In der ökonometrischen Literatur existiert eine Vielzahl statistischer Tests zur Aufdeckung von Heteroskedastizität³⁴. Im Folgenden werden drei bekannte Verfahren zur Überprüfung der Nullhypothese „Homoskedastizität“ vorgestellt. Diese drei Verfahren unterscheiden sich vor allem darin, wieviel a priori Information man über die Art und Ursache der Heteroskedastizität hat. Generell haben Tests, die vorhandene a priori Information nützen, eine höhere Trennschärfe (*power*) als Tests, die relativ allgemein und unspezifisch sind.

- Der **Goldfeld-Quandt Test** besteht im Wesentlichen darin, die Varianz von zwei (oder mehr) Supsamples mit Hilfe eines üblichen F -Tests zu vergleichen. Dieser bietet sich insbesondere dann an, wenn sich in der Stichprobe einzelne Gruppen klar unterscheiden lassen³⁵.

³³Vgl. Burnham et al. (2004).

³⁴Vgl. Greene (2000) und Judge et al. (1988).

³⁵Vgl. Judge et al. (1988), S.371ff.

- Für den **Breusch-Pagan-Godfrey Test** ist keine Bildung von Subsamples erforderlich, und er ist auch deutlich allgemeiner. Dieser Test ist besonders mächtig, wenn man eine begründete Vorstellung davon hat, von welchen Variablen die Varianz der Störterme abhängen könnte³⁶.
- Der **White-Test** ist im Allgemeinen empfehlenswert, wenn eher wenig über die Form der Heteroskedastizität bekannt ist. Er ist einfach durchzuführen und wird auch deshalb häufig angewandt³⁷.

Im weiteren Verlauf dieser Arbeit wird der White-Test zur Überprüfung auf Homoskedastizität angewandt. Die Gründe hierfür liegen zum Einen in der Einfachheit dieses Tests und zum Anderen darin, dass eher wenig über die Form einer eventuellen Heteroskedastizität bekannt ist. Hinzu kommt, dass der White-Test nicht so stark von der Normalverteilungsannahme abhängt wie der Breusch-Pagan-Godfrey Test. Hierbei wird im Paket `bstats` mit Hilfe des R-Befehls `white.test()` die Nullhypothese der Homoskedastizität gegen die Alternative einer den Residuen innewohnenden Heteroskedastizität getestet.

Maßnahmen bei Heteroskedastizität

Um Fehlschlüsse durch Nichtbeachtung der Heteroskedastizität zu vermeiden, ist eine einfache Maßnahme bei diagnostizierten heteroskedastischen Varianzen eine **Variablen-transformation**. In exponentiellen Modellen mit multiplikativen Fehlern sind die Varianzen der y_t heteroskedastisch, obwohl die Varianzen der Störgrößen selbst homoskedastisch sind³⁸. Ein multiplikatives Modell kann also durch Logarithmieren in ein gewöhnliches lineares Modell $\log(\mathbf{y}) = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}$ mit homoskedastischen Fehlern überführt werden. Eine weitere Möglichkeit bei Vorliegen heteroskedastischer Fehlervarianzen einer unbekanntem Form bietet die Verwendung **heteroskedastierobuster Standardfehler** (auch robuste oder nach ihrem (Wieder-) Entdecker Hal White auch *White-Standardfehler* genannt). Weiß man sehr wenig über die Ursachen der Heteroskedastizität, empfiehlt es sich häufig, für die Koeffizientenschätzung bei der OLS Methode zu bleiben, da die Koeffizienten mit OLS bekanntlich erwartungstreu (aber nicht effizient) geschätzt werden, aber anstelle der OLS Standardfehler robuste Standardfehler zu verwenden. Hat man hingegen eine einigermaßen klare Vorstellung über die Art und Ursachen der Heteroskedastizität, ist es manchmal empfehlenswert, die **gewichtete Methode der kleinsten Quadrate** (WLS) anzuwenden. Hierbei erfolgt eine Gewichtung der Daten nach der Varianz, bei der durch geeignete Datentransformation die Eigenschaften des Störterms derart geändert werden, das zumindest eine konsistente Schätzung ermöglicht wird³⁹.

³⁶Vgl. Judge et al. (1988), S.372f.

³⁷Vgl. Greene (2000).

³⁸Vgl. Fahrmeir et al. (2009), S.70ff.

³⁹Vgl. White (1980).

Test auf Autokorrelation

Eine Autokorrelation von Störvariablen hat zur Konsequenz, dass der OLS-Schätzer des Vektors der Regressionskoeffizienten zwar **erwartungstreu**, jedoch nicht mehr **effizient** ist. Damit sind die Standardfehler der OLS-geschätzten Regressionskoeffizienten **verzerrt**, so dass Signifikanztests und Konfidenzintervalle ihre Gültigkeit verlieren⁴⁰. Als Diagnoseinstrument ist der Durbin-Watson Test der gebräuchlichste Test auf Autokorrelation. Im Unterschied zu anderen Autokorrelationstests gilt dieser Test auch in kleinen Stichproben, er ist also nicht nur asymptotisch gültig. Basierend auf den geschätzten OLS-Residuen $\hat{\varepsilon}_t$ wird im Paket `lmtest` (mit dem Befehl `dwtest`) des Statistikprogramms R die Nullhypothese $\rho = 0$ gegen die Alternative $\rho > 0$ getestet. Als Schätzer für ρ wird die Autokorrelation der geschätzten Residuen verwendet. Insbesondere für großen Stichprobenumfang T gilt⁴¹

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^T (\hat{\varepsilon}_t - \hat{\varepsilon}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2} \approx 2(1 - \hat{\rho}). \quad (8)$$

Liegt DW in der Nähe von 2, so ist $\hat{\rho} \approx 0$, und man wird die Nullhypothese beibehalten. Je näher die Teststatistik bei 0 bzw. 4 liegt, desto näher liegt $\hat{\rho}$ bei 1 bzw. -1, und die Nullhypothese wird tendenziell eher abgelehnt.

Maßnahmen bei Autokorrelation

Eine Verfahrensmöglichkeit beim Vorliegen autokorrelierter Fehler ist die Verwendung von Schätzverfahren für Modelle mit korrelierten Fehlern. Dazu existiert in der Literatur eine Vielzahl von Verfahren. Eine Möglichkeit ist die **zweistufige KQ-Schätzung**, die als **Prais-Winsten-Schätzung** bekannt ist⁴². Hierbei wird im ersten Schritt der Korrelationskoeffizient basierend auf einer gewöhnlichen KQ-Schätzung geschätzt. Anschließend werden die Regressionskoeffizienten mit Hilfe der gewichteten Methode der kleinsten Quadrate geschätzt.

Test auf Normalverteilung

Verteilungsannahmen können generell mit Quantil-Quantil-Diagrammen (Q-Q-Plots) grafisch überprüft werden. Sind die Residuen normalverteilt, stimmen beobachtete und theoretische Quantile überein, liegen also auf einer Geraden mit 45 ° Steigung. Neben Normalverteilungsplots existieren etwa 40 verschiedene Testverfahren zur Überprüfung auf eine univariate Normalverteilung der Residuen in linearen Regressionen⁴³. Dem *Shapiro-Wilk*-Test wird aber insgesamt die höchste Zuverlässigkeit und Güte zugeschrieben⁴⁴. Eine

⁴⁰Vgl. Judge et al. (1988), S.403f.

⁴¹Vgl. Judge et al. (1988), S.394ff.

⁴²Vgl. Greene (2000).

⁴³Vgl. Yazici et al. (2007), S.175ff.

⁴⁴Vgl. Coin (2008), S.4f.

Implementierung des *Shapiro-Wilk*-Tests findet man im Programmpaket R im Paket `stats`. Hierbei wird mit Hilfe des Befehls `shapiro.test()` die Nullhypothese einer Normalverteilung der Residuen gegen die Alternative, dass keine Normalverteilung vorliegt, getestet. Die Teststatistik lautet:

$$W = \frac{(\sum_{i=1}^n a_i x_i)^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}. \quad (9)$$

n ist hierbei die Anzahl der Objekte, x_i sind die Werte aus der geordneten Stichprobe und a_i sind die tabellierten Koeffizienten.

Kollinearitätsanalyse

Untereinander stark korrelierte Kovariablen können einen erheblichen Einfluss auf die Schätzgenauigkeit besitzen. Deshalb ist eine Analyse der Korrelationsstruktur der verwendeten Kovariablen sehr wichtig⁴⁵. Hierzu vergleicht man die Formel

$$\text{Var}(\hat{\beta}_j) = \frac{\sigma^2}{(1 - R_j^2) \sum_{i=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_j)^2}, \quad (10)$$

für die Varianz von $\hat{\beta}_j$. R_j^2 ist hierbei das Bestimmtheitsmaß der Regression von x_j auf alle übrigen Einflussgrößen. Je größer die lineare Abhängigkeit einer Kovariablen x_j mit den übrigen erklärenden Variablen (gemessen durch das Bestimmtheitsmaß R_j^2), desto größer ist die Varianz $\text{Var}(\hat{\beta}_j)$. Die Formel für die Varianz liefert eine Kenngröße zur Messung des Ausmaßes der Multikollinearität, den sogenannten Varianzinflationsfaktor:

$$\text{VIF}_j = \frac{1}{1 - R_j^2}. \quad (11)$$

Konventionell werden VIF-Werte von bis zu ca. 4 als unkritisch, jene über 10 als starke Indikatoren für Multikollinearität gewertet. Die Funktion `vif()` (`lm-Modell`) aus dem Paket `car` erwartet ein durch `lm()` erstelltes lineares Modell und gibt den VIF_j aus.

Ausreißeranalyse

Neben der Überprüfung der Modellannahmen und der Kollinearitätsanalyse besteht eine wichtige Aufgabe der Modelldiagnose in der Untersuchung des Einflusses einzelner Beobachtungen auf die Schätzergebnisse. Hierbei können extreme Werte in Datensätzen die Ergebnisse substanziell beeinflussen. Das führt häufig zu einer Verzerrung der geschätzten Koeffizienten. Im Extremfall können sogar einzelne Beobachtungen dazu führen, dass signifikante Teststatistiken insignifikant werden und vice versa⁴⁶.

⁴⁵Vgl. Fahrmeir et al. (2009), S.170f.

⁴⁶Vgl. Martin et al. (2006).

Es liegt nahe, zur Entdeckung von Ausreißern nach großen Residuen zu suchen⁴⁷. Ein Verfahren zur Identifikation extremer Werte ist in dem R-Paket `outliers` implementiert. Nach der Identifikation wird das beste Modell zum Vergleich ohne Ausreißer geschätzt. Danach werden die entstandenen Modellunterschiede beschrieben. Auf diese Art und Weise wird gewährleistet, dass die Information über die Ausreißer nicht verloren geht.

Modellanpassung an die Daten

Im Folgenden werden im Rahmen einer regressionsanalytischen Untersuchung für die 13 Untersuchungsjahre 2001-2013 drei Gruppen von Zielvariablen gebildet. Die erste Gruppe bezieht sich auf die Gesamtzahl der Unfälle mit Leichtverletzten, die zweite auf die Gesamtzahl der Unfälle mit Schwerverletzten und die dritte Gruppe auf die Gesamtzahl der Unfälle mit Getöteten. Darüber hinaus erfolgt eine Aufschlüsselung nach Ortslage (innerorts, außerorts und Bundesautobahnen), um entsprechende Vergleichsanalysen durchführen zu können. Außerdem wird eine zusätzliche Trennung nach den Merkmalen Ferien-, Feiertags-, Wochenend- und Berufsverkehr und nach Jahreszeiten vorgenommen. Durch Berücksichtigung solcher Tage, die in Ferienzeiten liegen oder auf einen Feiertag fallen, wird versucht, die Einflussfaktoren Ferien- und Feiertagsverkehr gesondert zu behandeln. Die Aufschlüsselung der Untersuchungsgruppen nach „Berufsverkehr“, „Wochenendverkehr“ und „Ferien- und Feiertagsverkehr“ geschieht mit Hilfe von Dummie-Variablen. Bei dem Merkmal **Berufsverkehr** werden als Beobachtungstage die Wochentage Montag, Dienstag, Mittwoch, Donnerstag und Freitag herangezogen. Beim **Wochenendverkehr** werden die Wochentage Samstag und Sonntag herangezogen. Anzumerken ist hierbei, dass die Merkmale **Ferien- und Feiertagsverkehr** natürlich nicht so homogen sind, wie die beiden anderen Merkmale. Denn hier finden sich Wochenenden und Werktage gemischt, deshalb überlagern sich Berufs-, Wochenend-, Ferien- und Feiertagsverkehrseffekte in diesen beiden Merkmalen. In diesem Zusammenhang wird ein Tag als Ferientag angesehen, wenn an diesem Tag in Nordrhein-Westfalen Ferien sind. Ebenso werden gelegentlich Tage direkt vor Ferienbeginn oder nach Ferienende noch zum Ferienverkehr gerechnet. Im Anhang sind die Ferienzeiten und Feiertage für die Jahre 2001-2013 aufgeführt. Die Tabellen mit den Parameterschätzungen für alle Gruppen von Zielvariablen befinden sich ebenso im Anhang.

⁴⁷Bei **Ausreißern** handelt es sich in diesem Zusammenhang um Beobachtungswerte, die scheinbar nicht zu den übrigen Beobachtungswerten in der Stichprobe (Urliste) passen. Im Allgemeinen handelt es sich dabei um besonders große oder kleine Merkmalswerte in einer Gesamtheit.

Gütemaße

Regressionsanalysen für „Berufsverkehr 2001-2013“

Die Datei „Berufsverkehr 2001-2013“ enthält insgesamt die Unfalldaten

- Leichtverletzte inner- und außerorts einschl. Bundesautobahnen (LV IO/ AO/BAB)
- Leichtverletzte inner- und außerorts (LV IO/AO)
- Leichtverletzte innerorts (LV IO)
- Leichtverletzte außerorts (LV AO)
- Leichtverletzte Bundesautobahnen (LV BAB)
- Schwerverletzte inner- und außerorts einschl. Bundesautobahnen (SV IO/AO/BAB)
- Schwerverletzte inner- und außerorts (SV IO/AO)
- Schwerverletzte innerorts (SV IO)
- Schwerverletzte außerorts (SV AO)
- Schwerverletzte Bundesautobahnen (SV BAB)
- Getötete inner- und außerorts einschl. Bundesautobahnen (T IO/AO/ BAB)
- Getötete inner- und außerorts (T IO/AO)
- Getötete innerorts (T IO)
- Getötete außerorts (T AO)
- Getötete Bundesautobahnen (T BAB)

Eine Interpretation der Schätzergebnisse erfolgt exemplarisch anhand der Regressionsanalysen für die Dateien „Ferien- und Feiertagsverkehr 2001-2013“ und „Wochenendverkehr 2001-2013“. Eine Modelldiagnose wird anhand der Regressionsanalysen für die Datei „Wochenendverkehr 2001-2013“ durchgeführt. Anzumerken ist, dass die Gütekriterien und Diagnostestergebnisse der jeweiligen Modelle für Wochenend- und Berufsverkehr identisch sind. Zurückzuführen ist diese Übereinstimmung auf die Dummy-Struktur der erklärenden Variablen Berufs- und Wochenendverkehr, bei denen es sich um zwei Ausprägungen eines Merkmals handelt. So hat eine der Dummy-Variablen immer den Wert 1 (Wochenendverkehr) während alle anderen den Wert Null (Berufsverkehr) haben oder umgekehrt.

Regressionsanalysen für „Ferien- und Feiertagsverkehr 2001-2013“

Die Datei „Schulerien- und Feiertagsverkehr 2001-2013“ enthält insgesamt die Unfalldaten

- Leichtverletzte inner- und außerorts einschl. Bundesautobahnen (LV IO/ AO/BAB)
- Leichtverletzte inner- und außerorts (LV IO/AO)
- Leichtverletzte innerorts (LV IO)
- Leichtverletzte außerorts (LV AO)
- Leichtverletzte Bundesautobahnen (LV BAB)
- Schwerverletzte inner- und außerorts einschl. Bundesautobahnen (SCH IO/AO/BAB)
- Schwerverletzte inner- und außerorts (SCH IO/AO)
- Schwerverletzte innerorts (SV IO)
- Schwerverletzte außerorts (SV AO)
- Schwerverletzte Bundesautobahnen (SV BAB)
- Getötete inner- und außerorts einschl. Bundesautobahnen (T IO/AO/ BAB)
- Getötete inner- und außerorts (T IO/AO)
- Getötete innerorts (T IO)
- Getötete außerorts (T AO)
- Getötete Bundesautobahnen (T BAB)

Interpretation der Schätzergebnisse - „Ferien- und Feiertagsverkehr 2001-2013“

Die Tabellen 181 bis 183 im Anhang fassen für jedes Modell die erreichten Bestimmtheitsmaße, AICs und BICs aufgeschlüsselt nach Unfallschwere, Saisonkomponenten und Ortslage zusammen. In den Tabellen 184 bis 186 (Anhang) werden die Ergebnisse zu den Diagnostesttests wiedergegeben. Die Tabellen mit den Ergebnissen der linearen Regression für die Unfalldateien Leichtverletzte, Schwerverletzte und Getötete aufgeschlüsselt nach Ortslage und Jahreszeit sind im Anhang zusammengefasst. Das Bestimmtheitsmaß gibt in diesem Zusammenhang an, wieviel der vorhandenen Varianz in den Beobachtungsdaten (Anzahl der Unfälle mit Leichtverletzten, Anzahl der Unfälle mit Schwerverletzten und Anzahl der Unfälle mit Getöteten) durch das log-lineare Modell mit Hilfe saisonaler Effekte (Schulferien und Feiertage) erklärt werden kann. Das gewonnene R_{adj}^2 von

21.2% ist gering. **Mehr als ein Fünftel der Variabilität der Zahl Leichtverletzter im innerörtlichen Verkehr an Schulferien und Feiertagen kann durch die Saisonkomponente Winter erklärt werden kann.** Die Streuung der Gesamtzahlen Leichtverletzter im inner- und außerörtlichen Verkehr einschließlich Bundesautobahnen im Winter beläuft sich auf knapp 20%. Im Hinblick auf die Höhe der einzelnen Modellwahlkriterien lässt sich festhalten, dass die Zahl der Leichtverletzten und Schwerverletzten in allen Ortslagen am Besten anhand der Saisonkomponente Winter und Sommer erklärt werden kann. Anzumerken ist auch hierbei, dass die Parameter für die Winter- und Sommersaison in fast allen Modellen auf einem Niveau von $\alpha = 0.05$ signifikant sind. Schaut man sich die Ergebnisse der Parameterschätzungen an, so erkennt man bereits an dieser Stelle den vergleichsweise großen Einfluss beider Jahreszeiten im innerörtlichen Verkehr bei der Anzahl Leichtverletzter und Schwerverletzter. Die zugehörigen Regressionskoeffizienten β_4 belaufen sich für Winter auf -32.1% ($\sigma = 0.012$) und im Sommer auf 21.2% ($\sigma = 0.013$). Das bedeutet, dass die erwartete Anzahl Leichtverletzter in der durch Gleichung (2) in Verbindung mit den in den Tabellen im Anhang gegebenen Regressionskoeffizienten an Schulferien- und Feiertagen im innerörtlichen Verkehr im Winter um mehr als 32% zurückgehen und im Sommer um mehr als 21% zunehmen wird. Im Vergleich dazu ist im außerörtlichen Verkehr und auf Bundesautobahnen ein solcher Zusammenhang eher weniger nachzuweisen. Dies ist allerdings insofern von untergeordneter Bedeutung, da die Anzahl von Unfällen außerorts und auf Bundesautobahnen an Schulferien und Feiertagen sehr gering ist. Betrachtet man die Ergebnisse zu den Parameterschätzungen für Schwerverletzte und Getötete aufgeschlüsselt nach Ortslage und Jahreszeit, kann festgehalten werden, dass die Saisonkomponente Winter etwa 14% der Variation in den Anzahlen der Schwerverletzten im innerörtlichen Verkehr erklären kann, während für die Zahl der Getöteten ein solcher Zusammenhang nicht nachzuweisen ist. Als Hauptergebnis der regressionsanalytischen Untersuchung für den Feiertags- und Ferienverkehr kann konstatiert werden, dass die Saisonkomponente Winter bis zu ein Fünftel (14%) der Variation in den Anzahlen der Leichtverletzten (Schwerverletzten) im innerörtlichen Verkehr erklären kann, während außerorts und auf Bundesautobahnen und insbesondere für die Anzahlen Unfalltoter ein solcher Zusammenhang nicht nachgewiesen werden kann.

Regressionsanalysen für „Wochenendverkehr 2001-2013“

Die Datei „Wochenendverkehr 2001-2013“ enthält insgesamt die Unfalldaten

- Leichtverletzte inner- und außerorts einschl. Bundesautobahnen (LV IO/ AO/BAB)
- Leichtverletzte inner- und außerorts (LV IO/AO)
- Leichtverletzte innerorts (LV IO)
- Leichtverletzte außerorts (LV AO)

- Leichtverletzte Bundesautobahnen (LV BAB)
- Schwerverletzte inner- und außerorts einschl. Bundesautobahnen (SCH IO/AO/BAB)
- Schwerverletzte inner- und außerorts (SCH IO/AO)
- Schwerverletzte innerorts (SV IO)
- Schwerverletzte außerorts (SV AO)
- Schwerverletzte Bundesautobahnen (SV BAB)
- Getötete inner- und außerorts einschl. Bundesautobahnen (T IO/AO/ BAB)
- Getötete inner- und außerorts (T IO/AO)
- Getötete innerorts (T IO)
- Getötete außerorts (T AO)
- Getötete Bundesautobahnen (T BAB)

Interpretation der Schätzergebnisse - „Wochenendverkehr 2001-2013“

Das gewonnene R_{adj}^2 von 43.7% ist erstaunlich hoch (Tabelle 193 im Anhang). **Nahezu die Hälfte der Variabilität der Zahl Leichtverletzter im innerörtlichen Verkehr kann durch die Saisonkomponente Winter erklärt werden kann.** Die Streuung der Gesamtzahlen Leichtverletzter im inner- und außerörtlichen Verkehr einschließlich Bundesautobahnen im Winter beläuft sich auf knapp 40%. Im Hinblick auf die Höhe der einzelnen Modellwahlkriterien lässt sich festhalten, dass auch hier die Zahl der Leichtverletzten, Schwerverletzten und Getöteten in fast allen Ortslagen am Besten anhand der Saisonkomponenten Winter und Sommer erklärt werden können. Beide Saisonparameter sind in fast allen Modellen auf einem Niveau von $\alpha = 0.05$ signifikant. Schaut man sich die Ergebnisse der Parameterschätzungen an, so erkennt man bereits an dieser Stelle den vergleichsweise großen Einfluss der Winter- und Sommersaison. Die zugehörigen Parameterschätzungen belaufen sich innerorts im Winter auf -31% ($\sigma = 0.010$) und im Sommer auf 16% ($\sigma = 0.011$). Das bedeutet, dass die erwartete Anzahl Leichtverletzter an Wochenenden im Winter um 31% zurückgehen und im Sommer um 16% steigen wird. Im Vergleich dazu kann im außerörtlichen Verkehr und auf Bundesautobahnen ein solcher Zusammenhang nicht durchgehend festgestellt werden. Dies ist allerdings insofern von untergeordneter Bedeutung, da die Anzahlen Leichtverletzter im außerörtlichen Verkehr und auf Bundesautobahnen am Wochenende sehr gering sind. Betrachtet man die Ergebnisse zu den Parameterschätzungen für Schwerverletzte und Getötete aufgeschlüsselt

nach Ortslage und Jahreszeit, kann festgehalten werden, dass die Saisonkomponente Winter etwa ein Viertel der Variation in den Anzahlen der Schwerverletzten im innerörtlichen Verkehr (22.5%) erklären kann, während für die Zahl der Getöteten ein solcher Zusammenhang nicht nachzuweisen ist. Betrachtet man die Gruppe der Regressionsmodelle mit der Zielvariable Leichtverletzte, so ist das Modell im innerörtlichen Verkehr zu Winter das beste Modell (siehe Abbildung 23 im Anhang). Für das Unfallmodell mit Schwerverletzten ist dasjenige im innerörtlichen Verkehr zu Winter am besten an die Daten angepasst. Das beste Modell für Unfälle mit Getöteten ist ebenfalls das Modell mit der Saisonkomponente Winter innerorts. Als Hauptergebnis der regressionsanalytischen Untersuchung für den Wochenendverkehr kann konstatiert werden, dass die Saisonkomponente Winter bis zur Hälfte (Viertel) der Variation in den Anzahlen der Leichtverletzten (Schwerverletzten) im innerörtlichen Verkehr erklären kann, während außerorts und auf Bundesautobahnen und insbesondere für die Anzahlen Unfalltoter ein solcher Zusammenhang nicht nachgewiesen werden kann.

Modelldiagnose

Heteroskedastizitäts-Annahme Die Teststatistiken des White-Tests basierend auf den Residuen der Unfallmodelle für alle Zielvariablen (Leichtverletzte, Schwerverletzte und Getötete) im inner- und außerörtlichen Verkehr aufgeschlüsselt nach Jahreszeit liefern p -Werte unterhalb des Signifikanzniveaus von $\alpha = 0.05$. Die p -Werte des White-Tests für die Residuen der Unfallmodelle auf Bundesautobahnen für alle Zielvariablen liegen oberhalb des Signifikanzniveaus von $\alpha = 0.05$. Somit liefert der White-Test einen klaren Hinweis auf heteroskedastische Varianzen in den Fehlertermen der Modelle für den inner- und außerörtlichen Verkehr. Abbildung 10 demonstriert exemplarisch anhand des Modells für Unfälle mit Leichtverletzten im innerörtlichen Verkehr zu Winter die beiden Dummies Winter und Wochenendverkehr geplottet gegen die Fehlervarianzen. Hier ist deutlich zu erkennen, dass die Annahme homoskedastischer Störterme aufgrund der Dummie-Struktur nicht erfüllt ist, da diese unterschiedlich streuen. Bei heteroskedastischen Varianzen sind zwar glücklicherweise die Koeffizienten auch erwartungstreu und konsistent. Das Problem besteht jedoch darin, dass die OLS-Methode Beobachtungen mit großer Varianz stärker gewichtet, als jene mit kleineren Varianzen. Aufgrund dieser impliziten Gewichtung sind die mit OLS geschätzten Koeffizienten $\hat{\beta}$ zwar weiterhin erwartungstreu und konsistent, aber nicht effizient, da die mit OLS geschätzten Standardfehler der Koeffizienten bei Vorliegen von Heteroskedastizität verzerrt sind. Deshalb sind statistische Tests und Konfidenzintervalle bei heteroskedastischen Fehlervarianzen generell ungültig, so dass bisherige Formeln für den Standardfehler nicht mehr verwendbar sind. Betrachtet man diesen Aspekt der Heteroskedastizität vor dem Hintergrund des Datencharakters, so ist zu erwarten, dass die Ganzzahligkeit und Nichtnegativität der Unfalldaten fast zwangsläufig zu Heteroskedastizität führt. Aus diesem Grund ist es im Hinblick auf die Zielsetzung dieser Arbeit sinnvoll, Anpassungen vorzunehmen, die mit Heteroskedastizität umgehen können. Eine Maßnahme bei diagnostizierten heteroskedastischen Varianzen ist die Verwendung **hete-**

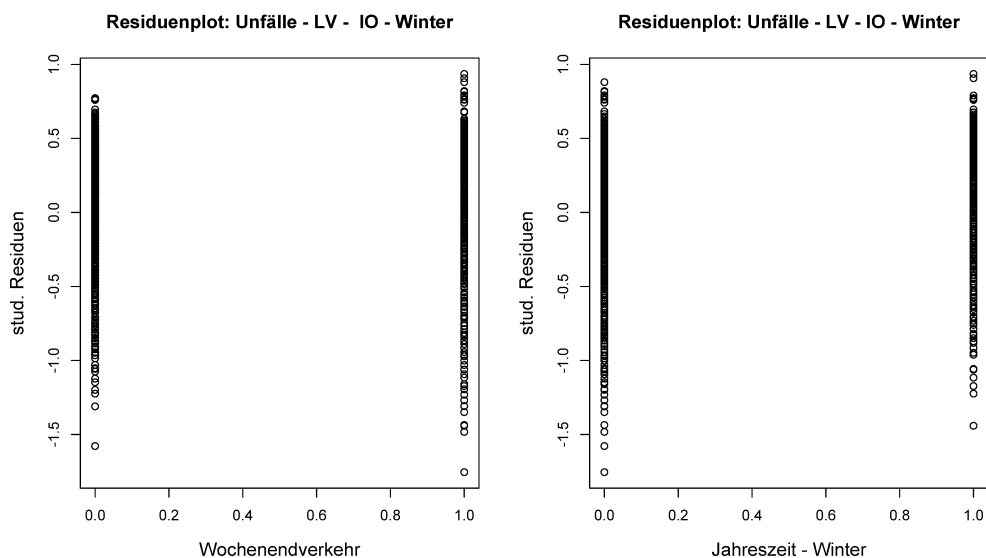


Abbildung 10: Fehlervarianzen für die Dummies Wochenendeverkehr und Winter.

roskedastierobuster Standardfehler anstelle der verzerrten OLS-Schätzer⁴⁸. Robuste Standardfehler sind in der Regel zwar nur asymptotisch gültig, aber sie sind im Gegensatz zu den OLS-Standardfehlern auch bei heteroskedastischen Störtermen konsistente Schätzer für den wahren Standardfehler. Deshalb sind darauf beruhende Teststatistiken und Konfidenzintervalle zumindest asymptotisch gültig. Die geschätzten Koeffizienten $\hat{\beta}$ werden durch die White-Korrektur nicht verändert, d.h. es werden weiterhin die OLS-Koeffizienten ausgegeben. Schätzer für robuste Standardfehler sind -wie alle Schätzer selbst Zufallsvariablen und haben in der Regel eine größere Varianz als die konventionellen OLS-Standardfehler. *Angrist et al. 2008* empfehlen sowohl OLS- als auch robuste Standardfehler zu berechnen, und besonders vorsichtig zu sein, wenn die robusten Standardfehler kleiner sind als die herkömmlichen OLS-Standardfehler⁴⁹. Das Programmpaket `sandwich` in R bietet die Möglichkeit, anstelle von Standardfehlern unter der Annahme (bedingter) Homoskedastizität heteroskedastiekonsistente Standardfehler zu verwenden. Neben den korrigierten Standardfehlern werden auch t -Statistiken und p -Werte basierend auf diesen Fehlern herausgegeben. Dazu benötigt man die Funktion `coeftest()` aus dem Paket `lmtest`, in der man eine Kovarianzmatrixschätzung über das Argument `vcov` wählen kann. Den modifizierten Regressionsoutput unter Verwendung von White-Standardfehlern erhält man über:

```
R> library("sandwich")
R> library("lmtest")
```

⁴⁸Grundlagen und Technik vgl. Woolridge (2003), S.258-264.

⁴⁹Vgl. Angrist et al. (2008), S.307.

```
R> coeftest(lm(log(PSLV_IO)~wev+winter, data=fr_nrw), vcov = sandwich)
```

t test of coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	4.8363183	0.0050949	949.250	< 2.2e-16
wev	-0.5210376	0.0105578	-49.351	< 2.2e-16
winter	-0.3091339	0.0120366	-25.683	< 2.2e-16

Zum Vergleich ist auch der Regressionsoutput zu dem Modell mit klassischen Standardfehlern wiedergegeben:

```
R> library("sandwich")
R> library("lmtest")
R> coeftest(lm(log(PSLV_IO)~wev+winter, data=fr_nrw))
```

t test of coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	4.8363183	0.0058535	826.227	< 2.2e-16
wev	-0.5210376	0.0098585	-52.852	< 2.2e-16
winter	-0.3091339	0.0103248	-29.941	< 2.2e-16

```
Residual standard error: 0.3068 on 4745 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.4374, Adjusted R-squared: 0.4372
F-statistic: 1845 on 2 and 4745 DF, p-value: < 2.2e-16
```

Eine Vergleichsmöglichkeit zwischen heteroskedastierobusten und klassischen Standardfehlern bietet das Extrahieren der Wurzeln der Diagonalelemente (= Varianzen) der jeweiligen Kovarianzmatrizen. Bis auf den Achsenabschnitt sind die White-Fehler etwas grösser als die unter der Annahme von Homoskedastie berechneten.

```
R> fit<-lm(log(PSLV_IO)~wev+winter, data=fr_nrw)
```

```
R> sqrt(diag(vcov(lm)))
```

	wev	winter
(Intercept)	0.005853498	0.010324824

```
R> sqrt(diag(sandwich(fit)))
```

	wev	winter
(Intercept)	0.010557834	0.012036624

Eine weitere Maßnahme beim Vorliegen von Heteroskedastizität ist die *gewichtete Methode der kleinsten Quadrate*⁵⁰. Während bei der OLS Schätzung im Falle von Heteroskedastizität wegen der Gleichgewichtung aller Beobachtungen die Beobachtungen mit den größten Störtermen den größten Einfluss auf die Schätzung haben, erfolgt hingegen bei WLS eine Gewichtung der Daten nach der Varianz. Somit ist eine Regression *heteroskedastisch*, falls $\text{Var}(\varepsilon_t) = \sigma^2 \cdot \omega_t$ mit $\omega_t > 0$, $t = 1, \dots, T$. Man nennt die ω_t auch Gewichte. Im Wesentlichen werden bei der WLS-Methode durch eine geeignete Datentransformation die Eigenschaften des Störterms derart geändert, dass zumindest eine konsistente Schätzung ermöglicht wird. Als Gewichtung wurde der Kehrwert der quadrierten vorhergesagten Werte des klassischen Modells verwendet, da diese Gewichtung eine bessere Prognose im Sinne des adjustierten Bestimmtheitsmaßes und einen kleineren Residuenfehler liefert. Den modifizierten Regressionsoutput erhält man über:

```
R> library("MASS")
R> library("stats")
R> w<-1/(fitted(fit))^2
R> wfit<-(lm(log(PSLV_IO)~wev+winter, weight=w))
R> summary(wfit)
```

Call:

```
lm(formula = log(PSLV_IO) ~ wev + winter, weights = w)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.38694	-0.03422	0.00675	0.04485	0.23487

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	4.838313	0.006209	779.26	<2e-16
wev	-0.523626	0.009597	-54.56	<2e-16
winter	-0.313957	0.010164	-30.89	<2e-16

Residual standard error: 0.06808 on 4745 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.4538, Adjusted R-squared: 0.4536

F-statistic: 1971 on 2 and 4745 DF, p-value: < 2.2e-16

Vergleicht man die Residuenfehler beider Modelle, so ist die Fehlervarianz des mit der WLS-Methode geschätzten Modells deutlich geringer (0.068) als beim klassischen Modell (0.307). Auch im Hinblick auf die Prognose schneidet die WLS-Methode mit einer besseren Güte ab (45.4%) als das klassische Modell (43.72%). Hingegen fallen die Schätzwerte und die Standardfehler bei der WLS-Methode größer aus als beim klassischen Modell. Ein Vergleich der Wurzeln der Diagonalelemente der jeweiligen Kovarianzmatrizen demons-

⁵⁰Vgl. Woolridge (2003), S.270ff.

triert, dass bis auf den Achsenabschnitt die WLS-Fehler etwas kleiner sind als die unter der Annahme von Homoskedastie berechneten.

```
R>sqrt(diag(vcov(fit)))  
  
(Intercept)      wev      winter  
0.005853498 0.009858525 0.010324824
```

```
R> sqrt(diag(vcov(wfit)))  
(Intercept)      wev      winter  
0.006208861 0.009597306 0.010163854
```

Eine letzte Maßnahme beim Vorliegen heteroskedastischer Fehlervarianzen ist eine Variablentransformation, bei der das ursprüngliche multiplikative Modell durch Logarithmieren in ein gewöhnliches lineares Modell mit homoskedastischen Fehlern überführt wird. In log-linearen Modellen ist nämlich das Problem der Heteroskedastizität häufig weniger gravierend, weil durch das Logarithmieren große Abweichungen gewissermaßen „gestaucht“ werden. Wichtig ist hierbei die Begründbarkeit einer logarithmischen Funktionsform. In Abschnitt 5.1 wurde bereits dargestellt, dass das verwendete Unfallmodell durch Logarithmieren der Zielgröße in ein gewöhnliches lineares Modell überführt wurde. Der Grund hierfür liegt darin, dass logarithmierte Variablen häufig eine wünschenswerte Interpretation der geschätzten Regressionsparameter erlauben. Da die abhängige Variable in den Regressionen aufgrund ihres diskreten Charakters ausschließlich positive Werte annimmt, werden infolge der Logarithmierung $\log(y_t)$ die klassischen linearen Modellannahmen besser approximiert. Hinzu kommt, dass in diesem Fall auch eher Probleme der Heteroskedastizität abgeschwächt werden können. Außerdem können mit logarithmierten Variablen die Spannweite von Variablen vermindert und negative Effekte von Ausreißerwerten eingedämmt werden.

Annahme serieller Unabhängigkeit Die Teststatistiken des Durbin-Watson-Tests basierend auf den Residuen der Unfallmodelle für alle Zielvariablen im inner- und außerörtlichen Verkehr einschließlich Bundesautobahnen liefern p -Werte unterhalb des Signifikanzniveaus von $\alpha = 0.05$. Der Durbin-Watson-Test liefert somit einen klaren Hinweis auf eine serielle Abhängigkeit in den Residuen. Abbildung 11 demonstriert exemplarisch anhand des Modells für Unfälle mit Leichtverletzten im innerörtlichen Verkehr zu Winter die Residuen im Zeitablauf und die empirische Autokorrelationsfunktion der Fehlervarianzen. Die ACF birgt klare Hinweise auf Autokorrelation mit ausgeprägten saisonalen Schwankungen anhand von positiven Peaks für die Zeitverschiebungen (Lags) 7, 14, 21, 35, ... Diese Zeitverschiebungen deuten auf Wochentageffekte hin. Eine zusätzliche Möglichkeit zur graphischen Erkennung von Autokorrelation bietet ein Streudiagramm, in dem die Residuen ε_t in Abhängigkeit von den zeitlich vorangehenden Residuen ε_{t-1} dargestellt werden.

Bei serieller Unabhängigkeit sollte ein kreisförmiges Streudiagramm resultieren. Bei positiver Abhängigkeit erscheint das Streudiagramm ansteigend gestreckt. Somit liefert das Streudiagramm in Abbildung 12 neben den vorher betrachteten Hilfsmitteln wegen seiner ansteigenden Form einen klaren Hinweis auf autokorrelierte Störterme.

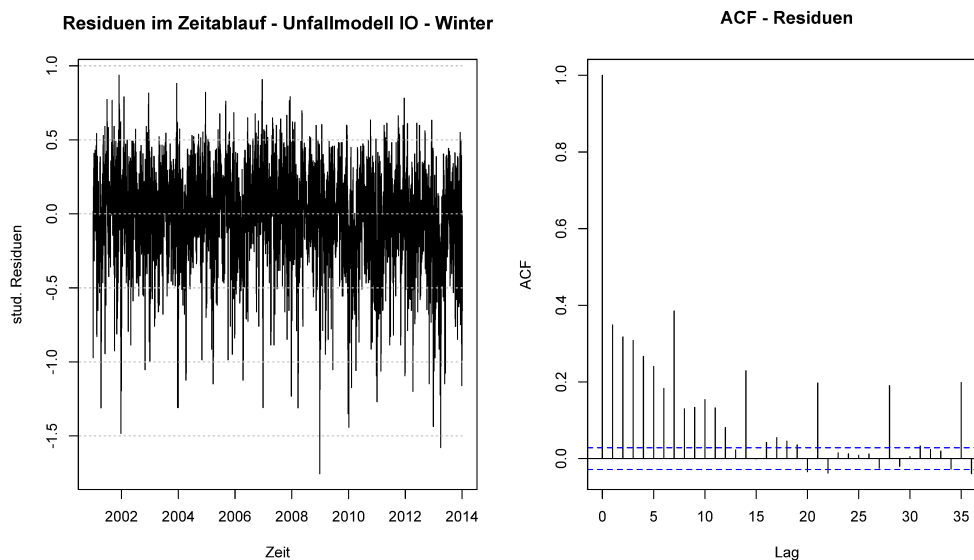


Abbildung 11: Residuen im Zeitablauf und Autokorrelationsfunktion.

Wie bereits bei den Annahmen des klassischen linearen Modells erwähnt, deuten autokorrelierte Störgrößen auf eine Fehlspezifikation des Modells hin. Bevor also Schätzverfahren für Modelle mit korrelierten Fehlern herangezogen werden, wird zunächst untersucht, ob die Fehlspezifikation beseitigt werden kann. Eine mögliche Verbesserung könnte etwa durch ein neues Modell mit neuen Kovariablen erfolgen. Kann die Korrelation nicht beseitigt werden, können Schätzverfahren für Modelle mit autokorrelierten Fehlern verwendet werden⁵¹. Im Hinblick auf die Maßnahme der Einbeziehung bisher nicht berücksichtigter Kovariablen, wird im Folgenden exemplarisch in das Modell für Unfälle mit Leichtverletzten im innerörtlichen Verkehr zu Winter neben der Dummy-Variable für den Wochenendverkehr ebenso die Dummy-Variable für den Berufsverkehr miteinbezogen. Hierbei erhält man als Teststatistik für den Durbin-Watson-Test $DW=1.89$ und einen p -Wert von 0.76. Diesem Diagnosetestergebnis kann man entnehmen, dass aufgrund der Modellierung beider Dummy-Strukturen, die Nullhypothese der seriellen Unabhängigkeit der Residuen nicht verworfen wird und somit eine korrekte Spezifikation des Modells gewährleistet ist.

⁵¹Vgl. Fahrmeir et al. (2009), S.142.

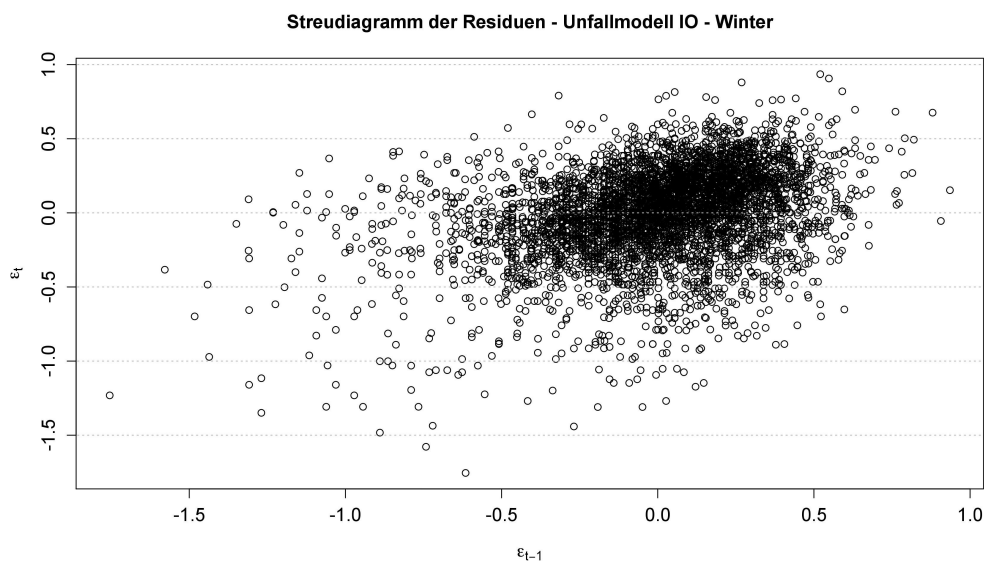


Abbildung 12: Streudiagramm der Residuen ε_t in Abhängigkeit von den zeitlich vorangehenden Residuen ε_{t-1} .

Normalverteilungsannahme Abbildung 13 zeigt exemplarisch den QQ-Plot für die standardisierten Residuen des Modells für Unfälle mit Leichtverletzten im innerörtlichen Verkehr zu Winter. Größere Abweichungen von der Normalverteilung zeigen sich am linken und rechten Rand. In Abbildung 14 werden die standardisierten Residuen mit Hilfe eines Histogramms auf ihre Normalverteilung hin geprüft. Dabei werden auf der Abzisse die Ausprägungen der studentisierten Residuen dargestellt und auf der Ordinate die entsprechenden Dichten. Darüber wird eine Normalverteilungskurve mit demselben Mittelwert und derselben Standardabweichung wie die Residuen gelegt. Hier werden Abweichungen von der Normalverteilung unmittelbar sichtbar. Die Überprüfung der Annahme normalverteilter Residuen anhand des *Shapiro-Wilk*-Tests basierend auf den Unfallmodellen für alle Zielvariablen im inner- und außerörtlichen Verkehr einschließlich Bundesautobahnen liefert p-Werte unterhalb des Signifikanzniveaus von $\alpha = 0.05$. Damit liefert der *Shapiro-Wilk*-Test einen weiteren Hinweis, dass die Residuen nicht normalverteilt sind. Reflektiert man dieses Testergebnis vor allem im Hinblick auf die Diskretheit der abhängigen Variable, so ist es nicht verwunderlich, dass die diskrete Natur der Daten fast zwangsläufig zur Nichterfüllung der Normalverteilungsannahme führt. Deshalb empfiehlt es sich nicht, Einflüsse auf diskrete Variablen mit dem Verfahren der klassischen linearen Regressionsanalyse zu untersuchen, da wesentliche Anwendungsvoraussetzungen, insbesondere eine Normalverteilung der Residuen und Homoskedastizität sowie Unabhängigkeit, nicht gegeben sind. Ein lineares Regressionsmodell kann bei diskreten Zielvariablen zu unzulässigen Vorhersagen führen. Betrachtet man die Nichterfüllung der Normalverteilungsannahme im Hinblick auf den binären Charakter der erklärenden Variablen, so ist auch hier zu

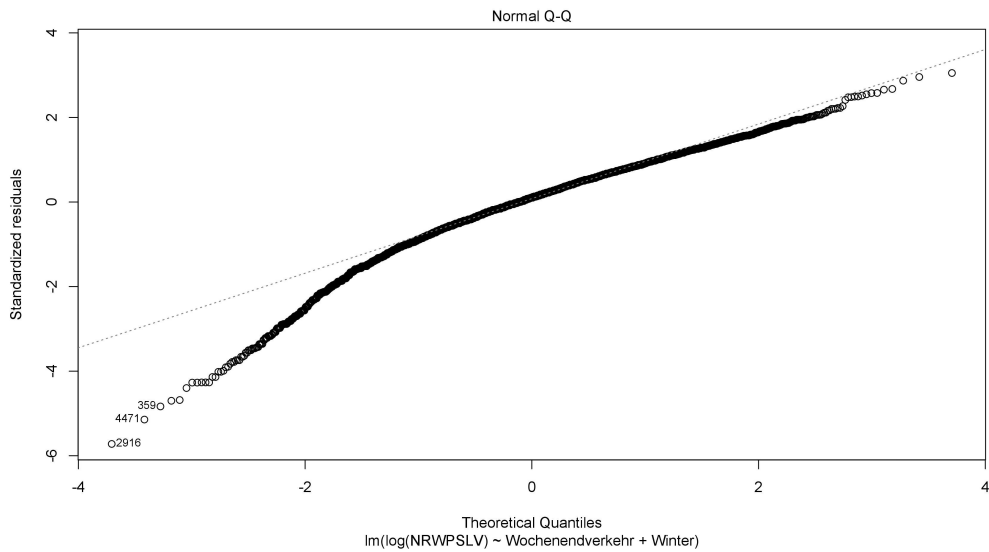


Abbildung 13: QQ-Plot der standardisierten Residuen.

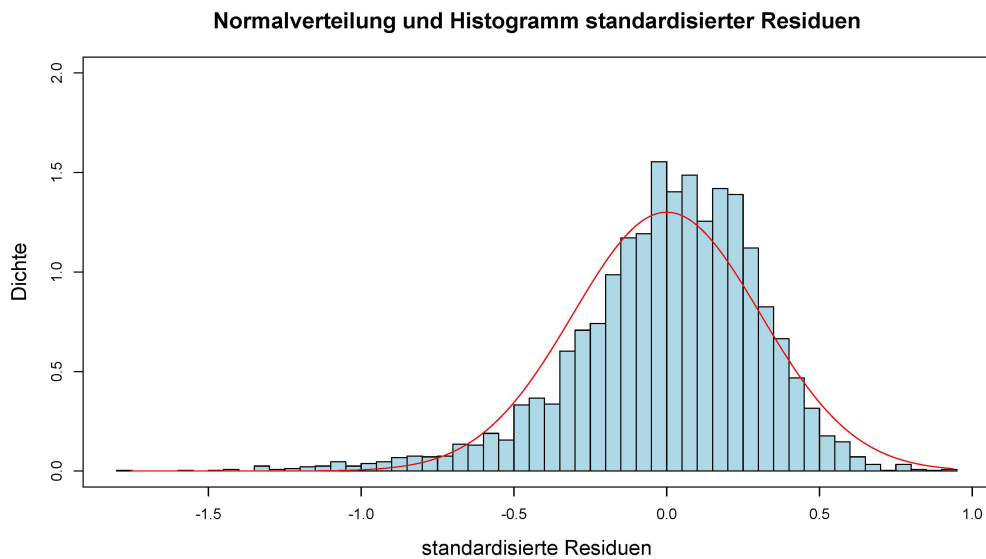


Abbildung 14: Histogramm der standardisierten Residuen mit der entsprechenden Normalverteilung.

erwarten, dass die diskrete Natur der Daten fast zwangsläufig zu einer nicht-normalen Verteilung der Residuen führt. Im Rahmen der Modelldiagnose steht die Überprüfung der Normalverteilungsannahme am Schluss der Residualanalyse, da eine Verletzung dieser Annahme oftmals durch Verletzungen der anderen Annahmen verursacht wird. Sie hebt sich also auf, wenn die anderen Verletzungen behoben werden. Im Hinblick auf die

zu ergreifenden Maßnahmen bei Verletzung der Normalverteilungsannahme empfiehlt es sich also entweder die Verletzung der Varianzhomogenität oder der seriellen Unabhängigkeit zu beheben oder eine Regressionsanalyse zur Modellierung diskreter abhängiger Variablen zu verwenden. Wendet man den Shapiro-Wilk-Test auf die Residuenfehler des mit der WLS-Methode geschätzten Modells, so erhält man nachfolgenden R-Output:

```
R> library("MASS")
R> library("stats")
R> w<-1/(fitted(fit))^2
R> wfit<-(lm(log(PSLV_IO)~wev+winter, weight=w))
R> shapiro.test(residuals(wfit))
```

Shapiro-Wilk normality test

data: residuals(wfit)

W = 0.9815, p-value=0.5691

Zum Vergleich ist nochmal der Output des *Shapiro-Wilk*-Tests basierend auf den Residuen des ursprünglichen Modells wiedergegeben:

```
R> fit<-(lm(log(PSLV_IO)~wev+winter))
R> shapiro.test(residuals(fit))
```

Shapiro-Wilk normality test

data: residuals(fit)

W = 0.9609, p-value< 2.2e-16

Vergleicht man die R-Outputs zu den Shapiro-Wilk-Tests basierend auf den Residuen beider Modelle, stellt man fest, dass die Residuen des mit der WLS-Methode geschätzten Modells laut Testergebnis ($p=0.5691$) normalverteilt sind. Es zeigt sich also, dass durch Beheben der Verletzung der Annahme der Varianzhomogenität auch die Verletzung der Normalverteilungsannahme behoben wird. Auf die Behebung der Autokorrelation wird in den nachfolgenden Kapiteln in Form von neuen Modellen mit neuen Kovariablen eingegangen. Die Möglichkeit der Modellierung diskreter abhängiger Variablen anhand generalisierter linearer Modelle wird in Abschnitt 5.2 aufgegriffen.

Multikollinearitätsannahme Die Varianzinflationsfaktoren der Unfallmodelle für alle Zielvariablen im inner- und außerörtlichen Verkehr aufgeschlüsselt nach Jahreszeit liegen alle bei 1.00. Die lineare Abhängigkeit der erklärenden Variablen untereinander ist nahezu Null. Ein Kollinearitätsproblem liegt somit nicht vor. Wichtig ist hier jedoch den Aspekt

der Multikollinearität vor dem Hintergrund der **Dummy-Struktur** zu beleuchten. Unter perfekter Multikollinearität versteht man eine perfekte lineare Abhängigkeit unter den Regressoren. Bei perfekter Multikollinearität ist eine Schätzung des Modells anhand des vorgestellten Verfahrens nicht möglich. Perfekte Multikollinearität tritt in linearen Modellen mit Absolutglied zum Beispiel dann auf, wenn Modelle mit **Dummy-Variablen** falsch spezifiziert werden. Eine mögliche Lösung ist hierbei das Weglassen genau einer Dummy-Variablen. Auf diese Weise nimmt die zu dieser Dummy-Variable gehörende Ausprägung des Merkmals eine Art Bezugsgröße ein. Bezieht man diese Vorgehensweise auf die untersuchten Modelle, so bedeutet dies, dass eine Einbeziehung des Merkmals „Verkehr“ mit den beiden Ausprägungen „Wochenendverkehr“ und „Berufsverkehr“ mit Hilfe **einer** Dummy-Variablen „Wochenendverkehr“, korrekt ist, während die Aufnahme beider Variablen „Wochenendverkehr“ und „Berufsverkehr“ zwangsläufig zu perfekter Multikollinearität führt.

Ausreißeranalyse Wie bereits erwähnt, besteht eine Möglichkeit zur Identifikation von Ausreißern mit Hilfe des R-Pakets `outliers`. Das Problem bei diesem Verfahren ist jedoch, dass immer nur ein Ausreißer entfernt wird, und zwar der Wert, der am weitesten vom Mittelwert entfernt ist. Eine Möglichkeit, alle Ausreißer zu entfernen, bietet die Boxplot-Regel. Nach dieser Regel handelt es sich bei Ausreißern um Werte, die mehr als das 1.5-fache des Interquartilabstands vom Median abweichen. Wendet man die Boxplot-Regel zur Identifikation von Ausreißern auf die Residuen des Modells für Unfälle mit Leichtverletzten im innerörtlichen Verkehr zu Winter an und schätzt dieses Modell ohne Ausreißer, so erhält man folgenden R-Output:

```
R> library("MASS")
R> library("stats")
R> fit<-lm(log(PSLV_IO)~wev+winter)
R> x<-residuals(fit)
R> bp <- boxplot(x)
R> outlier<-bp$out
R> new_fr_nrw<-fr_nrw[-outlier]
R> outlier_fit<-lm(log(PSLV_IO)~wev+winter, data=new_fr_nrw[])
R> summary(outlier_fit)
```

Call:

```
lm(formula = log(PSLV_IO) ~ wev+winter, data=new_fr_nrw[])
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.74935	-0.16371	0.01713	0.18418	0.68987

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	4.855055	0.005006	969.75	<2e-16 ***
wev	-0.526364	0.008467	-62.17	<2e-16 ***

winter -0.277066 0.008965 -30.91 <2e-16 ***

Residual standard error: 0.2594 on 4601 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.511, Adjusted R-squared: 0.5108

F-statistic: 2404 on 2 and 4601 DF, p-value: < 2.2e-16

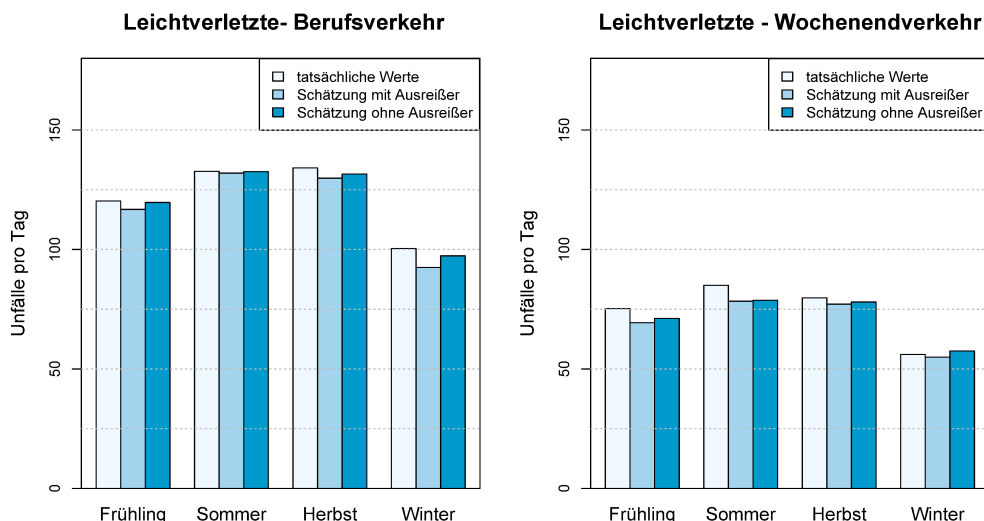


Abbildung 15: Beobachtete und geschätzte Unfälle mit und ohne Ausreißer.

Damit gewährleistet wird, dass die Information über die Ausreißer nicht verloren geht, werden die entstandenen Modellunterschiede anhand der Höhe der geschätzten Unfälle pro Tag mit Leichtverletzten innerorts zu unterschiedlichen Jahreszeiten mit und ohne Ausreißer in Abbildung 15 graphisch dargestellt. Die Schätzung erfolgt getrennt für die Untersuchungsgruppen Berufs- und Wochenendverkehr. (Hierbei wird für jede Jahreszeit eine getrennte Schätzung durchgeführt und für jedes Modell die Ausreißer ermittelt. Präsentiert werden nur die Ergebnisse für das Winter-Modell, um nicht den Rahmen dieser Arbeit zu sprengen). Die Schätzergebnisse zeigen, dass sich die geschätzten Standardfehler und damit auch die Konfidenzintervalle ändern. Unter Verwendung aller Beobachtungen erhält man als geschätzten Standardfehler den Wert 0.307, ohne Ausreißer hingegen 0.259. Außerdem führt eine Schätzung ohne Berücksichtigung der Ausreißer zu einer Steigerung der Prognosegüte um ca. 17%. Auf der Suche nach einer Erklärung für die Herkunft und den sinnvollen Umgang mit den unüblichen Beobachtungen gibt es zwei Möglichkeiten. Wenn es sich um Ausreißer im klassischen Sinne handelt, die auf Fehlern oder Ausnahmen

ohne Bedeutung für die eigentliche Fragestellung beruhen, empfiehlt sich eine Elimination dieser identifizierten Ausreißer. Treten jedoch nicht nur einzelne Werte sondern gleich mehrere extreme Beobachtungen gleichzeitig auf, so ist es denkbar, dass die gewählte Modellierung die Realität nicht mit ausreichender Güte abbildet, andere Methoden besser geeignet sind oder Transformationen der Daten notwendig werden. Zu diesem Zweck werden zuerst einmal Ausreißer identifiziert, die nicht dem angepassten Unfallmodell (Leichtverletzte innerorts zu Winter) gehorchen. Anschließend erfolgt in den Tabellen 199, 200 und 201 im Anhang eine Darstellung der identifizierten Ausreißer nach Merkmalen.

Im Hinblick auf die Merkmale der identifizierten Ausreißer zeigt die oben durchgeführte Ausreißeranalyse, dass es sich hierbei nicht um Ausreißer im klassischen Sinne handelt, die auf Fehlern oder Ausnahmen ohne Bedeutung für die eigentliche Fragestellung beruhen. Aus diesem Grund empfiehlt es sich nicht, diese identifizierten Werte zu eliminieren. Da nicht nur einzelne Werte, sondern insbesondere an Schulferien und Feiertagen gleich mehrere Werte gleichzeitig auftreten, ist es durchaus denkbar, dass das verwendete Unfallmodell nicht vollständig in der Lage ist, die gesamte in den Daten vorhandene Struktur zu erklären. Damit das zugrunde liegende Regressionsmodell das Unfallgeschehen an Schulferien und Feiertagen mit ausreichender Güte abbildet, empfiehlt sich als eine alternative Modellierungsmöglichkeit die Aufnahme von Dummy-Variablen für Schulferien und Feiertage in das bisher verwendete Unfallmodell. Wendet man diese Modellierungsmöglichkeit auf das Modell für Unfälle mit Leichtverletzten im innerörtlichen Verkehr zu Winter an, so erhält man folgenden R-Regressionsoutput:

```
R> fit<-lm(log(PSLV_IO)~wev+winter+sfj+ftj)
R> summary(fit)
```

Call:

```
lm(formula = log(NRWPSLV_IO) ~ wev+winter+sfj+ftj)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-1.29787	-0.15548	0.01873	0.17588	1.02419

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	4.908665	0.005724	857.53	<2e-16 ***
wev	-0.540198	0.008668	-62.32	<2e-16 ***
winter	-0.322370	0.009104	-35.41	<2e-16 ***
sfj	-0.183280	0.009309	-19.69	<2e-16 ***
ftj	-0.692174	0.023277	-29.74	<2e-16 ***

Residual standard error: 0.2693 on 4743 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.5668, Adjusted R-squared: 0.5664

F-statistic: 1551 on 4 and 4743 DF, p-value: < 2.2e-16

Die Schätzergebnisse zeigen, dass sich die geschätzten Standardfehler und damit auch die Konfidenzintervalle ändern. Infolge der Aufnahme von Dummy-Variablen für Schulferien und Feiertage in das bisher verwendete Unfallmodell erhält man als geschätzten Standardfehler den Wert 0.269, im ursprünglichen Modell hingegen 0.307. Außerdem führt diese Modellierung zu einer Steigerung der Prognosegüte um ca. 30% von 43.7% auf 56.7%. In Abbildung 16 wird die Höhe der tatsächlichen logarithmierten Unfälle den anhand des alternativen Unfallmodells geschätzten Werten gegenübergestellt⁵².

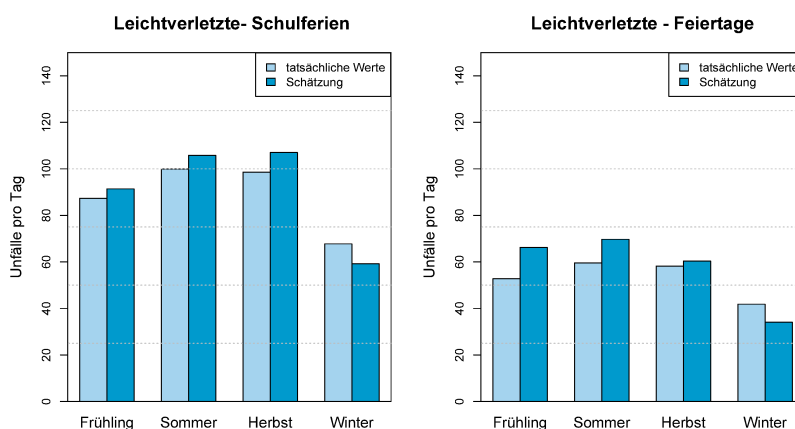


Abbildung 16: Beobachtete und geschätzte log. Unfälle mit Leichtverletzten innerorts zu Winter am Wochenende zu Schulferien und Feiertagen.

Zusammenfassung der Ergebnisse

Die im Rahmen der regressionsanalytischen Untersuchung gewonnenen Erkenntnisse demonstrieren, dass ein klassisches lineares Modell unter gewissen Umständen sehr gut in der Lage ist, saisonale Einflussfaktoren, die für das Unfallgeschehen bestimmend sind, mit ausreichender Güte abzubilden. Die Gründe hierfür liegen einerseits in der hohen Prognosegüte des Modells. Das gewonnene R^2 von 56.7% ist erstaunlich hoch. Mehr als die Hälfte der vorhandenen Varianz in den Beobachtungsdaten (Anzahl Leichtverletzter innerorts) kann durch das log-lineare Modell mit Hilfe saisonaler Effekte erklärt werden. Außerdem demonstriert die Gegenüberstellung der tatsächlichen und geschätzten logarithmierten Unfälle pro Tag in den Abbildung 16, dass das zugrunde liegende Regressionsmodell sehr gut geeignet ist, die Höhe der abhängigen Variable in Abhängigkeit von saisonalen Effekten sinngemäß wiederzugeben. Zum Anderen zeigen die im Rahmen der Modelldiagnose

⁵²Die R-Codes zur Erzeugung von Abbildung 16 findet sich im Anhang.

gewonnenen Erkenntnisse, dass ein klassisches lineares Regressionsmodell für die Modellierung verkehrsbedingter Unfälle weniger geeignet sein kann. Die Gründe hierfür liegen darin, dass sich die Annahme unabhängiger und identisch verteilter Fehler nicht rechtfertigen lässt. Um der Verletzung dieser Annahmen Abhilfe zu schaffen, bestehen zwei Möglichkeiten. Zum Einen existiert die Option, bei der Verletzung entsprechender Annahmen die dafür vorgesehenen Maßnahmen zu ergreifen und das Modell gegebenenfalls durch besser geeignete zu ersetzen. Reflektiert man zum Anderen die Nichtgegebenheit der wesentlichen Anwendungsvoraussetzungen eines klassischen linearen Modells vor allem im Hinblick auf die Diskretheit der abhängigen Variable, so ist es nicht verwunderlich, dass die diskrete Natur der Daten fast zwangsläufig zur Nichterfüllung führt. Deshalb ist es empfehlenswert, Einflüsse auf diskrete Variablen nicht mit dem Verfahren der klassischen linearen Regressionsanalyse zu untersuchen, da ein lineares Regressionsmodell bei diskreten Zielvariablen zu unzulässigen Vorhersagen führen kann, sondern eine Regressionsanalyse zur Modellierung diskreter abhängiger Variablen zu verwenden, bei der die Nichtnegativität sowie der Ganzzahligkeitscharakter der Zielgröße berücksichtigt wird. Im folgenden Abschnitt wird deshalb der Versuch unternommen, die verletzten Anwendungsvoraussetzungen durch allgemeine Annahmen zu ersetzen, indem ein generalisiertes lineares Modell zur Bestimmung der wesentlichen Einflussfaktoren auf das Unfallgeschehen vorgestellt wird.

5.2 Generalisiertes lineares Unfallmodell

In diesem Abschnitt wird nach einem Generalisierten Linearen Modell gesucht, das in der Lage ist, den Zusammenhang zwischen Unfällen und Einflussfaktoren, die für das Unfallgeschehen bestimmend sind, mathematisch abzubilden. Ein Generalisiertes Lineares Modell besteht aus einer zufälligen Komponente, einer systematischen Komponente und einer zugehörigen Linkfunktion⁵³. Die Verteilungsannahme der zufälligen Komponente hat die Nichtnegativität der Zähldaten sowie deren Ganzzahligkeitscharakter zu berücksichtigen. Die bekanntesten Verteilungen, die diese Kriterien erfüllen, sind die Poisson- und die Negativ-Binomialverteilung. Liegen Zähldaten vor, so wird jedoch am häufigsten die Poissonverteilung zur Modellierung der Daten verwendet. Anders als die Normalverteilung besteht sie aus nur einem Parameter, der gleichzeitig Erwartungswert und Varianz ist. Diese Eigenschaft wird als „Equidispersion“ bezeichnet. Diese Forderung der Gleichheit von Erwartungswert und Varianz ist oft zu stark. In vielen Anwendungen ist die empirische Varianz oft deutlich höher als die durch das Poisson-Regressionsmodell vorhergesagte Varianz. Man spricht dann von „Überdispersion“, da die Daten mehr Variabilität aufweisen, als durch das Modell unterstellt wird. Eine Möglichkeit, diesem eben angesprochenen Problem der Überdispersion auszuweichen, ist, zu dem Modell der Quasi-Poisson- oder der Negativ-Binomialverteilung überzugehen, die keine so starke Forderung bezüglich der

⁵³Vgl. Kühnel et al. (2001), S.609.

Beziehung zwischen Erwartungswert und Varianz an die Daten stellen. In Abschnitt 5.2 werden verschiedene Gütekriterien für verallgemeinerte Modelle vorgestellt. Mit Hilfe dieser Goodness-of-Fit-Maße werden die im Abschnitt 5.1 vorgestellten Unfallmodelle evaluiert und im Hinblick auf ihre Tauglichkeit, das Unfallgeschehen sinngemäß abzubilden, untersucht.

Komponenten

Ein Generalisiertes Lineares Modell besteht aus einer zufälligen Komponente, einer systematischen Komponente und einer zugehörigen Linkfunktion (Verknüpfungsfunktion). Man bezeichnet die Realisierung einer Zufallsvariablen Y_t als einen Vektor $\mathbf{y} = (y_1, \dots, y_t)'$ bestehend aus T Beobachtungen. Weiterhin sind p Kovariablenvektoren gegeben mit $\mathbf{X} = (x_{t1}, \dots, x_{tp})'$ für $t = 1, \dots, T$.

Die *zufällige Komponente* eines GLMs sind die Zufallsvariablen Y_t . Die Y_t sind unabhängig und die Verteilung gehört zur Klasse der *Exponentialfamilie*.

Für den Erwartungswert gilt:

$$E(Y_t) =: \mu_t.$$

Der lineare Prädiktor $\boldsymbol{\eta}$, ein $T \times 1$ - Vektor, ist die *systematische Komponente* im Modell, welche definiert ist durch

$$\boldsymbol{\eta} =: \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} \quad \text{mit} \quad \boldsymbol{\beta} = \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \vdots \\ \beta_k \end{pmatrix} \in \mathbb{R}^{p \times 1}.$$

Die Verbindung von zufälliger und systematischer Komponente wird durch eine Transformationsfunktion des Erwartungswerts geschaffen. Dazu beschreibt man den linearen Prädiktor $\boldsymbol{\eta}$ als Funktion des Erwartungswerts. Diese Funktion $g: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ ist bekannt und wird als *Linkfunktion* bezeichnet, d.h. es gilt:

$$g(\boldsymbol{\mu}) = \boldsymbol{\eta} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}.$$

$\boldsymbol{\mu}$ ist ein $T \times 1$ - Vektor. Die Linkfunktion g heißt *kanonisch*, wenn $\theta_t = \eta_t$ ist.

Log-lineares Poisson-Modell

Die Poisson-Regression ist ein Spezialfall der generalisierten linearen Regression. Die Poissonverteilung gehört zur Klasse der diskreten Verteilungen. Die Wahrscheinlichkeitsdichte der Poissonverteilung ist bestimmt durch die Formel

$$f(y_t) = \begin{cases} \frac{e^{-\lambda_t} \cdot \lambda_t^{y_t}}{y_t!} & y_t = 0, 1, 2, \dots; \quad t = 1, \dots, T \\ 0 & \text{sonst,} \end{cases}$$

wobei $\lambda_t > 0$ gelten muss. Die Poisson-Verteilung ist also für diskrete Werte größer gleich Null definiert und eignet sich allein deswegen gut für Zählgrößen. Dabei gibt der Parameter λ_t die mittlere Anzahl der zu erwartenden Ereignisse in einem bestimmten Zeitintervall an. Der bedingte Erwartungswert einer Poissonverteilung mit Parameter λ_t unterliegt der Restriktion, dass er größer als Null sein muss. $E[\mathbf{y}]$ ist eine Funktion des Prädiktors:

$$E[\mathbf{y}] = h(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}).$$

$h(\cdot)$ wird Responsefunktion genannt. Die Linkfunktion g ist das *Inverse* der Responsefunktion h , es gilt daher $g = h^{-1}$. Eine gängige Wahl für $h(\cdot)$ ist $\exp(\cdot)$, weil $\exp(\cdot)$ den gesamten möglichen Wertebereich von $\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}$ ins Positive abbildet und λ_t größer Null sein muss. (Hierbei werden die Funktionen $\exp(\cdot)$ und $\log(\cdot)$ auch komponentenweise auf Vektoren angewendet.) Wegen $\log(\boldsymbol{\lambda}_t) = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}$ spricht man von einem *log-linearen Poissonmodell*. Für λ_t gilt dann:

$$\exp(\beta_0) \cdot \exp(\beta_1 x_{t1}) \cdot \dots \cdot \exp(\beta_k x_{tk}) = \lambda_t.$$

Der Effekt der Kovariablen ist also exponentiell und multiplikativ auf die durchschnittliche Anzahl zu erwartender Ereignisse λ_t ⁵⁴.

Die Dichtefunktion einer einparametrischen *Exponentialfamilie* mit kanonischem Parameter $\theta_t = h(\mu_t)$ für $t = 1, \dots, T$ kann formuliert werden als

$$\begin{aligned} f_{\theta}(y_t) &= \exp \left[\frac{y_t \theta_t - b(\theta_t)}{a(\phi)} - c(y_t, \phi) \right] \\ f_{\theta}(y_t) &= \exp \left[\frac{y_t h(\mu_t) - b(h(\mu_t))}{a(\phi)} - c(y_t, \phi) \right]. \end{aligned}$$

Die Poisson-Verteilung gehört zur *Exponentialfamilie*, denn die Wahrscheinlichkeitsfunktion der Poisson-Verteilung kann formuliert werden als

$$f_{\theta}(y_t) = \exp \left(\frac{y_t \cdot \log(\lambda_t) - \lambda_t}{1} - \log(y_t!) \right),$$

mit

$$\begin{aligned} a(\phi) &= 1 \\ \theta_t &= \log(\lambda_t) \\ b(\theta_t) &= \lambda_t = \exp(\theta_t) \\ c(y_t, \phi) &= -\log(y_t!). \end{aligned}$$

⁵⁴Vgl. Fahrmeir et al. (2009), S.210.

Modellwahlkriterien für Generalisierte Lineare Modelle

In diesem Abschnitt sollen Methoden aufgezeigt werden, die Anpassungsgüte des Modells an die Daten zu überprüfen. Hierfür gibt es verschiedene Goodness of Fit Maße, wie das Akaike und Bayessche Informationskriterium sowie die Devianz⁵⁵. Die Log-Likelihood kann man unterschiedlich formulieren:

$$\begin{aligned} l(\mathbf{y}, \phi) &= \sum_{t=1}^T \left[\frac{y_t \theta_t - b(\theta_t)}{a(\phi)} - c(y_t, \phi) \right] \\ &= \sum_{t=1}^T \left[\frac{y_t h(\mu_t) - b(h(\mu_t))}{a(\phi)} - c(y_t, \phi) \right] \\ &= l(\mu, \mathbf{y}, \phi). \end{aligned}$$

Akaike Informationskriterium

Das *AIC* Informationskriterium wird im weiteren Verlauf zur Variablenselektion verwendet. Der *AIC*-Wert ist definiert durch

$$AIC =: -2l(\hat{\beta}, \mathbf{y}, \phi) + 2p.$$

Dabei ist $\hat{\beta}$ der Vektor der geschätzten Regressionsparameter und p die Anzahl der Parameter im Modell inklusive Interzept. Je kleiner der *AIC*-Wert ist, desto besser ist das Modell. Einerseits gilt, je mehr Parameter in das Modell aufgenommen werden desto kleiner wird der Wert des negativen Log-Likelihood. Andererseits wird für jeden zusätzlichen Parameter der Strafterm $2p$ größer und somit sinkt der Wert des *AIC* nur dann, wenn der Log-Likelihood stärker abnimmt als der Strafterm zunimmt⁵⁶.

Bayessche Informationskriterium

Das *BIC* Informationskriterium ist definiert durch

$$BIC =: -2l(\hat{\beta}, \mathbf{y}, \phi) + \log(T)p.$$

Bei diesem Kriterium wächst der Faktor des Strafterms logarithmisch mit der Anzahl der Beobachtungen. Bereits ab acht Beobachtungen ($\log(8) = 2,07944 > 2$) bestraft das *BIC* zusätzliche Parameter schärfer als das *AIC*.

Devianz

Ein weiteres bedeutendes Maß für die Modellwahl ist die Devianz. Auch hier ist es möglich, anhand des Wertes der Devianz zu entscheiden, welches besser zu den Daten passt. Der

⁵⁵Vgl. Fahrmeir et al. (2009), S.205ff.

⁵⁶Vgl. de Jong et al. (2008), S.62f.

Wert der Devianz berechnet sich aus:

$$D^* = -2 [l(\hat{\beta}, \mathbf{y}, \phi) - l(\mathbf{y}, \mathbf{y}, \phi)],$$

wobei $l(\mathbf{y}_t, \mathbf{y}_t, \phi)$ der maximale Log-Likelihood ist, der auch als Log-Likelihood des saturierten (vollen) Modells bezeichnet wird. Das saturierte Modell ist das Modell mit maximaler Parameterzahl, in der Regel entspricht dann die Zahl der Parameter der Zahl der Beobachtungen. Deswegen liefert das saturierte Modell eine bestmögliche Anpassung in der gegebenen Modellklasse. Die Likelihood des saturierten Modells ist gleich 1. Daraus folgt, dass ihre logarithmierte Likelihood gleich Null ist.

Devianzbasiertes Bestimmtheitsmaß

Ein anderes Maß zur Bestimmung für die Anpassungsgüte ist das sogenannte devianzbasierte Bestimmtheitsmaß R_{dev}^2 , das durch

$$R_{\text{dev}}^2 = 1 - \frac{D^*}{D^0}$$

gegeben ist. Hierbei bezeichnet D^0 die Devianz, die sich aus einem Modell ergibt, in dem nur der Intercept, aber keine weiteren Einflussgrößen, angepasst wird. Im Hinblick auf die Wahl zwischen mehreren Modellen werden jene gewählt, die den größten R_{dev}^2 -Wert aufweisen.

Modellanpassung an die Daten

In diesem Abschnitt werden zur Bestimmung des Zusammenhangs zwischen Unfall- und Saisonvariablen unterschiedliche Poissonmodelle für drei Gruppen von Zielvariablen verwendet. Die erste Gruppe bezieht sich auf die Gesamtzahl der Unfälle mit Leichtverletzten, die zweite auf die Gesamtzahl der Unfälle mit Schwerverletzten und die dritte Gruppe auf die Gesamtzahl der Unfälle mit Getöteten in Nordrhein-Westfalen für die Untersuchungsjahre 2001-2013. Darüber hinaus erfolgt eine Aufschlüsselung nach Ortslage (innerorts, außerorts und Bundesautobahnen) und Jahreszeit. Die Untersuchung erfolgt ausschließlich für den Datensatz Wochenendverkehr. Sei y_t Anzahl der Unfälle pro Tag in Nordrhein-Westfalen, dann ist y_t poisson-verteilt mit Parameter λ_t . Es wird die logarithmische Linkfunktion verwendet. Somit gilt für den Erwartungswert der Poisson-Regression

$$\begin{aligned} E[\mathbf{y}] &= \boldsymbol{\lambda}_t = h(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}) \\ &= \exp(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}) \\ &= \exp(\beta_0 + \beta_1 \text{spring}_t + \beta_2 \text{summer}_t + \beta_3 \text{autumn}_t + \beta_4 \text{winter}_t + \beta_5 \text{bv}_t + \\ &\quad \beta_6 \text{wev}_t + \beta_7 \text{ftj}_t + \beta_8 \text{sfj}_t). \end{aligned}$$

In R können generalisierte lineare Modelle mit der Funktion `glm()` an die Daten angepasst werden. Als Argumente werden die Modellformel und die Verteilung von $y_t|x_t$ sowie die Responsefunktion benötigt. Die Responsefunktion `h()` wird nach der Verteilung in den Klammern angegeben. Die default-Einstellung ist `exp()`, deswegen genügen leere Klammern. Nachfolgend ist der R-Code und der Regressionsoutput exemplarisch anhand des Modells für Unfälle mit Leichtverletzten im innerörtlichen Verkehr zu Winter wiedergegeben:

```
R> library("MASS")
R> library("stats")
R> glm_fit<-(glm(PSLV_IO~wev+winter, family=poisson()))
R> summary(glm_fit)
```

Call:

```
glm(formula = PSLV_IO ~ wev + winter, family = poisson())
```

Deviance Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-11.1177	-1.9506	-0.0804	1.7793	10.8215

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	4.864138	0.001704	2854.39	<2e-16 ***
wev	-0.498343	0.003517	-141.69	<2e-16 ***
winter	-0.271095	0.003486	-77.77	<2e-16 ***

(Dispersion parameter for poisson family taken to be 1)

Null deviance: 66613 on 4747 degrees of freedom
 Residual deviance: 38130 on 4745 degrees of freedom
 AIC: 68765

Number of Fisher Scoring iterations: 4

Residual deviance ist hierbei $-2l(\hat{\beta}, \mathbf{y}, \phi)$, d.h. die negative doppelte Likelihood des Modells mit allen Einflussgrößen. Null deviance ist derselbe Ausdruck berechnet für das Modell ohne Einflussgrößen.

Regressionsanalysen für Wochenendverkehr 2001-2013

Aus der Gegenüberstellung der Regressionsparameter für die angepassten Poisson-Unfallmodelle werden in der Empirie beobachtete Zusammenhänge sinngemäß wiedergegeben. Die Saisonkomponenten Sommer und Winter haben in allen Ortslagen einen signifikanten

Einfluss auf das Unfallgeschehen. Betrachtet man die Ergebnisse der Parameterschätzungen im Hinblick auf Schweregrad und Ortslage für jede Saison, so ist zu erkennen, dass prozentual gesehen Unfälle mit Schwerverletzten in allen Ortslagen in den Sommermonaten höher sind als in der Wintersaison. Hierbei beträgt der Parametereffekt für die Sommersaison in allen Ortslagen für Leichtverletzte im Mittel $\beta_{2,LV} = 0.10$, für Schwerverletzte $\beta_{2,SV} = 0.15$ und für Getötete $\beta_{2,T} = 0.15$. Betrachtet man die Unfälle mit Getöteten, so ist zu verzeichnen, dass die meisten Unfälle mit Getöteten im Sommer auf Autobahnen passieren, wohingegen der Anteil der Getöteten auf Bundesautobahnen im Winter sehr niedrig ist. Die Parametereffekte liegen dabei für Getötete im Sommer bei $\beta_{2,T} = 0.25$ und im Winter bei $\beta_{4,T} = -0.25$. Gegenteilig verhält es sich mit der Anzahl der Leichtverletzten. Hier nimmt der Anteil der Unfälle mit Leichtverletzten auf Bundesautobahnen im Winter ($\beta_{4,LV} = -0.09$) zu, während in der Sommersaison ein Rückgang zu verzeichnen ist ($\beta_{2,LV} = 0.04$). Die Regressionsergebnisse bestätigen die Fakten, die in der deskriptiven Analyse hinsichtlich des Zusammenhangs zwischen Schweregrad eines Unfalls und Saison verzeichnet wurden, nämlich, dass in den Sommermonaten mehr Personen bei Unfällen ums Leben kommen als in den Wintermonaten. Aus der Gegenüberstellung der Parameter für die Poisson-Modelle und der Parameter der angepassten klassischen linearen Unfallmodelle ist zu verzeichnen, dass sich bei dem Poissonmodell im Vergleich zum klassischen linearen Modell die Standardfehler für die einzelnen Regressionsparameter verkleinern. Dies bewirkt eine Verkleinerung der p -Werte, wodurch die Effekte einiger Parameter auf die Zielvariablen einzelner Untersuchungsgruppen signifikant werden.

Vergleich zwischen GLM und LM

Aus der Gegenüberstellung der Schätzergebnisse der Poisson-Unfallmodelle mit den Schätzergebnissen der klassischen linearen Unfallmodelle für alle Zielvariablen aufgeschlüsselt nach Ortslage und Jahreszeit in Abbildung 17 zeigt sich, dass in beiden Modellen der Einfluss der Saison auf den Schweregrad eines Unfalls sinngemäß wiedergegeben wird. Schaut man sich die Unfälle nach Schweregrad und Ortslage für jede Saison an, so ist bei beiden Modelltypen der Anteil der Unfälle mit Schwerverletzten und Getöteten im Sommer höher als im Winter. Darüber hinaus wird auch der Zusammenhang zwischen Ortslage und Unfallschwere anhand beider Modelle sinnvoll abgebildet, und zwar dass bei Unfällen auf den Außerortsstraßen und auf Bundesautobahnen deutlich mehr Menschen schwerverletzt wurden bzw. ums Leben kommen als im innerörtlichen Verkehr. Verdeutlicht wird hier unter anderem, dass Unfälle außerorts und auf Autobahnen unter anderem wegen der höheren Fahrgeschwindigkeiten schlimmere Folgen haben.

Goodness of Fit-Maße

In diesem Abschnitt wird die Prognosegüte der angepassten Unfallmodelle mit Hilfe der vorgestellten Goodness-of-Fit-Maße für generalisierte Modelle untersucht. Die Untersuchung erfolgt getrennt nach den Zielvariablen Leichtverletzte, Schwerverletzte und Getö-

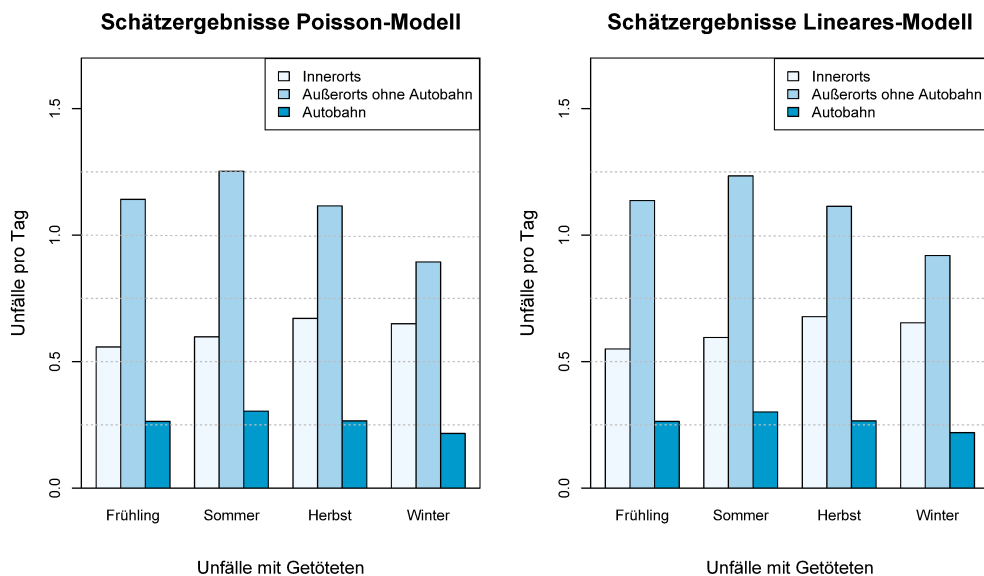


Abbildung 17: Schätzergebnisse für Unfälle mit Getöteten am Wochenende.

tete. Somit werden drei Gruppen untersucht. In den Tabellen im Anhang ist neben den vorgestellten Gütekriterien auch die Log-Likelihood der jeweiligen Modelle aufgeführt. Man berechnet alle Modellkriterien entsprechend der angegebenen Formeln.

Wertet man die Ergebnisse aus, dann bietet sich ein ähnliches Bild wie bei der Modellanpassung an ein klassisches lineares Unfallmodell. In den drei Untersuchungsgruppen lässt sich die Zahl der Zielvariablen in fast allen Ortstagen am besten anhand der Saisonkomponente Winter erklären. Hier nehmen der AIC- und BIC-Wert und die Devianz ihren kleinsten Wert an, während die Log-Likelihood und das devianzbasierte Bestimmtheitsmaß ihren größten Wert erreichen. Aber auch hier gilt, dass sich die Goodness-of-Fit-Maße der Wintermodelle und die der Sommermodelle nur geringfügig unterscheiden. Für die poisson-verteilten Modelle des Datensatzes Leichtverletzte ist das Modell mit der Saisonkomponente Winter innerorts am besten an die Daten angepasst. Betrachtet man die Gruppe der Poissonmodelle mit Schwerverletzten, so ist das Modell im Winter für den innerörtlichen Verkehr zu Winter das beste Modell. Ein ähnliches Bild bietet sich auch bei der Untersuchungsgruppe mit Getöteten, bei der das Modell zu Winter innerorts die beste Prognosegüte besitzt. Es zeigt sich also, dass die Häufigkeit für jede Unfallart aufgeschlüsselt nach Ortstlage am besten durch die Winter- und Sommersaison vorausgesagt werden kann (siehe Abbildung 26 im Anhang).

Testen im Poissonmodell

Um der zentralen Frage nachzugehen, ob die geschätzten Parameter die Zielgröße tatsächlich beeinflussen oder nicht, werden die Regressionsparameter auf Signifikanz getestet.

Deswegen sind Spezifikations-tests ein wichtiger Teil der Modellbeurteilung. Ob die angepassten Poisson-Modelle den Unfalldaten gerecht werden, wird mit Hilfe der nachfolgenden Spezifikations-tests untersucht.

Überdispersion

Die Poisson-Verteilung besitzt nur einen Parameter λ_t , für den gilt, dass Mittelwert und Varianz von y_t annahmegemäß gleich groß sind:

$$E[y_t] = \lambda_t = \text{Var}[y_t].$$

Diese Eigenschaft wird als „Equidispersion“ bezeichnet. In vielen Fällen ist die Varianz größer als der Erwartungswert, wodurch die Equidispersionsbedingung verletzt ist. Dieses Phänomen heißt Überdispersion⁵⁷. Deshalb ist es zweckmäßig, einen Überdispersions-Parameter ϕ durch die Annahme

$$\text{Var}[y_t|x_t, \beta] = \lambda_t + \phi \cdot f(\lambda_t)$$

einzuführen⁵⁸. Hierbei bedeutet $\phi < 0$ Unterdispersion während $\phi > 0$ für Überdispersion steht. Gängige Ausprägungen für die Transformationsfunktion $f(\cdot)$ sind entweder $f(\lambda_t) = \lambda_t^2$ oder $f(\lambda_t) = \lambda_t$. Erste entspricht einem Negativ-Binomial-Modell mit einer quadratischen Varianzfunktion, während die letzte einem Negativ-Binomial-Modell mit linearer Varianzfunktion oder einem Quasi-Poisson-Modell mit Dispersionsparameter entspricht⁵⁹. Einen einfachen Test, der die Daten auf vorliegende Überdispersion prüft, haben Cameron und Trivedi (1990) entwickelt⁶⁰. Die Nullhypothese dieses sogenannten Überdispersionstests lautet: $H_0 : \phi = 0$ vs. $H_1 : \phi \neq 0$. Eine praktische Anwendung dieses Überdispersions-Tests bietet das R-Paket AER mit Hilfe der Funktion `dispersiontest(object, trafo = NULL, alternative = c(„greater“, „two.sided“, „less“))`. `object` bezeichnet hierbei ein mit der Funktion `glm()` berechnetes Poisson-Modell. `alternative` ist hierbei eine Zeichenfolge, welche die Richtung der Alternativhypothese spezifiziert. Der `default`-Wert für die Transformationsfunktion ist `trafo=NULL`, während dann NB1 als Transformationsfunktion verwendet wird. Setzt man andererseits die Transformationsfunktion auf einen bestimmten Wert, wird der Überdispersions-Test im Sinne des Parameters ϕ durchgeführt. Die Transformationsfunktion `trafo` kann hierbei entweder als eine Funktion oder ein Integer-Wert spezifiziert werden, wie beispielsweise `function(x)` mit x^{trafo} , so dass `trafo=1` und `trafo=2`, die die entsprechende lineare oder quadratische Funktionsform ergeben. Bei einer praktischen Anwendung des Überdispersions-Tests auf das poissonverteilte Unfallm-

⁵⁷Vgl. Cameron et al. (1986), S.31.

⁵⁸Vgl. Fahrmeir et al. (2009), S.211.

⁵⁹Cameron et al. (2005) bezeichneten das Negativ-Binomialmodell mit quadratischer Varianzfunktion NB2, während das Negativ-Binomial-Modell mit linearer Varianzfunktion NB1 genannt wurde.

⁶⁰Vgl. Cameron et al. (1990).

modell mit Leichtverletzten im innerörtlichen Verkehr zu Winter erhält man nachfolgenden R-Output:

```
R> library("MASS")
R> library("stats")
R> fit_glm<-glm(PSLV_IO~winter+wev, family=poisson)
R> dispersiontest(fit_glm, alternative="greater")

Overdispersion test
data: fit_glm
z = 39.059, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: true dispersion is greater than 1 (NB1)
sample estimates:
dispersion
7.804649
```

Die praktische Anwendung des Überdispersions-Tests liefert für das poissonverteilte Unfallmodell mit Leichtverletzten im innerörtlichen Verkehr zu Winter einen p -Wert von Null. Damit gibt der Überdispersions-Test einen klaren Hinweis für mehr Variabilität in den Daten, als durch die Modelle unterstellt wird. Die Verletzung der Überdispersions-Annahme ist somit auch ein Indiz dafür, dass die Poisson-Verteilung bei der Modellierung von Unfällen weniger flexibel ist.

Likelihood-Test

Die Likelihood-Ratio-Teststatistik bestimmt sich aus der Differenz der geschätzten negativen doppelten Log-Likelihood-Funktion des Modells mit allen Einflussgrößen, also $-2l(\hat{\beta}, \mathbf{y}, \phi)$ und der geschätzten doppelten Likelihood des Modells ohne Einflussgrößen, also $-2l(\tilde{\beta}, \mathbf{y}, \phi)$. Die LR-Teststatistik ist χ^2 -verteilt mit k Freiheitsgraden, wobei k der Zahl der Restriktionen entspricht. Eine praktische Anwendung des Likelihood-Ratio-Tests mit der Nullhypothese, dass kein Parameter die Zielgröße beeinflusst, lässt sich wie folgt berechnen:

$$\begin{aligned} LR &= -2 [l(\tilde{\beta}, \mathbf{y}, \phi) - l(\hat{\beta}, \mathbf{y}, \phi)] \\ &= \text{Null deviance} - \text{Residual deviance} \\ &= 66613 - 38130 = 28483. \end{aligned}$$

LR-Teststatistik ist χ^2 -verteilt mit $df = 4747 - 4745 = 2$ Freiheitsgraden. Der zugehörige p -Wert wird dann durch $1-\text{pchisq}(LR, df)$ berechnet. Da $p = 0$ ist, beeinflussen sowohl die Wintersaison als auch der Wochenendverkehr signifikant das Unfallgeschehen.

Wald-Test

Für die Wald-Teststatistik muss lediglich das unrestringierte, also das Modell mit allen Einflussgrößen geschätzt werden. Der Test prüft mit folgender Statistik die Signifikanz des jeweiligen Parameters β_p :

$$T_W = (C\hat{\beta} - \xi)'(\text{cov}(C\hat{\beta}))^{-1}(C\hat{\beta} - \xi).$$

T_W ist unter der Annahme von H_0 χ^2 -verteilt mit k Freiheitsgraden, wobei $\text{rg}(C)=k$ ist. Der Wald-Test ist in R durch die Funktion `linearHypothesis()` im Paket `car` implementiert. `linearHypothesis()` benötigt als Argument das Modell unter der Nullhypothese und die Hypothese, die getestet werden soll. Nachfolgend testet der R-Code, ob die Wintersaison und das Wochenendverkehr die Zielgröße Leichtverletzte im innerörtlichen Verkehr beeinflussen:

```
R> library(car)
R> fit_glm<-glm(PSLV_IO~winter+wev, family=poisson)
R> linearHypothesis(glm_fit, c("winter=0", "wev=0"))
```

Linear hypothesis test

```
Hypothesis:
winter = 0
wev = 0
```

```
Model 1: restricted model
Model 2: PSLV_IO ~ wev + winter
```

	Res.Df	Df	Chisq	Pr(>Chisq)
1	4747			
2	4745	2	26125	< 2.2e-16

Die Testgröße W , hier `Chisq` genannt, beträgt 26125. Die Wahrscheinlichkeit, diesen Wert von W unter der Nullhypothese zu beobachten, ist kleiner als 10^{-16} und damit deutlich kleiner als das Signifikanzniveau $\alpha = 0.05$. Die Nullhypothese, dass die Wintersaison und das Wochenendverkehr die Zielgröße Leichtverletzte im innerörtlichen Verkehr nicht beeinflussen, kann also verworfen werden.

Eine weitere Spezifikationsmöglichkeit bietet der Score-Test, auf den im Rahmen dieser Arbeit nicht weiter eingegangen wird⁶¹. Die Funktion `summary(model)` gibt eine Zusammenfassung für jedes angepasste Modell aus. Der Einfluss der Parameter auf die Zielvariablen dazugehörigen p -Werte der jeweiligen Modelle sind in den Tabellen 202 bis 204

⁶¹Vgl. Fahrmeir et al. (2001).

im Anhang angegeben. Hierbei sind bis auf einige Ausnahmen die p -Werte der Saison-Parameter für Sommer und Winter in allen Ortslagen kleiner als $\alpha = 0.05$. Das bedeutet, dass die Winter- und Sommermonate einen signifikanten Einfluss auf die Zielgrößen der jeweiligen Untersuchungsgruppen haben.

Modelldiagnose

Es empfiehlt sich, sowohl das AIC und BIC als auch die Devianz nie als alleinige Kriterien für die Anpassung heranzuziehen. Sie dienen vielmehr dazu, eine Vorentscheidung zu bekommen, ob ein Modell geeignet ist, während die genaue Überprüfung des Modells eine detaillierte Untersuchung erfordert, die auch die nachfolgende Residualanalyse beinhaltet. Residuen sind ein wichtiges statistisches Werkzeug um herauszufinden, wie gut ein Modell die Daten anpasst. Beim Generalisierten Linearen Modell werden die Residuen unter anderem genutzt, um Ausreißer zu finden. Es werden nun zwei Typen von standardisierten Residuen beschrieben, die **Pearson-Residuen** und die **Devianz-Residuen**⁶².

1. *Pearson-Residuum*: Die Pearson-Residuen r_t^P werden definiert durch

$$r_t^P = \frac{y_t - \hat{\mu}_t}{\sqrt{V(\hat{\mu}_t)}}.$$

Die Pearson-Residuen r_t^P werden also berechnet als Abweichung zwischen den Daten und dem Erwartungswert ($\hat{\mu}_t$) gewichtet mit der Wurzel der Varianzfunktion $\sqrt{V(\hat{\mu}_t)}$ der Prognose.

2. *Devianz-Residuum*: Die Devianz-Residuen r_t^D können beschrieben werden als der Anteil einer einzelnen Beobachtung an der Devianz. Für die Devianz-Residuen gilt:

$$r_t^D = \text{sgn}(y_t - \hat{\mu}_t) \sqrt{d_t}$$

mit

$$\text{sgn}(x) = \begin{cases} -1 & \text{für } x < 0 \\ 0 & \text{für } x = 0 \\ 1 & \text{für } x > 0 \end{cases}$$

und $D^* = \sum_{t=1}^T d_t$.

Pearson-Residuen und Devianz-Residuen des Poissonmodells

In den beiden vorhergehenden Abschnitten wurde mit Hilfe der Anpassungsgüte und durch Hypothesentests entschieden, welches Modell am besten an die Daten angepasst

⁶²Vgl. Lindsey (1997).

ist. Unter allen Untersuchungsgruppen stellte sich das Modell für Unfälle mit Leichtverletzten im innerörtlichen Verkehr zu Winter als das Modell mit der besten Prognosegüte ($R_{\text{dev}}^2 = 43.0\%$) heraus (siehe Tabelle 205 im Anhang). Für dieses Modell werden im Folgenden die Pearson-Residuen und die Devianz-Residuen untersucht. Eine Illustration der Pearson-Residuen und der Devianz-Residuen findet sich in Abbildung 18. Die Residuen sind gegen die entsprechende Zeilennummer des Datensatzes für Leichtverletzte angetragen. Betrachtet man die beiden Plots, dann erkennt man, dass es bei diesem Modell wenige Residuen gibt, die den Wert ± 10 übersteigen. Bei den Pearson Residuen kann man wiederum erkennen, dass im Vergleich zu den Devianz Residuen mehr Residuen einen Wert größer als ± 10 haben. Alle Pearson-Residuen, die die Grenze ± 10 überschreiten, sind positiv. Allgemein ist zu sehen, dass die Beobachtungen, die große Devianz-Residuen haben, auch große Pearson-Residuen aufweisen. Die Streuung der Residuen um die Regressionsgerade erscheint ansonsten regelmäßig.

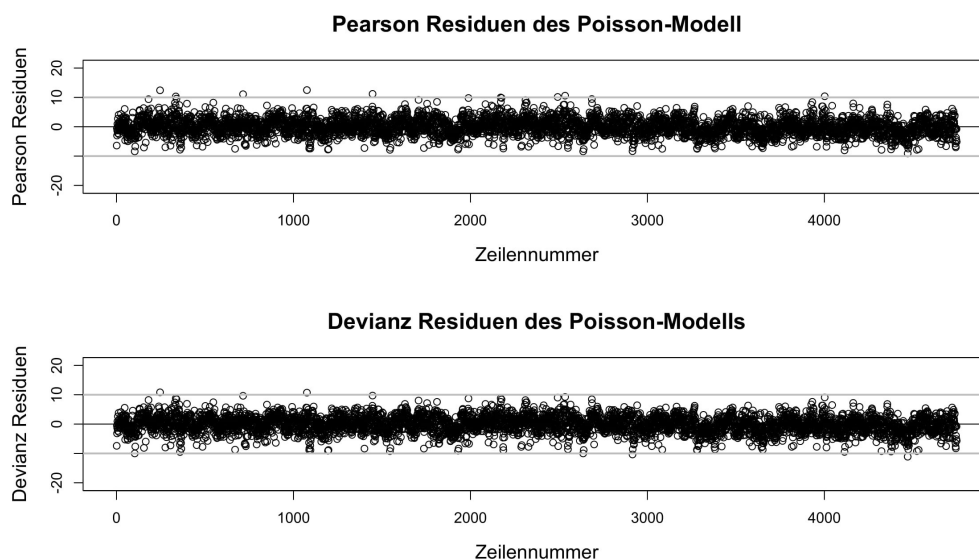


Abbildung 18: Schätzergebnisse für Unfälle mit Leichtverletzten.

Quasi-Poisson-Ansatz

Mit Hilfe des Überdispersions-Tests wurde gezeigt, dass die Modellierung von Zähldaten mit der Poissonverteilung leicht an ihre Grenzen stößt, weil die für die Poissonverteilung charakteristische Eigenschaft der Equidispersion verletzt wird. Eine Möglichkeit, Überdispersion zu modellieren, bieten sowohl Quasi-Poisson- als auch Negativ-Binomial-Modelle,

da diese mehr Flexibilität bei der Modellierung der Varianz zulassen und sich damit besser zur Modellierung von Daten mit Überdispersion eignen. Der Quasi-Likelihood-Ansatz übernimmt die Form der Likelihood aus der generalisierten linearen Regression. Jedoch ist die Struktur der Varianz nicht mehr durch $E[y_t] = \text{Var}[y_t]$ gegeben. Quasi-Likelihood-Modelle erlauben die separate Spezifikation von Erwartungswert- und Varianzstruktur derart, dass der Dispersionsparameter nicht mehr auf 1 festgelegt wird⁶³. Bei der Poisson Regression wird das Modell erweitert zu $\text{Var}[y_t|x_t] = \lambda_t \cdot \phi$ mit $\phi \neq 1$. Im Hinblick auf die Koeffizienten hat die Verwendung eines Quasi-Likelihood-Modells auf die Schätzung der Parameter keinen Einfluss. Der Überdispersionsparameter verändert aber die Varianz um den Faktor $\hat{\phi}$. Daher ändern sich die Standardfehler um den Faktor $\sqrt{\hat{\phi}}$. Folglich werden die Konfidenzintervalle um diesen Faktor breiter und die Teststatistiken kleiner. Der nachfolgende R-Code mit Output berechnet für Unfälle mit Leichtverletzten zu Winter ein Quasi-Poisson-Modell mit Varianz $\text{Var}[y_t|x_t]$, die zwar über die Zeit konstant, aber von $E[y_t|x_t]$ verschieden ist. $\text{Var}[y_t|x_t]$ wird auf $7.81 \cdot \lambda_t$ geschätzt. Das ist deutlich größer als $1 \cdot \lambda_t$. Als grober Anhaltspunkt, ab man Überdispersion in Betracht ziehen sollte, gilt in Poisson-Modellen $\phi > 1.5$. Man erkennt, dass die die Standardfehler des Parametervektors β an die Daten angepasst sind.

```
R> library(car)
R> quasi_glm_fit<-(glm(PSLV_IO~wev+winter, family=quasipoisson(link="log")))
R> summary(quasi_glm_fit)
```

Call:

```
glm(formula = PSLV_IO ~ wev + winter, family = quasipoisson(link = "log"))
```

Deviance Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-11.1177	-1.9506	-0.0804	1.7793	10.8215

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	4.864138	0.004762	1021.44	<2e-16 ***
wev	-0.498343	0.009829	-50.70	<2e-16 ***
winter	-0.271095	0.009741	-27.83	<2e-16 ***

(Dispersion parameter for quasipoisson family taken to be 7.809153)

Null deviance: 66613 on 4747 degrees of freedom
 Residual deviance: 38130 on 4745 degrees of freedom
 AIC: NA

Number of Fisher Scoring iterations: 4

⁶³Vgl. Fahrmeir et al. (2009), S.226f.

Um die Überdispersion graphisch zu verdeutlichen, werden für das Quasi-Poisson- als auch für das Poisson-Modell die geschätzten Erwartungswerte $\hat{\mu}_t$ gegen die geschätzten Varianzen $\phi\hat{\mu}_t$ geplottet (für das Poisson-Modell ist das die Winkelhalbierende, siehe Abbildung 19). Zusätzlich werden die quadrierten Residuen $(y_t - \hat{\mu}_t)^2$, die auf die zugrundeliegende Varianz hindeuten, eingezeichnet.

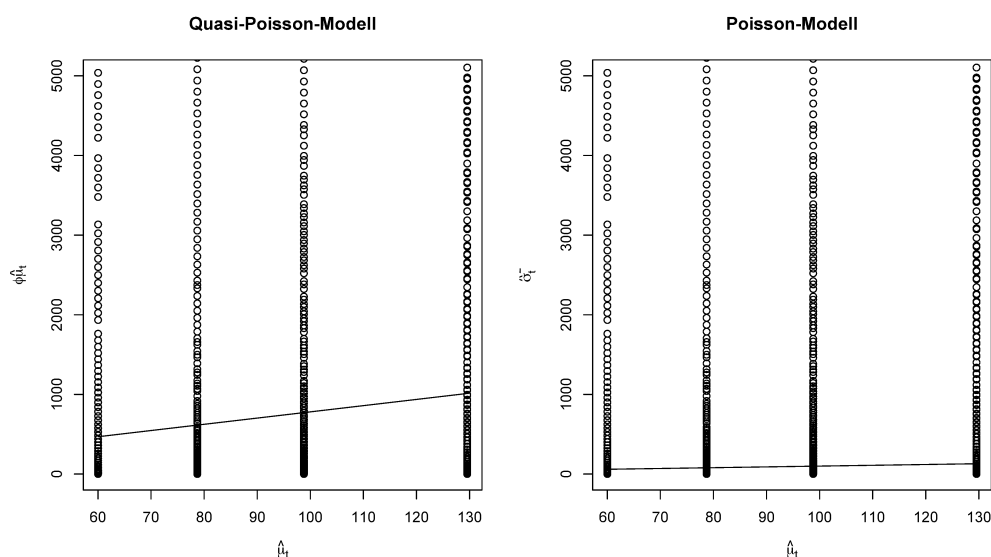


Abbildung 19: Überdispersion.

Man erkennt, dass beim Quasi-Poisson-Modell die geschätzte Varianz die Struktur der quadrierten Residuen besser beschreibt als beim Poisson-Modell, welches die Werte der quadrierten Residuen systematisch zu unterschreiten scheint. Die Graphik erhärtet also die Vermutung auf Überdispersion und spricht somit für ein Quasi-Poisson-Modell. Eine weitere Möglichkeit, mit Überdispersion umzugehen, bietet die Negativ-Binomial-Verteilung, auf die im Folgenden eingegangen wird.

Negativ-Binomial-Modell

Die Negativ-Binomial-Verteilung beschreibt die Anzahl der Versuche X , die notwendig sind, um in einem Bernoulli-Experiment eine vorgegebene Anzahl von k Erfolgen zu erzielen. Die Anzahl der Versuche liegt in der Menge $\{m | m \geq k\}$. Die Wahrscheinlichkeit, dass m Versuche erforderlich sind, um k Erfolge zu erzielen, also $P(X = m)$, ist gegeben

durch⁶⁴:

$$P(X = m) = \binom{m-1}{k-1} p^k (p-1)^{m-k}.$$

Eine Zufallsvariable X heißt damit negativ-binomialverteilt, also $X \sim \text{negB}(k, p)$, mit den Parametern k und p , wenn sie den Erwartungswert

$$E(X) = \frac{k}{p}$$

und die Varianz⁶⁵

$$\text{Var}(X) = \frac{k(1-p)}{p^2}$$

besitzt.

Der nachfolgende R-Code mit Output berechnet für Unfälle mit Leichtverletzten zu Winter ein Negativ-Binomial-Modell:

```
R> glm_nb_fit<- (glm.nb(PSLV_IO~wev+winter))
R> summary(glm_nb_fit)
```

Call:

```
glm.nb(formula = PSLV_IO ~ wev + winter, init.theta = 13.88195964,
       link = log)
```

Deviance Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-4.5787	-0.6813	-0.0263	0.5968	3.4207

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	4.866894	0.005402	901.00	<2e-16 ***
wev	-0.502509	0.009323	-53.90	<2e-16 ***
winter	-0.278941	0.009711	-28.72	<2e-16 ***

(Dispersion parameter for Negative Binomial(13.882) family taken to be 1)

```
Null deviance: 8387.1 on 4747 degrees of freedom
Residual deviance: 4882.7 on 4745 degrees of freedom
AIC: 45634
```

```
Number of Fisher Scoring iterations: 1
```

Theta: 13.882

⁶⁴Vgl. Hilbe (2011).

⁶⁵Vgl. Hilbe (2011).

Std. Err.: 0.327

2 x log-likelihood: -45625.571

Modellvergleich

In diesem Abschnitt werden für jedes generalisierte Unfallmodell (Poisson-, Quasi-Poisson-, und Negativ-Binomial-Modell) die Regressionparameter mit zugehörigen p -Werten (in Klammern) für jede Gruppe von Zielvariablen gegenübergestellt (Tabellen im Anhang). Danach wird die Höhe der geschätzten Unfälle anhand beider Modelle miteinander verglichen. Abschließend erfolgt eine Gegenüberstellung und Würdigung aller Modelltypen im Hinblick auf die Zielsetzung dieses Kapitels, Unfälle und damit zusammenhängende Faktoren so gut wie möglich vorausszusagen.

Wie bereits vorher erwähnt hat die Quasi-Likelihood-Schätzung keinen Einfluss auf die Höhe der geschätzten Koeffizienten. Lediglich sind die p -Werte der Quasi-Poisson-Modelle im Vergleich zu den p -Werten der Poisson-Modelle größer. Zurückzuführen ist diese Vergrößerung auf die Multiplikation des Standardfehlers mit den Faktor $\sqrt{\hat{\phi}}$, wodurch sich infolge auch die p -Werte vergrößern. Im Vergleich zu dem Poisson-Modell verändert sich bei dem Negativ-Binomial-Modell die Höhe der geschätzten Koeffizienten wenig. Betrachtet man die p -Werte, so sind diese bei den angepassten Negativ-Binomial-Modellen größer, da sich die Standardfehler erhöhen. Aus der Gegenüberstellung der Regressionsparameter werden zudem die in der deskriptiven Analyse herausgefundenen Zusammenhänge sinngemäß wiedergegeben. Zum Einen wird der Zusammenhang zwischen Unfallschwere und Ortslage sehr gut reflektiert, nämlich, dass Unfälle außerorts aufgrund der zugelassenen höheren Geschwindigkeiten mehr Schwerverletzte und Getötete zur Folge haben. Zum Anderen erkennt man auch den Einfluss der Saison auf die Unfallhäufigkeit. So sind in den Wintermonaten vergleichsweise weniger Unfälle zu beobachten als beispielsweise in den Sommermonaten. Im Hinblick auf den Schweregrad, kann man verzeichnen, dass in den Sommermonaten mehr Unfälle mit Schwerverletzten und Getöteten passieren als im Winter.

Abbildung 20 illustriert die Höhe der geschätzten Unfälle pro Tag anhand eines Quasi-Poisson- und Negativ-Binomial-Modells für alle Unfallarten. Hierbei wird ersichtlich, dass es kaum Unterschiede zwischen beiden Modellierungsweisen gibt. Beide Modellierungsvarianten geben den in der Realität beobachteten Zusammenhang sowohl zwischen Unfallschwere und Ortslage als auch den zwischen Unfallschwere und Jahreszeit sinngemäß wieder. Ersichtlich wird die gute Prognosegüte dieser beiden Modellarten auch aus der Gegenüberstellung der tatsächlichen Unfälle mit den Schätzungen in Abbildung 21.

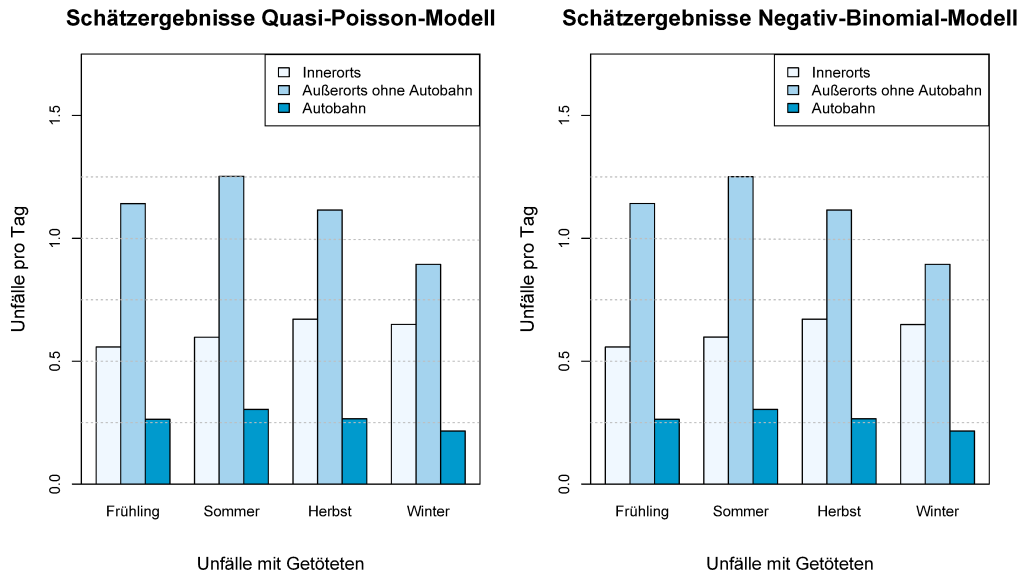


Abbildung 20: Schätzergebnisse für Unfälle mit Getöteten am Wochenende.

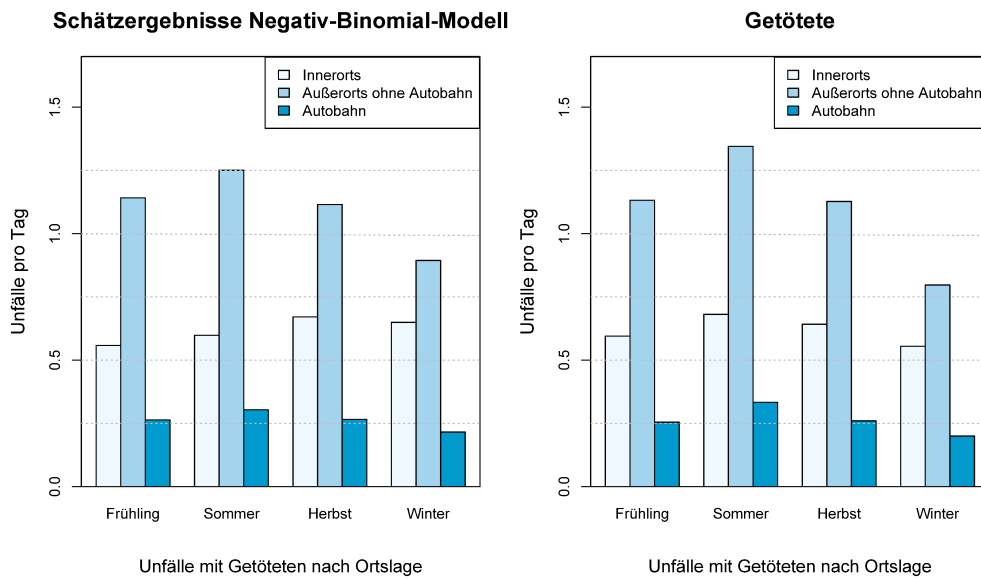


Abbildung 21: Schätzergebnisse für Unfälle mit Getöteten am Wochenende.

Modellvergleich - lineares und Poisson-Modell Betrachtet man die Gruppe der linearen Modelle für die Datensätze aller Zielvariablen (Unfälle mit Leichtverletzten, Unfälle mit Schwerverletzten und Unfälle mit Getöteten, hierfür siehe Abbildung 29 im Anhang), so ist das Modell mit der Saisonkomponente zu Winter im innerörtlichen Verkehr das beste Modell. Ein ähnliches Bild bieten auch die angepassten Poisson-Modelle. Vergleicht man beide Modelltypen untereinander anhand der beiden Anpassungskriterien *AIC* und

BIC, so ist das klassische lineare Modell am besten an die Daten angepasst. Die Entscheidung für die Wahl eines Modells basierend auf diesen Anpassungskriterien würde somit für das klassische lineare Modell fallen.

5.3 Zusammenfassung

Ziel dieses Kapitels war es, aufbauend auf den Erkenntnissen der explorativen Analyse (Kapitel 2) und den vorgestellten Modellierungsmöglichkeiten bei Straßenverkehrsunfällen (Kapitel 4), bestimmende Einflussfaktoren auf das Unfallgeschehen mit Hilfe unterschiedlicher Modellierungsweisen zu schätzen. Hierfür wurden im Rahmen von regressionsanalytischen Untersuchungen für die Untersuchungsjahre 2001 bis 2013 drei Gruppen von Zielvariablen (Unfälle mit Leichtverletzten, Unfälle mit Schwerverletzten und Unfälle mit Getöteten) gebildet. Um Vergleichsanalysen durchführen zu können, erfolgte eine entsprechende Aufschlüsselung nach Ortslage (innerorts, außerorts und Bundesautobahnen) und Jahreszeit (Frühling, Sommer, Herbst und Winter), sowie eine zusätzliche Trennung nach den Merkmalen Ferien-, Feiertags-, Wochenend- und Berufsverkehr. Zuerst wurden log-lineare Modelle an die Datensätze der unterschiedlichen Untersuchungsgruppen angepasst. Die Gegenüberstellung der Regressionsergebnisse für alle Untersuchungsgruppen (Berufsverkehr, Wochenendverkehr, Schulferien und Feiertage) demonstrierte, dass alle Zielvariablen am besten anhand der beiden Saisonkomponenten Winter und Sommer erklärt werden können. Die Ergebnisse für die Höhe der geschätzten Unfälle, verdeutlichten, dass das Unfallmodell dahingehend in der Lage ist, das Unfallgeschehen mit ausreichender Güte abzubilden, weil es zum Einen den Zusammenhang zwischen Unfallschwere und Ortslage und zum Anderen den Zusammenhang zwischen Unfallschwere und Saison sinngemäß wiedergibt. Bei der Modelldiagnose stellte sich jedoch heraus, dass die einzelnen Unfallmodelle den klassischen Annahmen unabhängiger und identisch verteilter Fehler weniger gerecht werden. Um der Verletzung dieser Annahmen entgegenzuwirken, wurden zwei Möglichkeiten geboten. Die erste Möglichkeit bestand darin, bei der Verletzung entsprechender Annahmen, die dafür vorgesehenen Maßnahmen zu ergreifen. In Anbetracht der diskreten Natur der Daten war es jedoch nicht verwunderlich, dass die Annahmen eines klassischen linearen Modells nicht erfüllt wurden. Damit man aber nicht Gefahr läuft, bei diskreten Zielvariablen anhand klassischer linearer Modelle unzulässige bzw. falsche Vorhersagen zu machen, bestand die zweite Möglichkeit darin, Generalisierte Lineare Modelle, bei denen die Nichtnegativität sowie der Ganzzahligkeitscharakter der Zielgröße berücksichtigt wird, zu verwenden. Hierbei wurden zunächst für die Zielvariablen aller Untersuchungsgruppen log-lineare Poissonmodelle angepasst. Beim Auswerten der Schätzergebnisse bot sich ein ähnliches Bild wie bei der Modellanpassung an ein klassisches lineares Unfallmodell. Ein Modellvergleich zwischen klassischer und Poisson-Regression im Schätzbereich demonstrierte, dass das Poisson-Modell sehr gut geeignet ist, Zusammenhänge, die für das Unfallgeschehen bestimmend sind, sinngemäß und mit ausreichender Güte wiederzugeben. Im Rahmen der Modelldiagnose zeigte sich aber, dass das Poisson-Modell die Equidispersions-Voraussetzung nicht erfüllt. Um die inhärente Überdispersion

in den Daten zu modellieren, wurden an die Unfalldaten Quasi-Poisson- und Negativ-Binomial-Modelle angepasst. Der Modellvergleich im Schätzbereich demonstrierte, dass sich die Höhe der geschätzten Unfälle anhand beider Modelle nur geringfügig voneinander unterscheiden. Ebenso konnten beide Modelle Zusammenhänge, die für das Unfallgeschehen bestimmend sind, sinngemäß wiedergeben. Damit die festgestellten Zusammenhänge im Hinblick auf die Entwicklung der Sicherheit im Straßenverkehr bei Handlungsempfehlungen und auch zur Begründung für die Durchsetzung verkehrspolitischer Maßnahmen herangezogen werden, kann man die Frage im Sinne eines Gewinnermodells dahingehend beantworten, dass Einflussfaktoren auf Verkehrsunfälle anhand beider Modelltypen (LM und GLM) unter Berücksichtigung der entsprechenden Maßnahmen bei Nichterfüllung der Anwendungsvoraussetzungen modelliert werden können.

6 Zusammenhang zwischen Verkehrsaufkommen und Verkehrsunfällen

Unfallstatistiken zufolge werden steigende Unfallzahlen auf einen Anstieg der Fahrleistung zurückgeführt. Vor diesem Hintergrund wird in diesem Kapitel auf die Auswirkungen der Fahrleistung bzw. des Verkehrsaufkommens auf Unfälle im Straßenverkehr eingegangen. Im vorangegangenen Kapitel wurden die Effekte unterschiedlichen Verkehrsaufkommens durch die Einbeziehung von Kalendervariablen berücksichtigt. Die Auswirkungen der Fahrleistung auf die Unfallhäufigkeit werden nun dahingehend untersucht, wie gut Saison-Dummies als Proxy für das Verkehrsaufkommen die Fahrleistung approximieren. Zu diesem Zweck werden die in Kapitel 5 verwendeten klassischen linearen Regressionsmodelle um einen Parameter für die Fahrleistung erweitert. Mit der Einführung eines neuen Parameters in das ursprüngliche Modell wird zum Einen das Ziel verfolgt, die Prognosegüte des Modells zu verbessern und zum Anderen einer Fehlspezifikation des Modells aufgrund der Verletzung der Anwendungsvoraussetzungen entgegenzuwirken. Im Schätzbereich wird das Modell daraufhin gewürdigt, wie gut es Zusammenhänge sinngemäß wiedergibt. Um den Anforderungen eines klassischen linearen Modells zu genügen, wird das Modell anschließend betreffend seiner Fähigkeit, gute Voraussagen zu machen, untersucht und gewürdigt und gegebenenfalls durch bessere Modelle ersetzt. Dieses Kapitel zielt in erster Linie darauf ab, vorzuführen, dass das Verkehrsaufkommen einen nachweisbaren Einfluss auf das Unfallgeschehen ausübt und anschließend diesen Einfluss quantitativ abzuschätzen.

6.1 Bedeutung des Verkehrsaufkommens

In den letzten 20 Jahren wurden zahlreiche Analysen zum Thema Verkehrsaufkommen und Unfallgeschehen durchgeführt und dokumentiert. Diese Untersuchungen mit jeweils unterschiedlichen Zielsetzungen zeigen, dass die Fahrleistung einen signifikanten Einfluss auf das Unfallgeschehen hat. Dieser Einfluss variiert jedoch in Abhängigkeit von der Jahres- und Tageszeit. Literaturanalysen der Verkehrsunfallforschung kann man entnehmen, dass die Fahrleistung bis zu 95% der Streuung erklärt. Typische Arbeiten zur Unfallanalyse unter Berücksichtigung der Fahrleistung als erklärende Variable werden im Folgenden kurz dargestellt.

Verkehrsunfallmodell nach *Fridstrøm et al. (1995)*

In der Studie von *Fridstrøm et al. (1995)* werden Monatsdaten von 58 Provinzen Dänemarks, Finnlands, Norwegens und Schwedens mit Hilfe verallgemeinerter Poissonmodelle untersucht⁶⁶. Die Regressionsanalysen werden für unterschiedliche GLMs mit unterschiedlichen abhängigen und erklärenden Variablen durchgeführt. Hierbei wird die abhängige Variable in drei Kategorien unterteilt: die Zahl der Verkehrsunfälle mit Verletzten und

⁶⁶Vgl. *Fridstrøm et al. (1995)*, S.4f.

Getöteten, die Zahl der Todesunfälle und die Anzahl der bei einem Verkehrsunfall getöteten Personen. In dieser Studie werden die Effekte unterschiedlichen Verkehrsaufkommens durch Einbeziehung einer Kovariable für den Kraftstoffverkauf berücksichtigt. Bei Durchsicht der Schätzergebnisse des Modells für die Anzahl der Unfälle mit Verletzten und/oder Getöteten zeigt sich eine nahezu proportionale Wirkung des Verkehrsaufkommens auf die Unfallhäufigkeit. Für die Anzahl der Unfälle mit Getöteten ist der geschätzte Parameter für das Verkehrsaufkommen 0.64. Das bedeutet ein Rückgang des Risikos bei einem Verkehrsunfall getötet zu werden um 0.36%, wenn das Verkehrsaufkommen um 1% steigt. Als Grund für diesen nicht-proportionalen Zusammenhang wird vor allem eine Geschwindigkeitsreduzierung infolge einer gestiegenen Verkehrsdichte aufgeführt. Als weitere Ursache für diese nicht-proportionale Relation wird auf eine gestiegene Lernfähigkeit der Gesellschaft Bezug genommen⁶⁷. Die Zunahme der Lernfähigkeit drückt sich vor allem in einer defensiven Fahrweise aus.

Vorhersagemodell von *Broughton* (1991)

In der Studie von *Broughton* wird bei der Modellierung die sogenannte Unfallopferate als abhängige Variable in linearen Regressionsmodellen verwendet⁶⁸. Die Unfallopferate wird definiert als der Logarithmus aus dem Verhältnis der Gesamtzahl der Unfälle pro Jahr und dem gesamten Verkehrsaufkommen in diesem Jahr. Somit wird der Einfluss des Verkehrsaufkommens durch die Einbeziehung der Unfallopferate berücksichtigt. Der Grund für die Verwendung einer derartigen abhängigen Variable ist die seit Jahren zu beobachtende rückläufige Entwicklung der Anzahl der Getöteten pro gefahrenen Kilometer. Es werden vier Modelle mit unterschiedlichen abhängigen Variablen geschätzt: Anzahl der Todesopfer, Anzahl der Getöteten oder Verletzten, Anzahl aller Verkehrsoffer, Anzahl der Verkehrsunfälle mit Verletzten (Modell I-IV). Die Schätzung der Parameter der zugrunde gelegten Modelle zeigt, dass Modell I mit der Anzahl der Todesopfer als abhängige Variable mitunter die beste Prognosegüte und das kleinste 90%-Konfidenzintervall aufweist. Bei der Modelldiagnose wird eine serielle Abhängigkeit in den Residuen der Modelle II-IV nachgewiesen. Nach Anwendung der Cochran-Orcutt-Methode auf diese Modelle lässt sich für die Unfallopferaten der Modelle I und II ein relativ schneller Rückgang verzeichnen. Der Grund für eine derartige Entwicklung der Unfallraten für Todesopfer sei, dass neben der verbesserten Sicherheit der Fahrzeuge und der Infrastruktur der zunehmend dichte Verkehr dafür Sorge, dass die Zahl schwerer Verletzungen rückläufig ist⁶⁹.

Analyse externer Effekte von *Vitaliano et al.* (1991)

In der Studie von *Vitaliano et al.* wird die Relation zwischen Verkehrsunfällen und Verkehrsaufkommen untersucht. Steigt die Anzahl verkehrsbedingter Unfälle mehr als pro-

⁶⁷Fridstrøm et al. (1995) verweist auf S.6 auf die Quelle von Adam, J.G. (1987).

⁶⁸Vgl. *Broughton* (1991), S.358f.

⁶⁹Vgl. *Broughton* (1991), S.357f.

portional zum Verkehrsaufkommen, so wird ein externer Effekt von einem zusätzlich gefahrenen Kilometer erzeugt⁷⁰. Bezüglich der Daten zum Verkehrsaufkommen verwenden *Vitaliano et al.* Ergebnisse zu Verkehrszählungen an 399 Straßen- und Autobahnabschnitten in New York für das Jahr 1985. Erklärende Variablen in dieser Untersuchung sind die Anzahl der Kreuzungen entlang eines Straßen- bzw. Autobahnabschnitts, die Geschwindigkeitsobergrenze, die Zugehörigkeit eines Autobahnanschlusses zu einem Straßen- bzw. Autobahnabschnitt, Anzahl der Straßenspuren, Länge des betreffenden Straßen- bzw. Autobahnabschnitts und durchschnittliche Schneehöhe gemessen an einer Wetterstation in unmittelbarer Nähe zum entsprechenden Straßen- bzw. Autobahnabschnitt. Als abhängige Variable wird die Anzahl der Unfälle pro Tag verwendet. Die Parameter für die einzelnen Koeffizienten werden auf der Grundlage eines Tobit-Modells geschätzt⁷¹. Angesichts der Schätzergebnisse erscheint es plausibel, anzunehmen, dass mit steigendem Verkehrsaufkommen die Zunahme von Verkehrsunfällen beschleunigt wird. Bis zu einem Verkehrsvolumen von 50000 Fahrzeugen pro Tag steigt die Anzahl der täglichen Verkehrsunfälle mit einer abnehmenden Rate. Ab 50000 Fahrzeugen pro Tag steigt die Anzahl der Verkehrsunfälle überproportional⁷². Die erklärenden Variablen sind bis auf die durchschnittliche Schneehöhe auf $\alpha = 0.05$ Testniveau signifikant. Die Schätzergebnisse zeigen, dass sowohl die Anzahl der Kreuzungen als auch höhere Geschwindigkeitsobergrenzen einen positiven Effekt auf die Zahl der Unfälle haben. Darüber hinaus haben auch die Anzahl der Fahrspuren und die Länge des entsprechenden Straßen- bzw. Autobahnabschnitts einen unfallerhöhenden Effekt⁷³.

Zusammenfassend bleibt festzuhalten, dass sich aus der Literatur wichtige Hinweise bezüglich der Auswirkungen des Verkehrsaufkommens auf das Unfallgeschehen herausfiltern lassen. Trotz der Nachteile der jeweiligen Untersuchungsweise wird durchgehend die zentrale Rolle der Fahrleistung betont, die nach *Fridstrom et al.* allein ca. 50% bis 70% der Varianz der Unfälle mit Personenschaden erklärt⁷⁴. Für das neue Modell sollen aus den vorgestellten Modellen einige Ideen berücksichtigt werden. Zunächst ist das Modell nach *Fridstrøm et al.* (1995) zu nennen. Bei diesem Modell erfolgt eine Unterteilung der Zielvariable in drei Kategorien: Leichtverletzte, Schwerverletzte und Getötete. Das zweite Modell ist das von *Vitaliano et al.* (1991) entwickelte Modell. In diesem werden für das Verkehrsaufkommen die Anzahl der durchgefahrenen Kraftfahrzeuge entlang eines bestimmten Straßen- oder Autobahnabschnitts als Ergebnis von Verkehrszählungen verwendet.

⁷⁰Vgl. *Vitaliano et al.* (1991), S.373f.

⁷¹Vgl. *Vitaliano et al.* (1991), S.374f.

⁷²Vgl. *Vitaliano et al.* (1991), S.376.

⁷³Vgl. *Vitaliano et al.* (1991), S.377.

⁷⁴Vgl. *Fridstrom et al.* (1993).

6.2 Zielsetzung

Ziel dieses Kapitels ist die detaillierte und umfassende statistische Analyse der Auswirkungen des Verkehrsaufkommens auf das Unfallgeschehen und die Beurteilung, wie gut Saison-Dummies als Proxy für das Verkehrsaufkommen die Fahrleistung approximieren. In der vorliegenden Studie wird der Versuch unternommen, im Sinne der *mikroanalytischen* Sichtweise der Frage nach dem Einfluss des Verkehrsaufkommens auf das Unfallgeschehen nachzugehen. Der Untersuchungsraum umfasst das gesamte Bundesland Nordrhein-Westfalen, die Untersuchungszeiträume sind die Jahre 2001 bis 2013.

Datenbasis

Vom Landesbetrieb Straßenbau in Nordrhein-Westfalen wurden Daten zu Stundenwerten von Dauerzählstellen in Nordrhein-Westfalen zur Verfügung gestellt. Diese Stundenwerte der Dauerzählstellen in Nordrhein-Westfalen umfassen verschiedene Stufen der Fahrzeugartenklassifizierung und Fahrstreifen. Die Daten der automatischen Dauerzählstellen werden gemäß dem „BASt-Bestandsbandformat für Verkehrsmengendaten“ erhoben. Für die Regressionsanalysen wird die Anzahl der stündlich durchgefahrenen Kraftfahrzeuge auf Tagesbasis aggregiert, also auf die Anzahl der pro Tag an einer bestimmten Zählstelle durchgefahrenen Kraftfahrzeuge. Da die Anzahl der durchgefahrenen Kraftfahrzeuge nur lokal bzw. für einen eingeschränkten Straßenabschnitt vorhanden ist, wird für das Verkehrsaufkommen ein Messvektor ermittelt, der näherungsweise eine Zustandsbeschreibung des Verkehrsaufkommens für einen ganzen Tag und für das gesamte Bundesland Nordrhein-Westfalen geben soll. Die Ermittlung dieses Messvektors erfolgt über Mittelungen von Verkehrsaufkommen-Vektoren, die zu verschiedenen Zeiten und gleichzeitig an verschiedenen Dauerzählstellen bestimmt wurden, um auf diese Weise eine approximative Zustandsbeschreibung des Gesamtverkehrsaufkommens zu erreichen. Die Gesamtzahl der Dauerzählstellen beläuft sich auf 294. Eine Lagebeschreibung der Dauerzählstellen sowie eine ausführliche Beschreibung des Bestandsformats der Verkehrsmengendaten finden sich im Anhang.

6.3 Zusammenhang zwischen Verkehrsaufkommen und Kalendereffekten

In der vorliegenden Analyse geht es darum, zu beurteilen, ob die bisherige Modellierung von Kalendereffekten anhand von Saison-Dummies das Verkehrsaufkommen mit ausreichender Güte approximiert. Sind nämlich Saison-Dummies in der Lage, das Verkehrsaufkommen gut vorherzusagen, dann wäre es nicht erforderlich, die Fahrleistung unbedingt anhand von Daten für Verkehrszählungen zu repräsentieren. Der Vorteil in diesem Fall würde darin liegen, dass man sich den hohen daten- und rechentechnischen Aufwand sparen würde, da die Daten häufig nicht vorliegen oder nur mit außerordentlichem Aufwand aus den Originaldaten abzuleiten sind. Zur Illustration und zum besseren Ver-

ständnis des Zusammenhangs zwischen Kalendereffekten und Verkehrsaufkommen und der Wirkungsweise des Verkehrsaufkommens auf die Unfallhäufigkeit werden das Verkehrsaufkommen und die Anzahl der Unfälle insgesamt pro Tag in Abhängigkeit von saisonalen Effekten einer graphischen Analyse unterzogen (Abbildung 22). Die Anzahl der Unfälle insgesamt setzt sich zusammen aus den Unfällen mit Personenschaden, den schwerwiegenden Unfällen mit Sachschaden (i.e.S.) und sonstigen Unfällen unter dem Einfluss berauschender Mittel.

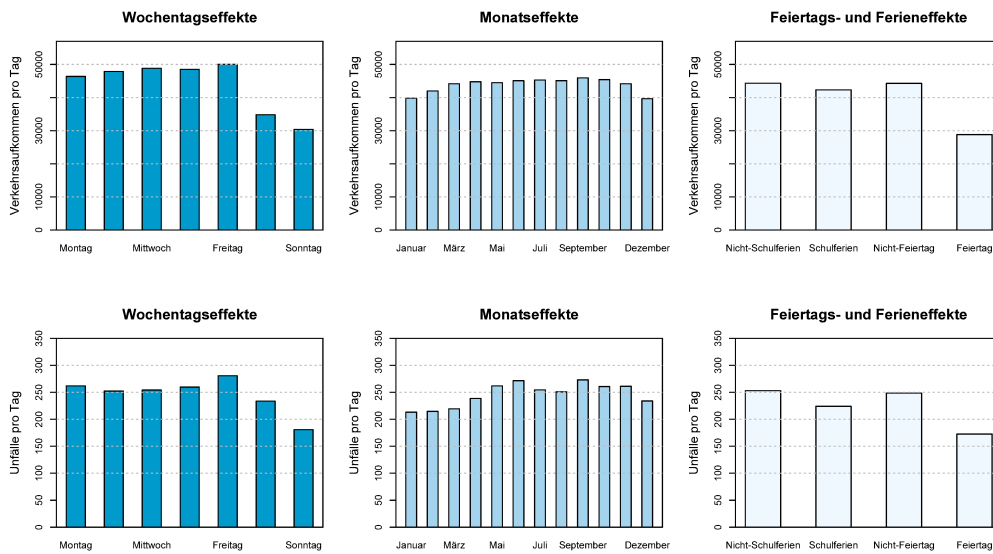


Abbildung 22: Verkehrsaufkommen und Unfälle pro Tag in Abhängigkeit von Kalendereffekten für das gesamte Bundesland Nordrhein-Westfalen.

Um der Frage nachzugehen, wie gut Kalendereffekte das Verkehrsaufkommen vorhersagen können, wird im Folgenden eine Regressionsanalyse durchgeführt, bei der das Verkehrsaufkommen als Zielvariable anhand von Saison-Dummies erklärt wird. Bezeichnet man mit v_t das Verkehrsaufkommen pro Tag in Nordrhein-Westfalen zum Zeitpunkt t , so lässt sich die Modellgleichung in der Form

$$\begin{aligned}
 v_t = & \beta_0 + \beta_1 \text{Jan}_t + \beta_2 \text{Feb}_t + \beta_3 \text{Mär}_t + \beta_4 \text{Apr}_t + \beta_5 \text{Mai}_t + \\
 & \beta_6 \text{Jun}_t + \beta_7 \text{Jul}_t + \beta_8 \text{Aug}_t + \beta_9 \text{Sep}_t + \beta_{10} \text{Okt}_t + \\
 & \beta_{11} \text{Nov}_t + \beta_{12} \text{Mon}_t + \beta_{13} \text{Die}_t + \beta_{14} \text{Mit}_t + \beta_{15} \text{Don}_t + \\
 & \beta_{16} \text{Fre}_t + \beta_{17} \text{Sam}_t + \beta_{18} \text{sfj}_t + \beta_{19} \text{ftj}_t + \beta_{20} \text{bj}_t + \varepsilon_t
 \end{aligned}$$

schreiben mit

- Jan_t = Indikatorvariable für Monat (*Januar*)
- Feb_t = Indikatorvariable für Monat (*Februar*)
- Mär_t = Indikatorvariable für Monat (*März*)
- Apr_t = Indikatorvariable für Monat (*April*)
- Mai_t = Indikatorvariable für Monat (*Mai*)
- Jun_t = Indikatorvariable für Monat (*Juni*)
- Jul_t = Indikatorvariable für Monat (*Juli*)
- Aug_t = Indikatorvariable für Monat (*August*)
- Sep_t = Indikatorvariable für Monat (*September*)
- Okt_t = Indikatorvariable für Monat (*Oktober*)
- Nov_t = Indikatorvariable für Monat (*November*)
- Mon_t = Indikatorvariable für Wochentag (*Montag*)
- Die_t = Indikatorvariable für Wochentag (*Dienstag*)
- Mit_t = Indikatorvariable für Wochentag (*Mittwoch*)
- Don_t = Indikatorvariable für Wochentag (*Donnerstag*)
- Fre_t = Indikatorvariable für Wochentag (*Freitag*)
- Sam_t = Indikatorvariable für Wochentag (*Samstag*)
- ft_t = Indikatorvariable für Feiertag (*Ostern, Weihnachten, Neujahr etc.*)
- sf_t = Indikatorvariable für Schulferien (*Ostern, Pfingsten, Sommer etc.*)
- bj_t = Indikatorvariable für Brückentage.

Dem Modell wird jeweils ein Monats- und ein Wochentagsparameter entfernt, damit die Annahme „voller Rang“ nicht verletzt ist. Der nachfolgende R-Code mit zugehörigem Output, der die Vorhersage des Verkehrsaufkommens anhand eines klassischen linearen Regressionsmodells berechnet, befindet sich im Anhang. Das gewonnene \mathbf{R}^2 von 89.41% ist erstaunlich hoch. Fast 90% der Variabilität des Verkehrsaufkommens kann durch saisonale Effekte erklärt werden. Alle Parameter bis auf **September** sind auf einem Niveau von $\alpha = 0.05$ signifikant. Zur weiteren Beurteilung der Prognosefähigkeit des Modells werden in der nachfolgenden Graphik die tatsächliche und geschätzte Höhe des Verkehrsaufkommens gegenübergestellt (Abbildung 23). Aus der Gegenüberstellung der tatsächlichen und geschätzten Werte sieht man, dass es nur geringfügige Abweichungen gibt. Die graphische Analyse bekräftigt somit auch das Ergebnis der Regression im Hinblick auf die Fähigkeit von Kalendereffekten, das Verkehrsaufkommen vorherzusagen. Aus den Regressionsergebnissen und den darauf aufbauenden Abbildungen geht somit hervor, dass Saison-Dummies durchaus in der Lage sind, die Eigenschaften des Verkehrsaufkommens

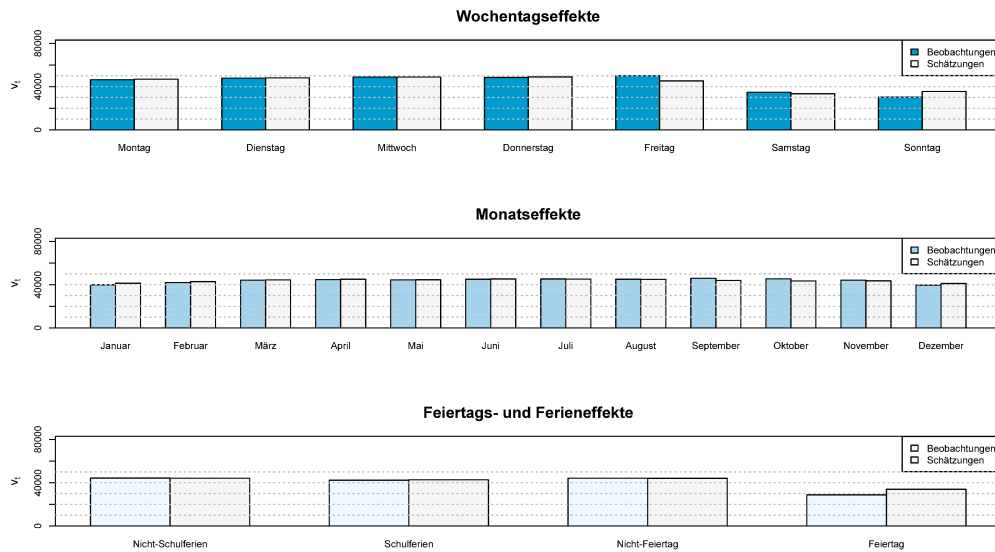


Abbildung 23: Tatsächliches und geschätztes Verkehrsaufkommen pro Tag.

sinngemäß zu approximieren. Ob sich die Verwendung von Saison-Dummies auch im Hinblick auf die Anwendungsvoraussetzungen eines klassischen linearen Regressionsmodells als Proxy-Variablen für das Verkehrsaufkommen rechtfertigen lässt, wird im Rahmen der nachfolgenden regressionsanalytischen Untersuchung nachgegangen.

6.4 Methodik

In der bevorstehenden Analyse werden drei unterschiedliche regressionsanalytische Untersuchungen durchgeführt. Hierbei werden drei Sets von Zielvariablen gebildet (Unfälle mit Leichtverletzten, Unfälle mit Schwerverletzten und Unfälle mit Getötete). Um den Einfluss der Ortschaft auf die Schwere eines Unfalls zu erfassen, erfolgt darüber hinaus eine Aufschlüsselung nach Ortslage (innerorts, außerorts und Bundesautobahnen). In der ersten Untersuchungsgruppe wird der Zielvariable das Verkehrsaufkommen pro Tag für das gesamte Bundesland Nordrhein-Westfalen als erklärende Variable gegenübergestellt. In der zweiten Untersuchungsgruppe werden als erklärende Variablen das Verkehrsaufkommen pro Tag und Saison-Dummies verwendet. In der dritten Untersuchungsgruppe werden als erklärende Variablen nur Saison-Dummies verwendet. Mit Hilfe dieser Untersuchung wird das Ziel verfolgt, herauszufinden, ob saisonale Effekte wie bisher als Proxy-Variablen für das Verkehrsaufkommen verwendet werden können. Die Beurteilung der Approximationsfähigkeit erfolgt zum Einen auf der Grundlage der Schätzergebnisse der angepassten Modelle, also dergestalt, wie stark sich prognostizierte und tatsächliche Werte voneinander unterscheiden. Zum Anderen wird die Fähigkeit dahingehend beurteilt, ob die Anwendungsvoraussetzungen des angepassten Modells erfüllt sind.

6.5 Regressionsanalytische Untersuchung

Unfallmodell mit Verkehrsaufkommen

Zur Beschreibung des Zusammenhangs zwischen Unfallzahlen und Verkehrsaufkommen werden im Folgenden log-lineare Regressionsmodelle für drei unterschiedliche Zielvariablen aufgeschlüsselt nach Ortslage gerechnet. Bezeichnet man mit y_t die Zielvariable und v_t das Verkehrsaufkommen zum Zeitpunkt t , so lässt sich die Modellgleichung in der folgenden Form schreiben

$$\log(y_t) = \beta_0 + \beta_1 v_t + \varepsilon_t.$$

In dieser Untersuchungsgruppe werden insgesamt neun Regressionen durchgeführt.

Modellanpassung an die Daten In Tabelle 1 sind die Regressionsparameter für das Verkehrsaufkommen mit den zugehörigen p -Werten für die einzelnen Untersuchungsgruppen gegenübergestellt. Anhand der Regressionkoeffizienten für das Verkehrsaufkommen

	IO	AO	BAB
Leichtverletzte	$3.7 \cdot 10^{-5}$ ($2 \cdot 10^{-16}$)	$1.6 \cdot 10^{-5}$ ($2 \cdot 10^{-16}$)	$1.1 \cdot 10^{-4}$ ($2 \cdot 10^{-16}$)
Schwerverletzte	$2.9 \cdot 10^{-5}$ ($2 \cdot 10^{-16}$)	$4.9 \cdot 10^{-6}$ (0.558)	$1.0 \cdot 10^{-6}$ (0.743)
Getötete	$6.5 \cdot 10^{-6}$ ($8.7 \cdot 10^{-6}$)	$5.7 \cdot 10^{-6}$ (0.0017)	$4.3 \cdot 10^{-7}$ (0.618)

Tabelle 1: Regressionsparameter und p -Werte für die einzelnen Untersuchungsgruppen.

erkennt man im Hinblick auf den Zusammenhang zwischen Unfallschwere und Ortslage, dass im innerörtlichen Verkehr mit zunehmendem Verkehrsaufkommen die Anzahl der Unfälle, bei denen Personen schwerverletzt oder getötet werden weniger zunehmen als Unfälle mit Leichtverletzten. Ein ähnliches Bild bietet auch das Unfallgeschehen auf Bundesautobahnen und Landstraßen. Auch hier steigt die Anzahl der Unfälle mit Schwerverletzten und Getöteten weniger als innerorts. Dieser Zusammenhang verdeutlicht unter anderem die Folgen einer Geschwindigkeitsreduzierung, die mit einem gestiegenen Verkehrsaufkommen einhergehen. Betrachtet man die p -Werte für die einzelnen Parameter, dann ist das Verkehrsaufkommen kein guter Schätzer, um Schwankungen für Unfälle mit Getöteten und Schwerverletzten außerorts und auf Bundesautobahnen zu erklären, da die Parameter nicht signifikant von Null verschieden sind. In Abbildung 24 wird für jede

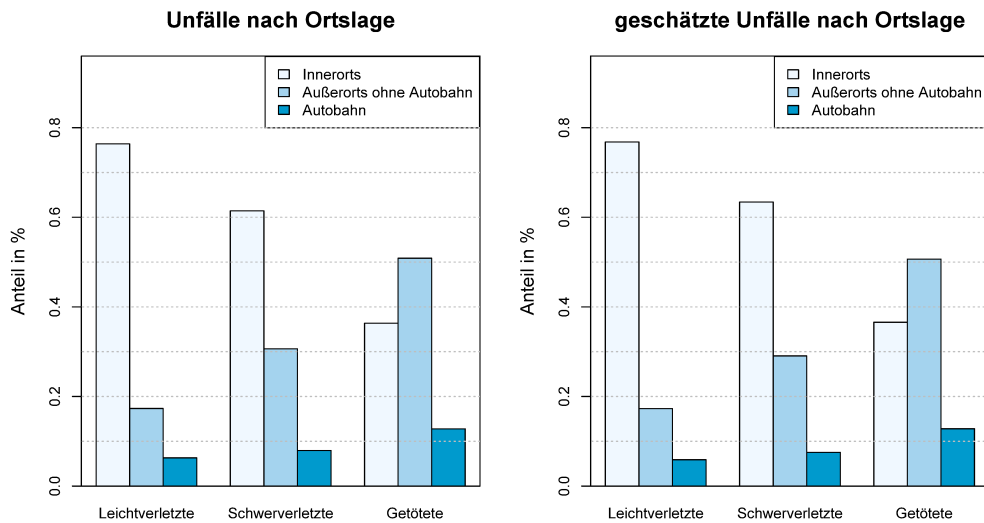


Abbildung 24: Prozentuale Verteilung der Unfälle pro Tag nach Ortschaftsart.

Zielgruppe die prozentuale Verteilung der Unfälle nach Ortschaftsart den geschätzten prozentualen Anteilen gegenübergestellt. Während von 100 Unfällen mit Leichtverletzten 76 im innerörtlichen Verkehr und 17 auf Landstraßen passierte, lag der entsprechende Anteil bei Unfällen mit Getöteten bei 36 innerorts und 51 auf Landstraßen. Dieser Zusammenhang zwischen Unfallschwere und Ortschaftsart wird auch sinngemäß anhand der angepassten Modelle wiedergegeben. Die Gegenüberstellung der geschätzten und der tatsächlichen Anteile demonstriert, dass es nahezu keine Unterschiede gibt. Aus den Ergebnissen, die in Tabelle 1 zusammengefasst sind und der darauf aufbauenden Abbildung geht hervor, dass das Verkehrsaufkommen auf die Fahrverhaltensweise zweifellos einen nachweisbaren Einfluss hat. Wie gut die Vorhersagekraft der einzelnen Modelle ist und welches Modell am besten an die Daten angepasst ist, wird mit Hilfe der praktischen Anwendung der Gütemaße aus Abschnitt 5.1 demonstriert.

Gütemaße Ausgehend von dem nachfolgenden Modell

$$\log(y_t) = \beta_0 + \beta_1 v_t + \varepsilon_t.$$

werden für neun unterschiedliche Zielgrößen Regressionen durchgeführt. Diese Zielgrößen sind

- Leichtverletzte innerorts (LV IO)
- Leichtverletzte außerorts (LV AO)

- Leichtverletzte Bundesautobahnen (LV BAB)
- Schwerverletzte innerorts (SV IO)
- Schwerverletzte außerorts (SV AO)
- Schwerverletzte Bundesautobahnen (SV BAB)
- Getötete innerorts (T IO)
- Getötete außerorts (T AO) und
- Getötete Bundesautobahnen (T BAB).

Der R-Code für die Regressionsanalysen und die zugehörigen Outputs finden sich im Anhang. Bis auf die Zielgruppe der Getöteten schneiden die Modelle im innerörtlichen Verkehr durchgängig besser ab als außerorts oder auf Bundesautobahnen. Am besten ist das Modell für Unfälle mit Leichtverletzten im innerörtlichen Verkehr. **Mehr als 60% der Variabilität der Zahl Leichtverletzter im innerörtlichen Verkehr kann durch das Verkehrsaufkommen erklärt werden.** Die Streuung der Zahlen Schwerverletzter beläuft sich auf 32%. Im Vergleich dazu besitzt für die Zielgruppe der Getöteten das Modell auf Bundesautobahnen die beste Prognosegüte. Ein wichtiger Aspekt bei der Beurteilung der Anpassungsgüte dieser Modelle mit Hilfe des Bestimmtheitsmaßes ist, Fehlinterpretationen im Hinblick auf die Modellspezifikation zu vermeiden. Während man davon ausgeht, dass ein hohes R^2 eine gute Vorhersage erlaubt, verbindet man mit R^2 -Werten nahe Null, dass es keinen Zusammenhang zwischen der Zielgröße und der erklärenden Variablen gibt. Die Ursache hierfür könnte aber darin liegen, dass ein nicht-linearer Zusammenhang vorliegt oder dass die verwendete erklärende Variable nicht die Ursache für Änderungen in der Zielgröße ist. Im Hinblick auf die Zielsetzung dieser Arbeit ist es deshalb wichtig, R^2_{adj} -Werte unter 0.1 nicht einfach hinzunehmen, sondern Möglichkeiten aufzuzeigen, Zusammenhänge zwischen Zielgröße und abhängiger Variable besser zu spezifizieren. Eine mögliche Ursache für die niedrigen R^2_{adj} -Werte bei den Modellen außerorts und auf Bundesautobahnen liegt vermutlich darin, dass der Zusammenhang zwischen Schwerverletzten und Verkehrsaufkommen nicht korrekt spezifiziert wurde. Es gibt zahlreiche Studien, die belegen, dass es tatsächlich einen statistischen Zusammenhang zwischen der Anzahl der Schwerverletzten und dem Verkehrsaufkommen gibt. Einer der Gründe für den Zusammenhang könnte beispielsweise sein, dass schlechtes Wetter sowohl die Zahl der Unfälle als auch das Verkehrsaufkommen beeinflusst. Deshalb ist es für den weiteren Verlauf dieser Arbeit unabdingbar, bei der Modellierung solche indirekt mit dem Verkehrsaufkommen korrelierte Variablen zu berücksichtigen.

Unfallmodell mit Kalendereffekten und Verkehrsaufkommen

Zur Beschreibung des Einflusses von Verkehrsaufkommen und saisonalen Effekten auf die Unfallhäufigkeit werden im Folgenden log-lineare Regressionsmodelle für drei unterschied-

liche Zielvariablen aufgeschlüsselt nach Ortslage gerechnet. Die Modellgleichung hat die Form

$$\begin{aligned} \log(y_t) = & \beta_0 + \beta_1 \text{Jan}_t + \beta_2 \text{Feb}_t + \beta_3 \text{Mär}_t + \beta_4 \text{Apr}_t + \beta_5 \text{Mai}_t + \\ & \beta_6 \text{Jun}_t + \beta_7 \text{Jul}_t + \beta_8 \text{Aug}_t + \beta_9 \text{Sep}_t + \beta_{10} \text{Okt}_t + \\ & \beta_{11} \text{Nov}_t + \beta_{12} \text{Mon}_t + \beta_{13} \text{Die}_t + \beta_{14} \text{Mit}_t + \beta_{15} \text{Don}_t + \\ & \beta_{16} \text{Fre}_t + \beta_{17} \text{Sam}_t + \beta_{18} \text{sfj}_t + \beta_{19} \text{ftj}_t + \beta_{20} \text{bj}_t + \beta_{21} \text{vt} + \varepsilon_t. \end{aligned}$$

Modellanpassung an die Daten In dieser Untersuchungsgruppe werden insgesamt neun Regressionen durchgeführt. Der R-Code für die Regressionsanalysen und die zugehörigen Outputs finden sich im Anhang. Bei der Betrachtung der R-Outputs bietet sich im Hinblick auf den Zusammenhang zwischen Unfallschwere und Ortslage ein ähnliches Bild wie bei den Modellen, in denen nur das Verkehrsaufkommen als erklärende Variable verwendet wurde. Anhand der Parametereffekte wird nochmals der Zusammenhang zwischen Unfallschwere und Verkehrsaufkommen verdeutlicht, nämlich, dass infolge einer Geschwindigkeitsreduzierung, die mit einem gestiegenen Verkehrsaufkommen einhergeht, die Zahl der Unfälle mit Schwerverletzten oder tödlich Verunglückten abnimmt. Der Parametereffekt des Verkehrsaufkommens auf die Zahl der Unfälle mit Schwerverletzten und Getöteten auf Landstraßen und Bundesautobahnen ist nicht signifikant von Null verschieden. Das bedeutet, dass weder das Verkehrsaufkommen noch saisonale Einflüsse alleine ausreichend sind, die Schwankungen der Zahl der Unfälle mit Schwerverletzten und Getöteten außerorts und auf Bundesautobahnen zu erklären. Tabelle 2 beleuchtet die Höhe der geschätzten Unfälle im Hinblick auf Ortslage und Unfallschwere. Die Werte in Klammern (in blauer Schriftfarbe) entsprechen der tatsächlichen Höhe. Von den 52510 (57217) Unfällen mit Personenschaden (GES) und den 549 (456) Getöteten (GET) insgesamt im Jahr 2013 entfallen auf:

	GES		GET	
IO	39048	74% der Unfälle	199	36% der Getöteten
	43248	76%	178	39%
AO	10293	20% der Unfälle	282	51% der Getöteten
	10317	18%	226	50%
BAB	3169	6% der Unfälle	69	13% der Getöteten
	3652	6%	52	11%

Tabelle 2: Geschätzte Unfälle nach Ortslage.

Auf den Landstraßen ereigneten sich insgesamt 10293 (10317) Unfälle mit Personenschaden

den. In Tabelle 4 sind die geschätzten und die tatsächlichen Zahlen für die Höhe der Unfälle mit Getöteten, Schwerverletzten und Leichtverletzten außerorts und ihr Anteil an der Gesamtzahl der Unfälle mit Getöteten, Schwerverletzten und Leichtverletzten in allen Ortschaften zusammen enthalten.

Getötete	282	51% aller Getöteten
	226	50%
Schwerverletzte	3018	29% aller Schwerverletzten
	2842	27%
Leichtverletzte	6993	17% aller Leichtverletzten
	7249	16%

Tabelle 3: Geschätzte Unfälle nach Ortschaft.

Betrachtet man die geschätzten prozentualen Anteile der Unfälle nach Ortschaft, so ist das Unfallmodell im Stande, die Zusammenhänge zwischen Ortschaft und Unfallschwere sinngemäß wiederzugeben. Die Zielsetzung, die anhand dieser Gegenüberstellung über die Präsentation der Prognosefähigkeit des Modells hinaus verfolgt wird, ist jedoch, zu verdeutlichen, dass auf Straßen im außerörtlichen Verkehr andere Gesetzmäßigkeiten herrschen als innerorts oder auf Autobahnen. Zwar passierte 2013 jeder fünfte Unfall auf den Landstraßen, jedoch sind diese besonders schwer, da sich mehr als die Hälfte aller tödlichen Unfälle auf Landstraßen ereignete. Die Gefahrenquellen (wie zum Beispiel das Zusammentreffen von überhöhter Geschwindigkeit, Gegenverkehr und Überholmanöver) und damit verbundene Unfallursachen, die Landstraßen in sich bergen, sind somit bei Weitem nicht zu vergleichen mit anderen Straßengattungen. Die Anzahl der Unfälle mit Leichtverletzten im innerörtlichen Verkehr kann sehr gut mit Hilfe saisonaler Effekte und anhand des Verkehrsaufkommens erklärt werden. Um bei der Modellierung von Unfällen mit Schwerverletzten oder Getöteten außerorts eine ebenso gute Prognose zu erzielen, ist es somit erforderlich, andere Einflussfaktoren zu berücksichtigen.

Gütemaße Auch hier bietet sich ein ähnliches Bild wie bei den Unfallmodellen mit Verkehrsaufkommen. Man erkennt, dass bis auf die Zielgruppe der Getöteten die Modelle im innerörtlichen Verkehr durchgängig besser abschneiden als außerorts oder auf Bundesautobahnen. Die beste Vorhersagekraft besitzt das Modell für Unfälle mit Leichtverletzten im innerörtlichen Verkehr. **Fast Dreiviertel der Variabilität der Zahl Leichtverletzter im innerörtlichen Verkehr kann durch das Verkehrsaufkommen und durch Kalendereffekte erklärt werden.** Die Streuung der Zahlen Schwerverletzter beläuft

sich auf 43%. Basierend auf dem adjustierten Bestimmtheitsmaß besitzt bei der Zielgruppe der Getöteten das Modell außerorts die beste Prognosegüte (2%). Dieser im Vergleich sehr niedrige R_{adj}^2 -Wert deutet daraufhin, dass Verkehrsaufkommen und Kalendereffekte als erklärende Variable nicht ausreichend sind, die Schwankungen für die Zahl der tödlich endenden Unfälle auf Landstraßen zu erklären. Deshalb ist es für den weiteren Verlauf dieser Arbeit von großer Bedeutung, Unfälle mit Getöteten dahingehend besser zu spezifizieren, indem Risikofaktoren und Gefahrenquellen, die Landstraßen in sich bergen, zu berücksichtigen.

Unfallmodell mit Kalendereffekten

Zur Beschreibung des Einflusses saisonaler Effekte auf die Unfallhäufigkeit werden im Folgenden log-lineare Regressionsmodelle für drei unterschiedliche Zielvariablen aufgeschlüsselt nach Ortslage gerechnet. Die Modellgleichung wird in der folgenden Form geschrieben

$$\begin{aligned} \log(y_t) = & \beta_0 + \beta_1 \text{Jan}_t + \beta_2 \text{Feb}_t + \beta_3 \text{Mär}_t + \beta_4 \text{Apr}_t + \beta_5 \text{Mai}_t + \\ & \beta_6 \text{Jun}_t + \beta_7 \text{Jul}_t + \beta_8 \text{Aug}_t + \beta_9 \text{Sep}_t + \beta_{10} \text{Okt}_t + \\ & \beta_{11} \text{Nov}_t + \beta_{12} \text{Mon}_t + \beta_{13} \text{Die}_t + \beta_{14} \text{Mit}_t + \beta_{15} \text{Don}_t + \\ & \beta_{16} \text{Fre}_t + \beta_{17} \text{Sam}_t + \beta_{18} \text{sfj}_t + \beta_{19} \text{ftj}_t + \beta_{20} \text{bj}_t + \varepsilon_t. \end{aligned}$$

Modellanpassung an die Daten In dieser Untersuchungsgruppe werden insgesamt neun Regressionen durchgeführt. Der R-Code für die Regressionsanalysen und die zugehörigen Outputs finden sich im Anhang. Bei der Betrachtung des R-Outputs bietet sich ein ähnliches Bild wie bei den anderen Untersuchungsgruppen. Im Hinblick auf die Signifikanz der Parametereffekte erkennt man, dass die Modelle mit Leichtverletzten und für das innerörtliche Verkehr durchweg besser abschneiden als Modelle für Schwerverletzte und Getötete auf Landstraßen oder auf Bundesautobahnen. Der Zusammenhang zwischen Unfallschwere und Ortslage und die damit verbundene saisonale Komponente wird anhand der durchgängigen Signifikanz der drei Parameter Saisonparameter **Samstag**, **Sonntag** und **Juli** in den Unfallmodellen auf Landstraßen sehr gut verdeutlicht. Bei diesen sommerlichen Unfällen handelt es sich um Unfälle im Freizeitverkehr, die einen Großteil der Nachtunfälle ausmachen, da in den Nachtstunden ein deutlich höherer Anteil an Freizeitverkehr stattfindet. Betreffend der Ortslage ergab eine Auswertung der amtlichen Straßenverkehrsunfallstatistik (BASt), dass der Nacht-Anteil der Unfälle außerorts deutlich höher ist als innerorts⁷⁵. Wegen der Verlagerung des Unfallgeschehens in Ortslagen mit höheren Geschwindigkeiten erhöht sich somit die Unfallschwere bei Nachtunfällen. Anhand der Höhe der vorausgesagten Unfälle in den Abbildungen 30 und 31 im Anhang soll nochmal verdeutlicht werden, dass die Unfallschwere außerorts im Sommer deutlich höher ist als im

⁷⁵Vgl. Statistisches Bundesamt, Wiesbaden (2007).

Winter. Als Nachtunfälle werden hierbei unabhängig von der Uhrzeit Unfälle bezeichnet, die bei Dunkelheit oder in der Dämmerung stattfinden. Betrachtet man die drei Saison-Dummies **Freitag**, **Juni** und **Juli**, so sind alle drei Parameter bis auf die Modelle für die Untersuchungsgruppe der Getöteten auf Landstraßen und auf Bundesautobahnen durchgehend signifikant. Anhand der Signifikanz dieser drei Parameter für die Unfallmodelle mit Leichtverletzten im innerörtlichen Verkehr erkennt man, dass Saison-Dummies die Effekte unterschiedlichen Verkehrsaufkommens innerorts gut approximieren können. Untersucht man jedoch die Unfallmodelle mit Getöteten auf Landstraßen oder Bundesautobahnen, so reicht die Verwendung von Saison-Dummies allein nicht aus, um diese Unfallarten vorherzusagen. Der Grund hierfür liegt in erster Linie darin, dass das Verkehrsgeschehen auf Landstraßen und auf Autobahnen anderen Gesetzmäßigkeiten unterliegt und folglich andere Unfallursachen in sich birgt als der Verkehr innerorts. Deshalb wird es zum Ziel gesetzt, im weiteren Verlauf dieser Arbeit Unfallmodelle zu konstruieren, die die Unfallschwere je nach Straßengattung und die dazugehörige saisonale Komponente anhand anderer Gefahrenquellen voraussagen.

Gütemaße Hier bietet sich ein ähnliches Bild wie bei den anderen Untersuchungsgruppen. Bis auf die Zielgruppe der Getöteten sind die Modelle im innerörtlichen Verkehr durchgängig besser als diejenigen außerorts oder auf Bundesautobahnen. Die beste Prognosegüte weist das Modell für Unfälle mit Leichtverletzten im innerörtlichen Verkehr auf. **Mehr als 70% der Variabilität der Zahl Leichtverletzter im innerörtlichen Verkehr kann durch Kalendereffekte erklärt werden.** Die Streuung der Zahlen Schwerverletzter beläuft sich auf 38%. Auf der Grundlage des R_{adj}^2 besitzt das Modell für die Zielgruppe der Getöteten außerorts die beste Vorhersagegüte (2%). Angesichts dieser im Vergleich sehr niedrigen Prognosegüte wird verdeutlicht, dass Kalendereffekte als erklärende Variablen nicht ausreichend sind, tödlich endende Unfälle auf Landstraßen vorherzusagen. Deshalb ist es für den weiteren Verlauf dieser Arbeit von großer Bedeutung, Unfallmodelle allein für die Schwere eines Unfalls zu entwickeln und hierbei die Ortslage und damit zusammenhängende Risikofaktoren und Gefahrenquellen, die die entsprechende Straßengattung in sich birgt, zu berücksichtigen. Zusammenfassend kann aus den Regressionsergebnissen für die einzelnen abhängigen Variablen abgeleitet werden, dass es im weiteren Verlauf dieser Arbeit notwendig ist, bei der Konstruktion der Modelle andere Kovariablen zu berücksichtigen, die die Zielgenauigkeit der Prognosen verbessern.

Modellvergleich - Schätzbereich

Es werden nun die Modelle der einzelnen Untersuchungsgruppen miteinander verglichen. Hierbei werden die Regressionsparameter für das Verkehrsaufkommen den Parametern der Modelle mit **Verkehrsaufkommen und Kalendereffekten** gegenübergestellt und im Kontext der Aufgabenstellung gewürdigt. Die Auswahl des besten Modells erfolgt im nächsten Abschnitt anhand der in Abschnitt 5.1 angegebenen Kriterien. Bei der Gegenüberstellung der Regressionsparameter beider Modellierungsweisen gibt es im Hinblick auf die Parameter-

effekte und die Signifikanz nur geringfügige Unterschiede. Anhand beider Modellvarianten wird deutlich, dass ein gestiegenes Verkehrsaufkommen als einer der Ursachen für Unfälle mit Leichtverletzten und Schwerverletzten innerorts angenommen werden kann, weil hier die entsprechenden Parameter signifikant von Null verschieden sind. Da die Parameter der Modelle für Schwerverletzte und Getötete auf Landstraßen und auf Autobahnen nicht signifikant von Null verschieden sind, ist das Verkehrsaufkommen nicht ursächlich für Veränderungen dieser Zielgrößen. Dieser Tatbestand verdeutlicht, dass das Unfallgeschehen auf Landstraßen und Autobahnen ganz andere Gefahrenquellen in sich birgt. Damit auch diese Unfallart zuverlässig vorhergesagt werden kann, ist es im Hinblick auf die Zielsetzung dieser Arbeit notwendig, Unfälle mit Getöteten dahingehend besser zu spezifizieren, indem Risikofaktoren und Gefahrenquellen, die diese Straßengattungen enthalten, berücksichtigt werden. Darüber hinaus fällt beim Vergleich der Saison-Dummies der Modelle mit Kalendereffekten mit den Saisonparametern der Modelle mit Kalendereffekten und Verkehrsaufkommen als erklärende Variablen auf, dass einige Saison-Parameter in den Modellen mit Kalendereffekten, basierend auf den Ergebnissen des t -Tests, als eine der Ursache für die entsprechenden Unfallarten betrachtet werden können, während sie in den Modellen, in denen das Verkehrsaufkommen noch aufgenommen wurde, nicht signifikant von Null verschieden sind (diese entsprechenden Parameter sind in den Regressionsoutputs der Modelle mit Kalendereffekten und Verkehrsaufkommen im Anhang gelb markiert). Der Grund hierfür liegt vermutlich darin, dass die Effekte unterschiedlichen Verkehrsaufkommens bereits durch Saison-Parameter vorausgesagt werden. Die durchgehende Signifikanz der drei Saison-Parameter **Samstag**, **Sonntag** und **Juli** in fast allen Modellen für den außerörtlichen Verkehr verdeutlicht unter anderem auch den Zusammenhang zwischen Ortslage und Unfallschwere und die damit verbundene saisonale Komponente. Da die vorliegenden Modelle für den außerörtlichen Verkehr Unfälle nicht mit ausreichender Güte vorhersagen können, wird hierin eine Notwendigkeit gesehen, Unfallmodelle allein für die Unfallschwere zu konstruieren.

Modellvergleich - Testbereich

Beim Vergleich der einzelnen Modelle innerhalb der Gruppen stellt man zunächst einmal fest, dass in jeder Gruppe die Modelle für Leichtverletzte im innerörtlichen Verkehr am besten an die Daten angepasst sind. Es ist durchgehend erkennbar, dass saisonale Effekte und Verkehrsaufkommen einen großen Teil der Streuung in den Zahlen Leichtverletzter erklären können. Beim Vergleich der Modellgruppen miteinander ist basierend auf den verwendeten Anpassungskriterien das Modell mit Verkehrsaufkommen und Kalendereffekten am besten an die Daten angepasst. Bei den Modellen für Schwerverletzte und Getötete auf Landstraßen oder Autobahnen wird anhand der niedrigen R_{adj}^2 -Werte deutlich, dass weder Verkehrsaufkommen noch saisonale Effekte als Ursachen für die Veränderungen der Zahlen Schwerverletzter und Getöteter angesehen werden können. Der Grund hierfür liegt darin, dass das Unfallgeschehen und damit verbunden auch die Unfallschwere auf Landstraßen oder Autobahnen ganz anderen Gesetzmäßigkeiten unterliegt. In An-

betrachtet dessen empfiehlt sich für den weiteren Verlauf dieser Arbeit, Unfallmodelle zu entwickeln, die die entsprechenden Gefahrenquellen dieser Straßengattungen mitberücksichtigen. Beim Vergleich der R_{adj}^2 -Werte fällt auf, dass diese für Unfälle mit Getöteten oder Schwerverletzten außerorts und auf Autobahnen vor allem bei den Modellen mit Verkehrsaufkommen teilweise kleiner als Null sind. Dieser Umstand verdeutlicht nochmal, dass das Verkehrsaufkommen nicht ausreichend ist, Unfälle mit Schwerverletzten oder Getöteten zu erklären. Bei der Verwendung von Kalendereffekten wird dieser Wert zwar geringfügig erhöht, aber dennoch ist es nicht ausreichend, um eine zuverlässige Vorhersage zu machen. Die Entscheidung für die Wahl des besten Modells fällt somit auf das Unfallmodell für Leichtverletzte im innerörtlichen Verkehr (siehe Abbildung 32 im Anhang).

6.6 Modelldiagnose

In diesem Abschnitt geht es darum, die ausgewählten Unfallmodelle dahingehend zu untersuchen, ob das Einführen neuer Bestimmungsparameter das Modell in dem Sinne verbessert hat, dass es nun den Annahmen eines klassischen linearen Modells gerecht wird. Hierzu werden die Ergebnisse zu den Diagnosetests wiedergegeben (Tabelle 212 im Anhang). Darüber hinaus werden die Autokorrelationsfunktionen und die Streudiagramme der Residuen für die einzelnen Modelle graphisch dargestellt (Abbildung 33 bis 38 im Anhang).

Die Ergebnisse der Diagnosetests demonstrieren, dass die klassischen Annahmen homoskedastischer, unkorrelierter und normalverteilter Fehler nicht erfüllt sind. Autokorrelierte Fehlerterme sind ein Indiz dafür, dass das zugrunde liegende Unfallmodell nicht korrekt spezifiziert wurde. Die Zeitverschiebungen (7, 14, 21, 35, ...) bei den Autokorrelationsfunktionen der Modelle mit dem Verkehrsaufkommen als einzige erklärende Variable deuten auf Wochentagseffekte hin. Für alle Untersuchungsgruppen ist jedoch klar erkennbar, dass durch die Verwendung von Kalendereffekten die Wochentagseffekte aufgehoben werden und durch die ausschließliche Verwendung von Kalendereffekten die serielle Abhängigkeit verringert wird. Das Modell wurde dahingehend besser spezifiziert, indem infolge der Verwendung von Kalendereffekten die serielle Abhängigkeit reduziert wurde. In den Streudiagrammen sind die Residuen der jeweiligen Modellgruppen gegen die entsprechenden Zeilennummern abgetragen. Hierbei ist in allen Streudiagrammen erkennbar, dass die Streuung der Punkte um die Gerade in horizontaler Richtung konstant ist. Diese Gegebenheit ist trotz der Diagnosetestergebnisse ein Indiz dafür, dass die zugrunde liegende Heteroskedastizität einerseits nicht so folgenschwer sein kann. Andererseits wird entgegen der konstanten Streuung der Residuen des Modells für Unfälle mit Getöteten außerorts die Diskretheit der Daten vergegenwärtigt. Vor dem Hintergrund, eine zuverlässige Unfallvorhersage zu treffen, spricht dieser Umstand dafür, die Modelltauglichkeit dahingehend zu steigern, indem einerseits durch entsprechende Maßnahmen Abhilfe geschaffen wird oder das ursprüngliche Modell derart verbessert wird, dass andere Einflussfaktoren, die

die jeweilige Zielgruppe und Straßengattung in sich bergen, berücksichtigt werden.

Zusammenfassend können aus der Modelldiagnose folgende Erkenntnisse festgehalten werden: Durch die Verwendung von Saison-Dummies für Kalendereffekte und des Verkehrsaufkommens wurden die hinter dem klassischen linearen Regressionsmodell stehenden Annahmen nicht in ausreichendem Maße erfüllt. Dennoch wurde festgestellt, dass durch die alleinige Verwendung von Kalendereffekten, die Modelltauglichkeit verbessert wurde, indem die serielle Abhängigkeit der Residuen vermindert und die Wochentageeffekte behoben wurden. Darüber hinaus wies die konstante Streuung der Residuen trotz der Ablehnung des White-Tests darauf hin, dass die Heteroskedastizität nicht so stark sein kann. Diese Erkenntnisse können nun dahingehend genutzt werden, dass die Vorhersagegüte des Modells durch Einbeziehung weiterer Bestimmungsvariablen für das Unfallgeschehen verbessert wird. Um jedoch zuverlässige Vorhersagen anhand eines Unfallmodells zu machen, das dem diskreten Charakter der Daten Rechnung trägt, empfiehlt es sich weiterhin, entweder heteroskedastiekonsistente Standardfehler in den ursprünglichen Modellen zu verwenden oder auf die Klasse der Generalisierten Linearen Modelle überzugehen.

6.7 Zusammenfassung

In diesem Kapitel wurde zuerst untersucht, ob die Verwendung von Saison-Dummies die Effekte unterschiedlichen Verkehrsaufkommens mit ausreichender Güte vorhersagen kann. Zu diesem Zweck wurde anhand einer linearen Regression analysiert, wie gut das Verkehrsaufkommen mit Hilfe von Kalendereffekten vorausgesagt wird. Die erzielte Prognosegüte von knapp 90% bestätigte, dass Kalendereffekte als Proxy die Effekte des Verkehrsaufkommens sinngemäß wiedergeben können. Der Vorteil, der sich dadurch ergibt, ist, dass der hohe daten- und rechentechnische Aufwand erspart wird, da Daten zu Verkehrszählungen häufig nicht vorliegen oder mit außerordentlichem Aufwand aus den Originaldaten abgeleitet werden müssen. Im nächsten Schritt wurden für jede Unfallart (Unfälle mit Leichtverletzten, mit Schwerverletzten oder mit Getöteten) drei Unfallmodelle konstruiert. Beim ersten Modell wurde als erklärende Variable das Verkehrsaufkommen verwendet. Beim zweiten Modell wurden Verkehrsaufkommen und Kalendereffekte gemeinsam und beim dritten und letzten Modell wurden ausschließlich Kalendereffekte auf die Zahl der Unfälle herangezogen. Darüber hinaus erfolgte eine Aufschlüsselung nach Ortslage (innerorts, außerorts, Autobahnen), um entsprechende Vergleichsanalysen durchführen zu können. Im Hinblick auf die Schätzergebnisse wurde Folgendes festgestellt: Ein höheres Verkehrsaufkommen führt in allen Ortslagen zu einem (wenn auch nur geringfügigen) Anstieg der Verkehrsunfälle. Beobachtet wurde darüber hinaus, dass mit zunehmendem Verkehrsaufkommen die Unfallschwere abnimmt. Dieser Umstand bestätigte auch die in der Realität festgestellten Folgen einer Geschwindigkeitsreduzierung infolge eines gestiegenen Verkehrsaufkommens. In allen drei Modellgruppen konnten Kalendereffekte und das Verkehrsaufkommen zur Erklärung der Schwankungen der Zahl der Unfälle mit Leichtverletzten vor allem auf innerörtlichen Straßen herangezogen werden. Demgegenüber konnte

bei Unfällen mit Schwerverletzten und Getöteten auf Landstraßen so ein Parametereffekt nicht beobachtet werden. Die Ursache hierfür liegt vermutlich darin, dass die Gefahrenquellen und damit verbundene Unfallursachen, die diese Straßengattung in sich birgt, nicht zu vergleichen sind mit denen anderer Ortschaften. Bei der Untersuchung der Anpassungsgüte der einzelnen Modelle stellte sich heraus, dass in allen Modellgruppen das Modell mit Leichtverletzten innerorts die beste Prognosegüte besaß. Die Streuung der Zahl Leichtverletzter im innerörtlichen Verkehr wurde am besten durch Kalendereffekte und durch das Verkehrsaufkommen erklärt (75 %). Bei den Modellen mit Schwerverletzten außerorts wurde anhand der niedrigen R_{adj}^2 -Werte (< 0.1) verdeutlicht, dass weder das Verkehrsaufkommen noch Kalendereffekte als Ursachen für die Zahl der Schwerverletzten angesehen werden können. Sowohl die Ergebnisse im Schätzbereich als auch die Ergebnisse im Testbereich demonstrieren, dass es nicht genügt, Unfälle auf Landstraßen anhand von Kalendereffekten vorauszusagen, da das Verkehrsgeschehen auf Landstraßen anderen Gesetzmäßigkeiten unterliegt als innerorts. Aus diesen Ergebnissen kann man für den weiteren Verlauf dieser Arbeit ableiten, die Unfallschwere in dem Sinne besser zu spezifizieren, indem Risikofaktoren und Gefahrenquellen der entsprechenden Ortschaft berücksichtigt werden. Die abschließende Modelldiagnose verfolgte das Ziel, herauszufinden, ob durch die Berücksichtigung neuer Parameter die klassischen Regressionsanforderungen erfüllt wurden. Obwohl den hinter dem klassischen linearen Regressionsmodell stehenden Annahmen nicht nachgekommen wurde, ergab die Modelldiagnose, dass die Modelltauglichkeit dahingehend verbessert wurde, indem die serielle Abhängigkeit der Residuen vermindert und die Wochentageeffekte behoben wurden. Zusammen mit den Feststellungen im Schätz- und Testbereich können diese gewonnenen Erkenntnisse derart genutzt werden, das Modell so zu verbessern, indem weitere Bestimmungsfaktoren, die die entsprechende Unfallart und Ortschaft in sich bergen, in das Unfallmodell mit aufgenommen werden. Neben der Modellverbesserung gibt es auch die Möglichkeit, bei der Verletzung der klassischen Regressionsannahmen die dafür vorgesehenen Diagnosemaßnahmen zu ergreifen. Zum Anderen empfiehlt es sich auch angesichts der diskreten Natur der Daten, bei der Unfallmodellierung Generalisierte Lineare Modelle zu verwenden. Die Frage im Sinne eines besseren Modells bei der Modellierung der Auswirkungen des Verkehrsaufkommens auf Unfälle kann unter Berücksichtigung der Modelltauglichkeit dahingehend beantwortet werden, dass Kalendereffekte zuverlässigere Vorhersagen erlauben als das Verkehrsaufkommen.

7 Zusammenhang zwischen Wetterbedingungen und Verkehrsunfällen

Ein wesentlicher Faktor zur Beschreibung der Unfallsituation ist das Wetter. Da sich die saisonalen Wetterschwankungen bei Betrachtung über ein Jahr ausgleichen sollten, kann allgemein unterstellt werden, dass sich die Unfallraten von zwei oder mehreren aufeinanderfolgenden Jahren nicht wesentlich unterscheiden sollten. Wiederholt sind aber auffällige Schwankungen bei der jährlichen oder monatlichen Unfallhäufigkeit zu beobachten. Vor dem Hintergrund, die Ursachen für diese Umstände und ihr Gewicht mit angemessener Genauigkeit zu betrachten, zielt die vorliegende Untersuchung darauf ab, die Bedeutung des Wetters als Bestimmungsparameter für schwankende Unfallraten zu ermitteln. Im letzten Kapitel wurde mathematisch nachgewiesen, dass die Streuung der Zahl der Unfälle mit Leichtverletzten in ausreichendem Maße anhand von Kalendereffekten erklärt werden kann. Demgegenüber konnten Kalendereffekte nicht zu Erklärung der Variation der Zahl der Unfälle mit Schwerverletzten oder Getöteten herangezogen werden. Aus diesem Grund wird der Versuch unternommen, Schwankungen der Unfallhäufigkeit in bestimmten Perioden mit Witterungseinflüssen zu erklären. Es wird untersucht, ob spezifische Wetterkonstellationen mit spezifischen Unfallgruppen und Straßengattungen kovariieren oder nicht. Der Unterschied der vorliegenden Untersuchung zu den Analysen der letzten beiden Kapitel besteht darin, dass die Trennung der wichtigen Einflussfaktoren „Berufsverkehr“ und „Wochenendverkehr“ sowie „Schulferien- und Feiertagsverkehr“ nicht nur mit Hilfe von Saison-Dummies erfolgt. Damit diese unterschiedlichen Einflüsse nicht einen Zusammenhang zwischen den Unfall- und Wetterdaten überlagern, werden drei Datensätze gebildet. Mit diesem Versuch, den Zusammenhang zwischen Wetter- und Unfalldaten durch Elimination erkennbarer Einflüsse aufzudecken und statistisch abzusichern, wird beabsichtigt, die Vorhersagegüte des Modells für bestimmte Zielgruppen und damit verbunden die Modelltauglichkeit zu verbessern. Es soll herausgefunden werden, ob Schwankungen der Unfallhäufigkeit in verschiedenen Perioden in gewissem Grade mit Wetterveränderungen erklärt werden können und inwieweit das Wetter die Verkehrsdichte und die Verhaltensweise der Fahrzeugführer zu bestimmten Zeiten (Wochenende, Werktage, Schulferien- und Feiertage) beeinflusst. Zur geeigneten Erfassung und Bewertung des Wetters in seinen verschiedenen Ausprägungen werden von 20 über das Bundesland Nordrhein-Westfalen gestreuten Wetterstationen Messwerte für 7 Wetterkomponenten (Sicht, Regen, Schnee, Temperatur, Wind, Sonne) gebildet. Allerdings ist das zu diesem Zweck konstruierte Unfallmodell weder für die Ermittlung des regionalen Unfallrisikos noch für einzelne Straßenabschnitte geeignet.

7.1 Zielsetzung

Ziel dieses Kapitels, ist es, einen Zusammenhang zwischen bestimmten Wetterverhältnissen und der Unfallhäufigkeit mathematisch nachzuweisen, damit Schwankungen der Unfallhäufigkeit in verschiedenen Perioden in gewissem Grade mit Wetterveränderungen

erklärt werden können. Im Hinblick auf den Zusammenhang zwischen Unfallschwere und Ortslage soll herausgefunden werden, inwieweit das Wetter die Verkehrsdichte und die Verhaltensweise der Fahrzeugführer beeinflusst. In dieser Untersuchung wird die Witterung als eine in einem Zeitraum (2001-2013) sich zufällig und häufig saisonal sehr verschiedenartig ausprägende allgemeine Rahmenbedingung für den Straßenverkehr angenommen. Darüber hinaus wird die Modellvorstellung vertreten, dass die an den jeweiligen Tagen eintretende Witterung die Anzahl der Unfälle vor allem auch indirekt über die mit der Witterung korrelierten Faktoren wie Verkehrsaufkommen, Fahrverhalten der Verkehrsteilnehmer, Fahrgeschwindigkeiten, Verkehrsbedingungen u.s.w. beeinflusst. Der Untersuchungsraum umfasst das gesamte Bundesland Nordrhein-Westfalen. Die Untersuchungszeiträume sind die Jahre 2001 bis 2013.

7.2 Datenbasis

Für die Untersuchung werden drei unterschiedliche Datensätze gebildet. Bei der Bildung der Datensätze für die Unfälle werden die wichtigsten Einflussfaktoren „Ferien- und Feiertagsverkehr, Wochenend- und Berufsverkehr“ voneinander getrennt, damit diese unterschiedlichen Einflüsse nicht einen Zusammenhang zwischen Unfall- und Wetterdaten überlagern. Da die Zusammensetzung der Verkehrsteilnehmer in den jeweiligen Untersuchungsgruppen weitgehend konstant ist, kann somit der Einfluss des Wetters auf das Unfallgeschehen besonders gut festgestellt werden. Bei der Erstellung des Datensatzes „Berufsverkehr“ werden als Beobachtungstage die Wochentage Montag, Dienstag, Mittwoch, Donnerstag und Freitag herangezogen, um zunächst den Einflussfaktor „Wochenendverkehr“ auszuklammern. Eine Rechtfertigung für die Auswahl und Zusammenfassung dieser Wochentage kann auch aus der Konstanz der Gesamtzahl der jeweiligen Unfälle mit Personenschaden an den entsprechenden Tagen angesehen werden (siehe Abbildung 5). Entsprechend wird versucht, durch Elimination solcher Tage, die in Ferienzeiten liegen oder auf einen Feiertag fallen, die Einflussfaktoren Ferien- und Feiertagsverkehr auszuschalten. Die Datei „Ferien- und Feiertagsverkehr“ ist nicht so homogen wie die beiden anderen Dateien. Hier finden sich Wochenenden und Werkstage gemischt, daher überlagern sich Berufs-, Wochenend- und Ferienverkehrseffekte in dieser Datei. Als Zielvariablen wird die Anzahl der Unfälle mit Leichtverletzten, die Anzahl der Unfälle mit Schwerverletzten und die Anzahl der Unfälle mit Getöteten herangezogen. Zusätzlich erfolgt eine Aufschlüsselung nach inner- und außerörtlichem Verkehr. Vom meteorologischen Institut der Bundeswehr wurde für 25 Kreise und kreisfreie Städte in Nordrhein-Westfalen ein Datensatz mit meteorologischen Variablen zur Verfügung gestellt. Anschließend wurde eine Auswahl an Wetterstationen vorgenommen, die im Hinblick auf den Untersuchungszeitraum vollständig waren. Eine näherungsweise Zustandsbeschreibung des Wetters für einen ganzen Tag und für das gesamte Bundesland Nordrhein-Westfalen wird mit Hilfe der Klimadaten der unten aufgeführten Messstationen durchgeführt:

MÜNSTER/OSNARBRÜCK	BAD LIPPSPRINGE
WUPPERTAL-BUCHENHOFEN	LIPPSTADT-BÖCKENVÖRDE
HEINSBERG-SCHLEIDEN	KAHLER ASTEN
KLEVE	LENNESTADT-THETEN
GELDERN-WALBECK	LÜDGE-PÄNBRUCH
DUISBURG	BAD-STÜNZEL
TÖNISVORTS	NIDEGGEN-SCHMIDT
ESSEN-BREDENEY	KALL-SISTIG
RAHDEN-VARL	KÖLN-WAHN
BAD SALZUFLEN	NEUNKIRCHEN-SEELSCHEID

Die Beschreibung des Wetters eines Tages in Nordrhein-Westfalen geschieht durch einen 10-dimensionalen Wettervektor $(X_1, X_2, \dots, X_{10})$, wobei die Komponenten $X_i, i = 1, \dots, 10$ dieses Vektors folgende Ausprägungen des Wetters messen:

X_1 : SICHT	X_6 : MINIMALE TEMPERATUR
X_2 : REGEN	X_7 : MAXIMALE TEMPERATUR
X_3 : SCHNEE	X_8 : DURCHSCHNITTSTEMPERATUR
X_4 : EIS	X_9 : WINDRICHTUNG
X_5 : SONNE	X_{10} : WINDSTÄRKE

X_1 beschreibt die horizontale Sichtweite am Boden gemessen in Kilometer. Die Variable X_2 gibt an, wieviel Millimeter Regen täglich gemessen wurde. X_3 steht für die täglich gemessene Höhe an Schnee in Millimeter. Die Variable X_4 bezeichnet gefrorenes Wasser. Sie ist eine eigenständige $\{0,1\}$ -kodierte Dummyvariable und bildet sich nur dann, wenn die Niederschlagsmenge größer als 0 mm und die Temperatur unter Null Grad Celsius ist. Der Parameter X_5 steht für die Anzahl der täglich gemessenen Sonnenstunden. Als weitere Wettervariablen werden die minimale, die maximale und die durchschnittliche Temperatur (X_6, X_7, X_8) gemessen in Grad Celsius in die jeweiligen Modelle aufgenommen. X_9 beschreibt die Himmelsrichtung, aus der der Wind kommt. Sie ist als eine von 32 Hauptwindrichtungen der Kompassrose angegeben (zwischen 1° und 360°). Möchte man die Windrichtung wie bei Wetterprognosen in acht 45° -Schritten (Nord (N), Nordost (NE), Ost (E), Südost (SE), Süd (S), Südwest (SW), West (W) und Nordwest (NW)) angeben, so muss die entsprechende Beobachtung mit 8 ($= \frac{360^\circ}{11.25^\circ \cdot 4}$) multipliziert werden. Die Variable X_{10} bezeichnet die Windgeschwindigkeit, das heißt der Weg, den Luft pro Zeiteinheit im Raum zurücklegt in Beaufortskala. Um eine approximative Zustandsbeschreibung des

Gesamtwetters zu erreichen, werden für die 20 Wetterstationen Tageswettervektoren bestimmt und anschließend über eine einfache Mittelung dieser Wettervektoren der gesuchte Zustandsvektor für das Bundesland Nordrhein-Westfalen berechnet.

7.3 Methodik

Im Folgenden werden drei unterschiedliche regressionsanalytische Untersuchungen durchgeführt. In der ersten Gruppe werden nur Witterungseinflüsse als Ursache für Veränderungen der Zielgröße modelliert. Um jahreszeitliche Einflüsse gleichermaßen nicht unberücksichtigt zu lassen, bezieht die zweite Untersuchung neben Witterungseffekten auch Kalendereffekte ein. In der dritten und letzten Untersuchung wird anstelle von Kalendereffekten das Verkehrsaufkommen in das Unfallmodell mitaufgenommen. In den jeweiligen Untersuchungsgruppen werden für vier unterschiedliche Datensätze Regressionen durchgeführt, nämlich erstens Berufsverkehr, zweitens Wochenendverkehr, und drittens Feiertags- und Ferienverkehr. Beim letzten Datensatz erfolgt keine Trennung dieser Einflussfaktoren. Durch den Vergleich der Analyseergebnisse der getrennten Datensätze mit den Analyseergebnissen des vollständigen Datensatzes soll herausgefunden werden, inwieweit eine differenzierte Betrachtung dieser unterschiedlichen Effekte die Vorhersagegüte und die Modelltauglichkeit beeinflusst. In jeder Untersuchungsgruppe werden drei Gruppen von Zielvariablen gebildet (Unfälle mit Leichtverletzten, Unfälle mit Schwerverletzten und Unfälle mit Getöteten). Um den Einfluss des Wetters auf das Unfallgeschehen auf den unterschiedlichen Straßengattungen besser erfassen zu können, erfolgt auch eine Aufteilung nach Ortslage. In den jeweiligen Untersuchungsgruppen wird für jede einzelne Zielvariable durch eine log-lineare Beziehung aus der Vorgabe des Wettervektors ($X_1 = x_1, \dots, X_{10} = x_{10}$) die für diese Wetterausprägung (x_1, \dots, x_{10}) erwartete Anzahl der jeweiligen Zielgröße geschätzt. Diese Regressionsanalysen zielen in erster Linie darauf ab, mathematisch nachzuweisen, dass das Wetter in gewissen Situationen auf die Verkehrsdichte und die Fahrverhaltensweise der Fahrzeugführer einen Einfluss hat. Die Beurteilung der Fähigkeit des Wetters, schwankende Unfallzahlen zu erklären, erfolgt erstens auf der Grundlage der Schätzergebnisse. Anschließend wird die Vorhersagekraft dahingehend geprüft, ob die klassischen Anwendungsvoraussetzungen erfüllt sind.

7.4 Regressionsanalytische Untersuchung

Abhängigkeiten zwischen den Wettervariablen

Eine Betrachtung der Korrelationen zwischen den Wettervariablen kann Hinweise darauf geben, warum einige dieser Variablen zur Beschreibung des gesuchten Zusammenhangs zwischen Wetterverhältnissen und der Unfallhäufigkeit nicht benötigt werden. Um einen Überblick über die Abhängigkeiten zwischen den Wettervariablen zu geben, wird im Folgenden die Wetterkorrelationsmatrix für die Untersuchungsgruppen „Berufsverkehr“, „Wochenendverkehr“, „Ferien- und Feiertagsverkehr“ und „Berufs-, Wochenend-, Ferien- und

Feiertagsverkehr“ berechnet (siehe Anhang). In allen drei Untersuchungsgruppen ist die Variable durchschnittliche Temperatur mit den beiden Variablen maximale Temperatur und minimale Temperatur hoch korreliert und nimmt damit auch deren Einfluss als Rahmenbedingung für das Verkehrsgeschehen und damit auf die Unfalldaten mit auf. Aus diesem Grund werden im weiteren Verlauf dieser Arbeit die beiden Komponenten maximale Temperatur und minimale Temperatur weggelassen, da ihr Einfluss zur Beschreibung des gesuchten Zusammenhangs durch die Variable durchschnittliche Temperatur mitaufgenommen wird.

Regressionsanalysen - Witterungseinflüsse

Regressionsanalysen für Berufsverkehr Zur Beschreibung des Zusammenhangs zwischen Unfallzahlen und Wetterbedingungen werden im Folgenden log-lineare Regressionsmodelle für die Zielvariablen Unfälle mit Leichtverletzten, Schwerverletzten und mit Getöteten aufgeschlüsselt nach Ortslage gerechnet. Bezeichnet man mit y_t die Zielvariable zum Zeitpunkt t , so lässt sich die Modellgleichung in der folgenden Form schreiben

$$\log(y_t) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \beta_5 X_5 + \beta_6 X_8 + \beta_7 X_9 + \beta_{10} X_{10} + \varepsilon_t.$$

Modellanpassung an die Daten In dieser Untersuchungsgruppe werden insgesamt sechs Regressionen durchgeführt. Der R-Code für die Regressionsanalysen und die zugehörigen Outputs finden sich im Anhang. Werden alle 8 Wetterkomponenten als Einflussfaktoren zugelassen, erkennt man, dass **die Hälfte der vorhandenen Varianz der Unfälle mit Leichtverletzten innerorts im Berufsverkehr durch Witterungseinflüsse erklärt werden kann**, während die Variabilität der Unfälle mit Schwerverletzten zu etwa 33.83% durch Witterungseinflüsse erklärt werden kann. Hingegen werden die Unfälle mit Leichtverletzten und Schwerverletzten im außerörtlichen Verkehr zu etwa 14% und 11% durch Witterungsbedingungen erklärt. Für die Anzahl der Unfälle mit Getöteten ist ein solcher Zusammenhang nicht nachzuweisen. Anzumerken ist hierbei, dass die Variabilität der Unfälle mit Getöteten im außerörtlichen Verkehr (2.30%) besser durch Witterungseffekte erklärt werden kann als die Variabilität der Unfälle mit Getöteten im innerörtlichen Verkehr (1.17%). Der Erklärungsgrad der Unfallzahlen über Witterungsbedingungen ist im innerörtlichen Berufsverkehr erheblich höher als im außerörtlichen Berufsverkehr. Darüber hinaus sind alle Unfallmodelle hochsignifikant abgesichert, das heißt die Unfalldaten hängen statistisch log-linear von Wetterkomponenten ab. Des Weiteren sind nicht alle Wettervariablen für die Regression signifikant, das heißt für einige der Wetterkomponenten ergeben die jeweiligen Tests, dass diese Komponenten keinen Einfluss auf die Unfalldaten besitzen. (Nicht-signifikante Parameter sind in den Regressions-Outputs mit gelb markiert). Eine genaue Analyse über die Bedeutung der einzelnen Wetterkomponenten für den gesuchten Zusammenhang mit den Unfalldaten und eine Auswahl der besten Wetterkomponenten zur Erklärung dieses Zusammenhangs wird im Folgenden vor-

genommen.

Beste Teilauswahl von Wetterkomponenten zur Erklärung von Unfalldaten Eine „beste“ Auswahl von Regressoren erfolgt dahingehend, dass ein möglichst hoher Anteil an der Varianz in den Unfalldaten durch die ausgewählten Wetterkomponenten erklärt werden soll und dass die AIC- und BIC-Werte wenn möglich gering sein sollen. Des Weiteren sollen die entsprechenden Tests zeigen, dass diese Wetterkomponenten tatsächlich mit statistisch gesicherten Gewichten (von Null verschieden) in die Regression eingehen. Außerdem soll die Anzahl der Regressoren (Wetterkomponenten) möglichst gering sein. Die Suche nach dem besten „Modell“ wird zunächst am Beispiel der Datei Berufsverkehr erläutert. Anschließend werden die entsprechenden Ergebnisse für die Datei „Wochenendverkehr“ und „Ferien- und Feiertagsverkehr“ angegeben und auf deren Konsistenz untereinander geprüft. In der nachfolgenden Tabelle sind für die Zielgrößen Leichtverletzte, Schwerverletzte und Getötete aufgeschlüsselt nach Ortslage die maximalen Bestimmtheitsmaße zusammengefasst.

	innerorts	außerorts
Leichtverletzte	0.5051	0.1397
Schwerverletzte	0.3383	0.1142
Getötete	0.0166	0.0230

Tabelle 4: Bestimmtheitsmaße für die Unfallmodelle - Berufsverkehr.

Im Folgenden wird der Frage nachgegangen, ob es eine fixe Teilauswahl von möglichst wenig Wetterkomponenten gibt, die für die Modelle der drei Zielgruppen fast den gleichen Erklärungsgrad besitzen wie die Gesamtzahl von Wetterkomponenten. Zur Beantwortung dieser Frage wird für alle Teilauswahlen mit fester Anzahl von Wetterkomponenten jeweils diejenigen mit den höchsten Bestimmtheitsgraden berechnet. In der Übersichtstabelle im Anhang erkennt man, dass es völlig ausreichend ist, für die Regressionen (Leichtverletzte innerorts) nur 4 Wetterkomponenten zu benutzen.

Diese Einzeluntersuchung legt den Ansatz nahe, die 4 Wetterkomponenten

REGEN, SCHNEE, DURCHSCHNITTSTEMPERATUR, SONNE

für die Regression zu benutzen, um allein damit einen Großteil der Varianz in den Unfalldaten zu erklären. Diese vier Komponenten sind alle signifikant (vgl. R-Regressionsoutput

im Anhang) und schöpfen mit einem Bestimmtheitsmaß von 51.10% das Maximum an Erklärungsmöglichkeit von $R^2 = 50.51\%$ aus. Man erkennt zwar, dass die AIC- und BIC-Werte in dem Modell mit 5 Komponenten (+EIS) ihre kleinsten Werte annehmen, doch muss bemerkt werden, dass sich diese AIC- und BIC-Werte mit denen des Modells mit 4 Komponenten nur geringfügig unterscheiden.

Aus den entsprechenden Analysen kann man entnehmen, dass diese vier Wetterkomponenten auch für die Untersuchungsgruppe Schwerverletzte im außerörtlichen Verkehr die beste Teilauswahl liefern. Für die Untersuchungsgruppe Leichtverletzte außerorts und Schwerverletzte im innerörtlichen Verkehr erwiesen sich diese Komponenten als zweitbeste Teilauswahl. Für die Untersuchungsgruppe der Getöteten zeigt Tabelle 217 im Anhang, dass die 4 Komponenten **SCHNEE, WINDRICHTUNG, WINDSTÄRKE, DURCHSCHNITTSTEMPERATUR** einen Großteil der Varianz in den Unfallzahlen mit Getöteten im innerörtlichen Verkehr erklären, während die Streuung in den Unfallzahlen mit Getöteten im außerörtlichen Verkehr durch die die 4 Komponenten **SONNE, EIS, WINDRICHTUNG, REGEN** erklärt wird (Tabelle 218 im Anhang). Die Regressionsoutputs mit den besten Komponenten für die einzelnen Untersuchungsgruppen (LV IO, LV AO, SV IO, SV AO, T AO) sind im Anhang aufgeführt. Hervorzuheben ist an diesen Ergebnissen, dass **fast alle Regressionskoeffizienten hochsignifikant sind** (z.B. $p \leq 1\%$). Lediglich bei der Zielgruppe der Getöteten ist der Einfluss der Komponenten DURCHSCHNITTSTEMPERATUR (innerorts) und REGEN (außerorts) nicht gesichert. Für diese beiden Untersuchungsgruppen erhält man auch die niedrigsten Bestimmtheitsmaße. Von der Varianz in den Unfalldaten werden ca. 51.1% durch die Wetterkomponenten SCHNEE, SONNE, REGEN, DURCHSCHNITTSTEMPERATUR erklärt. Darüber hinaus zeigt sich ein Widerspiel zwischen den Wetterkomponenten REGEN und SONNE einerseits und der Wetterkomponente SCHNEE andererseits. Hohe Werte für SONNE und/ oder REGEN erhöhen die erwartete Anzahl von Unfällen, dagegen fällt diese Anzahl für hohe Werte für SCHNEE. Betrachtet man den Einfluss dieser Wetterkomponenten im Hinblick auf die Ortslage, so demonstrieren die Parameterschätzungen, dass die Anzahl der Unfälle in jeder Zielgruppe im außerörtlichen Verkehr für hohe Werte von SCHNEE weniger zurückgeht als innerorts. Dieser Sachverhalt bestätigt den Umstand, dass die Unfallschwere im außerörtlichen Verkehr wegen der zulässigen höheren Geschwindigkeiten zunimmt.

Regressionsanalysen für Wochenendverkehr Im Folgenden wird zunächst geklärt, ob die für den Berufsverkehr getroffene Auswahl Schnee, Sonne, Regen und Durchschnittstemperatur auch zur Erklärung des Zusammenhangs zwischen Witterungsbedingungen und Unfalldaten im Wochenendverkehr herangezogen werden sollte oder ob eine andere Auswahl dafür besser geeignet ist. Zu diesem Zweck wird für die Datei Wochenendverkehr eine beste Auswahl an Wetterkomponenten ermittelt. Anschließend wird auf der Grundlage eines Vergleiches mit der für den Berufsverkehr getroffenen besten Auswahl die Progno-

següte der einzelnen Modelle gewürdigt.

Modellanpassung an die Daten In Tabelle 5 sind für alle Zielgrößen aufgeschlüsselt nach Ortslage die maximalen Bestimmtheitsmaße zusammengefasst. Der R-Code und die zugehörigen Regressionsoutputs finden sich im Anhang. Werden alle 8 Wetterkomponenten als Einflussfaktoren zugelassen, erkennt man, dass **nahezu 40% der Varianz in den Zahlen Schwerverletzter im inner- und außerörtlichen Wochenendverkehr durch Witterungseinflüsse erklärt werden kann**. Die Variabilität der Unfälle mit Leichtverletzten im inner- und außerörtlichen Verkehr kann zu etwa 35.67% bzw. zu 25.98% durch Witterungsbedingungen erklärt werden. Bei der Anzahl der Unfälle mit Getöteten ist ein solcher Zusammenhang nicht nachzuweisen. Auffällig ist allerdings, dass die Variabilität der Unfälle mit Getöteten im außerörtlichen Verkehr (7.90%) besser durch Witterungseffekte erklärt werden kann als die Variabilität der Unfälle mit Getöteten im innerörtlichen Verkehr (1.26%). Erwähnenswert ist hier, dass der Erklärungsgrad der Unfälle über Witterungsbedingungen im außerörtlichen Wochenendverkehr für die Zielgruppe der Schwerverletzten und Getöteten höher ist als für die der Leichtverletzten. Zwar sind alle Unfallmodelle hochsignifikant abgesichert, aber nicht alle Wetterkomponenten sind für die Regression signifikant von Null verschieden. Die Ergebnisse der Auswahl der besten Wetterkomponenten zur Erklärung dieses Zusammenhangs werden im nächsten Abschnitt wiedergegeben.

	innerorts	außerorts
Leichtverletzte	0.3567	0.2598
Schwerverletzte	0.3627	0.3901
Getötete	0.0126	0.0790

Tabelle 5: Bestimmtheitsmaße für die Unfallmodelle - Wochenendverkehr.

Beste Teilauswahl von Wetterkomponenten zur Erklärung von Unfalldaten Im Folgenden wird eine fixe Teilauswahl von möglichst wenig Wetterkomponenten ausgewählt, die für die Modelle der drei Zielgruppen fast den gleichen Erklärungsgrad besitzen wie die Gesamtzahl von Wetterkomponenten. Ein Vergleich der einzelnen Untersuchungsgruppen allein nach dem erreichten Bestimmtheitsmaß führt zu der Auswahl der 4 Wetterkomponenten

SCHNEE, SONNE, REGEN, DURCHSCHNITTSTEMPERATUR.

Genauso wie in der Datei Berufsverkehr erweisen sich diese vier Wetterkomponenten bei Unfällen mit Leichtverletzte im innerörtlichen Verkehr als beste Teilauswahl, da sie zum Einen alle signifikant von Null verschieden sind und zum Anderen mit einem Bestimmtheitsmaß von 35.03% das Maximum an Erklärungsmöglichkeit ausschöpfen. Doch muss bemerkt werden, dass die AIC- und BIC-Werte in diesem Modell nicht ihre kleinsten Werte annehmen. Maßgebend für die beste Teilauswahl ist deshalb das adjustierte Bestimmtheitsmaß. Für die Untersuchungsgruppe der Getöteten außerorts erwiesen sich diese vier Wetterkomponenten als beste und für Getötete innerorts als zweitbeste Auswahl. Hierbei unterschied sich jedoch das erreichte Bestimmtheitsmaß für diese vier Komponenten geringfügig von dem der besten Teilauswahl für diese Untersuchungsgruppe. Als beste Teilauswahl in der Untersuchungsgruppe der Schwerverletzten und Getöteten im innerörtlichen Verkehr ergaben sich die vier Wetterkomponenten **SCHNEE, SONNE, EIS, DURCHSCHNITTSTEMPERATUR**. Bei Unfällen mit Leichtverletzten und Schwerverletzten außerorts stellten sich die vier Komponenten **SCHNEE, SONNE, REGEN, DURCHSCHNITTSTEMPERATUR** als drittbeste Teilauswahl heraus. Jedoch sind die erreichten Bestimmtheitsmaße dieser Gruppen ebenso geringfügig niedriger als das der jeweils besten Teilauswahl. Hervorzuheben ist auch, dass diese Teilauswahl insbesondere für die Zielgruppe der Schwerverletzten sowohl im inner- als auch im außerörtlichen Verkehr sehr gut geeignet ist, den Zusammenhang zwischen der Zahl der Unfälle mit Schwerverletzten und Witterungsbedingungen zu beschreiben. Mit dieser Auswahl wird fast 40% der Varianz in den Unfalldaten erklärt ($R^2 = 34.73\%$ (SV IO), $R^2 = 37.99\%$ (SV AO)). Eine genaue Analyse der entsprechenden Regressionsergebnisse im Anhang zeigt jedoch, dass nur die Wetterkomponente „Sonne“ in fast allen berechneten linearen Regressionen statistisch signifikant abgesichert ist. Darüber hinaus erkennt man, dass die gemeinsame Hereinnahme der Wetterkomponenten SONNE und REGEN und SCHNEE und TEMPERATUR nicht statistisch abgesichert ist. Diese Komponenten sind zwar schwach miteinander korreliert, dennoch scheint ihr Beitrag zur allgemeinen Rahmenbedingung „Wetter“ für das Verkehrsgeschehen an den Wochenenden nicht unabhängig voneinander zu sein. Damit jedoch die Unsicherheit über den Erklärungsbeitrag jeder einzelnen Wetterkomponente nicht steigt, empfiehlt es sich, nicht alle Komponenten in die Regression mit aufzunehmen. Ein Vergleich der Regressionen mit den Wetterkomponenten

1. Gesamtzahl aller Wetterkomponenten
2. Schnee, Sonne, Eis, Durchschnittstemperatur
3. Schnee, Sonne, Regen, Durchschnittstemperatur
4. Sonne, Durchschnittstemperatur

zeigt nämlich (vgl. Tabelle 6), dass zur Beschreibung des Zusammenhangs zwischen Wetterbedingungen und Anzahl der Unfälle mit Leichtverletzten, Schwerverletzten oder Getöteten die beiden Komponenten **Sonne** und **Durchschnittstemperatur** als ausreichend angesehen werden können.

	Alle Kom- ponenten	Schnee, Sonne, Eis Ø-Temperatur	Schnee, Sonne, Re- gen, Ø-Temperatur	Sonne, Ø- Temperatur
LV IO	0.3567	0.3412	0.3528	0.3362
LV AO	0.2598	0.2275	0.2414	0.2210
SV IO	0.3627	0.3557	0.3498	0.3313
SV AO	0.3901	0.3858	0.3823	0.3837
T IO	0.0126	0.0161	0.0160	0.0150
T AO	0.0790	0.0786	0.0818	0.0773

Tabelle 6: Bestimmtheitsmaße.

In Tabelle 6 erkennt man, dass fast für alle Zielgruppen mit lediglich diesen beiden Variablen fast soviel an Varianz in den Unfalldaten erklärt wird wie mit der Gesamtzahl von Variablen. Um eine Interpretation des Gesamtergebnisses möglichst einsichtig und einfach zu halten, wird deshalb vorgeschlagen, für die Beschreibung des Zusammenhangs zwischen Unfall- und Wetterdaten nur die Variablen **SONNE** und **DURCHSCHNITTSTEMPERATUR** zu verwenden. Dies ist zusätzlich auch dadurch gerechtfertigt, dass diese beiden Wetterkomponenten in fast allen Regressionen hochsignifikant abgesichert sind. Die Irrtumswahrscheinlichkeiten liegen alle unter 0.5%. Allein diese beiden Wetterkomponenten erklären in erstaunlich hohem Maße ca. 40% der Unfalldaten bei Schwerverletzten im außerörtlichen Verkehr. Man erkennt jedoch einen Unterschied in den Unfalldateien Leichtverletzte, Schwerverletzte und Getötete. Für die Dateien Leichtverletzte und Schwerverletzte ergeben die nach der Ortslage aufgeschlüsselten Analysen im Wesentlichen das gleiche Bild. Die Einflussgrößen „Sonne“ und „Durchschnittstemperatur“ wirken bei jeder Verkehrsart etwa im gleichen Verhältnis. Alle gefundenen linearen Zusammenhänge sind hochsignifikant abgesichert (vgl. Regressionsoutputs im Anhang). Ein anderes Bild ergeben die Analysen für die Unfalldatei „Unfälle mit Getöteten“. Hier ist das Modell nur für die Verkehrsart AO statistisch abgesichert, während im innerörtlichen Verkehr kein Zusammenhang zwischen diesen Wettervariablen und der Zahl der Unfälle mit Getöteten festgestellt werden kann. Die Komponente „Sonne“ ist nicht statistisch abgesichert und man erhält auch für diese Untersuchungsgruppe das niedrigste Bestimmtheitsmaß.

Regressionsanalysen für Ferien- und Feiertagsverkehr In der Datei „Ferien- und Feiertagsverkehr“ sind alle Tage zusammengefasst, die nicht in die Berufsverkehrs- oder Wochenendverkehrsdatei aufgenommen wurden. Wie bereits einleitend bemerkt wurde, ist diese Datei bezüglich der Erhebung nicht so homogen wie die anderen Dateien. Es finden sich sowohl Wochen- als auch Wochenendtage, Ferientage mit unterschiedlichen Ferien-

verkehrseffekten, Tage aus „langen Wochenenden“ und gewöhnliche Feiertage in dieser Datei. Im Folgenden wird zunächst der Frage nachgegangen, ob die für den Berufs- und Wochenendverkehr getroffene beste Auswahl von Wetterkomponenten auch zur Erklärung des Zusammenhangs zwischen Witterungsbedingungen und Unfällen an Ferien- und Feiertagen herangezogen werden sollte oder ob eine andere Auswahl besser passt. Daher wird für die Datei „Ferien- und Feiertagsverkehr“ eine beste Auswahl an Wetterkomponenten ermittelt und anhand der Prognosegüte der für den Berufs- und Wochenendverkehr getroffenen besten Auswahl gegenübergestellt.

Modellanpassung an die Daten Tabelle 7 fasst für alle Zielgrößen aufgeschlüsselt nach Ortslage die maximalen Bestimmtheitsmaße zusammen. Der R-Code und die zugehörigen Regressionsoutputs finden sich im Anhang. Werden alle 8 Wetterkomponenten als Einflussfaktoren in die jeweiligen Modelle aufgenommen, dann wird **55.25% der vorhandenen Varianz der Unfälle mit Leichtverletzten im innerörtlichen Ferien- und Feiertagsverkehr durch Witterungseinflüsse erklärt**. Während die Variabilität der Unfälle mit Schwerverletzten und Getöteten an Ferien- und Feiertagen außerorts besser durch Witterungsbedingungen erklärt werden kann, ist ein solcher Zusammenhang bei der Zahl der Unfälle mit Leichtverletzten nicht nachzuweisen. Den Regressions-Outputs im Anhang ist zu entnehmen, dass nicht alle Unfallmodelle signifikant abgesichert und ebenso nicht alle Wetterkomponenten für die Regression signifikant von Null verschieden sind. Die Resultate der besten Auswahl an Wetterkomponenten werden im nachfolgenden Abschnitt wiedergegeben.

	innerorts	außerorts
Leichtverletzte	0.5525	0.3494
Schwerverletzte	0.3648	0.4142
Getötete	0.0561	0.2178

Tabelle 7: Bestimmtheitsmaße für die Unfallmodelle - Wochenendverkehr.

Beste Teilauswahl von Wetterkomponenten zur Erklärung von Unfalldaten Analysiert man diese Datei trotz der erwähnten Inhomogenitäten, so erkennt man, dass jede Zielgruppe eine unterschiedliche beste Teilauswahl von Wetterkomponenten besitzt. Zum Einen stellt man fest, dass jede beste Teilauswahl die beiden Komponenten „SONNE“ und „DURCHSCHNITTSTEMPERATUR“ enthält. Zum Anderen weisen die Regressionen darauf hin, dass durchgängig nur die Wetterkomponente „SONNE“ statistisch abgesichert ist. Zu diesem Zweck werden folgende Regressionen miteinander verglichen

1. Gesamtzahl aller Wetterkomponenten
2. Sonne, Durchschnittstemperatur
3. Sonne.

	Alle Kom- ponenten	Sonne, Ø- Temperatur	Sonne
LV IO	0.5525	0.5074	0.3308
LV AO	0.3494	0.3306	0.3056
SV IO	0.3648	0.2987	0.2006
SV AO	0.4142	0.3890	0.3293
T IO	0.0561	0.0007	0.0004
T AO	0.2178	0.1903	0.1322

Tabelle 8: Bestimmtheitsmaße.

Tabelle 8 zeigt, dass zur Beschreibung des Zusammenhangs zwischen Wetterbedingungen und Anzahl der Unfälle mit Leichtverletzten, Schwerverletzten oder Getöteten an Schulferien- und Feiertagen die beiden Komponenten **Sonne** und **Durchschnittstemperatur** als ausreichend angesehen werden können. Für den Ferien- und Feiertagsverkehr kann festgehalten werden, dass auch hier ein linearer Zusammenhang zwischen Wetter- und Unfalldaten besteht und ca. 40-50% der Varianz in den Unfalldaten bei Schwerverletzten und Leichtverletzten über die Wetterkomponenten „SONNE“ und „DURCHSCHNITTSTEMPERATUR“ erklärt werden. Anhand der Prognosegüte der einzelnen Modelle ist zu erkennen, dass schwerwiegende Unfälle auf Landstraßen mit Hilfe von Wetterkomponenten durchgängig besser erklärt werden können als Unfälle mit Getöteten oder Schwerverletzten innerorts. Darüber hinaus ist zu konstatieren, dass die Prognosegüten der Modelle mit allen Wetterkomponenten für schwerwiegende Unfälle im außerörtlichen Ferienverkehr sich von den Prognosegüten der Modelle mit den Wetterkomponenten „SONNE“ und „DURCHSCHNITTSTEMPERATUR“ nur geringfügig voneinander unterscheiden. Bei Leichtverletzten ist der Erklärungsgrad der Unfälle innerorts besser als auf Landstraßen. Der Umstand, dass Verkehrsunfälle mit schwerwiegenden Folgen auf Landstraßen anhand von Witterungsbedingungen besser vorhergesagt werden können als innerorts, ist ein Indiz dafür, dass das Verkehrsgeschehen auf Landstraßen anderen Gesetzmäßigkeiten

unterliegt als das Unfallgeschehen im innerörtlichen Verkehr. Insbesondere überhöhte Geschwindigkeiten gepaart mit einer saisonalen Komponente erhöhen das Risiko, tödlich zu verunglücken.

Regressionsanalysen für Berufs-, Wochenend- und Ferienverkehr

In der nachfolgenden Analyse wird beim verwendeten Datensatz keine Trennung nach den Einflussfaktoren „Berufs-, Wochenend- und Ferien- und Feiertagsverkehr“ vorgenommen. Auf diese Weise soll Kenntnis darüber erlangt werden, inwieweit eine Differenzierung die Prognosegüte und die Modelltauglichkeit beeinflusst. Neben der Trennung der Zielvariablen nach Unfälle mit Leichtverletzten, Schwerverletzten und Getöteten erfolgt eine Aufteilung nach Ortslage, um Witterungseinflüsse in den unterschiedlichen Ortslagen besser erfassen zu können. In dieser Untersuchungsgruppe werden 6 Regressionen durchgeführt. In Tabelle 9 sind für alle Zielvariablen aufgeteilt nach Ortslage die maximalen Bestimmtheitsmaße zusammengefasst. Der R-Code und die zugehörigen Regressionsoutputs sind im Anhang.

	innerorts	außerorts
Leichtverletzte	0.2037	0.1496
Schwerverletzte	0.2619	0.1893
Getötete	0.0096	0.0376

Tabelle 9: Bestimmtheitsmaße für die Unfallmodelle - Wochenendverkehr.

Wenn alle 8 Wetterkomponenten als Einflussfaktoren in die jeweiligen Modelle aufgenommen werden, dann wird **26.19% der Unfälle mit Schwerverletzten im innerörtlichen Verkehr durch Witterungseinflüsse erklärt**. Während die Variabilität der Unfälle bei Leichtverletzten und Schwerverletzten im innerörtlichen Verkehr besser durch Witterungseinflüsse erklärt werden kann als im außerörtlichen Verkehr, ist ein solcher Zusammenhang für die Zahl der Unfälle mit Getöteten nicht nachzuweisen. Hier ist die Prognosegüte des Modells für Unfälle mit Getöteten außerorts besser als im innerörtlichen Verkehr. Jedoch sind die Bestimmtheitsgrade dieser beiden Modelle sehr niedrig (0.96% und 3.76%). Es zeigt sich, dass der Erklärungsgrad der Unfälle mit Schwerverletzten über Witterungsbedingungen höher ist als der Erklärungsgrad der Unfälle mit Leichtverletzten. Alle Modelle sind hochsignifikant abgesichert. Jedoch sind nicht alle Wettervariablen für die Regression signifikant. Betonenswert ist, dass die Zusammenfassung der Dateien

„Berufs-, Wochenend- und Feiertags und Ferienverkehr“ nicht zu einer Erhöhung der Vorhersagegüte der einzelnen Modelle führt. Hierbei wird auch der bisher gefundene Effekt, dass schwerwiegende Unfälle im außerörtlichen Verkehr besser durch Witterungsbedingungen erklärt werden können als im innerörtlichen Verkehr, nicht wiedergegeben. Eine Untersuchung über die Bedeutung der einzelnen Wetterkomponenten für den Zusammenhang mit dem ungetrennten Datensatz und eine Auswahl der besten Wetterkomponenten zur Erklärung dieses Zusammenhangs wird im Folgenden vorgenommen.

Beste Teilauswahl von Wetterkomponenten zur Erklärung von Unfalldaten Ein Vergleich der einzelnen Untersuchungsgruppen allein nach dem erreichten Bestimmtheitsmaß führt zu dem Ergebnis, dass bis auf die Gruppe der Unfälle mit Leichtverletzten und Schwerverletzten im innerörtlichen Verkehr, jede Zielgruppe eine unterschiedliche beste Auswahl an Wetterkomponenten hat. Bemerkenswert ist an diesem Datensatz ist, dass jede beste Teilauswahl die beiden Komponenten „SONNE“ und „SCHNEE“ enthält und außerdem alle ausgewählten Wetterkomponenten statistisch abgesichert sind. Um zu schauen, ob diese beiden Komponenten ausreichend sind, den Zusammenhang zwischen Wetterbedingungen und der Anzahl der Unfälle zu beschreiben, werden zu diesem Zweck folgende Regressionen miteinander verglichen

1. Gesamtzahl aller Wetterkomponenten
2. Sonne, Schnee
3. Sonne
4. Schnee.

	Alle Kom- ponenten	Sonne, Schnee	Sonne	Schnee
LV IO	0.2037	0.1555	0.0874	0.1024
LV AO	0.1496	0.0843	0.0537	0.0492
SV IO	0.2619	0.2294	0.1262	0.1530
SV AO	0.1893	0.1591	0.1327	0.0583
T IO	0.0096	0.0056	0.0032	0.0038
T AO	0.0376	0.0306	0.0236	0.0137

Tabelle 10: Bestimmtheitsmaße.

Bei der Gegenüberstellung der Prognosegüten für die einzelnen Regressionen zeigt sich, dass es bei einer gemeinsamen Betrachtung der Unfälle an Berufs-, Wochenend- und Ferien- und Feiertagen nicht ausreichend ist, nur die beiden Wetterkomponenten „SONNE“ und „SCHNEE“ zu verwenden (Tabelle 10). Die Vorhersagegüten der Modelle für Unfälle mit Leichtverletzten und Schwerverletzten im innerörtlichen Verkehr sind deutlich höher als außerorts. Hier werden ca. 16 bzw. 23% der Varianz in den Daten über die Wetterkomponenten „SONNE“ und „SCHNEE“ erklärt. Umgekehrt verhält es sich mit den Prognosegüten der Modelle für Unfälle mit Getöteten. Hier ist die Vorhersagegüte der Unfälle mit Getöteten außerorts gurchgehend besser als im innerörtlichen Verkehr. Anhand der Prognosegüten der einzelnen Modelle erkennt man, dass bei einer nicht getrennten Analyse der wichtigsten Einflussfaktoren „Ferien- und Feiertagsverkehr, Wochenend- und Berufsverkehr“ die Vorhersagegüte der einzelnen Modelle deutlich zurückgeht. Auf diesen Umstand wird im Rahmen eines Vergleichs im nachfolgenden Kapitel näher eingegangen.

Modellvergleich - Schätzbereich In Abbildung 25 wird anhand der besten Teilauswahl an Wetterkomponenten für die Zielgruppe der Schwerverletzten die Höhe der geschätzten Unfälle pro Tag den tatsächlich beobachteten Unfällen gegenübergestellt. Hierbei sind die Unfälle nach Verkehrsart und Ortslage aufgeschlüsselt. Darüber hinaus sind über den Balken die Bestimmtheitsgrade für die einzelnen Modelle angegeben. Die Abbildungen für Unfälle mit Leichtverletzten und Getöteten befinden sich im Anhang (Abbildung 39 und 40).

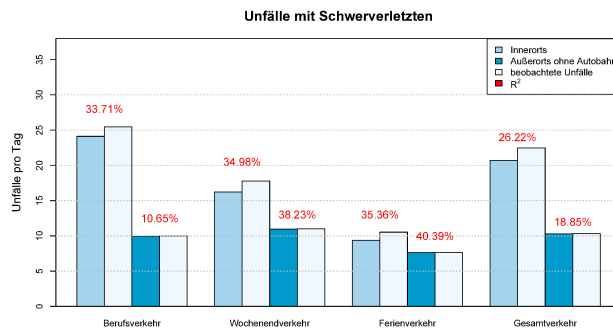


Abbildung 25: Geschätzte Unfälle mit Schwerverletzten und Prognosegüte für die beste Teilauswahl aufgeschlüsselt nach Verkehrsart und Ortslage.

Aus der Gegenüberstellung der Bestimmtheitsgrade und der Höhe der geschätzten Unfälle mit Leichtverletzten mit den tatsächlich beobachteten Unfällen zu unterschiedlichen Verkehrsarten kann man entnehmen, dass Unfälle mit Leichtverletzten im innerörtlichen

Verkehr mit Hilfe von Witterungseffekten am besten an Ferien- und Feiertagen (54.51%) und an Berufsverkehrstagen (51.14%) vorhergesagt werden können. Für den außerörtlichen Verkehr werden schwankende Unfallzahlen mit Hilfe des Wetters am ehesten anhand der Datei für Schulferien und Feiertage vorhergesagt (34.22%). Bei dem zusammengefassten Datensatz sind die Bestimmtheitsgrade sowohl für den außer- als auch für den innerörtlichen Verkehr verhältnismäßig gering. Hier wird ca. 20% (14%) der Varianz in den Unfalldaten bei Leichtverletzten innerorts (außerorts) über die Wetterkomponenten erklärt. Ein Grund für diese verhältnismäßig geringe Vorhersagegüte liegt möglicherweise darin, dass diese Datei bezüglich der Erhebung nicht so homogen ist wie die anderen Dateien. In dieser Datei finden sich sowohl Wochen- als auch Wochenendtage, Ferientage mit unterschiedlichen Ferienverkehrseffekten, Tage aus „langen Wochenenden“ und gewöhnliche Feiertage. Da das Verkehrsverhalten beispielsweise bei gleichen Witterungsbedingungen an unterschiedlichen Verkehrstagen anders ausfällt (Freizeitverkehr und Berufsverkehr), wurde mit Hilfe der Trennung der Datensätze nach unterschiedlichen Verkehrsarten ermöglicht, eine Überlagerung dieser unterschiedlichen Effekte mit Wettereffekten zu vermeiden, um auf diese Weise Schwankungen der Unfallhäufigkeit in bestimmten Perioden mit Witterungseinflüssen zu erklären. Die Zusammenfassung dieser Datei und die damit verbundene Inhomogenität führten dazu, dass die einzelnen Effekte verdeckt blieben, was letzten Endes einen Rückgang der Bestimmtheitsgrade zur Konsequenz hatte. Im Anhang werden für jede Untersuchungsgruppe mit Leichtverletzten (innerorts und außerorts) die Parametereffekte der besten Teilauswahl an Wetterkomponenten tabellarisch gegenübergestellt (Tabelle 238). Anhand der Parametereffekte ist ein Widerspiel zwischen den Wetterkomponenten REGEN, SONNE und DURCHSCHNITTSTEMPERATUR einerseits und der Wetterkomponente SCHNEE andererseits zu erkennen. Hohe Werte für REGEN, SONNE und DURCHSCHNITTSTEMPERATUR erhöhen die erwartete Anzahl von Unfällen mit Leichtverletzten sowohl innerorts als auch außerorts für alle Verkehrsarten. Andersherum fällt die erwartete Anzahl an Unfällen mit Leichtverletzten für hohe Werte von SCHNEE. Darüber hinaus ist bei der Wetterkomponente REGEN zu erkennen, dass eine Erhöhung der Niederschlagsmenge insbesondere die Zahl der Unfälle im außerörtlichen Verkehr schneller ansteigen lässt als innerorts. Dieser Umstand ist ein Indiz dafür, dass das Risiko, bei einem Unfall verletzt zu werden auf Landstraßen vor allem wegen der zulässigen Höchstgeschwindigkeiten höher ist als innerorts. Des Weiteren sind bei der Wetterkomponente SONNE höhere Unfallzahlen im außerörtlichen Ferien- und Wochenendverkehr zu beobachten als innerorts. Diese Tatsache weist darauf hin, dass es sich bei diesen Unfällen um Unfälle im Freizeitverkehr handelt, die eine ausgeprägte saisonale Komponente besitzen. Bei sonnigem Wetter wird an Ferien- oder Feiertagen oder am Wochenende viel mehr unternommen als in der Woche. Hierbei werden längere Strecken, die möglicherweise über Landstraßen führen, zurückgelegt. Auf diese Weise steigt das Verkehrsaufkommen außerorts und damit verbunden das Risiko eines Unfalls.

Beim Vergleich der Bestimmtheitsgrade der Modelle mit Schwerverletzten und bei der Ge-

genüberstellung der tatsächlichen Unfälle mit den geschätzten Unfällen pro Tag dieser Modelle ist auch hier zu beobachten, dass Unfälle mit Schwerverletzten im innerörtlichen Verkehr am besten an Ferien- und Feiertagen (35.26%) und an Wochenenden (34.98%) anhand der Wetterkomponenten SCHNEE, SONNE, REGEN und DURCHSCHNITTSTEMPERATUR vorhergesagt werden können. Die Modelle für den außerörtlichen Ferien- und Wochenendverkehr besitzen eine bessere Vorhersagegüte. Hier werden 40.39% und 38.23% der Varianz in den Zahlen Schwerverletzter an Ferien- und Wochenendtagen mit Hilfe der Komponenten SCHNEE, SONNE, REGEN und DURCHSCHNITTSTEMPERATUR erklärt. Die Prognosegüte der Modelle beim zusammengefassten Datensatz ist bei Schwerverletzten sowohl innerorts als auch außerorts höher als bei Leichtverletzten. Anhand der Parametereffekte kann beobachtet werden, dass sich für hohe Werte für REGEN, SONNE und DURCHSCHNITTSTEMPERATUR die erwartete Anzahl von Unfällen mit Schwerverletzten sowohl innerorts als auch außerorts für alle Verkehrsarten erhöhen. Andersherum fällt die erwartete Anzahl an Unfällen für hohe Werte von SCHNEE. Ebenso sind bei der Wetterkomponente SONNE sowohl innerorts als auch außerorts höhere Unfallzahlen an Ferien- und Feiertagen und am Wochenende zu beobachten als im Berufsverkehr. Im Hinblick auf die Ortslage fallen diese Zahlen auf Landstraßen höher aus als innerorts. Dieser Umstand weist darauf hin, dass an sonnigen Ferien- und Wochenendtagen viel mehr ungeschützte Verkehrsteilnehmer (z.B. Fahrradfahrer, Motorradfahrer, Mopedfahrer etc.) unterwegs sind, die im Falle eines Unfalls vor allem wegen der höheren Fahrgeschwindigkeiten viel mehr Gefahren ausgesetzt sind im Vergleich zu geschützten Verkehrsteilnehmern.

Aus der Verteilung der Unfälle mit Getöteten kann man entnehmen, dass Unfälle mit Getöteten anhand von Witterungseffekten am besten für den außerörtlichen Ferien- und Feiertagsverkehr vorhergesagt werden können. Hierbei wird 20.59% der Streuung in den Zahlen Getöteter anhand der Wetterkomponenten REGEN, TEMPERATUR und SONNE erklärt. Die zweitbeste Prognosegüte besitzt das Modell für Unfälle mit Getöteten im außerörtlichen Wochenendverkehr. Hier wird 8.18% der Varianz in den Daten mit Hilfe der Wetterkomponenten REGEN, SCHNEE, TEMPERATUR und SONNE erklärt. Die Gegenüberstellung der geschätzten Unfälle mit den tatsächlichen Unfällen mit Getöteten demonstriert, dass es hier nur geringfügige Abweichungen gibt. Dieser Umstand ist ein Indiz dafür, dass die jeweiligen Unfallmodelle, gute Vorhersagen machen können. Darüber hinaus ist auch hier bei den Parametereffekten zu beobachten, dass die Komponente SONNE einen stärkeren Einfluss auf Unfälle im Wochenendverkehr als auf Unfälle im Berufsverkehr hat. Der Unterschied lässt sich hierbei damit begründen, dass offensichtlich das Wetter als Rahmenbedingung für das Verkehrsgeschehen an Wochenenden weit stärker wirkt als im Berufsverkehr. Die Wetterbedingungen bestimmen ganz wesentlich zum Beispiel das Verkehrsaufkommen und hier natürlich besonders an Wochenenden. Vergleicht man den Einfluss der Komponente SONNE auf Unfälle mit Getöteten im inner- und außerörtlichen Wochenendverkehr, ist zu erkennen, dass der Einfluss der Komponente SONNE außerorts fast viermal so stark als innerorts ist ($\beta_{\text{SONNE IO}} = 0.0097$ und

$\beta_{\text{SONNE AO}} = 0.0473$). Diesen Umstand kann man damit rechtfertigen, dass das Verkehrsgeschehen außerorts anderen Gesetzmäßigkeiten unterliegt als im innerörtlichen Verkehr. Aus der Verteilung der Unfälle mit Getöteten kann man erkennen, dass diese außerorts deutlich höher sind als innerorts. Die Konsequenz dieser Verlagerung des Unfallgeschehens in Ortslagen mit höheren Geschwindigkeiten, nämlich eine Erhöhung der Unfallschwere bei außerörtlichen Unfällen, wird anhand der jeweiligen Modelle sinngemäß wiedergegeben.

Auswirkungen des Wetters auf das Verkehrsaufkommen Ausgehend von den festgestellten Bestimmtheitsgraden kann zunächst einmal festgehalten werden, dass für den außerörtlichen Wochenend- und Ferienverkehr mit nur 2 Variablen (SONNE und DURCHSCHNITTSTEMPERATUR) 38 und 39% der Varianz in der Zahl der Unfälle mit Schwerverletzten erklärt werden kann (innerorts liegt die Streuung bei 33 und 30% für den Wochenend- und Ferienverkehr), beim Berufsverkehr hingegen werden zur Erklärung von ca. 11% der Varianz 4 Wettervariablen benötigt (REGEN, SCHNEE, SONNE und DURCHSCHNITTSTEMPERATUR). Diese Diskrepanz kann damit begründet werden, dass das Wetter als Rahmenbedingung für das Verkehrsgeschehen an den Wochenenden und in den Ferien- und Feiertagen weit stärker wirkt als im Berufsverkehr. Um herauszufinden, wie stark Witterungseinflüsse das Verkehrsaufkommen bestimmen, wird im Folgenden eine Regressionsanalyse durchgeführt, in der untersucht wird, wie wesentlich das Verkehrsaufkommen im Berufsverkehr, an Wochenenden und an Ferien- und Feiertagen durch Wetterbedingungen determiniert wird. Hierbei wird das Verkehrsaufkommen als Zielgröße mit Hilfe der Wetterkomponenten vorhergesagt. Die R-Codes mit den zugehörigen Regressionsoutputs finden sich im Anhang. Die Regressionsergebnisse bestätigen diese Interpretation, dass Wetterbedingungen das Verkehrsaufkommen insbesondere an Wochenenden und Ferien- und Feiertagen signifikant bestimmen. Für alle Verkehrsarten konnte ein Zusammenhang zwischen Verkehrsaufkommen und Wetter gefunden werden. Während dieser Zusammenhang für den Ferien- und Feiertagsverkehr mit einem Bestimmtheitsgrad von ca. 71.93% hochsignifikant abgesichert werden konnte, lag das R^2 bei der Vorhersage des Verkehrsaufkommens für den Berufs- und Wochenendverkehr bei 25.85 und 31.93% (siehe Tabelle 14). Wie stark die über die einzelnen Wetterkomponenten eintretende Wirkung das Verkehrsaufkommen im Schulferien- und Wochenendverkehrs beeinflusst, ist anhand der Effekte der beiden Komponenten SONNE und DURCHSCHNITTSTEMPERATUR in Tabelle 11 erkennbar. Während das Verkehrsaufkommen an sonnigen Berufsverkehrstagen bei 69 Autos liegt, steigt diese an sonnigen Wochenendtagen auf 326 und an Ferien- und Feiertagen auf 2143 Autos pro Tag in einem bestimmten Straßenabschnitt. Diese Analyse bestätigt auch gleichzeitig die anfangs vertretene Modellvorstellung, dass die an den jeweiligen Tagen eintretende Witterung die Zahl der spezifischen Unfälle vor allem auch indirekt über die mit der Witterung korrelierten Faktoren wie das Verkehrsaufkommen beeinflusst.

	Beruf- verkehr	Wochenend- verkehr	Ferien- und Feiertagsverkehr
R^2	0.2585	0.3193	0.7193
p -Wert	0.0000	0.0000	0.0000
SONNE	69.27	326.72	2143.02
ØTEMP.	276.47	654.73	734.20

Tabelle 11: Bestimmtheitsgrade, p -Werte für den F -Test, Parametereffekte bei Vorhersage des Verkehrsaufkommens anhand des Wetters.

Modellvergleich - Testbereich Die Aufschlüsselung der Daten nach inner- und außerörtlichem Verkehr für die jeweiligen Verkehrsarten bekräftigt auch die Interpretation, dass das Wetter an Wochenenden und Ferien- und Feiertagen in den unterschiedlichen Ortslagen weit stärker wirkt als im Berufsverkehr. Insbesondere für die beiden Merkmale Leichtverletzte innerorts und Schwerverletzte außerorts demonstrieren die Parametertests, dass eine überraschend große statistische Abhängigkeit zwischen Witterungsbedingungen und den Unfalldaten besteht, während im innerörtlichen Verkehr bezüglich der Unfallart „Unfälle mit Getöteten“ ein Zusammenhang mit den Wettervariablen nicht nachgewiesen werden konnte. Während der Zusammenhang zwischen Wetterbedingungen und der Zahl der Unfälle mit Leichtverletzten und Schwerverletzten mit Bestimmtheitsgraden von mehr als 54% hochsignifikant abgesichert ist, kann eine derartige Wechselbeziehung für Getötete insbesondere im innerörtlichen Verkehr nicht festgestellt werden. Entsprechend gering waren hierbei auch die überraschend niedrigen R^2 -Werte für diese Unfallart. Begründet werden kann dieser Umstand zum Einen damit, dass die Fallzahlen im innerörtlichen Verkehr am Wochenende und an Ferien- und Feiertagen im Vergleich zu außerorts für diese Unfallart gering sind und zum Anderen, dass Unfällen mit Getöteten neben Witterungseffekten und damit verbunden neben dem Verkehrsaufkommen andere Ursachen zugrunde liegen. Im Hinblick auf die Zielsetzung dieser Arbeit empfiehlt es sich daher, bei der Unfallart Getötete diese niedrigen R^2 -Werte nicht hinzunehmen, sondern Unfallmodelle für niedrige Fallzahlen zu verwenden. Angesichts der Tatsache, dass Unfälle mit Getöteten anderen Gesetzmäßigkeiten unterliegen als die restlichen Unfallarten, sollten für den weiteren Verlauf dieser Arbeit bei der Modellierung Einflussfaktoren berücksichtigt werden, die für das Unfallgeschehen mit Getöteten bestimmend sind (siehe hierfür Tabelle 240 im Anhang).

Modelldiagnose Im Folgenden wird für jede Verkehrsart die beste Teilwauswahl an Wetterkomponenten in jeder Zielgruppe dahingehend untersucht, ob sie die Anwendungs-

voraussetzungen eines klassischen linearen Modells erfüllen. Die Ergebnisse zu den Diagnostests für die Dateien „Berufsverkehr, Wochenendverkehr, Ferien- und Feiertagsverkehr und Gesamtverkehr“ sind im Anhang tabellarisch zusammengefasst (Tabelle 241).

Die Teststatistiken demonstrieren, dass bis auf die Modelle der Dateien „Ferien- und Feiertagsverkehr“ die restlichen Modelle für jede beste Teilauswahl an Wetterkomponenten heteroskedastische Varianzen in den Fehlertermen aufweisen. Diese unterschiedliche Streuung der Fehlervarianzen ist insofern nicht verwunderlich, wenn die diskrete Natur der Daten reflektiert wird. Der diskrete Charakter der Daten führt zwangsläufig zu Heteroskedastizität. Bleibt man bei der log-linearen Modellierung von Unfällen, empfiehlt es sich auf Standardfehler zurückzugreifen, die weder inkonsistent noch verzerrt sind. Die Ergebnisse der Durbin-Watson-Tests demonstrieren ebenso, dass bis auf die Modelle der Dateien „Ferien- und Feiertagsverkehr“ die Residuen der Modelle für jede beste Teilauswahl an Wetterkomponenten eine serielle Abhängigkeit aufzeigen. Darüber hinaus ist den Diagnostestergebnissen zu entnehmen, dass für die gleichen Untersuchungsgruppen die klassische Annahme normalverteilter Residuen nicht erfüllt ist. Die Multikollinearitätsanalyse demonstriert, dass die Varianzen maximal um den Faktor 1.80 aufgebläht werden, eine ernsthafte Korrelation der Wettervariablen untereinander liegt somit nicht vor. Die Ergebnisse der Modelldiagnose bestätigen, was angesichts der Natur der Unfalldaten zwangsläufig zu erwarten war: Die Anwendungsvoraussetzungen eines klassischen linearen Modells sind bei dem Versuch, schwankende Unfallzahlen mit Hilfe von Wetterveränderungen zu erklären und statistisch abzudecken, größtenteils nicht erfüllt. Diese Nichterfüllung ist dem Umstand geschuldet, dass die Zielvariablen diskreter Natur sind. Es hat sich jedoch gezeigt, dass es für bestimmte Zielgruppen einen hochsignifikanten Zusammenhang zwischen Witterungsbedingungen und Unfällen gibt, und dass das Wetter für bestimmte Zielgruppen und Ortslagen mehr als die Hälfte der Variation in den Unfallzahlen erklären kann. Ebenso hat sich herausgestellt, dass die entwickelten Modelle im Stande sind, im Rahmen ihrer Vorhersage den Umstand zu berücksichtigen, dass das Wetter als Rahmenbedingung für das Verkehrsgeschehen an den Wochenenden und an Ferien- und Feiertagen weit stärker wirkt als im Berufsverkehr. Es zeigte sich jedoch, dass mit kleiner werdenden Fallzahlen die Prognosegüte der einzelnen Modelle abnimmt. Angesichts der Diskretheit der Residuen und des Umstands, dass die Bestimmtheitsgrade bei niedrigen Unfallzahlen abnehmen, bietet es sich an, Unfallmodelle zu verwenden, die neben dem Zählcharakter auch die Kleinteiligkeit berücksichtigen. In Anbetracht der Schätz- und Diagnostikergebnisse ist es wichtig, für die Modellierung des Zusammenhangs zwischen Wetter- und Unfalldaten zwei Gesichtspunkte zu berücksichtigen: Sind die Fallzahlen gering, so empfiehlt es sich Regressionsanalysen zur Modellierung diskreter abhängiger Variablen zu verwenden, bei der die Nichtnegativität sowie der Ganzzahlichkeitscharakter der Zielgröße berücksichtigt wird. Allerdings ist es auch bei dieser Modellierungsweise notwendig, die entsprechenden Anwendungsvoraussetzungen zu überprüfen und bei deren Nichterfüllung entsprechende Maßnahmen zu ergreifen. Möchte man den

mathematischen Zusammenhang zwischen bestimmten Wetterverhältnissen und der Unfallhäufigkeit mit Hilfe log-linearer Modelle erklären, empfiehlt es sich, beim Verletzten der klassischen Anwendungsvoraussetzungen entsprechende Maßnahmen zu ergreifen oder das Modell durch besser geeignete zu ersetzen. Eine Möglichkeit, die Modelltauglichkeit dahingehend zu verbessern, indem weitere Einflussfaktoren berücksichtigt werden, wird im folgenden Abschnitt vorgestellt. Hierbei wird der Versuch unternommen, Schwankungen der Unfallhäufigkeit neben Wetterveränderungen mit Kalendereffekten zu erklären.

Regressionsanalysen - Witterungs- und Kalendereinflüsse

Im vorherigen Abschnitt wurde der Versuch unternommen, die Bedeutung des Wetters als Bestimmungsparameter für schwankende Unfallzahlen zu ermitteln und statistisch abzusichern. Hier hat sich für bestimmte Zielgruppen gezeigt, dass es nicht ausreichend ist, schwankende Unfallzahlen nur mit Hilfe von Wetterveränderungen zu erklären. Verdeutlicht wurde das zum Einen in den Bestimmtheitsgraden bestimmter Zielgruppen und zum Anderen im Rahmen der Modelldiagnose, in dem die Erfüllung der klassischen Anwendungsvoraussetzungen widerlegt wurde. Ausgehend von diesen Ergebnissen wird in diesem Abschnitt der mangelnden Variation der Unfallzahlen dahingehend Abhilfe geschaffen, indem bei der Modellierung des Zusammenhangs zwischen Wetter- und Unfalldaten Kalendereffekte als Saison-Dummies berücksichtigt werden. Mit dieser Vorgehensweise wird auch das Ziel verfolgt, die Prognosefähigkeit der Modelle in den entsprechenden Untersuchungsgruppen zu verbessern.

Regressionsanalysen Berufsverkehr Im Folgenden werden die für jede Zielgruppe entwickelten log-linearen Modelle mit der besten Teilauswahl an Wetterkomponenten um Kalendereffekte erweitert. Kalendereffekte sind hierbei dummy-codierte Monats- und Wochentagseffekte. Für jede Zielgruppe wird die Modellgleichung mit der besten Teilauswahl an Wetterkomponenten und Saison-Dummies im Anhang tabellarisch zusammengefasst (Tabelle 243).

Modellvergleich - Schätzbereich

	Berufverkehr					
	LV IO	LV AO	SV IO	SV AO	T IO	T AO
y_t	129.14	26.24	25.47	9.97	0.76	0.90
\hat{y}_t	125.55	24.86	24.19	9.96	0.76	0.89
$\hat{\hat{y}}_t$	125.55	24.85	24.13	9.95	0.76	0.90
R^2	0.6078	0.1766	0.4074	0.1294	0.0357	0.0290
R^2	0.5118	0.1169	0.3371	0.1065	0.0114	0.0207
R^2	0.3984	0.0919	0.1898	0.0708	0.0251	0.0105

Tabelle 12: Gegenüberstellung der geschätzten Unfälle sowie Bestimmtheitsgrade der jeweiligen Modelle für den Berufsverkehr.

In Tabelle 12 wird die Höhe der **tatsächlichen Unfälle** mit der Höhe der Unfälle verglichen, die anhand von **Wetter- und Saisonkomponenten** vorhergesagt wurden. Zum Vergleich werden die mit Hilfe der besten Teilauswahl an **Wetterkomponenten** geschätzten Unfälle für jede Zielgruppe aufgeführt. Darüber hinaus sind die Bestimmtheitsgrade der Modelle für alle Untersuchungsgruppen angegeben. Des Weiteren sind die Bestimmtheitsgrade der Modelle angegeben, in denen als erklärende Variablen nur **Kalendereffekte** verwendet wurden. Vergleicht man die Höhe der geschätzten Unfälle anhand beider Modellierungsweisen für alle Untersuchungsgruppen, so sind nahezu keine Unterschiede zu erkennen. Ebenso unterscheiden sich die tatsächlichen und die geschätzten Unfälle für alle Zielgruppen nur geringfügig voneinander. Beim Vergleich der Bestimmtheitsgrade beider Modellierungsweisen ist zu erkennen, dass in allen Untersuchungsgruppen die Vorhersagegüte der Modelle mit Wetter- und Kalendereffekten deutlich höher ist als die Prognosegüte der Unfallmodelle, die als erklärende Variable nur die Wetterkomponenten enthalten. Hierbei wird mehr als 60% der Streuung der Zahl der Unfälle mit Leichtverletzten im innerörtlichen Berufsverkehr mit Hilfe von Wetter- und Saisonkomponenten erklärt. Erklärt werden kann der Umstand, dass die Prognosegüte der Modelle innerorts durchgehend besser ist als im außerörtlichen Berufsverkehr, damit, dass Wetter- und Saisoneffekte einen maßgeblichen Einfluss auf das innerörtliche Verkehrsverhalten haben und somit als Eklärungsgrundlage für die Streuung der Zahl der Unfälle genutzt werden können. Betrachtet man hingegen die Bestimmtheitsgrade der Unfallmodelle im außerörtlichen Berufsverkehr, so wird höchstens 17.66% der Streuung der Zahl der Unfälle außerorts mit

Hilfe von Wetter- und Saisonveränderungen erklärt. Begründet werden kann dieser Unterschied damit, dass sowohl das Wetter als auch die Saison als Rahmenbedingungen für das Verkehrsgeschehen zum Berufsverkehr weit weniger wirken als an Wochenenden oder Feiertagen. Eine mögliche Erklärung für die niedrigen Bestimmtheitsgrade der Modelle im außerörtlichen Berufsverkehr liegt darin, dass das Unfallgeschehen im außerörtlichen Verkehr anderen Gesetzmäßigkeiten unterliegt als innerorts. Demzufolge ist es nicht ausreichend, Unfälle im außerörtlichen Berufsverkehr nur mit Hilfe von Witterungs- und Saisoneffekten zu erklären, sondern andere Einflussfaktoren zu berücksichtigen, die für das Unfallgeschehen im außerörtlichen Straßenverkehr bestimmend sind.

Modellvergleich - Testbereich

	Berufsverkehr					
	LV IO	LV AO	SV IO	SV AO	T IO	T AO
p	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
p	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
RSE	0.1576	0.3001	0.2563	4.084	0.9048	1.01
RSE	0.1753	0.3098	0.2703	4.124	0.9133	1.011
R^2	0.6078	0.1766	0.4074	0.1294	0.0357	0.0290
R^2	0.5118	0.1169	0.3371	0.1065	0.0114	0.0207

Tabelle 13: Gegenüberstellung der p -Werte des F -Tests sowie Bestimmtheitsgrade der jeweiligen Modelle.

RSE beschreibt die Wurzel der Residuenquadratsumme geteilt durch $T - p$, wobei $T - p$ die Anzahl der Freiheitsgrade (**df**), T die Anzahl der Beobachtungen und p die Anzahl der Regressoren (Interzept wird gezählt, hier also 20). Es zeigt sich, dass das RSE bei dem neuen Modell für alle Untersuchungsgruppen durchgehend niedriger ist als beim alten Modell. Während der Zusammenhang zwischen Wetter- und Saisonbedingungen und der Zahl der Unfälle mit Leichtverletzten und Schwerverletzten im innerörtlichen Berufsverkehr mit Bestimmtheitsgraden von mehr als 60% hochsignifikant abgesichert ist, kann eine derartige Wechselbeziehung für Unfälle im außerörtlichen Berufsverkehr und insbesondere für Unfälle mit Getöteten mit R^2 -Werten unter 4% statistisch abgesichert werden. Im Hinblick auf die Parametersignifikanz kann festgehalten werden, dass die Einbeziehung von Kalendereffekten eine Erhöhung der p -Werte der Wetterkomponenten zur Folge hat.

Dies führt insbesondere bei der Untersuchungsgruppe der Getöteten, dass signifikante Teststatistiken insignifikant werden und vice versa. Die Aufteilung der Daten nach inner- und außerörtlichem Verkehr bekräftigt somit auch die Interpretation, dass Wetter- und Saisoneffekte zu Berufsverkehrszeiten im außerörtlichen Verkehr weit weniger wirken als an Wochenenden oder Ferien- und Feiertagen.

Regressionsanalysen Wochenendverkehr

In diesem Abschnitt werden die für jede Zielgruppe für den Wochenendverkehr entwickelten log-linearen Modelle mit der besten Teilauswahl an Wetterkomponenten um Kalendereffekte erweitert. Die entsprechenden Modellgleichungen sind im Anhang tabellarisch zusammengefasst (Tabelle 244).

Modellvergleich - Schätzbereich

Aus der Gegenüberstellung der geschätzten Unfällhöhen anhand beider Modellierungsweisen (siehe Tabelle 245 im Anhang) sind nahezu keine Unterschiede in den Schätzungen zu erkennen. Ebenso sind beim Vergleich der tatsächlichen und der geschätzten Unfälle nur geringfügige Differenzen erkennbar. Betrachtet man die Bestimmtheitsgrade aller Untersuchungsgruppen, stellt man fest, dass Kalendereffekte vor allem die Vorhersagegüte der Modelle für den innerörtlichen Wochenendverkehr deutlich verbessern. Während 35% der Varianz in den Zahlen Leichtverletzter im innerörtlichen Wochenendverkehr mit Hilfe von Witterungseffekten erklärt werden konnte, wird nun mehr als 76% der Streuung in den Zahlen Leichtverletzter mit Hilfe von Witterungs- und Saisoneinflüssen erklärt. In Kapitel 6 wurde bereits nachgewiesen, dass saisonale Effekte als Rahmenbedingung für das Verkehrsgeschehen sehr gut geeignet sind, das Verkehrsaufkommen zu approximieren. Hierbei wurde gezeigt, dass saisonale Effekte insbesondere einen Großteil der Streuung (71.04%) in der Zahl der Unfälle mit Leichtverletzten erklären können. Hieraus kann man folgern, dass zur Beschreibung der Unfallsituation im innerörtlichen Verkehr saisonale Effekte zu deutlich besseren Vorhersagen führen als außerorts. Vergleicht man die Bestimmtheitsgrade dieser Modelle mit den Bestimmtheitsgraden der Modelle für den Berufsverkehr, ist festzustellen, dass Witterungs- und Kalendereffekte als Rahmenbedingung für das Verkehrsgeschehen am Wochenende auf die Verkehrsdichte und Fahrverhaltensweise der Fahrzeugführer einen deutlich dominanteren Einfluss haben als im Berufsverkehr. Diese Ergebnisse rechtfertigen die Interpretation, dass das Verkehrsgeschehen außerorts anderen Gegebenheiten unterliegt als innerorts. Aus diesem Grund ist es für den weiteren Verlauf dieser Arbeit sinnvoll, weitere Einflussgrößen als Bestimmungsparameter für schwankende Unfallzahlen im außerörtlichen Verkehr heranzuziehen.

Modellvergleich - Testbereich

Aus der Gegenüberstellung (siehe Tabelle 246 im Anhang) ist zu entnehmen, dass der Zusammenhang zwischen Wetter- und Saisonbedingungen und der Zahl der Unfälle mit

Leichtverletzten und Schwerverletzten sowohl im innerörtlichen als auch im außerörtlichen Wochenendverkehr mit Bestimmtheitsgraden von mehr als 76% hochsignifikant abgesichert ist. Hingegen wird eine derartige Wechselbeziehung für Unfälle mit Getöteten mit R^2 -Werten unter 10% statistisch abgesichert. Die Aufteilung der Daten nach inner- und außerörtlichem Verkehr bekräftigt somit auch die Interpretation, dass Schwankungen der Unfallhäufigkeit im außerörtlichen Wochenendverkehr viel besser mit Wetter- und Saisonveränderungen erklärt werden können als zu Berufsverkehrszeiten.

Regressionsanalysen für Ferien- und Feiertagsverkehr

Im Folgenden werden die für jede Zielgruppe entwickelten log-linearen Modelle mit der besten Teilauswahl an Wetterkomponenten um Kalendereffekte erweitert. Die entsprechenden Modellgleichungen sind im Anhang tabellarisch zusammengefasst (Tabelle 247).

Modellvergleich - Schätzbereich

Beim Vergleich der Höhe der geschätzten und der tatsächlichen Unfälle sind fast keine Unterschiede zu erkennen (Tabelle 248). Ebenso sind bei der Gegenüberstellung der Schätzungen anhand beider Modelltypen keine Differenzen festzustellen. Im Hinblick auf die Höhe der Bestimmtheitsgrade ist zu erkennen, dass die Modellierung von Unfällen im Ferien- und Feiertagsverkehr mit Hilfe von Wetter- und Kalendereffekten zu einer Verbesserung der Vorhersagegüte der Modelle sowohl für den innerörtlichen als auch für den außerörtlichen Verkehr führt. Erklärt werden kann dieser Umstand damit, dass das Wetter als Rahmenbedingung für das Verkehrsgeschehen an Ferien- und Feiertagen einen stärkeren Einfluss auf das Verkehrsverhalten hat. Hierbei handelt es sich um Unfälle, die im Freizeitverkehr stattfinden. Die Fahrverhaltensweise im Rahmen dieser Verkehrsart unterscheidet sich zu anderen Verkehrsarten dahingehend, indem längere Strecken zurückgelegt werden und damit verbunden ein Teil des Verkehrs auf Landstraßen verlagert wird. Dieser Aspekt spiegelt sich auch in den Bestimmtheitsgraden der Modelle für den außerörtlichen Ferien- und Feiertagsverkehr wieder. In diesen Modellen werden bis zu 45% der Streuung in der Zahl der Unfälle auf Landstraßen mit Hilfe von Wetter- und Saisonveränderungen erklärt, wohingegen beim Berufsverkehr höchstens 17% der Varianz in der Zahl der Unfälle anhand von Wetter- und Saisonveränderungen erklärt werden. Es lässt sich somit festhalten, dass Wetter- und Saisonveränderungen als Bestimmungsparameter für schwankende Unfallzahlen vor allem an Ferien- und Feiertagen einen sehr dominanten Einfluss auf die Verkehrsdichte in allen Ortslagen und die Fahrverhaltensweise der Fahrzeugführer haben.

Modellvergleich - Testbereich

Während der Zusammenhang zwischen Witterungs- und Saisoneffekten und der Zahl der Unfälle mit Leichtverletzten und Schwerverletzten in beiden Ortslagen mit Bestimmtheitsgraden von mehr als 60% hochsignifikant abgesichert ist, kann eine solche Wechselbeziehung für die Zahl der Unfälle mit Getöteten nach Einbeziehung von Kalendereffekten

nicht beobachtet werden. Hier geben die Ergebnisse des F -Tests einen klaren Hinweis darauf, dass Witterungs- und Saisoneinflüsse keinen Erklärungswert für die Streuung in der Zahl der Unfälle mit Getöteten vor allem im innerörtlichen Ferien- und Feiertagsverkehr besitzen. Bekräftigt wird diese Feststellung auch anhand der Höhe des RSE der Modelle dieser beiden Untersuchungsgruppen. Die Residuenquadratsumme fällt im Falle der Modellierung von Unfällen mit Getöteten anhand von Kalender- und Wettereinflüssen höher aus als bei dem Versuch, Veränderungen in der Zahl der Unfälle mit Getöteten nur mit Hilfe von Wetterveränderungen zu erklären (siehe hierzu Tabelle 249). Dieses Ergebnis bestätigt wiederholt die Interpretation, dass Unfallsituationen mit Getöteten anderen Gesetzmäßigkeiten und Einflüssen unterliegen als Unfälle, bei denen Personen leichtverletzt werden. Während die Ortslage und damit verbundene Gefahren die Modellierung von Unfällen mit Getöteten außerorts mit einem p -Wert von 5.09% und einem Bestimmtheitsgrad von 32.25% mit Hilfe des Wetters und der Saison rechtfertigt, ist ein derartiger Zusammenhang für Unfälle mit Getöteten im innerörtlichen Verkehr nicht zu konstatieren. Aus diesem Grund empfiehlt es sich, bei der Modellierung von Unfällen mit Getöteten innerorts neben Wetter- und Kalendereffekten weitere Bestimmungsparameter zu berücksichtigen.

Regressionsanalysen für alle Verkehrsarten

In diesem Abschnitt werden die für alle Verkehrsarten entwickelten log-linearen Modelle mit der besten Teilauswahl an Wetterkomponenten um Kalendereffekte erweitert. Die entsprechenden Modellgleichungen für alle Zielgruppen sind im Anhang tabellarisch zusammengefasst (Tabelle 250).

Modellvergleich - Schätzbereich

Beim Vergleich der Höhe der tatsächlichen Unfälle mit der Höhe der geschätzten Unfälle sind bis auf die Unfälle mit Leichtverletzten nur geringfügige Abweichungen zu erkennen (Tabelle 251). Die Gegenüberstellung der geschätzten Unfälle anhand beider Modellierungsweisen deuten auf nahezu keine Unterschiede hin. Es kann festgehalten werden, dass bei einer Modellierung anhand von Kalendereffekten die Bestimmtheitsgrade der Modelle für Unfälle mit Leichtverletzten und Schwerverletzten im innerörtlichen Verkehr deutlich höher sind (56.51 und 30.37%) als für die gleiche Zielgruppe außerorts (15.78 und 12%), während eine derartige Wechselbeziehung für Unfälle mit Getöteten nicht beobachtet werden kann. Bei dem Versuch, für den ungetrennten Datensatz Schwankungen der Unfallhäufigkeit mit Wetterveränderungen zu erklären, ergab sich, dass die Modelle für die innerörtlichen Unfälle die besten Bestimmtheitsgrade aufwiesen. Wie bereits vorher festgestellt, führt eine Zusammenfassung der Dateien dazu, dass unterschiedliche Einflüsse (Ferien-, Wochenend- und Berufsverkehr) einen Zusammenhang zwischen Unfall- und Wetterdaten überlagern. Aufgrund dieser Inhomogenität ist es nicht mehr möglich, genau zu erfassen, zu welchen Zeitpunkten das Wetter als Rahmenbedingung für das Verkehrs-

geschehen einen stärkeren Einfluss auf die Verkehrsdichte und die Fahrverhaltensweise der Fahrzeugführer hat. Angesichts dieser Ergebnisse ist es nicht verwunderlich, festzustellen, dass die gemeinsame Modellierung von Wetter- und Kalendereffekten in erster Linie zu einer Verbesserung der Vorhersagegüte der Modelle für den innerörtlichen Verkehr führt.

Modellvergleich - Testbereich

Anhand der p -Werte für den F -Test kann man entnehmen, dass der Zusammenhang zwischen Witterungs- und Kalendereinflüssen und der Zahl der Unfälle für alle Untersuchungsgruppen hochsignifikant abgesichert ist. Während dieser Zusammenhang für Unfälle mit Leichtverletzten und Schwerverletzten sowohl innerorts als auch außerorts mit Bestimmtheitsgraden von mehr als 60% hochsignifikant abgesichert werden kann, wird bei der Zielgruppe Unfälle mit Getöteten nur 3 bis 4% der Varianz in den Unfallzahlen mit Hilfe von Witterungs- und Kalendereinflüssen erklärt (Tabelle 252 im Anhang). Eine Aufschlüsselung der Daten nach Berufsverkehr, Wochenendverkehr und Ferien- und Feiertagsverkehr, ermöglichte es natürlich, den Zusammenhang zwischen Unfall- und Wetterdaten korrekt zu erfassen und damit verbunden die Interpretation zu bestätigen, dass Witterungsbedingungen ganz wesentlich das Verkehrsaufkommen insbesondere an Wochenenden und Ferien- und Feiertagen bestimmen. So konnte beispielsweise für die Unfälle mit Getöteten für den außerörtlichen Ferien- und Feiertagsverkehr der Zusammenhang zwischen mit Wetter- und Kalendervariablen bei einem Bestimmtheitsgrad von 32.25% signifikant abgesichert werden, während dieser Zusammenhang beim ungetrennten Datensatz mit einem Bestimmtheitsgrad von nur 4.6% abgesichert werden konnte. Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass infolge einer Zusammenführung des Datensatzes die gewählten Regressionsmodelle glücklicherweise einen Erklärungswert für die Zielvariablen besitzen. Dieser Umstand wird jedoch dadurch abgeschwächt, dass damit verbunden die Anpassungsgüte der Daten an die Modelle zurückgeht.

Modelldiagnose Im Folgenden werden die Unfallmodelle in jeder Zielgruppe dahingehend untersucht, ob sie die Anwendungsvoraussetzungen eines klassischen linearen Modells erfüllen. Die Ergebnisse zu den Diagnosetests für die Dateien „Berufsverkehr, Wochenendverkehr, Ferien- und Feiertagsverkehr und Gesamtverkehr“ sind tabellarisch im Anhang zusammengefasst (Tabelle 253).

Die Ergebnisse der Diagnosetests zeigen, dass die Unfallmodelle für den Ferien- und Feiertagsverkehrs den Anwendungsvoraussetzungen eines klassischen linearen Regressionsmodells gerecht werden. Sind die Annahmen homoskedastischer, unabhängiger und normalverteilter Fehlerterme erfüllt, können eine Fehlspezifikation der ausgewählten Modelle ausgeschlossen und zuverlässige Vorhersagen gemacht werden. Die Diagnosetestergebnisse bekräftigen somit auch die Fähigkeit des Modells, Schwankungen der Unfallhäufigkeit zu Ferien- und Feiertagen mit Wetterveränderungen auf hochsignifikantem Niveau mathematisch abzusichern. Ebenso kann die Interpretation im Rahmen der Schätzungen, dass das

Wetter als Rahmenbedingung für das Verkehrsgeschehen ganz wesentlich das Verkehrsaufkommen insbesondere an Ferien- und Feiertagen bestimmt, statistisch abgesichert werden. Die Diagnostikergebnisse der Modelle für die anderen Untersuchungsgruppen demonstrieren jedoch, dass bis auf die Multikollinearitätsannahme keine der Anwendungsvoraussetzungen für das klassische lineare Modell erfüllt ist. Die heteroskedastische Streuung der Fehlervarianzen ist dahingehend nicht verwunderlich, wenn man den Ganzzahligkeits- und Nichtnegativitätscharakter der Unfalldaten vergegenwärtigt. Ebenso ist die Feststellung einer seriellen Abhängigkeit in den Residuen nicht sonderbar, wenn reflektiert wird, dass eine zeitlich geordnete Folge von Beobachtungen vorliegt. Die Feststellung autokorrelierter Residuen ist ebenso ein Hinweis darauf, dass bei der Spezifikation des Modells nicht korrekt vorgegangen wurde. Außerdem ist die klassische Annahme normalverteilter Residuen nicht erfüllt. Die Varianzinfaltionsfaktoren demonstrieren, dass die Varianzen maximal um den Faktor 7.21 aufgebläht werden. Ein ernsthaftes Kollinearitätsproblem würde erst ab Werten von 10 vorliegen. Aus den Ergebnissen der Diagnostiktests kann man nun folgende Schlussfolgerungen ziehen: Die Annahmen unabhängiger, gleichmäßiger und normalverteilter Residuen sind bei dem Versuch, Schwankungen der Unfallhäufigkeit anhand von Saison- und Wetterveränderungen statistisch abzusichern, bei bestimmten Verkehrsarten nicht erfüllt. Die Verletzung der klassischen Anwendungsvoraussetzungen sind dem diskreten Datencharakter der Unfallzahlen geschuldet. Bleibt man bei der ursprünglichen log-linearen Modellierung des Zusammenhangs zwischen Wetter-, Saison- und Unfalldaten ist es ratsam, die Standardfehler des ursprünglichen Modells derart zu modifizieren, dass diese weder inkonsistent noch verzerrt sind. Eine andere Möglichkeit bei der Nichterfüllung der Annahmen, ist, auf Zählmodellen überzugehen, die auch korrelierte Störgrößen und heteroskedastische Fehler der Störgrößen erlauben. Aber auch hier ist es erforderlich, die entsprechenden Anwendungsvoraussetzungen zu überprüfen und im Falle der Nichterfüllung die dafür vorgesehenen Maßnahmen zu ergreifen. Bevor auf eine derartige Modellierung übergegangen wird, bei der sowohl die diskrete Natur als auch die Kleinteiligkeit bestimmter Zielgruppen berücksichtigt wird, wird im nächsten Abschnitt der Frage nachgegangen, inwieweit eine Erklärung der Schwankungen der Unfallhäufigkeit mit Wetter- und Volumenveränderungen die Vorhersagegüte der Modelle ändert.

Regressionsanalysen - Witterungseffekte und Verkehrsaufkommen

Im letzten Abschnitt wurde der Versuch unternommen, neben Witterungseinflüssen auch saisonale Effekte in Form von Saison-Dummies zur Erklärung der Schwankungen der Unfallhäufigkeit heranzuziehen. Hierbei wurde mathematisch nachgewiesen, dass Schwankungen der Unfallhäufigkeit in verschiedenen Perioden mit Wetter- und Saisonveränderungen erklärt werden können, und dass das Wetter als Rahmenbedingung für das Verkehrsgeschehen auf das Verkehrsaufkommen einen sehr dominanten Einfluss hat. Heteroskedastische und seriell abhängige Fehler für die Modelle bestimmter Zielgruppen im Rahmen der Modelldiagnose legen den Verdacht auf eine Fehlspezifikation der Modelle nahe. Deshalb wird

im Folgenden untersucht, inwieweit sich die Modelltauglichkeit verbessert, wenn anstelle von Saison-Dummies das Verkehrsaufkommen als erklärende Variable neben der besten Teilauswahl an Wetterkomponenten in die Modelle der entsprechenden Zielgruppen aufgenommen wird.

Regressionsanalysen

Im Folgenden werden die Modelle mit der besten Teilauswahl an Wetterkomponenten für jede Verkehrsart um das Verkehrsaufkommen als eine weitere erklärende Variable erweitert. Die Modellgleichungen für jede Zielgruppe und Verkehrsart sind im Anhang tabellarisch zusammengefasst (Tabelle 255).

Schätzergebnisse

Die Höhe der geschätzten Unfälle mit der tatsächlichen Höhe sind tabellarisch im Anhang gegenübergestellt (Tabelle 256). Hierbei sind nur geringfügige Abweichungen zu erkennen. Ebenso weist der Vergleich mit den Schätzergebnissen der Modelle, in denen Kalender- und Wettereffekte als erklärende Variable verwendet wurden, auf nahezu keine Unterschiede hin. Aus diesen minimalen Abweichungen kann man entnehmen, dass die einzelnen Modelle in der Lage sind, die Höhe von Unfällen für unterschiedliche Zielgruppen mit Hilfe von Wetter- und Verkehrsaufkommensveränderungen sinnvoll vorherzusagen.

Testergebnisse

Aus den Ergebnissen der F -Tests für die Modelle der unterschiedlichen Zielgruppen kann man entnehmen, dass bis auf das Modell für Getötete im innerörtlichen Ferien- und Feiertagsverkehr alle Modelle hochsignifikant abgesichert sind, das heißt die Unfalldaten hängen statistisch von Wetterkomponenten und vom Verkehrsaufkommen ab (siehe Tabelle 257 im Anhang). Hierbei zeigt sich, dass der Erklärungsgrad der Unfallzahlen über Witterungsbedingungen und über das Verkehrsaufkommen bei der Unfalldatei „Leichtverletzte“ für alle Verkehrsarten erheblich höher ist als für Unfälle mit Schwerverletzten und Getöteten. Demgegenüber zeigt sich, dass der Erklärungsgrad der Unfallmodelle für den außerörtlichen Ferien- und Feiertagsverkehr und Wochenendverkehr für alle Zielgruppen deutlich höher ist als für die Datei „Berufsverkehr innerorts“. Während für den ausserörtlichen Ferien- und Feiertagsverkehr mit nur 3 Variablen 40.78% der Varianz in den Anzahlen Schwerverletzter erklärt werden kann, benötigt man beim Berufsverkehr zur Erklärung von 10.70% der Varianz 4 Wettervariablen. Man erkennt hier wieder sehr deutlich, dass das Wetter als Rahmenbedingung für das Verkehrsgeschehen an den Wochenenden und an Ferien- und Feiertagen weit stärker wirkt als im Berufsverkehr. Die zu diesen Verkehrszeiten eintretende Witterung beeinflusst die Anzahl der spezifischen Unfälle vor allem auch indirekt über die mit der Witterung korrelierten Faktoren wie zum Beispiel das Verkehrsaufkommen.

Modellvergleich - Schätzbereich

In den Abbildungen 26 und 27 sind die Bestimmtheitsgrade für alle Modellvarianten der Zielgruppen Schwerverletzte und Getötete außerorts gegliedert nach Verkehrsarten graphisch gegenübergestellt (Die Graphiken für die anderen Zielgrößen befinden sich im Anhang). Es zeigt sich, dass der Erklärungsgrad der Unfallzahlen für fast alle Unfalldateien und Zielgruppen über Witterungs- und Kalenderbedingungen deutlich höher ist als bei den restlichen Modellierungsweisen. Hierbei ist der Bestimmtheitsgrad der Unfallzahlen mit Leichtverletzten für den innerörtlichen Ferien- und Feiertagsverkehr mit $R^2=75.48\%$ deutlich höher als für andere Verkehrsarten. Außerorts werden Unfälle mit Leichtverletzten am besten für den Ferien- und Feiertagsverkehr vorhergesagt (45.28%). Ebenso verhält es sich mit den innerörtlichen Unfällen mit Schwerverletzten. Hier ist der Erklärungsgrad der Unfallzahlen über Wetter- und Saisonbedingungen für den Ferien- und Feiertagsverkehr am höchsten (61.62%). Den besten Erklärungsgrad für außerörtliche Unfälle mit Schwerverletzten liefert auch das Modell für den Ferien- und Feiertagsverkehr (45.95%). Während für Unfälle mit Getöteten ein Zusammenhang mit Wetter- und Saisonvariablen für den außerörtlichen Ferien- und Feiertagsverkehr mit einem Bestimmtheitsgrad von $R^2=32.25\%$ hochsignifikant abgesichert werden konnte, war bezüglich der Unfälle mit Getöteten für den innerörtlichen Ferien- und Feiertagsverkehr bei einem maximalen Bestimmtheitsgrad von 12.64% kein derartiger Zusammenhang festzustellen. Aus den Schätzergebnissen kann man nun folgende Schlussfolgerungen ziehen: Bis auf die Unfallart mit Getöteten innerorts konnte für alle Unfallarten auf hochsignifikantem Niveau ein Zusammenhang zwischen Wetter- und Saisonveränderungen festgestellt werden. Mit Hilfe der Aufschlüsselung der Daten nach unterschiedlichen Verkehrsarten konnte ebenso ein mathematischer Zusammenhang zwischen Unfallschwere und Ortslage auf signifikantem Niveau nachgewiesen werden. Das bestätigen die Ergebnisse für die Unfalldatei mit Getöteten. Hier ist das Unfallmodell für den außerörtlichen Ferien- und Feiertagsverkehr statistisch abgesichert und auch das Bestimmtheitsmaß ist mit 32.25% für diese Unfallart relativ hoch. Im innerörtlichen Ferienverkehr konnte jedoch ein derartiger Zusammenhang zwischen Wetter- und Saisonveränderungen und der Anzahl der Unfälle mit Getöteten nicht festgestellt werden. Alle berechneten Regressionskoeffizienten sind statistisch nicht abgesichert (siehe R-Regressionoutput im Anhang). Beim Vergleich der Schätzergebnisse für den Datensatz „Gesamtverkehr“ mit den Regressionsergebnissen der aufgeschlüsselten Datensätze stellt man fest, dass infolge der Aufschlüsselung in erster Linie die Vorhersagegüte der Modelle für den außerörtlichen Verkehr deutlich zunimmt. Diese Verbesserung lässt sich damit begründen, dass mit Hilfe der Trennung der Einflussfaktoren „Ferien-, Feiertags-, Wochenend- und Berufsverkehr“ gewährleistet wurde, dass diese unterschiedlichen Einflüsse nicht einen Zusammenhang zwischen Unfall- und Wetterdaten überlagern. Durch diese getrennte Betrachtung konnte mathematisch nachgewiesen werden, dass das Wetter als Rahmenbedingung für das Verkehrsgeschehen an Ferien- und Feiertagen und an Wochenenden einen weit stärkeren Einfluss auf das Verkehrsaufkommen hat als im Berufsverkehr.

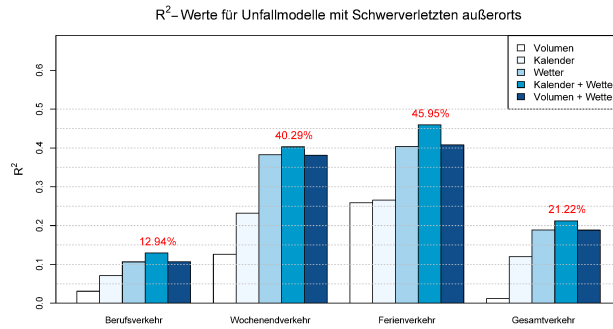


Abbildung 26: R²-Werte für alle Unfallarten mit Schwerverletzten außerorts.

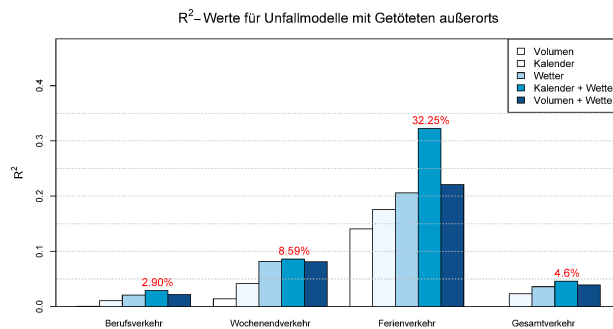


Abbildung 27: R²-Werte für alle Unfallarten mit Getöteten außerorts.

Modellvergleich - Testbereich

In den Abbildungen 28 und 29 sind für alle Modelle die geschätzten Standardfehler für die Zielgruppen Schwerverletzte und Getötete außerorts gegenübergestellt. Aus der Verteilung der geschätzten Standardfehler ist zu entnehmen, dass für Unfälle mit Leichtverletzten sowohl innerorts als auch außerorts das Modell mit Kalender- und Wettereffekten für den Berufsverkehr die niedrigsten Standardfehler hat. Hierbei liegen die Datenpunkte im Durchschnitt rund 1.17% (innerorts) und 1.35% (außerorts) von der Regressionsgerade entfernt. Für die Zielgruppe Unfälle mit Schwerverletzten innerorts und außerorts weisen ebenso die Modelle mit Wetter- und Kalendereffekten die niedrigsten Standardfehler auf. Hier liegen die Datenpunkte im Durchschnitt rund 1.29% (innerorts) und 4.08% (außerorts) von der Regressionsgerade entfernt. Für die Untersuchungsgruppe der Getöteten innerorts und außerorts besitzen die Modelle mit Witterungseffekten für den Ferien- und Feiertagsverkehr die kleinsten geschätzten Standardfehler. In diesem Fall liegen die Datenpunkte im Durchschnitt rund 0.74% (innerorts) und 0.82% (außerorts) von der Regressionsgerade entfernt. Die niedrigen Standardfehler bei den Modellen für die Unfalldatei „Berufsverkehr“ lassen sich damit begründen, dass der Stichprobenumfang dieser

Datei größer ist im Vergleich zu den restlichen Unfalldateien. Würde man also eine Auswahl der Modelle für die jeweiligen Zielgruppen anhand des **RSE** treffen, so wäre es für Unfälle mit Leichtverletzten und Schwerverletzten in beiden Ortslagen das Modell mit Kalender- und Wettereffekten für die Unfalldatei „Berufsverkehr“. Für die Zielgruppe der Unfälle mit Getöteten innerorts und außerorts würde die Wahl auf das Unfallmodell mit Witterungseffekten für die Datei „Ferien- und Feiertagsverkehr“ fallen.

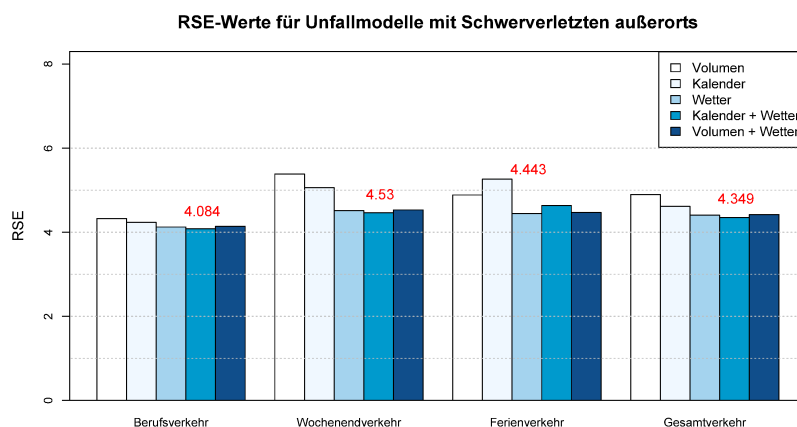


Abbildung 28: RSE-Werte für alle Unfallarten mit Schwerverletzten außerorts.

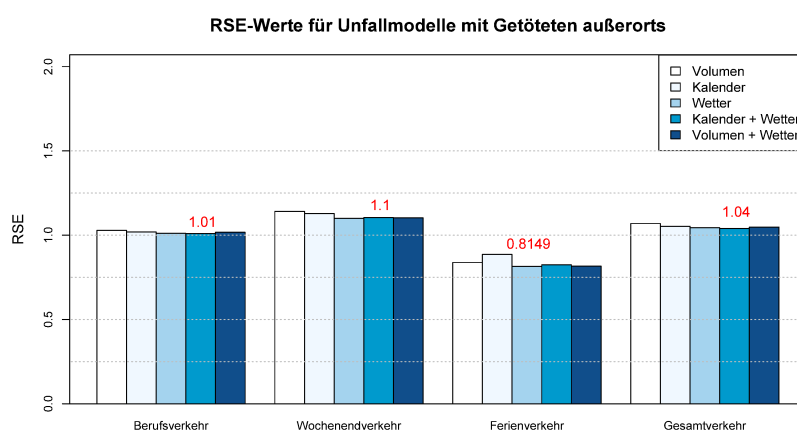


Abbildung 29: RSE-Werte für alle Unfallarten mit Getöteten außerorts.

Modelldiagnose

Im Folgenden werden die Modelle dahingehend untersucht, ob sie den Anwendungsvoraussetzungen eines klassischen linearen Regressionsmodells genügen. Zu diesem Zweck sind die Diagnosetestergebnisse zu den Modellen der einzelnen Untersuchungsgruppen im Anhang in Tabelle 258 zusammengefasst. Aus den Diagnosetestergebnissen kann man entnehmen, dass nur die Unfallmodelle für die Datei „Ferien- und Feiertagsverkehrs“ den Anwendungsvoraussetzungen eines klassischen linearen Modells gerecht werden. Bei der Erfüllung der Annahme unabhängiger, homoskedastischer und normalverteilter Fehlerterme ist im Rahmen dieser Verkehrsart eine korrekte Spezifikation der Unfallmodelle für die einzelnen Untersuchungsgruppen sichergestellt. Sowohl Witterungseffekte als auch das Verkehrsaufkommen können als Bestimmungsparameter zur Erklärung schwankender Unfallzahlen im Ferien- und Feiertagsverkehrs herangezogen werden. Die Fähigkeit der Modelle, nachzuweisen, dass das Wetter und das Verkehrsaufkommen an Ferien- und Feiertagen auf die Verkehrsdichte und damit verbunden auf die Fahrverhaltensweise der Fahrzeugführer einen sehr dominanten haben, ist statistisch auf einem signifikanten Niveau gewährleistet. Für die Unfallmodelle der Dateien „Berufs-, Wochenend- und Gesamtverkehr“ demonstrieren die Diagnosetestergebnisse, dass bis auf die Multikollinearitätsannahme die untersuchten Unfallmodelle den klassischen Anwendungsvoraussetzungen nicht gerecht werden. In Abschnitt 7.4 wurde festgestellt, dass Unfallvorhersagen mit Hilfe von Wetter- und Saisonveränderungen auf Basis eines log-linearen Modells nicht zuverlässig sind, weil sie die Annahmen unabhängiger, homoskedastischer und normalverteilter Fehlerterme nicht erfüllen. Deshalb wurde in diesem Abschnitt der Versuch unternommen, die Modelltauglichkeit durch Einbeziehung des Verkehrsaufkommens zu verbessern. Die im Rahmen der Modelldiagnose festgestellte Autokorrelation der Residuen demonstriert jedoch, dass eine korrekte Spezifikation der Modelle für bestimmte Verkehrsarten weiterhin nicht vollständig erreicht worden ist. Ausgehend von den zu Beginn festgestellten Schwächen wurden die Modelle dahingehend verbessert, indem bei der Bildung der Datensätze wichtige Einflussfaktoren voneinander getrennt wurden. Mit Hilfe dieser Vorgehensweise wurde vermieden, dass der Zusammenhang zwischen Unfall- und Wetterdaten verzerrt wurde. Darüber hinaus wurde erreicht, dass die Vorhersagegüte der meisten Modelle verbessert und die Modelltauglichkeit dahingehend korrigiert wurde, indem die Unfallmodelle für die Verkehrsart Ferien- und Feiertagsverkehr die klassischen Anwendungsvoraussetzungen erfüllten. Die dabei herausgefundenen Ergebnisse bestätigten auch die zu Beginn vertretene Modellvorstellung, dass die an den jeweiligen Tagen eintretende Witterung die Anzahl der spezifischen Unfälle vor allem auch indirekt über die mit der Witterung korrelierten Faktoren wie Verkehrsaufkommen und Fahrgeschwindigkeiten beeinflusst. Damit ist der mathematische Nachweis gemeint, dass das Wetter als Rahmenbedingung für das Verkehrsgeschehen an Ferien- und Feiertagen einen weit stärkeren Einfluss auf das Verkehrsaufkommen und somit auf die Fahrverhaltensweise der Fahrzeugführer hat. Neben diesen Verbesserungen für die Verkehrsart Ferien- und Feiertagsverkehr demonstrieren jedoch die Diagnosetestergebnisse, dass es zur Modellierung

von Unfällen für den Wochenend- und Berufsverkehrs sowie für den Gesamtverkehr nicht ausreichend ist, Schwankungen der Unfallhäufigkeit über Wetter- und Saisonveränderungen mit Hilfe klassischer log-linearer Modelle zu erklären. Entschieden man sich bei der Wahl des Modells dennoch für die klassische Regression, dann empfiehlt es sich, bei Verletzung der entsprechenden Anwendungsvoraussetzungen Maßnahmen zu ergreifen, die mit heteroskedastischen, autokorrelierten und nicht-normal-verteilten Fehlertermen umgehen können. Die durchgeführten Modelldiagnosen bestätigen jedoch immer wieder, was im Hinblick der diskreten und nichtnegativen Natur der Daten zwangsläufig zu erwarten ist. Angesichts des ganzzahligen Datencharakters von Unfällen und dem Umstand, dass die Streuung der Varianz mit kleiner werdenden Fallzahlen abnimmt, empfiehlt es sich, Modellklassen zu verwenden, bei denen sowohl die Kleinteiligkeit als auch das nicht-stetige Skalenniveau der abhängigen Variable viel mehr Berücksichtigung finden. Eine derartige Modellierungsmöglichkeit, in dessen Rahmen der Versuch unternommen wird, diesen Schwächen zu begegnen, wird in Kapitel 9 vorgestellt.

7.5 Berechnung von wetter- und saisonbereinigten Kennzahlen

In diesem Abschnitt wird nach der Methodik von *Wolf* (1992) eine Anwendung der Wettermodelle vorgeschlagen, die es ermöglicht, Veränderungen in den Unfallzahlen aufeinander folgender Jahre sachgerechter als bisher zu interpretieren. Wenn jährliche Schwankungen der Unfalldaten daraufhin untersucht und benutzt werden, um Änderungen der Verkehrssicherheit oder des Verhaltens der Verkehrsteilnehmer oder verkehrspolitische Eingriffe zu begründen, ist es erforderlich, vorerst den wetter- und saisonbedingten Einfluss auf die Unfallzahlen zu eliminieren. Zu diesem Zweck wird im Folgenden eine Methodik zur Elimination dieser Einflüsse vorgeschlagen. Als Basis für eine Wetter- und Saisonbereinigung der Unfalldaten werden getrennt nach Berufs- und Wochenendverkehr sowie nach Unfallarten die in Abschnitt 7.4 abgeleiteten Unfall-Wetter- und Unfall-Wetter-Saison-Modelle benutzt. Diese werden schwerpunktmäßig für die Unfallart „Schwerverletzte“ untersucht. Daher beschränkt man sich in diesem Abschnitt exemplarisch auf diese Unfallart. Die vorliegende Untersuchung erweitert die Idee von *Wolf* (1992) dahingehend, indem wetterbereinigte Unfallzahlen mehrerer aufeinander folgender Jahre berechnet werden und neben der Wetterbereinigung eine Saisonbereinigung vorgeschlagen wird.

Elimination wetterbedingter Einflüsse

Ausgehend davon, dass die aus den Beobachtungsdaten der Jahre 2001 bis 2013 gewonnenen Unfall-Wettermodelle statistisch abgesichert sind, berechnet sich die **Anzahl der Unfälle mit Schwerverletzten (außerorts) eines beliebigen Wochenendverkehrstages** wie folgt:

Konstante	+	0.0056	·	„Gemessener Regenwert dieses Tages“
	-	0.0236	·	„Gemessener Schneewert dieses Tages“
	+	0.6477	·	„Gemessener Sonnenwert dieses Tages“
	+	0.4250	·	„Gemessene \varnothing -Temperatur dieses Tages“.

Hierbei wird der Einfluss des Wetters durch die gemessenen Werte der Wetterkomponenten und die zugehörigen Gewichte (Regressionskoeffizienten) des Unfall-Wettermodells erfasst, während die **Konstante** jeweils eine das betreffende Jahr kennzeichnende Größe darstellt, um die die Unfalldaten in Abhängigkeit vom Wetter schwanken.

In Kurzform lässt sich das damit verbundene **lineare Modell** für den außerörtlichen Wochenendverkehr und die Unfallart Schwerverletzte eines bestimmten Jahres wie folgt schreiben:

$$Y(t) = C + 0.0056 \cdot X_1(t) - 0.0236 \cdot X_2(t) + 0.6477 \cdot X_3(t) + 0.2723 \cdot X_4(t) + \varepsilon(t)$$

mit

- $Y(t)$: Anzahl Schwerverletzter am Wochenendverkehrstag t ,
- C : Konstanter Term, spezifisch für das betrachtete Jahr,
- $X_1(t)$: Werte für Regen am Wochenendverkehrstag t ,
- $X_2(t)$: Werte für Schnee am Wochenendverkehrstag t ,
- $X_3(t)$: Werte für Sonne am Wochenendverkehrstag t ,
- $X_4(t)$: Werte für Durchschnittstemperatur am Wochenendverkehrstag t ,
- $\varepsilon(t)$: Störterm, beschreibt die Zufallsschwankung für Wochenendverkehrstag t .

In diesem linearen Modell werden also die Regressionskoeffizienten, die den Einfluss des Wetters beschreiben, als bekannt vorausgesetzt (abgeleitet aus dem Datensatz der Jahre 2001 bis 2013) und man hat als einzigen freien Parameter die jahresspezifische Konstante C .

Diese Konstante lässt sich für die einzelnen Jahre nach der Formel

$$\hat{C} = \bar{Y} - 0.0056 \cdot \bar{X}_1 + 0.0236 \cdot \bar{X}_2 - 0.6477 \cdot \bar{X}_3 - 0.2723 \cdot \bar{X}_4$$

aus den Beobachtungsdaten der einzelnen Jahre über den Mittelwert \bar{Y} der Unfallzahlen und den Mittelwerten der Wetterdaten schätzen. Die beobachteten Mittelwerte und die geschätzten jahresspezifischen Konstanten sind im Anhang tabellarisch zusammengefasst (Tabelle 260).

Aus den berechneten jahresspezifischen Konstanten $\widehat{C}(t)$ ($t= 2001, 2002, \dots, 2013$) werden die **Kennzahlen** $\Delta(t)$ ermittelt:

$$\Delta^*(t) = \frac{\widehat{C}(t) - \widehat{C}(t-1)}{\widehat{C}(t-1)} \cdot 100, \quad (12)$$

die als **Kennzahl für die prozentuale wetterbereinigte Änderung der Unfallzahlen** (bezogen auf das Vorjahr) definiert wird.

Es ergibt sich: $\Delta^*(2002) = -0.34\%$ und $\Delta^*(2003) = -16.98\%$.

Benutzt man anstelle der $\widehat{C}(t)$ die tatsächlichen Mittelwerte $\bar{Y}(t)$ der Unfallzahlen, so ergeben sich für die entsprechenden Kennzahlen

$$\begin{aligned} \Delta(t) &= \frac{\bar{Y}(t) - \bar{Y}(t-1)}{\bar{Y}(t-1)} \cdot 100 : \\ \Delta(2002) &= -0.18\% \\ \Delta(2003) &= -0.90\%. \end{aligned}$$

In der nachfolgenden Tabelle sind für die Jahre 2001 bis 2013 die wetterbereinigten Kennzahlen und die auf der Grundlage der beobachteten Unfallzahlen (Schwerverletzte außerorts) berechneten Kennzahlen zusammengefasst:

t	$\Delta(t)$	$\Delta^*(t)$
2002	-0.18%	-0.34%
2003	-0.90%	-16.98%
2004	-10.91%	+0.27%
2005	-8.11%	-17.14%
2006	-7.07%	-17.78%
2007	+11.19%	+8.12%
2008	-17.05%	-29.78%
2009	-0.65%	+10.96%
2010	-8.54%	-8.87%
2011	+22.02%	+19.84%
2012	-17.03%	-20.66%
2013	-7.61%	-7.61%

Tabelle 14: Jahresspezifische ($\Delta(t)$) und wetterbereinigte jahresspezifische Kennzahlen ($\Delta^*(t)$) - außerörtliches Wochenendverkehr.

Ein Vergleich der Kennzahlen in Tabelle 14 weist darauf hin, dass die wetterbereinigten Kennzahlen für die Änderungen der Unfallzahlen auf einen weit höheren Rückgang bzw. auf einen niedrigeren Anstieg der Unfallzahlen im außerörtlichen Wochenendverkehr hinweisen als dies ein Vergleich der beobachteten Unfallzahlen selbst ergibt.

Für den außerörtlichen Berufsverkehr lassen sich natürlich entsprechende Kennzahlen ableiten. Hier lautet das aus den Daten der Jahre 2001 bis 2013 gewonnene lineare Modell für Unfälle mit Schwerverletzten:

$$Y(t) = C + 0.1378 \cdot X_1(t) - 0.1323 \cdot X_2(t) + 0.2051 \cdot X_3(t) + 0.0955 \cdot X_4(t) + \varepsilon(t).$$

Der Schätzer \hat{C} für die jahresspezifischen Konstanten ergibt sich aus:

$$\hat{C} = \bar{Y} - 0.1378 \cdot \bar{X}_1 + 0.1323 \cdot \bar{X}_2 - 0.2051 \cdot \bar{X}_3 - 0.0955 \cdot \bar{X}_4.$$

Die Tabelle mit den beobachteten Mittelwerten und den geschätzten jahresspezifischen Konstanten findet sich im Anhang (Tabelle 261). Ebenso sind die Kennzahlen für die prozentuale wetterbereinigte Änderung der Unfallzahlen (bezogen auf das Vorjahr) für den außerörtlichen Berufsverkehr im Anhang tabellarisch zusammengefasst (Tabelle 262).

Hierbei zeigt sich bei den jahresspezifischen Kennzahlen für das Jahr 2003 (mit gelb markiert) besonders deutlich, wie wichtig eine Wetterbereinigung der Unfalldaten ist. Trotz nahezu konstanter Unfallzahlen für die Jahre 2002 bis 2003 (-0.90%) ergibt sich ein hoher prozentualer Rückgang von ca. 17% an Schwerverletzten für das Jahr 2003. Dieser Umstand ist im Kontext dieser Arbeit so zu erklären, dass die Wetterbereinigungen des Jahres 2003 im Vergleich zu denen des Jahres 2002 bei sonst gleichbleibenden Bedingungen nach dem zugrunde gelegten Unfallmodell zu einem Anstieg der Unfallzahlen hätten führen müssen. Demgegenüber ist zu erkennen, dass auch der umgekehrte Fall eintreten kann, dass nämlich die auf Basis der beobachteten Unfallzahlen berechneten jahresspezifischen Kennzahlen geringer sind als die wetterbereinigten jahresspezifischen Kennzahlen (orange-markiert). Dies ist vor allem für die Zahl der Unfälle im außerörtlichen Berufsverkehr der Fall. Eine mögliche Erklärung für dieses Ergebnis ist, dass die Vorhersagegüte des Modells für den außerörtlichen Berufsverkehr vergleichsweise schlechter ist als die des Unfallmodells für den Wochenendverkehr.

Elimination saisonbedingter Einflüsse

In diesem Abschnitt wird die Methode von *Wolf* (1992) dahingehend erweitert, indem eine Saisonbereinigung durchgeführt wird. Das lineare Modell für den außerörtlichen Wochenendverkehr und die Unfallart Schwerverletzte lässt sich wie folgt schreiben:

$$Y(t) = C - 6.3995 \cdot X_5(t) - 6.3858 \cdot X_6(t) - 4.1671 \cdot X_7(t) - 1.0466 \cdot X_8(t) - 0.6788 \cdot X_9(t) - 0.1864 \cdot X_{10}(t) - 0.7701 \cdot X_{11}(t) + 0.8965 \cdot X_{12}(t) - 2.7299 \cdot X_{13}(t) - 5.0586 \cdot X_{14}(t) - 5.2676 \cdot X_{15}(t) - 0.0409 \cdot X_{16}(t) + \varepsilon(t)$$

mit

- $X_5(t)$: Dummy-Wert für Januar am Wochenendverkehrstag t ,
- $X_6(t)$: Dummy-Wert für Februar am Wochenendverkehrstag t ,
- $X_7(t)$: Dummy-Wert für März am Wochenendverkehrstag t ,
- $X_8(t)$: Dummy-Wert für Mai am Wochenendverkehrstag t ,
- $X_9(t)$: Dummy-Wert für Juni am Wochenendverkehrstag t ,
- $X_{10}(t)$: Dummy-Wert für Juli am Wochenendverkehrstag t ,
- $X_{11}(t)$: Dummy-Wert für August am Wochenendverkehrstag t ,
- $X_{12}(t)$: Dummy-Wert für September am Wochenendverkehrstag t ,
- $X_{13}(t)$: Dummy-Wert für Oktober am Wochenendverkehrstag t ,
- $X_{14}(t)$: Dummy-Wert für November am Wochenendverkehrstag t ,
- $X_{15}(t)$: Dummy-Wert für Dezember am Wochenendverkehrstag t ,
- $X_{16}(t)$: Dummy-Wert für Sonntag am Wochenendverkehrstag t .

Die jahresspezifische Konstante lässt sich für die einzelnen Jahre nach der Formel schätzen

$$\begin{aligned}\hat{C} = & \bar{Y} + 6.3995 \cdot \bar{X}_5 + 6.3858 \cdot \bar{X}_6 + 4.1671 \cdot \bar{X}_7 + 1.0466 \cdot \bar{X}_8 + \\ & 0.6788 \cdot \bar{X}_9 + 0.1864 \cdot \bar{X}_{10} + 0.7701 \cdot \bar{X}_{11} - 0.8965 \cdot \bar{X}_{12} + \\ & 2.7299 \cdot \bar{X}_{13} + 5.0586 \cdot \bar{X}_{14} + 5.2676 \cdot \bar{X}_{15} + 0.0409 \cdot \bar{X}_{16}.\end{aligned}$$

Die Tabelle mit den beobachteten Mittelwerten der entsprechenden Saison-Parameter und den geschätzten jahresspezifischen Konstanten findet sich im Anhang (Tabelle 263).

Beim Vergleich der Kennzahlen für die prozentuale saisonbereinigte Änderung der Unfallzahlen (bezogen auf das Vorjahr) im Berufsverkehr (siehe Tabelle 267 im Anhang) erkennt man, dass die saisonbereinigten Kennzahlen nicht wie im Falle der wetterbereinigten Kennzahlen auf einen höheren Rückgang der Unfallzahlen hinweisen als dies ein Vergleich der beobachteten Unfallzahlen selbst ergibt.

Die entsprechenden Kennzahlen für den außerörtlichen Berufsverkehr lassen sich mit Hilfe des folgenden Schätzers \hat{C} für die jahresspezifischen Konstanten herleiten:

$$\begin{aligned}\hat{C} = & \bar{Y} + 0.9854 \cdot \bar{X}_5 + 1.2662 \cdot \bar{X}_6 + 0.9120 \cdot \bar{X}_7 - 1.0801 \cdot \bar{X}_8 - \\ & 1.4010 \cdot \bar{X}_9 - 2.2701 \cdot \bar{X}_{10} - 1.4482 \cdot \bar{X}_{11} - 1.5438 \cdot \bar{X}_{12} - \\ & 0.8164 \cdot \bar{X}_{13} - 0.0428 \cdot \bar{X}_{14} + 0.1827 \cdot \bar{X}_{15} - 0.4872 \cdot \bar{X}_{16} - \\ & 0.0625 \cdot \bar{X}_{17} - 0.2475 \cdot \bar{X}_{18} - 1.2344 \cdot \bar{X}_{19}\end{aligned}$$

mit

- $X_{16}(t)$: Dummy-Wert für Montag am Berufsverkehrstag t
- $X_{17}(t)$: Dummy-Wert für Mittwoch am Berufsverkehrstag t
- $X_{18}(t)$: Dummy-Wert für Donnerstag am Berufsverkehrstag t
- $X_{19}(t)$: Dummy-Wert für Freitag am Berufsverkehrstag t.

Beim Vergleich der Kennzahlen für die prozentuale saisonbereinigte Änderung der Unfallzahlen (bezogen auf das Vorjahr) Berufsverkehr (siehe Tabelle 267 im Anhang) erkennt man, dass die saisonbereinigten Kennzahlen nicht wie im Falle der wetterbereinigten Kennzahlen auf einen höheren Rückgang der Unfallzahlen hinweisen als dies ein Vergleich der beobachteten Unfallzahlen selbst ergibt.

Elimination wetter- und kalenderbedingter Einflüsse

Im Folgenden werden Wetter- und Saisonbereinigung zusammen durchgeführt. Ausgehend davon, dass die aus den Beobachtungsdaten 2001 bis 2013 gewonnenen Unfall-Wetter-Saison-Modelle statistisch abgesichert sind, berechnet sich die jahresspezifische Konstante für den außerörtlichen Wochenendverkehr

$$\begin{aligned}\hat{C} = & \bar{Y} - 0.0137 \cdot \bar{X}_1 - 0.0174 \cdot \bar{X}_2 - 0.6498 \cdot \bar{X}_3 - 0.2731 \cdot \bar{X}_4 + \\ & 1.7553 \cdot \bar{X}_5 + 2.0052 \cdot \bar{X}_6 + 1.4067 \cdot \bar{X}_7 + 1.9723 \cdot \bar{X}_8 + \\ & 1.0108 \cdot \bar{X}_9 + 1.6340 \cdot \bar{X}_{10} + 3.0011 \cdot \bar{X}_{11} - 0.3150 \cdot \bar{X}_{12} + \\ & 1.5080 \cdot \bar{X}_{13} + 1.3345 \cdot \bar{X}_{14} + 0.3582 \cdot \bar{X}_{15} + 0.2025 \cdot \bar{X}_{16}.\end{aligned}$$

Die Tabelle mit den beobachteten Mittelwerten der entsprechenden Saison-Parameter und den geschätzten jahresspezifischen Konstanten findet sich im Anhang (Tabelle 268).

Die Gegenüberstellung der Kennzahlen für die prozentuale wetter- und saisonbereinigte Änderung der Unfallzahlen (bezogen auf das Vorjahr) weist darauf hin, dass die saison- und wetterbereinigten Kennzahlen für die Änderungen der Unfallzahlen ebenso auf einen weit höheren Rückgang bzw. geringeren Anstieg der Unfallzahlen im außerörtlichen Wochenendverkehr hinweisen als ein Vergleich der beobachteten Unfallzahlen selbst ergibt (siehe Tabelle 268 im Anhang). Beim Vergleich mit den wetterbereinigten Kennzahlen ergibt sich jedoch, dass die wetterbereinigten Kennzahlen größtenteils auf einen höheren Rückgang hindeuten als dies bei den saison- und wetterbereinigten Kennzahlen der Fall ist (Tabelle 269 im Anhang).

Für den außerörtlichen Berufsverkehr lautet das aus den Daten der Jahre 2001 bis 2013 gewonnene lineare Modell für Unfälle mit Schwerverletzten:

$$\begin{aligned}Y(t) = & C + 0.1432 \cdot X_1(t) - 0.1084 \cdot X_2(t) + 0.2437 \cdot X_3(t) + \\ & 0.1152 \cdot X_4(t) + 1.0906 \cdot X_5(t) + 0.8088 \cdot X_6(t) + 0.3164 \cdot X_7(t) + \\ & 0.5419 \cdot X_8(t) + 0.3208 \cdot X_9(t) + 1.0274 \cdot X_{10}(t) + 0.6478 \cdot X_{11}(t) + \\ & 1.2768 \cdot X_{12}(t) + 1.1802 \cdot X_{13}(t) + 1.3150 \cdot X_{14}(t) + 1.9386 \cdot X_{15}(t) + \\ & 0.4125 \cdot X_{16}(t) + 0.1209 \cdot X_{17}(t) + 0.3463 \cdot X_{18}(t) + 1.2967 \cdot X_{19}(t) + \varepsilon(t).\end{aligned}$$

Die Berechnung der jahresspezifischen Konstante erfolgt nach der folgenden Formel:

$$\begin{aligned}\hat{C} = & \bar{Y} - 0.1432 \cdot \bar{X}_1 + 0.1084 \cdot \bar{X}_2 - 0.2437 \cdot \bar{X}_3 - \\ & 0.1152 \cdot \bar{X}_4 - 1.0906 \cdot \bar{X}_5 - 0.8088 \cdot \bar{X}_6 - 0.3164 \cdot \bar{X}_7 - \\ & 0.5419 \cdot \bar{X}_8 - 0.3208 \cdot \bar{X}_9 - 1.0274 \cdot \bar{X}_{10} - 0.6478 \cdot \bar{X}_{11} - \\ & 1.2768 \cdot \bar{X}_{12} - 1.1802 \cdot \bar{X}_{13} - 1.3150 \cdot \bar{X}_{14} - 1.9386 \cdot \bar{X}_{15} - \\ & 0.4125 \cdot \bar{X}_{16} - 0.1209 \cdot \bar{X}_{17} - 0.3463 \cdot \bar{X}_{18} - 1.2967 \cdot \bar{X}_{19}.\end{aligned}$$

Die Tabelle mit den beobachteten Mittelwerten der entsprechenden Saison-Parameter und den geschätzten jahresspezifischen Konstanten sowie den Kennzahlen für die prozentua-

le wetter- und saisonbereinigte Änderung der Unfallzahlen ist im Anhang in den Tabellen 270 und 271 zusammengefasst. Auch hier demonstriert der Vergleich mit den wetterbereinigten Zahlen, dass diese Kennzahlen einen höheren Rückgang verzeichnen als dies bei den wetter- und saisonbereinigten jahresspezifischen Kennzahlen für die Änderung von Unfallzahlen für den außerörtlichen Berufsverkehr der Fall ist.

Kennzahlenvergleich

t	$\Delta(t)$	$\Delta^*(t)$	$\Delta^\blacklozenge(t)$	$\Delta^\diamond(t)$
2002	-0.18%	-0.34%	-0.44%	-0.77%
2003	-0.90%	-16.98%	-0.86%	-14.10%
2004	-10.91%	+0.27%	-8.63%	-0.35%
2005	-8.11%	-17.14%	-6.89%	-15.37%
2006	-7.07%	-17.78%	-6.02%	-15.01%
2007	+11.19%	+8.12%	+9.86%	+9.69%
2008	-17.05%	-29.78%	-14.37%	-24.91%
2009	-0.65%	+10.96%	-1.24%	+6.41%
2010	-8.54%	-8.87%	-6.15%	-9.94%
2011	+22.02%	+19.84%	+16.27%	+19.76%
2012	-17.03%	-20.66%	-14.22%	-18.10%
2013	-7.61%	-7.61%	-5.91%	-6.56%

Tabelle 15: Kennzahlenvergleich - Jahresspezifische Kennzahl ($\Delta(t)$), wetterbereinigte jahresspezifische Kennzahl ($\Delta^*(t)$), saisonbereinigte jahresspezifische Kennzahl ($\Delta^\blacklozenge(t)$) und wetter- und saisonbereinigte jahresspezifische Kennzahl ($\Delta^\diamond(t)$) - außerörtliches Wochenendverkehr.

Bei einer Gegenüberstellung der unterschiedlichen Kennzahlen für Unfälle mit Schwerverletzten im außerörtlichen Wochenendverkehr stellt man fest, dass vor allem die wetterbereinigten Kennzahlen für die Änderungen der Unfallzahlen auf einen weit höheren Rückgang der Unfallzahlen im außerörtlichen Wochenendverkehr hinweisen als dies ein Vergleich der saisonbereinigten und der wetter- und saisonbereinigten Kennzahlen selbst ergibt (siehe Tabelle 15 mit gelber Markierung). Zusammenfassend lässt sich aus dieser Untersuchung festhalten, dass die wetterbereinigten Kennzahlen für die Verkehrsart

Wochenendverkehr einen höheren Rückgang verzeichnen als für die Unfallzahlen im außerörtlichen Berufsverkehr. Bei den saisonbereinigten Kennzahlen hingegen deuten die Kennzahlen für die Änderungen der Unfallzahlen im außerörtlichen Berufsverkehr auf einen höheren Rückgang. Erklärt werden kann diese Entwicklung damit, dass das Wetter als Rahmenbedingung für das Verkehrsgeschehen an den Wochenenden auf die Verkehrsdichte und die Fahrverhaltensweise der Fahrzeugführer einen weit stärkeren Einfluss als im Berufsverkehr hat. Aus den berechneten Kennzahlen ist aber auch zu entnehmen, dass sich diese Entwicklung nicht durchgehend für alle Jahre beobachten lässt, dass nämlich die auf Basis der beobachteten Unfallzahlen berechneten jahresspezifischen Kennzahlen in manchen Fällen geringer sind als die bereinigten jahresspezifischen Kennzahlen. Eine mögliche Erklärung für diesen Umstand ist, dass im Hinblick auf die Modellentwicklung weiterhin Verbesserungsbedarf besteht und somit eine Weiterführung und ein Ausbau der in dieser Studie verwendeten Unfallmodelle erforderlich ist.

7.6 Zusammenfassung

Ziel dieses Kapitels war es, Schwankungen der Unfallhäufigkeit in verschiedenen Perioden mit Wetterveränderungen zu erklären und hierbei herauszufinden, inwieweit das Wetter die Verkehrsdichte und die Fahrverhaltensweise der Fahrzeugführer zu bestimmten Zeiten beeinflusst. Zur geeigneten Erfassung und Bewertung des Wetters in seinen verschiedenen Ausprägungen wurde von 20 über das Bundesland Nord-Rhein-Westfalen gestreuten Wetterstationen Messwerte für 7 Wetterkomponenten gebildet. Allerdings sind die zu diesem Zweck konstruierten log-linearen Unfallmodelle weder für die Ermittlung des regionalen Unfallrisikos noch für einzelne Straßenabschnitte geeignet. Der Unterschied zur Untersuchung im vorhergehenden Kapitel bestand darin, dass die Erfassung der Wirkungsweise einzelner Faktoren wie zum Beispiel Berufs-, Wochenend- und Schulferien- und Feiertagsverkehr nicht mehr mit Hilfe von Saison-Dummies erfolgte, sondern nunmehr durch die Bildung unterschiedlicher Datensätze. Mit Hilfe dieser Vorgehensweise wurde vermieden, dass diese unterschiedlichen Einflüsse einen Zusammenhang zwischen Unfall- und Wetterdaten überlagern. Darüber hinaus wurde die Modellvorstellung vertreten, dass die an den jeweiligen Tagen eintretende Witterung die Anzahl der Unfälle vor allem auch indirekt über die mit der Witterung korrelierten Faktoren wie Verkehrsaufkommen, Verkehrsbedingungen, Fahrverhalten der Verkehrsteilnehmer u.s.w. beeinflusst. Es wurden drei unterschiedliche Untersuchungen durchgeführt: In der ersten wurden nur Witterungseinflüsse untersucht. Zur Verbesserung der Modelltauglichkeit wurden in der zweiten Untersuchung Witterungs- und Kalendereinflüsse und in der dritten Gruppe Witterungs- und Volumeneinflüsse auf die Zahl der Unfälle (mit Leichtverletzten, Schwerverletzten und Getöteten) untersucht. In den einzelnen Untersuchungsgruppen wurde dann geklärt, welche der Wetterkomponenten einen nachweisbaren Einfluss auf das Unfallgeschehen ausüben. Anschließend wurde der Versuch unternommen, diesen Einfluss quantitativ abzuschätzen. Die Bildung unterschiedlicher Datensätze und die damit verbundene getrennte Erfassung der wichtigsten Einflussfaktoren und die Aufschlüsselung nach inner- und außerörtlichem

Verkehr bekräftigten die zu Beginn vertretene Modellvorstellung, dass das Wetter als Rahmenbedingung für das Verkehrsgeschehen an den Wochenenden und an Ferien- und Feiertagen weit stärker wirkt als im Berufsverkehr. Während für den Wochenendverkehr mit nur zwei Wettervariablen (SONNE und DURCHSCHNITTSTEMPERATUR) ca. 38% der Varianz in den Zahlen Schwerverletzter (außerorts) erklärt werden konnte, wurden beim Berufsverkehr zur Erklärung von ca. 11% der Varianz vier Wettervariablen benötigt (REGEN, SCHNEE, SONNE und DURCHSCHNITTSTEMPERATUR). Aus den Schätz- und Diagnoseergebnissen zu allen drei Untersuchungsgruppen wurden folgende Erkenntnisse im Hinblick auf die Zielsetzung dieser Arbeit gewonnen: Die Vorhersagegüte der Modelle für den Ferien- und Feiertagsverkehr wurde durch Hinzunahme saisonaler Effekte und des Verkehrsaufkommens deutlich verbessert und die klassischen Anwendungsvoraussetzungen homoskedastischer, unabhängiger und normalverteilter Fehlervarianzen wurden erfüllt. Die Fähigkeit der Modelle, mathematisch nachzuweisen, dass das Wetter und das Verkehrsaufkommen an Ferien- und Feiertagen auf die Verkehrsdichte und damit verbunden auf die Fahrverhaltensweise einen sehr dominanten Einfluss haben, wurde statistisch auf einem hochsignifikanten Niveau gewährleistet. Für die Unfallmodelle der Dateien „Berufs- und Wochenendverkehr“ demonstrierten die Diagnosetestergebnisse aller drei Untersuchungsgruppen, dass die verwendeten Unfallmodelle bis auf die Multikollinearitätsannahme den klassischen Anwendungsvoraussetzungen nicht gerecht werden. Berücksichtigt man jedoch die diskrete Natur der Daten, so ist es nicht verwunderlich, dass diese fast zwangsläufig zu Heteroskedastizität und Autokorrelation der Fehlervarianzen führt. Es zeigte sich auch, dass mit kleiner werdenden Fallzahlen die Bestimmtheitsgrade der entsprechenden Modelle zusehends kleiner ($<10\%$) wurden. In Anbetracht dieser Umstände wurden beim Ableiten von Empfehlungen für die Modellierung des Zusammenhangs zwischen Wetter- und Unfalldaten zwei Aspekte beleuchtet: Möchte man den Zusammenhang zwischen Wetterverhältnissen und der Unfallhäufigkeit mit Hilfe log-linearer Modelle erklären, empfiehlt es sich, beim Verletzen der klassischen Anwendungsvoraussetzungen Maßnahmen zu ergreifen, die mit Heteroskedastizität und Autokorrelation umgehen können. Sind die Fallzahlen gering, wird vorgeschlagen, Regressionsanalysen zur Modellierung diskreter abhängiger Variablen zu verwenden, die neben dem ganzzahligen Charakter auch die Kleinteiligkeit der Daten berücksichtigen. Allerdings ist es auch bei dieser Modellierungsweise erforderlich, die entsprechenden Anwendungsvoraussetzungen zu erfüllen und bei deren Nichterfüllung die dafür vorgesehenen Maßnahmen zu ergreifen. In der letzten empirischen Untersuchung wurde aufbauend auf der Studie von *Wolf* (1992) eine Anwendung der Wettermodelle vorgeschlagen, die es ermöglicht, Veränderungen in den Unfallzahlen aufeinanderfolgender Jahre sachgerechter als bisher zu interpretieren. Verwendet man Schwankungen der Unfallzahlen dahingehend, um Änderungen der Verkehrssicherheit und verkehrspolitische Eingriffe zu begründen, ist es wichtig, zuerst den wetter- und saisonbedingten Einfluss auf die Unfallzahlen zu eliminieren. Vor diesem Hintergrund wurde eine Methodik zur Elimination dieser Einflüsse vorgeschlagen. Ein Vergleich der jahresspezifischen Kennzahlen und der bereinigten Kenn-

zahlen demonstrierte, dass die bereinigten Kennzahlen für die Änderungen der Unfallzahlen auf einen weit höheren Rückgang der Unfallzahlen hinweisen, als dies ein Vergleich der beobachteten Unfallzahlen selbst ergab. Eine Gegenüberstellung der verschiedenen Kennzahlen (wetterbereinigte, saisonbereinigte, wetter- und saisonbereinigte Kennzahlen) untereinander bekräftigte auch die zu Beginn dieser Arbeit gemachte Feststellung, dass im Hinblick auf die Modellentwicklung weiterhin Verbesserungsbedarf besteht und somit eine Weiterführung und ein Ausbau der verwendeten Unfallmodelle erforderlich ist.

8 Entwicklung komplexer Modelle für Unfälle im Straßenverkehr

Im Rahmen der bisherigen Analysen dieser Untersuchung hat sich gezeigt, dass bei einer Gesamtbetrachtung der Daten bis zu 65% der Streuung in den Unfallzahlen anhand von Haupteffekten erklärt werden kann. Die ausschließliche Verwendung von Haupteffekten hat zwar den Vorteil, dass deutlich sparsame Modelle resultieren, jedoch leidet die Vorhersagegenauigkeit darunter. Für die Wahl eines optimalen Unfallmodells steht neben den Haupteffekten eine Vielzahl weiterer potentieller Interaktionsvariablen zur Verfügung. Bei der Frage, welche dieser Interaktionen in das Modell aufzunehmen ist, sollte man wiederum einen Kompromiss zwischen möglichst guter Datenanpassung und zu großer Modellkomplexität finden. Die bisherige Untersuchung unterschiedlicher Verkehrsarten bei der Prognose der Zahl der Unfälle führte zu einer deutlichen Verbesserung der Prognosegüte der einzelnen Modelle. Hier wurden bei Modellen für Unfälle mit geringen Fallzahlen (z.B. Zahl der Unfälle mit Getöteten außerorts) nur mit Hilfe von Wetter- und Saisoneffekten im Vergleich zu bisherigen Studien zwar sehr gute Vorhersagegenauigkeiten erzielt, gleichzeitig wurde aber festgestellt, dass trotz der guten Prognosegüte der einzelnen Modelle die Signifikanz einiger Variablen darunter litt. In diesem Kapitel wird deshalb ein Unfallmodell konstruiert, in dem die Wirkungsinterdependenzen zwischen den einzelnen Effekten zum Tragen kommen. Die bisher erreichte Prognosegüte von 65% wird nur durch alleinige Verwendung von Saison- und Wettereffekten auf mehr als 85% erhöht. Hierdurch werden zum Einen die Ergebnisse bisheriger Studien bestätigt. Zum Anderen wird erfreulicherweise erreicht, dass -im Vergleich zu bisherigen Untersuchungen mit Hilfe von linearen und generalisierten Unfallmodellen- weitaus bessere Prognosen erzielt werden. Die Ergebnisse bieten auch eine weiterführende Fundierung für Modelle, die bei der Berechnung der Schadenshöhe in Versicherungen verwendet werden.

Hierfür wird in einem ersten Schritt im Rahmen einer explorativen Analyse der Einfluss unterschiedlicher Variablen auf die Zielgröße untersucht und gegebenenfalls transformiert. Anschließend werden für alle Zielgrößen Unfallmodelle konstruiert. Schließlich wird der Frage nachgegangen, ob die entwickelten Modelle die Anwendungsvoraussetzungen für die hinter dem entsprechenden Modell stehenden Annahmen erfüllen und gegebenenfalls auf andere Modellarten übergegangen.

8.1 Methodik

In diesem Abschnitt soll kurz dargelegt werden, welche Wettervariablen einen wesentlichen Einfluss auf die Zahl der Unfälle haben und welche gegebenenfalls bei der Modellierung transformiert werden müssen. Betrachtet man den Einfluss der Niederschlagshöhe auf die Zahl der Unfälle mit Leichtverletzten im innerörtlichen Verkehr, so ist ein positiver Zusammenhang festzustellen. Da die Streuung der Punktwolke um die Regressionsgerade nicht konstant ist, wird eine Transformation vorgenommen, indem die ursprüngliche Variable

mit eins addiert und logarithmiert wird ($NH_{\text{trans}} = \log(NH+1)$). Die Punktwolke dieser transformierten Variable um die Regressionsgerade weist im Vergleich zu vorher eine konstante Streuung auf (Abbildung 30). Die Punktwolke für das Verkehrsaufkommen weist ebenso Unregelmäßigkeiten auf (Abbildung 31) und wird deshalb derart transformiert, indem Beobachtungen < 40000 weiter nach rechts verschoben werden. Diese Transformation hat zur Folge, dass die Daten homogener werden (Abbildung 31). Eine Regression der Zahl der Unfälle mit Leichtverletzten innerorts als abhängige Variable demonstriert jedoch, dass die Vorhersage dieser Zielgröße mit Hilfe des nicht-transformierten Verkehrsaufkommens etwas besser ist (53.53% anstelle von 46.38%). Aus diesem Grund wird das Verkehrsaufkommen als erklärende Variable für den weiteren Untersuchungsverlauf nicht transformiert. Untersucht man den Einfluss der Variable Eis auf die Zahl der Unfälle, so stellt man fest, dass sowohl die Eisbildung am gleichen Tag sowie am Tag vorher einen nahezu gleichen Einfluss auf die Zielgröße hat. Man erkennt dies vor allem daran, dass der Anstieg für beide eingezeichneten Regressionsgeraden nahezu identisch ist. Aus diesem Grund wird als erklärende Variable sowohl Eisbildung am selben Tag wie die Zahl der Unfälle als auch am Tag vorher verwendet (Abbildung 32). Gleichermaßen verhält es sich mit der Variable Schneehöhe. Auch hier wird festgestellt, dass die Schneehöhe am gleichen Tag sowie am Tag vorher die gleiche Wirkung auf die Zielgröße hat (Abbildung 32). Die beiden Variablen maximale Tagestemperatur (Abbildung 30) und relative Luftfeuchtigkeit (Abbildung 32) weisen eine konstante Streuung der Beobachtungen um die Regressionsgeraden auf und müssen deshalb nicht transformiert werden. Da sich die Wettervariablen in ihrem jährlichen Verlauf deutlich unterscheiden können, werden im Anhang für alle Wetterparameter der Verlauf für die Untersuchungsjahre grafisch demonstriert. Ziel ist es hierbei zu verdeutlichen, dass Diskontinuitäten in den erklärenden Variablen zu einem nicht modellgemäß erwarteten Trend führen können. Verdeutlicht werden die soeben beschriebenen Diskontinuitäten in Abbildung 33. Hier werden die einzelnen Wettervariablen nach dem maximalen, dem minimalen und dem Mittelwert abgebildet. Anhand der Verteilung ist zu erkennen, dass die Werte eine starke Streuung aufweisen. Diese Feststellung ist für den weiteren Untersuchungsverlauf deshalb von Bedeutung, weil auf diese Weise verdeutlicht wird, wie stark die Zielgröße in Abhängigkeit von den entsprechenden Wettereffekten variieren kann.

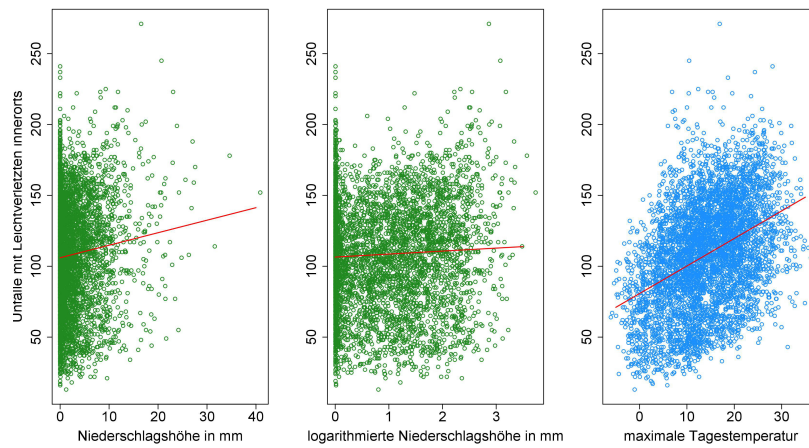


Abbildung 30: Plot - (logarithmierte) Niederschlagshöhe und maximale Tagestemperatur versus Unfälle mit Leichtverletzten

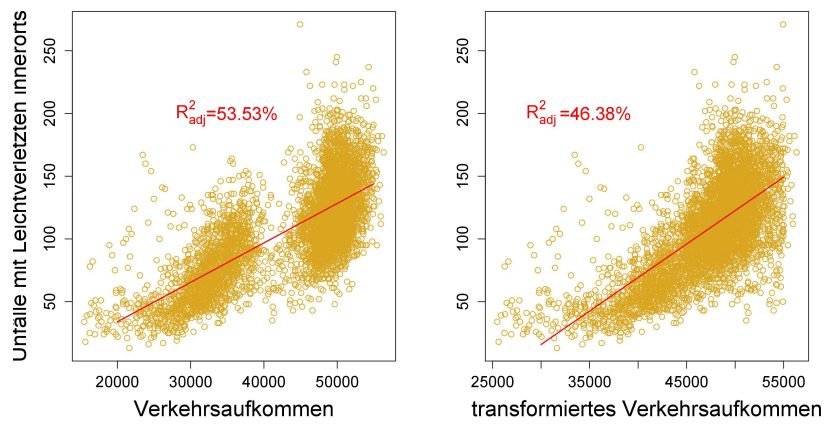


Abbildung 31: Plot - transformiertes Verkehrsaufkommen versus Unfälle mit Leichtverletzten innerorts.

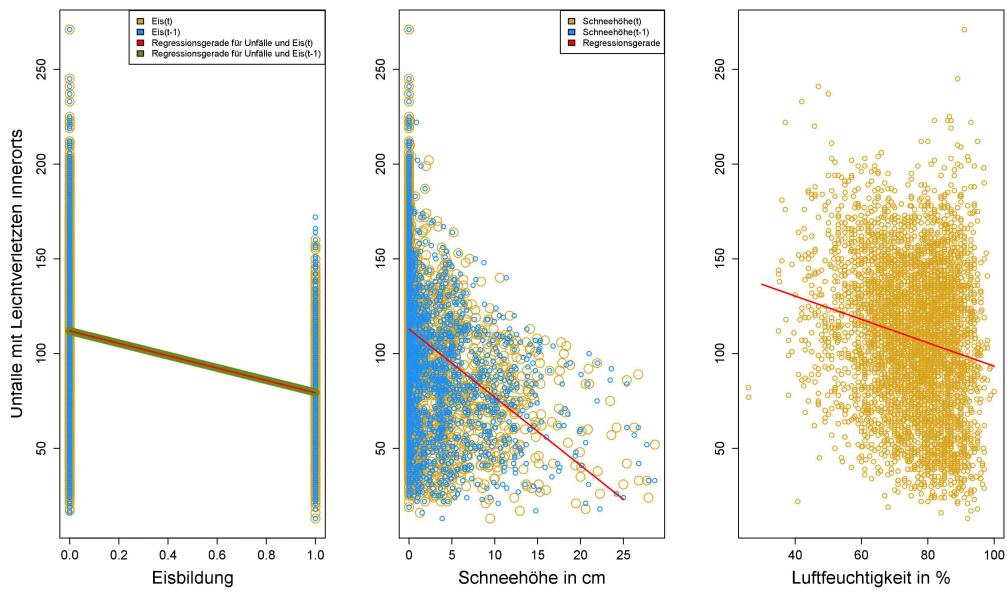


Abbildung 32: Plot - Eis versus Unfälle mit Leichtverletzten innerorts.

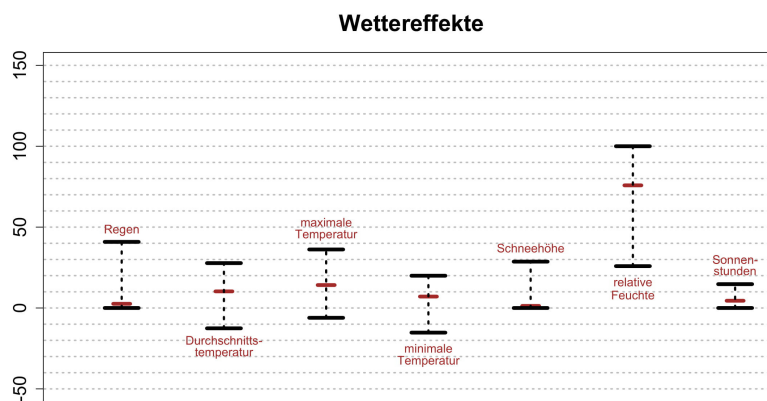


Abbildung 33: Boxplots für die Verteilung der einzelnen Wettervariablen.

Im Folgenden werden für die Untersuchungsjahre 2001-2013 Regressionsmodelle für die nachfolgenden Gruppen von Zielvariablen gebildet:

- Leichtverletzte innerorts
- Leichtverletzte außerorts
- Schwerverletzte innerorts
- Schwerverletzte außerorts
- Getötete innerorts
- Getötete außerorts

Anschließend wird der Frage nachgegangen, ob die entwickelten Modelle die klassischen Anwendungsvoraussetzungen erfüllen.

8.2 Modell für Unfälle mit Leichtverletzten innerorts

Im Folgenden bezeichnet die Abkürzung **GMLVIO Grundmodell für Unfälle mit Leichtverletzten auf Innerortsstraßen**.

8.2.1 Modellanpassung an die Daten - GMLVIO

Die Koeffizienten in den einzelnen Regressionsmodellen werden mit Hilfe der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt. Bezeichnet man mit y_t die Anzahl der Verkehrsunfälle mit Leichtverletzten im innerörtlichen Verkehr zum Zeitpunkt t , so lässt sich die Modellgleichung in der folgenden Form schreiben

$$\begin{aligned} \log(y_t) = & \beta_0 + \beta_1 \text{sunday}_t + \beta_2 \text{winter}_t \cdot \text{sunday}_t + \beta_3 \text{winter}_t \cdot \text{volume}_t + \beta_4 \text{autumn}_t: \\ & \text{volume}_t + \beta_5 \text{winter}_t: \text{sunday}_t: \text{volume}_t + \beta_6 \text{sunday}_t: \text{volume}_t + \beta_7 \text{rainfall}_t + \\ & \beta_8 \text{sun}_t + \beta_9 \text{snowfall}_{t-1} + \beta_{10} \text{february}_t: \text{snowfall}_t: \text{workdaytraffic}_t + \beta_{11} \text{ice}_{t-1} + \\ & \beta_{12} \text{rainfall}_t: \text{sun}_t + \beta_{13} \text{meantemp}_t: \text{snowfall}_{t-1} + \beta_{14} \text{february}_t + \beta_{15} \text{april}_t + \\ & \beta_{16} \text{may}_t + \beta_{17} \text{june}_t + \beta_{18} \text{september}_t + \beta_{19} \text{december}_t + \beta_{20} \text{vacation}_t + \\ & \beta_{21} \text{holiday}_t + \beta_{22} \text{maxtemp}_t + \beta_{23} \text{sun}_t: \text{winter}_t + \beta_{24} \text{maxtempsum}_{t6} + \beta_{25} \\ & \text{mintempsum}_{t5} + \beta_{26} \text{wednesday}_t + \beta_{27} \text{saturday}_t + \beta_{28} \text{volume}_{t-1} + \beta_{29} \\ & \text{humidity}_t \cdot \text{maxtempsum}_{t6} + \beta_{30} \text{vacation}_{t-1} + \varepsilon_t, \end{aligned}$$

wobei die Fehlerterme $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_T$ normalverteilt sind mit $N(0, \sigma^2)$. Hierbei bedeutet der Ausdruck $\text{winter} \cdot \text{sunday}$, dass die beiden Terme winter und sunday sowohl in Interaktion als auch einzeln berechnet werden. mintempsum_{t5} bedeutet, dass die maximale Temperatur an 5 aufeinander folgenden Tagen summiert wird. Diese Gleichung wird nun in Matrix-Form aufgestellt

$$\log(\mathbf{y}) = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon},$$

wobei \mathbf{y} und $\boldsymbol{\varepsilon}$ $T \times 1$ -Vektoren sind. $\boldsymbol{\beta}$ ist ein $p \times 1$ -Vektor und \mathbf{X} ist eine $T \times p$ -Matrix. Die Spalten von \mathbf{X} werden mit X_1, \dots, X_p bezeichnet, also

$$\mathbf{X} = (X_1, \dots, X_p) = (\text{sunday}_t, \text{winter}_t \cdot \text{sunday}_t, \dots, \text{trend}_t)$$

Es wird die Annahme vertreten, dass diese Spalten linear unabhängig sind. Es gilt $T > p$ und demzufolge ist der Rang der Matrix \mathbf{X} gleich p .

8.2.2 Modelldiagnose - GMLVIO

Bei einer Schätzung des Modells GMLVIO erhält man in Abbildung 34 den Residuenplot. Es ist zu erkennen, dass die Residuen ab der Indexnummer 2000 einen Abwärtstrend aufweisen. Ebenso weist die Autokorrelationsfunktion auf eine serielle Abhängigkeit in den Residuen (vgl. Abbildung 35). Die Ausreißer zu Beginn des Jahres 2010 sind mit großer Wahrscheinlichkeit darauf zurückzuführen, dass der Winter 2009/2010 sehr schneereich und frostig war (vgl. Abbildung 97 im Anhang). Aus diesem Grund ereigneten sich im Vergleich zu Vorjahren in dieser Saison mehr Unfälle mit Leichtverletzten. Aufgrund des Abwärtstrends wird das Grundmodell um eine Trendvariable erweitert. Nach Einführung der Trendvariable weist die Autokorrelationsfunktion auf einen merklichen Rückgang der seriellen Abhängigkeit hin, auch wenn weiter eine Abhängigkeit insbesondere zum Lag 1 vorhanden ist. Ebenso verbessert sich die Prognosegüte des Modells von 82.95% auf 84.18%. Das neue Modell wird im Folgenden als **GMLVIO2** (=GMLVIO mit Trend) bezeichnet.

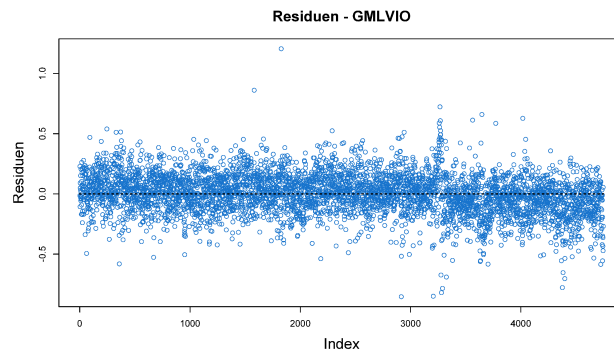


Abbildung 34: Residuenplot für das Grundmodell für Unfälle mit Leichtverletzten auf Innerortsstraßen - **GMLVIO**.

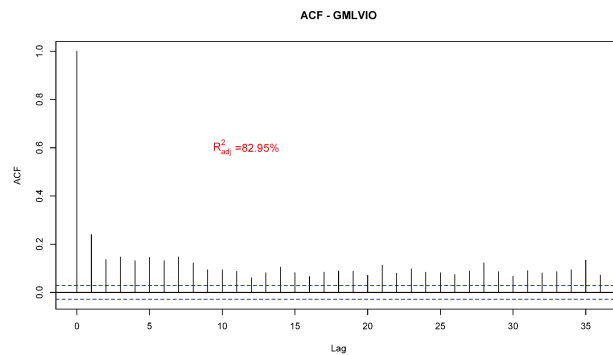


Abbildung 35: ACF für das Grundmodell für Unfälle mit Leichtverletzten auf Innerortsstraßen - **GMLVIO**.

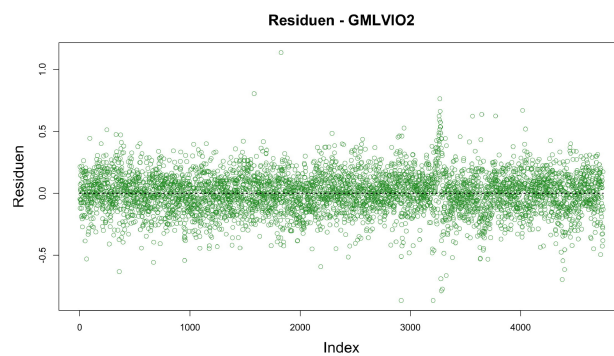


Abbildung 36: Residuenplot für das Grundmodell für Unfälle mit Leichtverletzten auf Innerortsstraßen mit Trend - **GMLVIO2**.

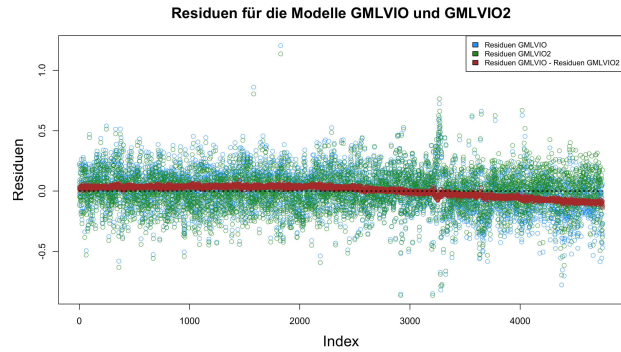


Abbildung 37: Plot für die Residuen der Modelle **GMLVIO** und **GMLVIO2**.

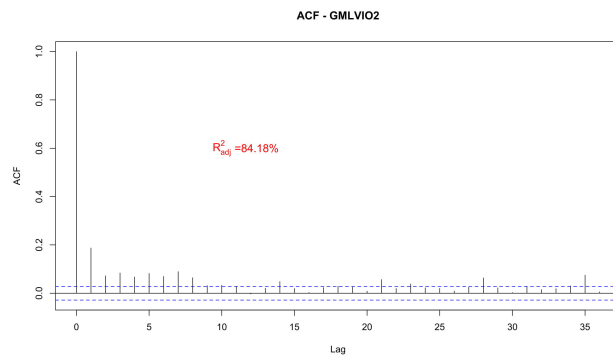


Abbildung 38: ACF für das Grundmodell für Unfälle mit Leichtverletzten auf Innerortsstraßen mit Trend - **GMLVIO2**.

Da die Autokorrelationsfunktion immer noch auf eine serielle Abhängigkeit in den Residuen hinweist, wird nun das Modell **GMLVIO2** derart erweitert, indem zusätzlich alle erklärenden Variablen am Tag vorher miteinbezogen werden. Das neue Modell wird als **GMLVIO3** bezeichnet. Zu Vergleichszwecken wird auch die Autokorrelationsfunktion der Residuen dieses Modells aufgeführt. Hierbei ist eine geringe Veränderung festzustellen.

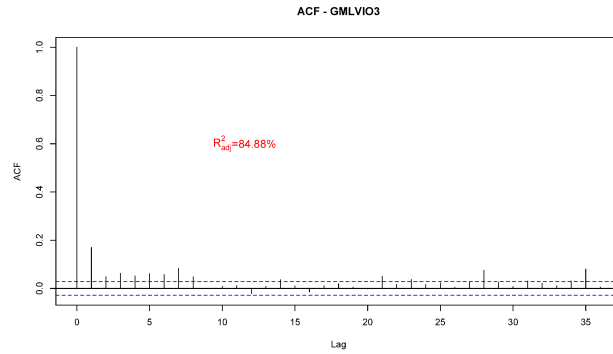


Abbildung 39: ACF für das Grundmodell mit Trend und erklärenden Variablen vom Vortag - **GMLVIO3**.

Im Folgenden wird der Frage nachgegangen, wie sich in einem ersten Schritt die Vorhersage des Modells **GMLVIO2** verändert, wenn die Zahl der erklärenden Variablen reduziert wird. Anschließend wird analysiert, wie sich dieser Schritt auf die Residuen auswirkt. Die nachfolgende Tabelle fasst hierfür die Gütekriterien zusammen.

GMLVIO2	0.842	-3732.8	-3493.6
fehlende Variable	R^2_{adj}	AIC	BIC
sunday _t	0.842	-3732.8	-3493.6
winter _t :sunday _t	0.841	-3711.4	-3478.6
winter _t :volume _t	0.819	-3104.8	-2878.5
autumn _t :volume _t	0.834	-3503.5	-3270.7
winter _t :sunday _t :volume _t	0.841	-3710.2	-3477.5
sunday _t :volume _t	0.833	-3491.1	-3264.8
rainfall _t	0.816	-3025.1	-2792.4
sun _t	0.819	-3105.6	-2872.9
snowfall _{t-1}	0.813	-2928.8	-2702.5
february _t :snowfall _t :workdaytraffic _t	0.819	-3083.2	-2863.4
ice _{t-1}	0.842	-3724.4	-3491.7
rainfall _t :sun _t	0.831	-3418.2	-3185.5
meantemp _t :snowfall _{t-1}	0.842	-3727.3	-3494.5

fehlende Variable	$R^2_{\text{adj.}}$	AIC	BIC
february _t	0.841	-3699.3	-3466.6
april _t	0.841	-3717.2	-3484.5
may _t	0.841	-3712.9	-3480.2
june _t	0.841	-3722.3	-3489.5
september _t	0.840	-3693	-3460.2
december _t	0.838	-3617.7	-3384.9
vacation _t	0.838	-3616.1	-3383.3
holiday _t	0.826	-3268.4	-3035.7
maxtemp _t	0.839	-3653.4	-3420.6
sun _t :winter _t	0.841	-3723.8	-3491
maxtempsum _{t6}	0.842	-3732.8	-3493.6
mintempsum _{t5}	0.842	-3730	-3497.2
wednesday _t	0.841	-3705.2	-3472.4
saturday _t	0.841	-3705.4	-3472.6
volume _{t-1}	0.840	-3686.4	-3453.7
humidity _t ·maxtempsum _{t6}	0.838	-3632.1	-3405.8
vacation _{t-1}	0.842	-3728.8	-3496
trend _t	0.829	-3376.8	-3144

Schätzt man das Modell **GMLVIO2** ohne die erklärenden Variablen sunday_t , maxtempsum_{t6} , mintempsum_{t5} und vacation_{t-1} , so ist das $R^2_{\text{adj.}} = 0.842$, das $\text{AIC} = -3725.7$ und das $\text{BIC} = -3499.4$. Die Herausnahme anderer Variablen führt hingegen zu einem Rückgang der Vorhersagegüte des Modells. Das Modell **GMLVIO2** kann daher auf die folgende Form reduziert werden:

$$\begin{aligned} \log(y_t) = & \beta_0 + \beta_1 \text{winter}_t \cdot \text{sunday}_t + \beta_2 \text{winter}_t \cdot \text{volume}_t + \beta_3 \text{autumn}_t : \text{volume}_t + \\ & \beta_4 \text{winter}_t : \text{sunday}_t : \text{volume}_t + \beta_5 \text{sunday}_t : \text{volume}_t + \beta_6 \text{rainfall}_t + \beta_7 \text{sun}_t + \\ & \beta_8 \text{snowfall}_{t-1} + \beta_9 \text{february}_t : \text{snowfall}_t : \text{workdaytraffic}_t + \beta_{10} \text{ice}_{t-1} + \beta_{11} \text{rainfall}_t : \\ & \text{sun}_t + \beta_{12} \text{meantemp}_t : \text{snowfall}_{t-1} + \beta_{13} \text{february}_t + \beta_{14} \text{april}_t + \beta_{15} \text{may}_t + \\ & \beta_{16} \text{june}_t + \beta_{17} \text{september}_t + \beta_{18} \text{december}_t + \beta_{19} \text{vacation}_t + \beta_{20} \text{holiday}_t + \\ & \beta_{21} \text{maxtemp}_t + \beta_{22} \text{sun}_t : \text{winter}_t + \beta_{23} \text{wednesday}_t + \beta_{24} \text{saturday}_t + \\ & \beta_{25} \text{volume}_{t-1} + \beta_{26} \text{humidity}_t \cdot \text{maxtempsum}_{t6} + \beta_{27} \text{trend}_t + \varepsilon_t. \end{aligned}$$

Das **reduzierte Modell Grundmodell mit Trend** wird im Folgenden als **GMLVIO4** bezeichnet. Die nachfolgenden Abbildungen stellen für die Modelle **GMLVIO2** und **GMLVIO4** exemplarisch für die Jahre 2005 und 2008 die Schätzungen mit den tatsächlichen Werten gegenüber. Aus den Gegenüberstellungen ist deutlich zu erkennen, dass beide Modelle Vorhersagen liefern, die sich kaum voneinander unterscheiden.

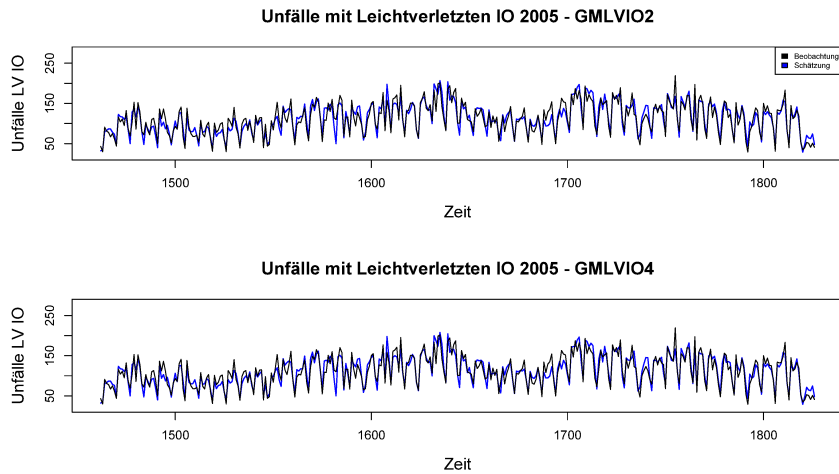


Abbildung 40: Beobachtete und geschätzte Unfälle mit Leichtverletzten innerorts auf Basis der Modelle **GMLVIO2** und **GMLVIO4** für das Jahr 2005.

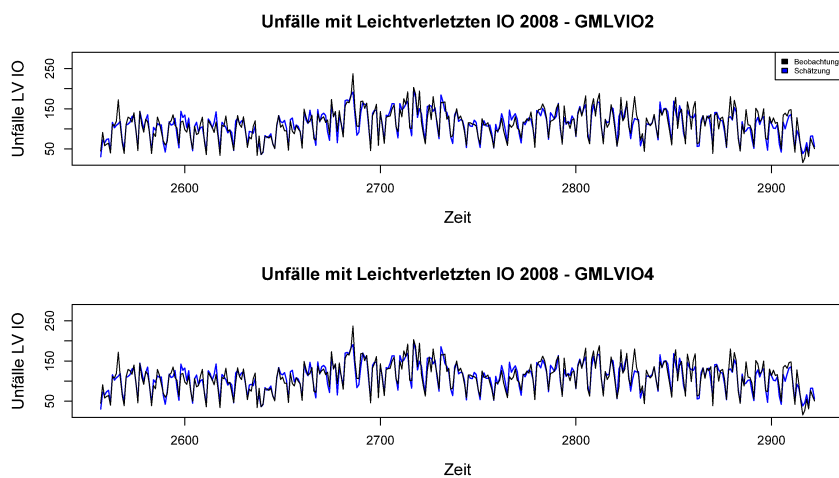


Abbildung 41: Beobachtete und geschätzte Unfälle mit Leichtverletzten innerorts auf Basis der Modelle **GMLVIO2** und **GMLVIO4** für das Jahr 2008.

Betrachtet man jedoch die Autokorrelationsfunktionen der Residuen des Modells **GMLVIO4**, so weist auch der Verlauf der Fehlerterme dieses Modells auf eine serielle Abhängigkeit.

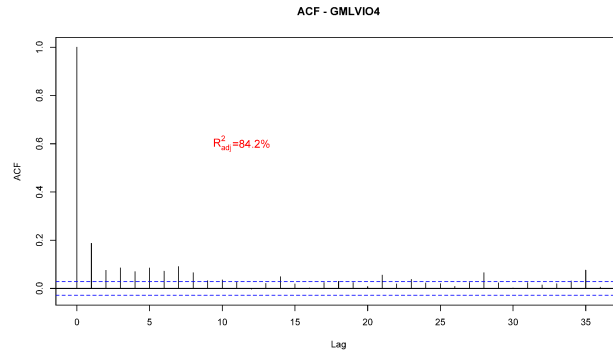


Abbildung 42: ACF für das reduzierte Grundmodell mit Trend - **GMLVIO4**.

Zur Eliminierung der seriellen Abhängigkeit wird nach eingehenden Analysen das Modell **GMLVIO4** nun derart erweitert, indem zusätzlich als erklärende Variablen die Zielvariable am Tag vorher und sieben Tage vorher mit modelliert werden. Die Modellgleichung für das Endmodell, das im Folgenden die Bezeichnung **GMLVIO5** erhält, lautet:

$$\begin{aligned} \log(y_t) = & \beta_0 + \beta_1 \text{saturday}_t + \beta_2 \text{winter}_t \cdot \text{sunday}_t + \beta_3 \text{winter}_t \cdot \text{volume}_t + \beta_4 \text{autumn}_t : \\ & \text{volume}_t + \beta_5 \text{winter}_t : \text{sunday}_t : \text{volume}_t + \beta_6 \text{sunday}_t : \text{volume}_t + \beta_7 \text{rainfall}_t + \\ & \beta_8 \text{sun}_t + \beta_9 \text{rainfall}_t : \text{sun}_t + \beta_{10} \text{snowfall}_{t-1} + \beta_{11} \text{maxtemp}_t + \beta_{12} \text{humidity}_t + \\ & \beta_{13} \text{april}_t + \beta_{14} \text{september}_t + \beta_{15} \text{december}_t + \beta_{16} \text{vacation}_t + \beta_{17} \text{holiday}_t + \\ & \beta_{18} \text{volume}_{t-1} + \beta_{19} \text{volume}_{t-2} + \beta_{20} \text{volume}_{t-8} + \beta_{21} \text{trend}_t + \beta_{22} \text{sunday}_t : \\ & \text{vacation}_{t-3} : \text{volume}_{t-5} + \beta_{23} y_{t-1} + \beta_{24} y_{t-7} + \varepsilon_t. \end{aligned}$$

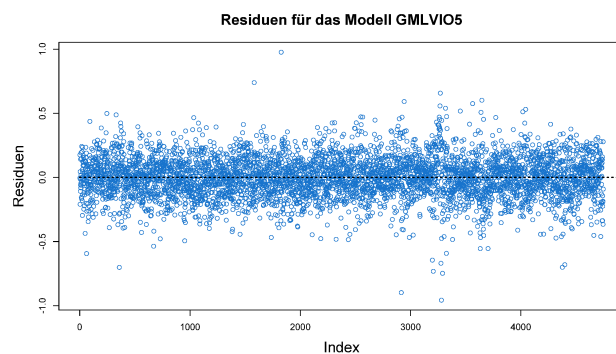
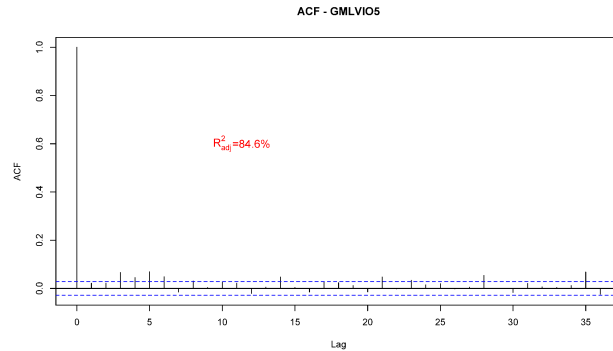
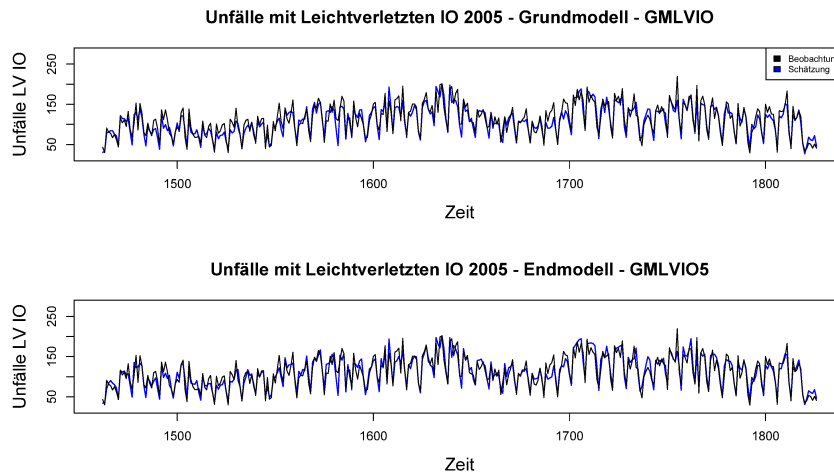


Abbildung 43: Plot für die Residuen des Endmodells **GMLVIO5**.

Abbildung 44: ACF für das Endmodell **GMLVIO5**.

Bei diesem Modell **GMLVIO5** erhöht sich das R_{adj}^2 von 84.2% auf 84.6%. Das **AIC** reduziert sich von -3725.7 auf -3869.2 und das **BIC** von -3499.4 auf -3681.7. Die geplotteten Residuen weisen auf eine konstante Streuung um die Regresionsgerade. Ebenso deutet die Autokorrelationsfunktion auf keine Abhängigkeit in den Fehlertermen. Bestätigt wird dies durch das Ergebnis des Durbin-Watson-Tests, bei dem die Alternativhypothese auf Autokorrelation der Residuen mit $p = 0.054$ verworfen wird. Nachfolgend werden die Schätzungen der Modelle **GMLVIO** und **GMLVIO5** beispielhaft für die Jahre 2005 und 2008 gegenübergestellt.

Abbildung 45: Beobachtete und geschätzte Unfälle mit Leichtverletzten innerorts auf Basis der Modelle **GMLVIO** und **GMLVIO5** für das Jahr 2005.

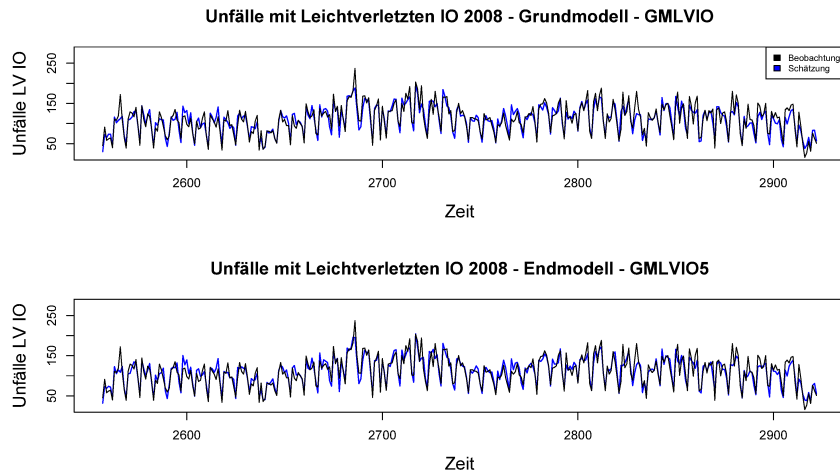


Abbildung 46: Beobachtete und geschätzte Unfälle mit Leichtverletzten innerorts auf Basis der Modelle **GMLVIO** und **GMLVIO5** für das Jahr 2008.

8.2.3 Überblick

Nachfolgend werden die Gütekriterien der einzelnen Modelle für Unfälle mit Leichtverletzten auf Innerortsstraßen tabellarisch zusammengefasst. Hierbei bezeichnet das Modell **MLVIO** das in Kapitel 7 entwickelte Modell mit Kalender- und Wettereffekten für Unfälle mit Leichtverletzten auf Innerortsstraßen. Außerdem werden die Schätzungen des Modells **MLVIO** und **GMLVIO5** für die Jahre 2005 und 2008 gegenübergestellt. Hierbei ist deutlich zu sehen, dass das Modell **GMLVIO5** erkennbar bessere Vorhersagen liefert als das Modell **MLVIO**.

Modell	$R^2_{\text{adj.}}$	AIC	BIC
MLVIO	0.6439	88.70	236.88
GMLVIO	0.8295	-3376.78	-3144.02
GMLVIO2	0.8418	-3732.78	-3493.56
GMLVIO3	0.8488	-3913.97	-3461.39
GMLVIO4	0.8415	-3725.71	-3499.42
GMLVIO5	0.8460	-3869.15	-3681.65

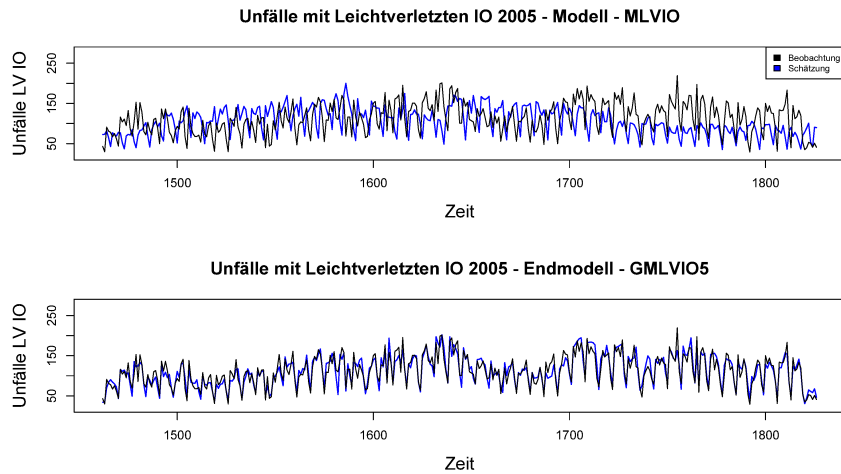


Abbildung 47: Beobachtete und geschätzte Unfälle mit Leichtverletzten innerorts auf Basis der Modelle **MLVIO** und **GMLVIO5** für das Jahr 2005.

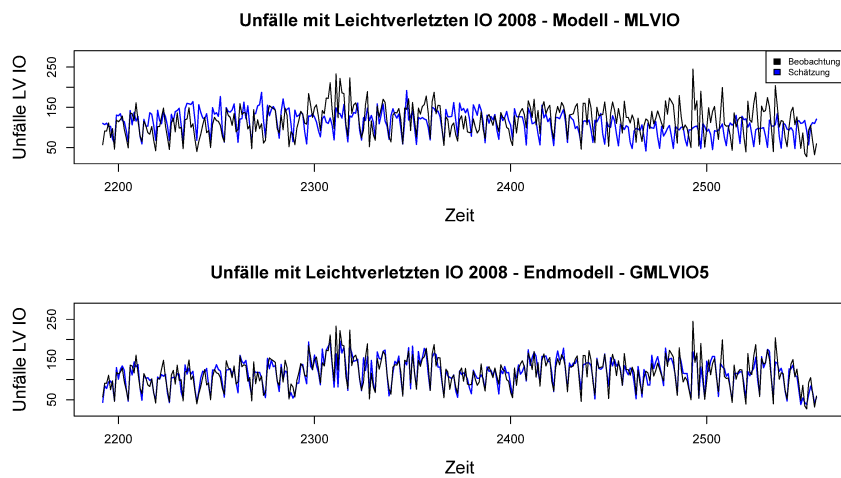


Abbildung 48: Beobachtete und geschätzte Unfälle mit Leichtverletzten innerorts auf Basis der Modelle **MLVIO** und **GMLVIO5** für das Jahr 2008.

8.3 Modell für Unfälle mit Leichtverletzten außerorts

8.3.1 Modellanpassung an die Daten - GMLVAO

Das Grundmodell für Unfälle mit Leichtverletzten außerorts erhält im Folgenden die Bezeichnung **GMLVAO** und hat die folgende Form:

$$\begin{aligned} \log(y_t) = & \beta_0 + \beta_1 \text{sunday}_t + \beta_2 \text{sunday}_t \cdot \text{winter} + \beta_3 \text{sunday}_t : \text{volumen}_t + \\ & \beta_4 \text{autumn}_t : \text{volumen}_t + \beta_5 \text{winter}_t \cdot \text{volumen}_t + \beta_6 \text{winter}_t : \text{sunday}_t : \text{volumen}_t + \\ & \beta_7 \text{volumen}_{t-1} + \beta_8 \text{volumen}_{t-2} + \beta_9 \text{february}_t + \beta_{10} \text{december}_t + \beta_{11} \text{vacation}_t + \\ & \beta_{12} \text{holiday}_t + \beta_{13} \text{sun}_t + \beta_{14} \text{meantemp}_t + \beta_{15} \text{sun}_t : \text{rainfall}_t + \beta_{16} \text{meantemp}_t : \\ & \text{snowfall}_{t-1} + \beta_{17} \text{humidity}_t + \beta_{18} \text{humidity}_t : \text{rainfall}_t + \varepsilon_t. \end{aligned}$$

Das R_{adj}^2 ist gleich 0.3033, das **AIC** hat den Wert 2623.3 und das **BIC** den Wert 2765.5.

8.3.2 Modelldiagnose - GMLVAO

Betrachtet man den Verlauf der Residuen (vgl. Abbildung 49), so ist zu erkennen, dass die Residuen einen Abwärtstrend aufweisen. Ebenso weist die Autokorrelationsfunktion (vgl. Abbildung 50) auf eine starke serielle Abhängigkeit in den Residuen.

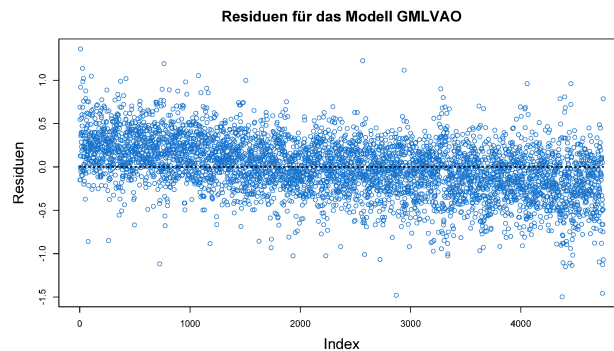


Abbildung 49: Residuenplot für das Grundmodell für Unfälle mit Leichtverletzten auf Außerortsstraßen - **GMLVAO**.

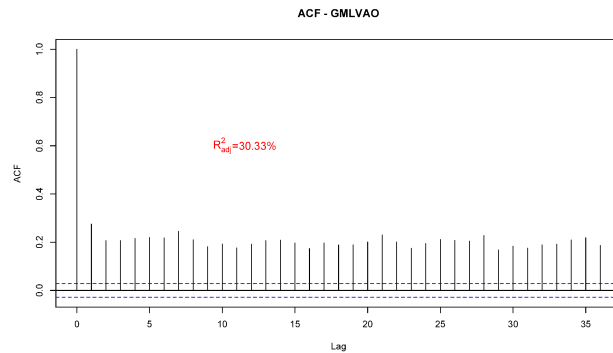


Abbildung 50: ACF für das Grundmodell für Unfälle mit Leichtverletzten auf Außerortsstraßen - **GMLVAO**.

Wegen des Abwärtstrends wird das Grundmodell **GMLVAO** um eine Trendvariable erweitert. Das **Grundmodell mit Trend** erhält die Bezeichnung **GMLVAO2**. Nach Einführung der Trendvariable weist die Autokorrelationsfunktion auf einen starken Rückgang der seriellen Abhängigkeit hin (vgl. Abbildung 52). Ebenso verbessert sich die Prognosegüte des Modells von 30.33% auf 44.29%, das **AIC** beläuft sich auf 1562.8 und das **BIC** auf 1711.5.

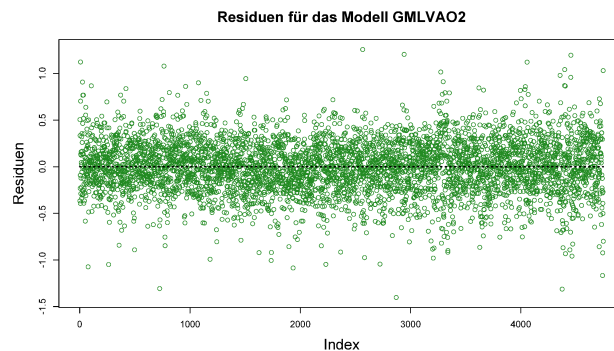


Abbildung 51: Residuenplot für das Grundmodell mit Trend für Unfälle mit Leichtverletzten auf Außerortsstraßen - **GMLVAO2**.

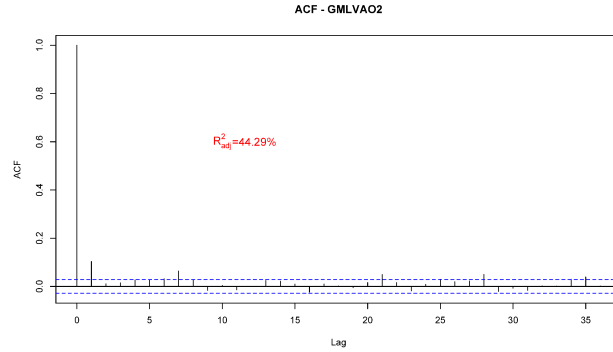


Abbildung 52: ACF für das Grundmodell mit Trend für Unfälle mit Leichtverletzten auf Außerortsstraßen - **GMLVAO2**.

Da der Durbin-Watson-Test weiterhin auf eine **serielle Abhängigkeit** in den Residuen hinweist, wird auch dieses Modell um die beiden erklärenden Variablen Leichtverletzte außerorts am Vortag und sieben Tage vorher erweitert. Das neue Modell erhält die Bezeichnung **GMLVAO3** und hat die folgende Form:

$$\begin{aligned} \log(y_t) = & \beta_0 + \beta_1 \text{ sunday}_t + \beta_2 \text{ sunday}_t \cdot \text{ winter}_t + \beta_3 \text{ sunday}_t : \text{ volumen}_t + \beta_4 \text{ autumn}_t : \\ & \text{ volumen}_t + \beta_5 \text{ winter}_t \cdot \text{ volumen}_t + \beta_6 \text{ winter}_t : \text{ sunday}_t : \text{ volumen}_t + \\ & \beta_7 \text{ volumen}_{t-1} + \beta_8 \text{ volumen}_{t-2} + \beta_9 \text{ february}_t + \beta_{10} \text{ december}_t + \beta_{11} \\ & \text{ vacation}_t + \beta_{12} \text{ holiday}_t + \beta_{13} \text{ sun}_t + \beta_{14} \text{ meantemp}_t + \beta_{15} \text{ sun}_t : \text{ rainfall}_t + \\ & \beta_{16} \text{ meantemp}_t : \text{ snowfall}_{t-1} + \beta_{17} \text{ humidity}_t + \beta_{18} \text{ humidity}_t : \text{ rainfall}_t + \\ & \beta_{19} \text{ trend}_t + \beta_{20} y_{t-1} + \beta_{21} y_{t-7} + \varepsilon_t. \end{aligned}$$

Der p -Wert für den Test auf Autokorrelation beläuft sich nun auf 0.2386. Die Nullhypothese der seriellen Unabhängigkeit der Fehler wird daher nicht mehr verworfen. Erfreulicherweise erhöht sich die Vorhersagegüte des neuen Modells auf 45%. In Abbildung 53 wird die Autokorrelationsfunktion der Residuen des Modells **GMLVAO3** dargestellt.

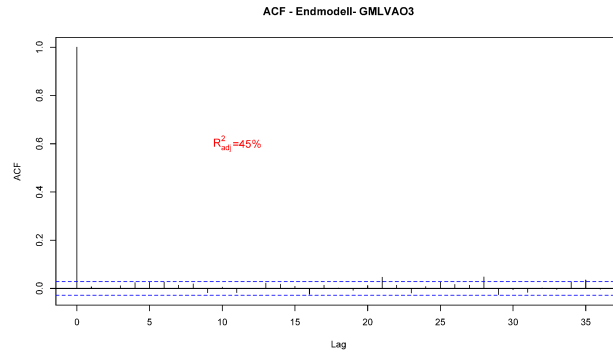


Abbildung 53: ACF für das Endmodell für Unfälle mit Leichtverletzten auf Außerortsstraßen - **GMLVAO3**.

Die nachfolgenden Abbildungen stellen für die Modelle **GMLVAO** und **GMLVAO3** die Schätzungen für die Jahre 2001 und 2004 gegenüber. Aus den Gegenüberstellungen ist deutlich zu erkennen, dass das Modell **GMLVAO3** bessere Vorhersagen liefert.

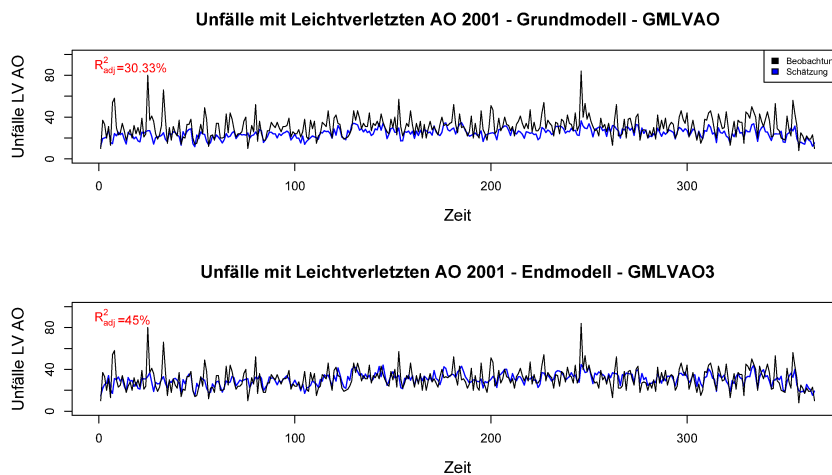


Abbildung 54: Beobachtete und geschätzte Unfälle mit Leichtverletzten außerorts auf Basis der Modelle **GMLVAO** und **GMLVAO3** für das Jahr 2001.

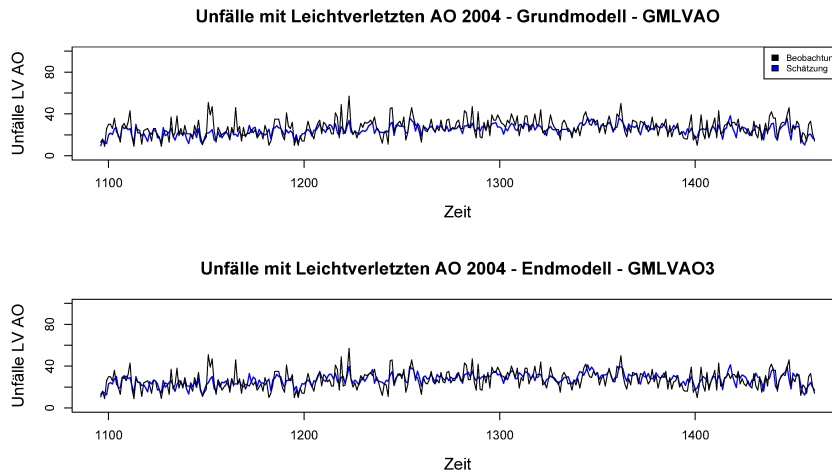


Abbildung 55: Beobachtete und geschätzte Unfälle mit Leichtverletzten außerorts auf Basis der Modelle **GMLVAO** und **GMLVAO3** für das Jahr 2004.

In Abbildung 54 ist zu erkennen, dass es insbesondere im September zu einem plötzlichen Anstieg der Unfälle mit Leichtverletzten auf den Außerortsstraßen kommt. Ursache hierfür ist vermutlich die im Vergleich zu Vorjahren kühle Jahreszeit. Der September des Jahres 2001 war vergleichsweise ziemlich nass und kühl.

8.3.3 Überblick

Im Folgenden sind die Gütekriterien der Modelle für Unfälle mit Leichtverletzten auf Außerortsstraßen tabellarisch zusammengefasst. Hierbei bezeichnet das Modell **MLVAO** das in Kapitel 7 entwickelte Modell mit Kalender- und Wettereffekten für Unfälle mit Leichtverletzten auf Außerortsstraßen. Zusätzlich werden die Schätzungen des Modells **MLVAO** und **GMLVAO3** für die Jahre 2001 und 2004 gegenübergestellt. Hierbei ist zu erkennen, dass das Modell **GMLVAO3** deutlich besser prognostiziert als das Modell **MLVAO**.

Modell	$R^2_{adj.}$	AIC	BIC
MLVAO	0.2345	2926.81	3074.52
GMLVAO	0.3033	2623.26	2765.50
GMLVAO2	0.4429	1562.83	1711.53
GMLVAO3	0.4500	1503.46	1665.09

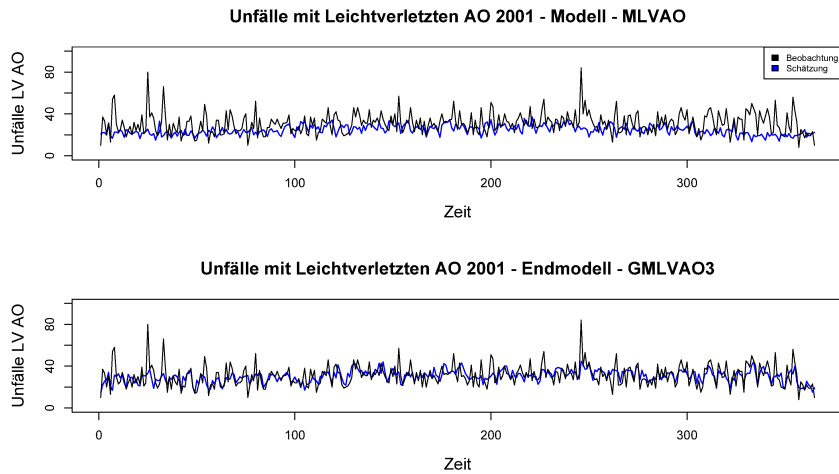


Abbildung 56: Beobachtete und geschätzte Unfälle mit Leichtverletzten außerorts auf Basis der Modelle **MLVAO** und **GMLVAO3** für das Jahr 2001.

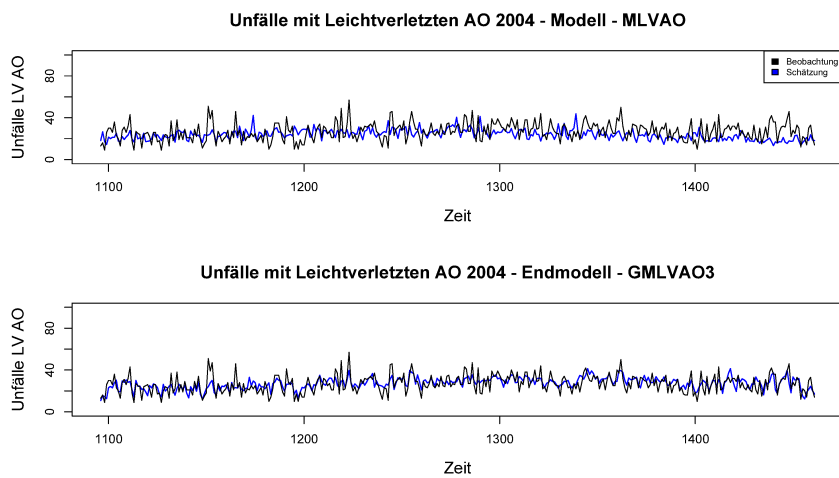


Abbildung 57: Beobachtete und geschätzte Unfälle mit Leichtverletzten außerorts auf Basis der Modelle **MLVAO** und **GMLVAO3** für das Jahr 2004.

8.4 Modell für Unfälle mit Schwerverletzten innerorts

8.4.1 Modellanpassung an die Daten - GMSVIO

Die entwickelte Modellgleichung mit der besten Prognosegüte für Unfälle mit Schwerverletzten innerorts wird im weiteren Verlauf als **GMSVIO** bezeichnet und hat die folgende Form:

$$\begin{aligned} \log(y_t) = & \beta_0 + \beta_1 \text{Sunday}_t + \beta_2 \text{Sunday}_t \cdot \text{winter}_t + \beta_3 \text{Sunday}_t : \text{volumen}_t \\ & + \beta_4 \text{autumn}_t : \text{volumen}_t + \beta_5 \text{winter}_t \cdot \text{volumen}_t + \beta_6 \text{winter}_t : \\ & : \text{Sunday}_t : \text{volumen}_t + \beta_7 \text{volumen}_{t-1} + \beta_8 \text{volumen}_{t-5} + \beta_9 \text{february}_t + \\ & \beta_{10} \text{september}_t + \beta_{11} \text{december}_t + \beta_{12} \text{vacation}_t + \beta_{13} \text{holiday}_t + \beta_{14} \text{sun}_t + \\ & \beta_{15} \text{meantemp}_t + \beta_{16} \text{sun}_t : \text{rainfall}_t + \beta_{17} \text{meantemp}_t : \text{snowfall}_{t-1} + \\ & \beta_{18} \text{snowfall}_{t-1} + \beta_{19} \text{ice}_{t-1} + \beta_{20} \text{rainfall}_t + \varepsilon_t. \end{aligned}$$

Das R_{adj}^2 beläuft sich auf 56.63%, das **AIC** = 1617.29 und das **BIC** = 1772.46.

8.4.2 Modelldiagnose - GMSVIO

Am Verlauf der Residuen ist zu erkennen, dass diese ab der 2000. Beobachtung einen Abwärtstrend aufweisen. Ebenso weist die Autokorrelationsfunktion auf eine starke serielle Abhängigkeit in den Residuen.

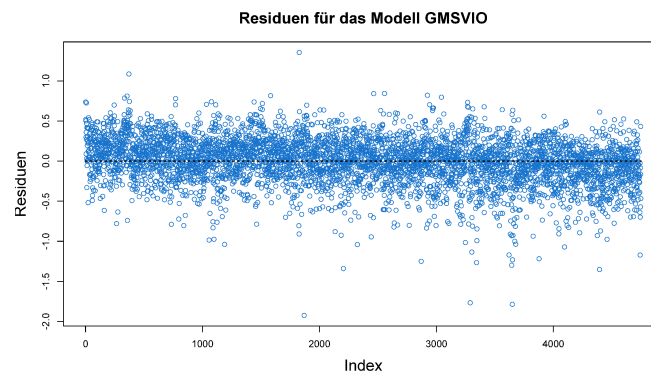


Abbildung 58: Residuenplot für das Grundmodell für Unfälle mit Schwerverletzten auf Innerortsstraßen - **GMSVIO**.

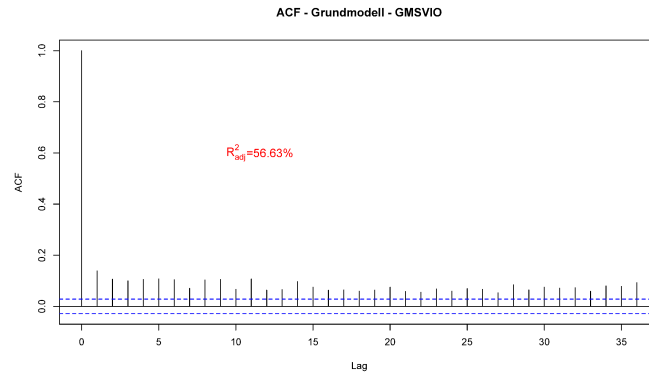


Abbildung 59: ACF für das Grundmodell für Unfälle mit Schwerverletzten auf Innerortsstraßen - **GMSVIO**.

Das Grundmodell **GMSVIO** wird nun um eine Trendvariable erweitert. Das **neue Modell mit Trend** erhält die Bezeichnung **GMSVIO2**. Nach Einführung der Trendvariable weist die Autokorrelationsfunktion auf einen starken Rückgang der seriellen Abhängigkeit hin. Ebenso verbessert sich die Prognosegüte des Modells von 56.63% auf 59.43%, das **AIC** sinkt auf 1302.37 und das **BIC** = 1464.01.

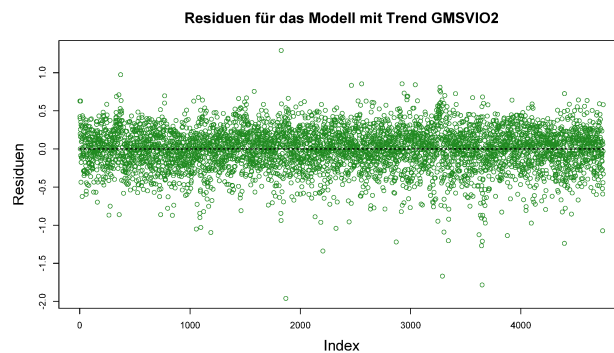


Abbildung 60: Residuenplot für das Grundmodell mit Trend für Unfälle mit Schwerverletzten auf Innerortsstraßen - **GMSVIO2**.

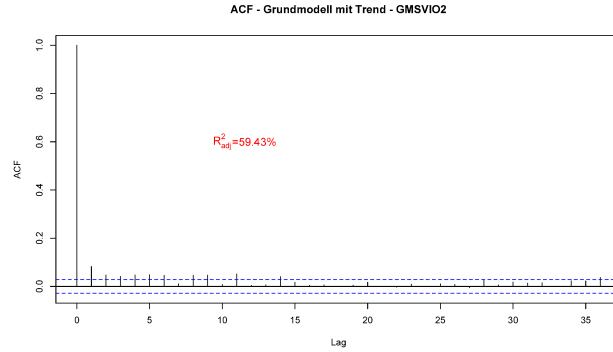


Abbildung 61: ACF für das Grundmodell mit Trend für Unfälle mit Schwerverletzten auf Innerortsstraßen - **GMSVIO2**.

Der Durbin-Watson-Test für die Residuen des erweiterten Modells weist immer noch auf eine serielle Abhängigkeit in den Residuen hin. Deshalb wird auch dieses Modell um die Variable Schwerverletzte innerorts am Vortag erweitert und wird im Folgenden mit **GMSVIO3** bezeichnet. Die neue Modellgleichung lautet dann:

$$\begin{aligned} \log(y_t) = & \beta_0 + \beta_1 \text{sunday}_t + \beta_2 \text{sunday}_t \cdot \text{winter}_t + \beta_3 \text{sunday}_t \cdot \text{volumen}_t + \\ & \beta_4 \text{autumn}_t \cdot \text{volumen}_t + \beta_5 \text{winter}_t \cdot \text{volumen}_t + \beta_6 \text{winter}_t \cdot \text{sunday}_t \cdot \text{volumen}_t + \\ & \beta_7 \text{volumen}_{t-1} + \beta_8 \text{volumen}_{t-5} + \beta_9 \text{february}_t + \beta_{10} \text{september}_t + \\ & \beta_{11} \text{december}_t + \beta_{12} \text{vacation}_t + \beta_{13} \text{holiday}_t + \beta_{14} \text{sun}_t + \beta_{15} \text{meantemp}_t + \\ & \beta_{16} \text{sun}_t \cdot \text{rainfall}_t + \beta_{17} \text{meantemp}_t \cdot \text{snowfall}_{t-1} + \beta_{18} \text{snowfall}_{t-1} + \\ & \beta_{19} \text{ice}_{t-1} + \beta_{20} \text{rainfall}_t + \beta_{21} \text{trend}_t + \beta_{22} y_{t-1} + \varepsilon_t. \end{aligned}$$

Der p -Wert für den Test auf Autokorrelation beläuft sich nun auf 0.4693. Die Alternativhypothese auf eine serielle Abhängigkeit der Fehler kann nun verworfen werden. Die Vorhersagegüte des Modells erhöht sich auf 59.73%.

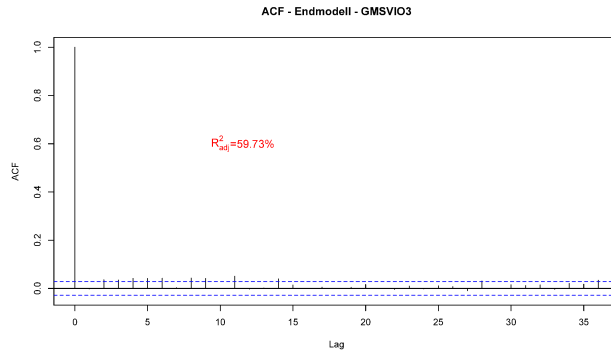


Abbildung 62: ACF für das Endmodell für Unfälle mit Schwerverletzten auf Innerortstraßen - **GMSVIO3**.

Die nachfolgenden Abbildungen stellen für die Modellvarianten **GMSVIO** und **GMSVIO3** die Vorhersagen für die Jahre 2004 und 2008 gegenüber. Aus den Gegenüberstellungen ist deutlich zu erkennen, dass das Endmodell **GMSVIO3** die Zahl der Unfälle mit Schwerverletzten innerorts deutlich besser prognostiziert.

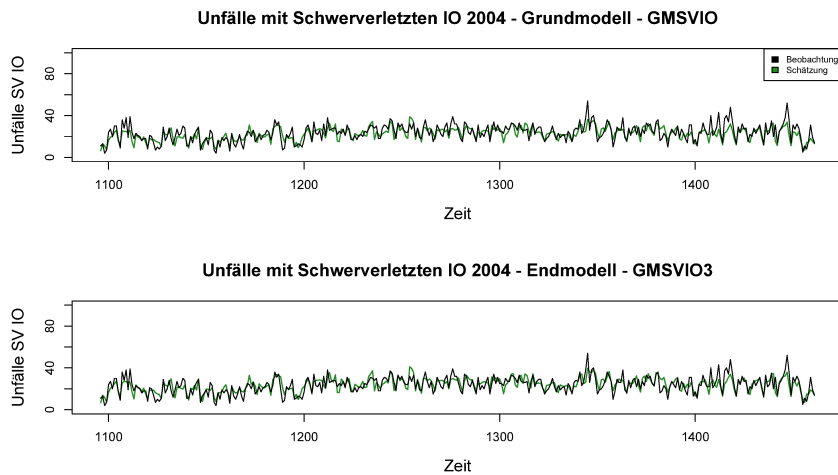


Abbildung 63: Beobachtete und geschätzte Unfälle mit Schwerverletzten innerorts auf Basis der Modelle **GMSVIO** und **GMSVIO3** für das Jahr 2004.

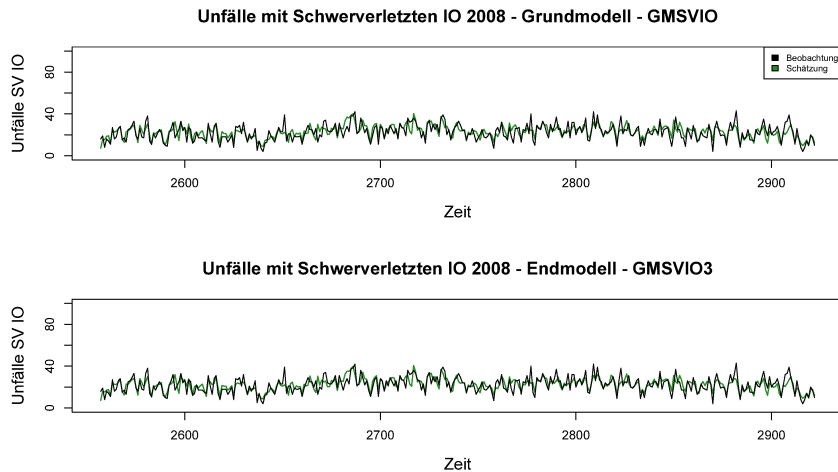


Abbildung 64: Beobachtete und geschätzte Unfälle mit Schwerverletzten innerorts auf Basis der Modelle **GMSVIO** und **GMSVIO3** für das Jahr 2008.

8.4.3 Überblick

Im Folgenden sind die Gütekriterien der Modelle für Unfälle mit Schwerverletzten auf Innerortsstraßen tabellarisch zusammengefasst. Hierbei bezeichnet das Modell **MSVIO** das in Kapitel 7 entwickelte Modell mit Kalender- und Wettereffekten für Unfälle mit Schwerverletzten auf Innerortsstraßen. Im Anschluss werden die Schätzungen des Modells **MSVIO** und **GMSVIO3** für die Jahre 2004 und 2008 gegenübergestellt. Hierbei ist zu erkennen, dass das Endmodell **GMSVIO3** deutlich bessere Vorhersagen liefert als das Modell **MLVAO**.

Modell	R^2_{adj}	AIC	BIC
MSVIO	0.4515	2682.93	2831.10
GMSVIO	0.5663	1617.29	1772.46
GMSVIO2	0.5943	1302.37	1464.01
GMSVIO3	0.5973	1267.09	1435.19

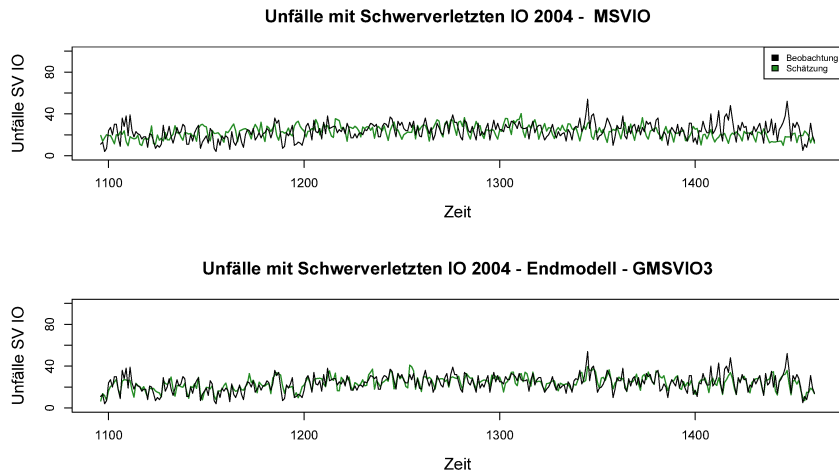


Abbildung 65: Beobachtete und geschätzte Unfälle mit Schwerverletzten innerorts auf Basis der Modelle **MSVIO** und **GMSVIO3** für das Jahr 2004.

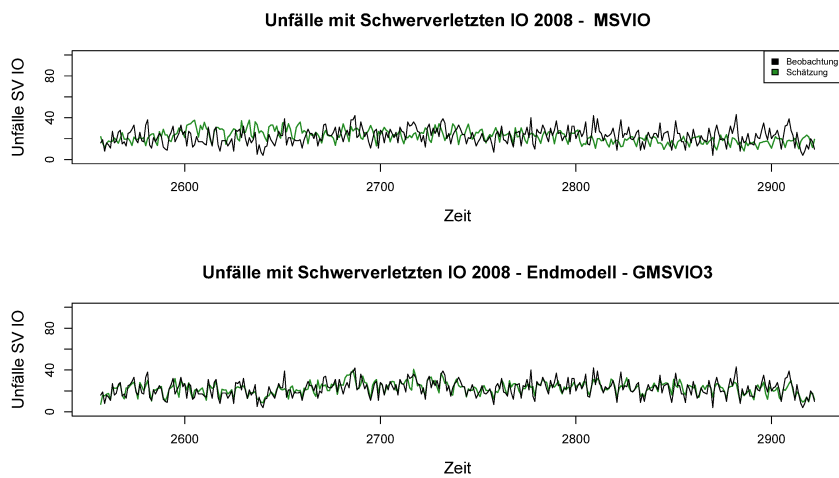


Abbildung 66: Beobachtete und geschätzte Unfälle mit Schwerverletzten innerorts auf Basis der Modelle **MSVIO** und **GMSVIO3** für das Jahr 2008.

8.5 Modell für Unfälle mit Schwerverletzten außerorts

8.5.1 Modellanpassung an die Daten - GMSVAO

Die Modellgleichung mit der besten Prognosegüte für Unfälle mit Schwerverletzten außerorts erhält die Bezeichnung **GMSVAO** und hat die Form:

$$\begin{aligned} \log(y_t) = & \beta_0 + \beta_1 \text{sunday}_t + \beta_2 \text{sunday}_t \cdot \text{winter}_t + \beta_3 \text{sunday}_t \cdot \text{volumen}_t + \\ & \beta_4 \text{autumn}_t + \beta_5 \text{autumn}_t \cdot \text{volumen}_t + \beta_6 \text{winter}_t \cdot \text{volumen}_t + \\ & \beta_7 \text{winter}_t \cdot \text{sunday}_t \cdot \text{volumen}_t + \beta_8 \text{volumen}_{t-2} + \beta_9 \text{volumen}_{t-3} \\ & + \beta_{10} \text{february}_t + \beta_{11} \text{march}_t + \beta_{12} \text{j2001}_t + \beta_{13} \text{j2004}_t + \beta_{14} \text{j2006}_t + \\ & \beta_{15} \text{j2011}_t + \beta_{16} \text{j2012}_t + \beta_{17} \text{j2013}_t + \beta_{18} \text{vacation}_t + \beta_{19} \text{vacation}_t : \\ & \text{:spring}_t + \beta_{20} \text{vacation}_t \cdot \text{holiday}_t \cdot \text{saturday}_t + \beta_{21} \text{rainfall}_t + \beta_{22} \text{sun}_t + \\ & \beta_{23} \text{sun}_t \cdot \text{rainfall}_t + \beta_{24} \text{maxtemp}_t + \beta_{25} \text{humidity}_t \cdot \text{maxtemp}_t \cdot \text{rainfall}_t + \varepsilon_t. \end{aligned}$$

Das R_{adj}^2 beläuft sich auf 0.3374, das **AIC** = 4233.7 und das **BIC** = 4421.2.

8.5.2 Modelldiagnose - GMSVAO

Am Verlauf der Residuen ist zu erkennen, dass diese ab der 2000. Beobachtung einen Abwärtstrend aufweisen. Ebenso weist die Autokorrelationsfunktion auf eine starke serielle Abhängigkeit in den Residuen.

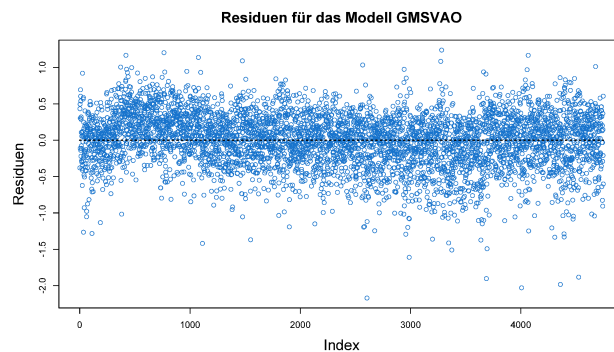


Abbildung 67: Residuenplot für das Grundmodell für Unfälle mit Schwerverletzten auf Außerortsstraßen - **GMSVAO**.

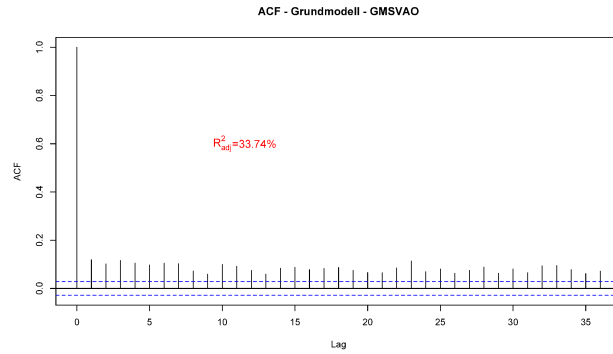


Abbildung 68: ACF für das Grundmodell für Unfälle mit Schwerverletzten auf Außerortsstraßen - **GMSVAO**.

Wegen des Abwärtstrends wird das Grundmodell um eine Trendvariable erweitert. Das **Grundmodell mit Trend** für Unfälle mit Schwerverletzten auf Außerortsstraßen erhält die Bezeichnung **GMSVAO2**. Nach Einführung der Trendvariable geht die Autokorrelation stark zurück. Erfreulicherweise verbessert sich die Prognosegüte des Modells von 33.74% auf 39.08%. Ebenso reduziert sich das **AIC** auf 3835.1 und das **BIC** auf 4029.1.

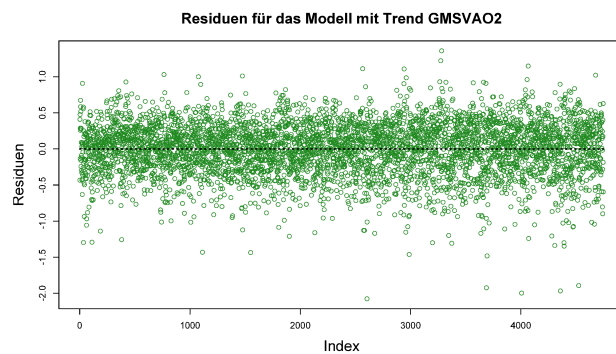


Abbildung 69: Residuenplot für das Grundmodell mit Trend für Unfälle mit Schwerverletzten auf Außerortsstraßen - **GMSVAO2**.

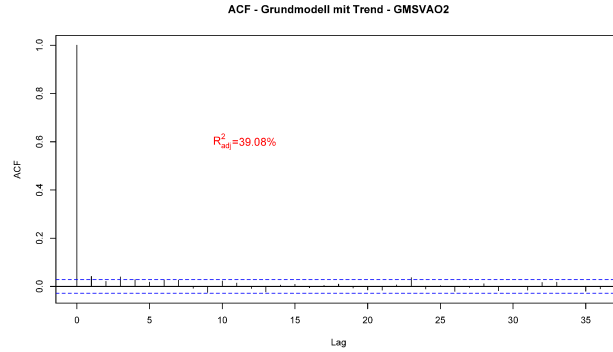


Abbildung 70: ACF für das Grundmodell mit Trend für Unfälle mit Schwerverletzten auf Außerortsstraßen - **GMSVAO2**.

Die Durchführung eines Durbin-Watson-Tests für die Residuen des Modells **GMSVAO2** ergibt einen p -Wert von 0.0011. Die Alternativhypothese auf serielle Abhängigkeit wird somit angenommen. Erweitert man dieses Modell ebenso um die **Zielvariable am Vortag als erklärende Variable**, so beläuft sich der p -Wert für den Durbin-Watson-Test auf 0.1382. Die Alternativhypothese auf eine serielle Abhängigkeit der Fehler kann nun verworfen werden. Die neue Modellgleichung hat die Form:

$$\begin{aligned} \log(y_t) = & \beta_0 + \beta_1 \text{sunday}_t + \beta_2 \text{sunday}_t \cdot \text{winter}_t + \beta_3 \text{sunday}_t : \text{volumen}_t + \beta_4 \text{autumn}_t + \\ & \beta_5 \text{autumn}_t : \text{volumen}_t + \beta_6 \text{winter}_t \cdot \text{volumen}_t + \beta_7 \text{winter}_t : \text{sunday}_t : \text{volumen}_t + \\ & \beta_8 \text{volumen}_{t-2} + \beta_9 \text{volumen}_{t-3} + \beta_{10} \text{february}_t + \beta_{11} \text{march}_t + \beta_{12} \text{j2001}_t + \\ & \beta_{13} \text{j2004}_t + \beta_{14} \text{j2006}_t + \beta_{15} \text{j2011}_t + \beta_{16} \text{j2012}_t + \beta_{17} \text{j2013}_t + \beta_{18} \text{vacation}_t + \\ & \beta_{19} \text{vacation}_t : \text{spring}_t + \beta_{20} \text{vacation}_t : \text{holiday}_t : \text{saturday}_t + \beta_{21} \text{rainfall}_t + \\ & \beta_{22} \text{sun}_t + \beta_{23} \text{sun}_t : \text{rainfall}_t + \beta_{24} \text{maxtemp}_t + \beta_{25} \text{humidity}_t : \text{maxtemp}_t : \\ & \text{rainfall}_t + \beta_{26} \text{trend}_t + \beta_{27} y_{t-1} + \varepsilon_t. \end{aligned}$$

Die Vorhersagegüte dieses Modells **GMSVAO3** erhöht sich auf 39.12%.

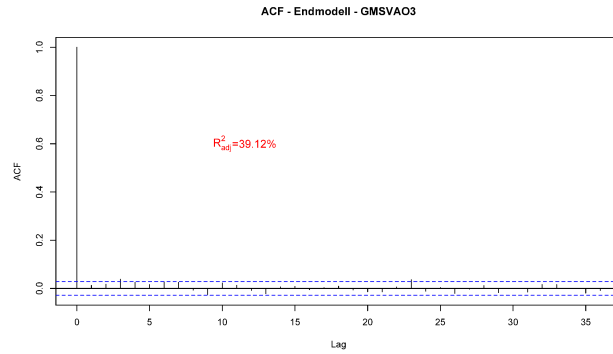


Abbildung 71: ACF für das Endmodell für Unfälle mit Schwerverletzten auf Außerortsstraßen - **GMSVAO3**.

Im Folgenden werden für beide Modelle **GMSVAO** und **GMSVAO3** die Schätzungen für die Jahre 2008 und 2010 gegenübergestellt. Aus den Gegenüberstellungen ist zu erkennen, dass das Modell **GMSVAO3** an gewissen Stellen bessere Vorhersagen liefert.

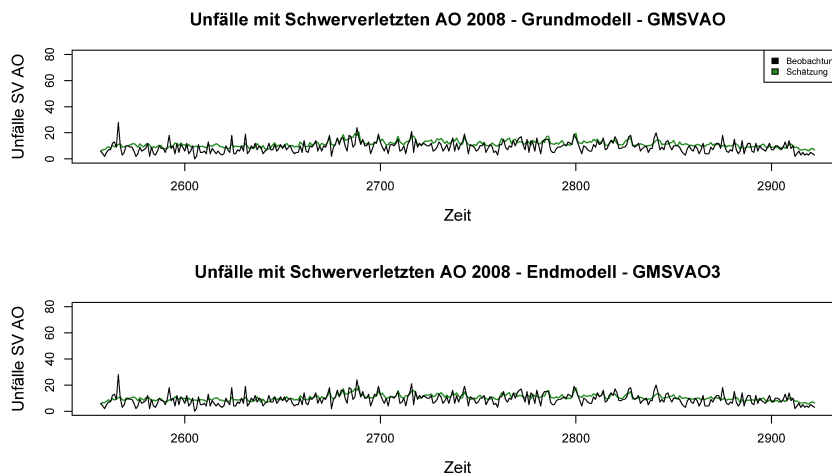


Abbildung 72: Beobachtete und geschätzte Unfälle mit Schwerverletzten außerorts auf Basis der Modelle **GMSVAO** und **GMSVAO3** für das Jahr 2008.

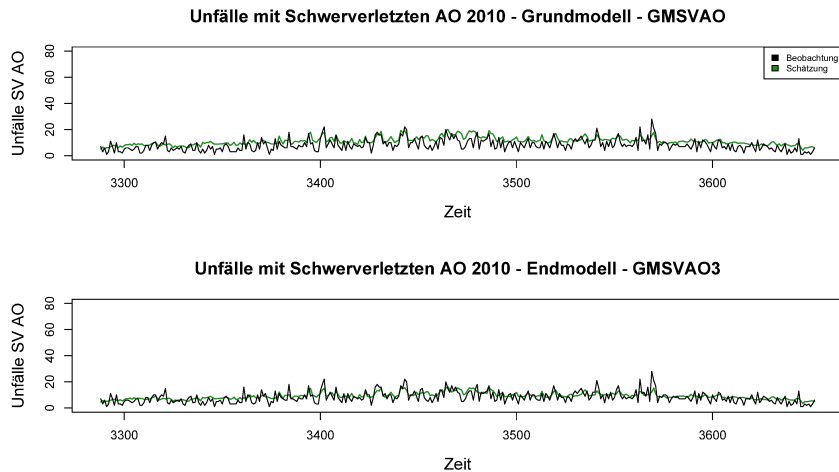


Abbildung 73: Beobachtete und geschätzte Unfälle mit Schwerverletzten außerorts auf Basis der Modelle **GMSVAO** und **GMSVAO3** für das Jahr 2010.

8.5.3 Überblick

Nachfolgend werden die Gütekriterien der Modelle für Unfälle mit Schwerverletzten auf Außerortsstraßen tabellarisch zusammengefasst. Hierbei bezeichnet das Modell **MSVAO** das in Kapitel 7 entwickelte Modell mit Kalender- und Wettereffekten für Unfälle mit Schwerverletzten auf Außerortsstraßen. Im Anschluss werden die Schätzungen der Modelle **MSVAO** und **GMSVAO3** für die Jahre 2008 und 2010 gegenübergestellt. Hierbei ist zu erkennen, dass das Endmodell **GMSVAO3** deutlich besser prognostiziert als das Modell **MSVAO**.

Modell	$R^2_{adj.}$	AIC	BIC
MSVAO	0.2085	26265.69	26413.38
GMSVAO	0.3374	4233.66	4421.16
GMSVAO2	0.3908	3835.12	4029.08
GMSVAO3	0.3912	3832.87	4033.30

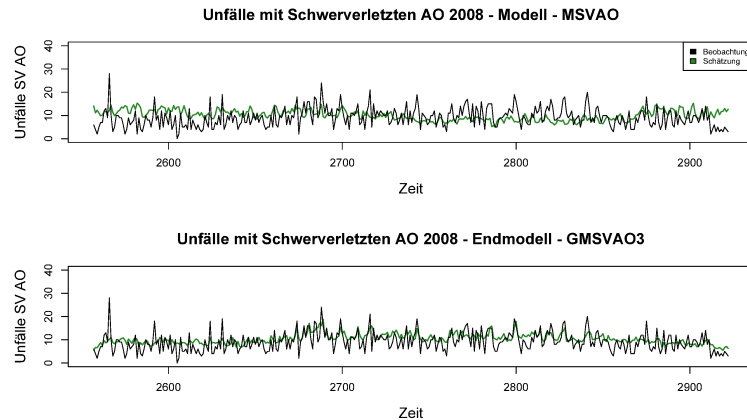


Abbildung 74: Beobachtete und geschätzte Unfälle mit Schwerverletzten außerorts auf Basis der Modelle **MSVAO** und **GMSVAO3** für das Jahr 2008.

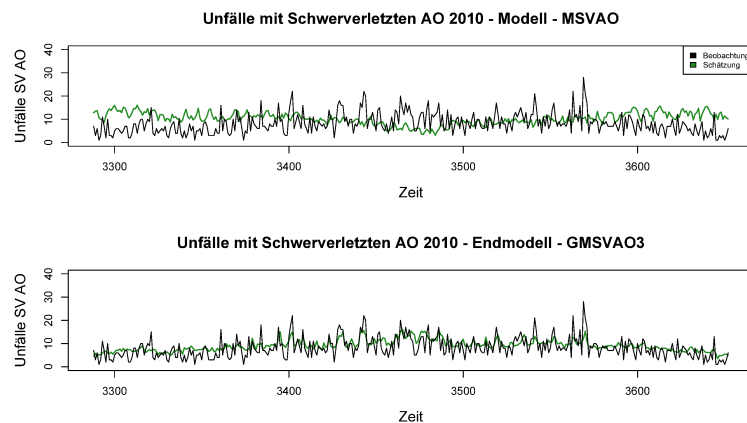


Abbildung 75: Beobachtete und geschätzte Unfälle mit Schwerverletzten außerorts auf Basis der Modelle **MSVAO** und **GMSVAO3** für das Jahr 2010.

8.6 Modell für Unfälle mit Getöteten außerorts - GMGETAO

8.6.1 Modellanpassung an die Daten - GMGETAO

Bei der Modellierung der Zahl der Unfälle mit Getöteten auf Außerortsstraßen wird das Wettermodell, das im Folgenden als **MGETAO** bezeichnet wird, für den Ferien- und

Feiertagsverkehr aus Kapitel 7 um Interaktionseffekte erweitert. Anschließend erfolgt eine Betrachtung für den ungetrennten Datensatz. Schlussendlich wird der Normalverteilungsansatz aufgrund der niedrigen Fallzahlen nicht mehr betrachtet, sondern zu einer Modellierung der Zielgröße mit Hilfe eines **Poissonansatzes** übergegangen.

Lineares Modell - Unfälle mit Getöteten außerorts an Schulferien- und Feiertagsverkehr - GMGETAO

Die Modellgleichung mit der besten Prognosegüte für Unfälle mit Getöteten außerorts an Schulferien- und Feiertagen hat die Form:

$$\begin{aligned} \log(y_t) = & \beta_0 + \beta_1 \text{sunday}_t + \beta_2 \text{winter}_t + \beta_3 \text{volumen}_t + \beta_4 \text{sunday}_t : \text{volumen}_t + \\ & \beta_5 \text{winter}_t : \text{volumen}_t + \beta_6 \text{march}_t + \beta_7 \text{j2011}_t + \beta_8 \text{j2012}_t + \\ & \beta_9 \text{j2013}_t + \beta_{10} \text{sun}_t + \beta_{11} \text{ice}_{t-1} + \beta_{12} \text{rainfall}_t : \text{meantemp}_t + \\ & \beta_{13} \text{rainfall}_t : \text{sun}_t + \beta_{14} \text{rainfall}_t : \text{humidity}_t + \beta_{15} \text{maxtemp}_t + \varepsilon_t. \end{aligned}$$

Das R^2 beläuft sich auf 0.4018, das **AIC** = 179.8 und das **BIC** auf 218.0.

8.6.2 Modelldiagnose - GMGETAO

Am Verlauf der **Residuen** ist zu erkennen, dass diese **regelmäßig** um die Regressionsgerade streuen. Ebenso weist die Autokorrelationsfunktion auf **keine serielle Abhängigkeit** in den Residuen. Bestätigt werden diese Beobachtungen zum einen anhand des White-Tests auf Homoskedatizität mit einem p -Wert von 0.5775 und anhand des Durbin-Watson-Tests, bei dem die Alternativhypothese auf Autokorrelation mit einem p -Wert von 0.6826 verworfen wird.

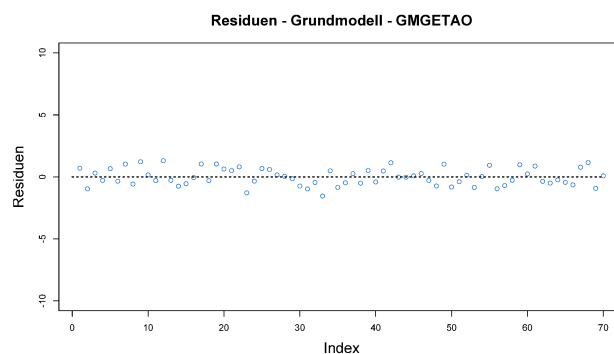


Abbildung 76: Residuenplot für das Grundmodell für Unfälle mit Getöteten auf Außerortsstraßen an Schulferien- und Feiertagen- **GMGETAO**.

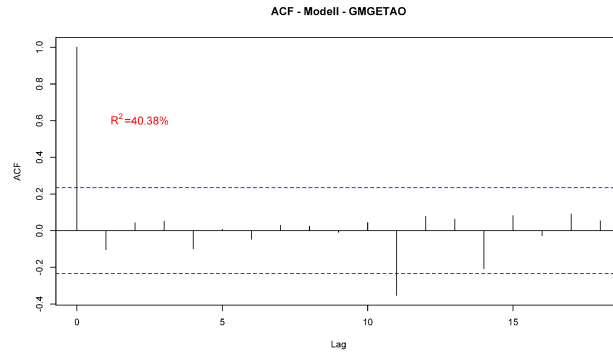


Abbildung 77: ACF für das Grundmodell für Unfälle mit Getöteten auf Außerortsstraßen an Schulferien- und Feiertagen- **GMGETAO**.

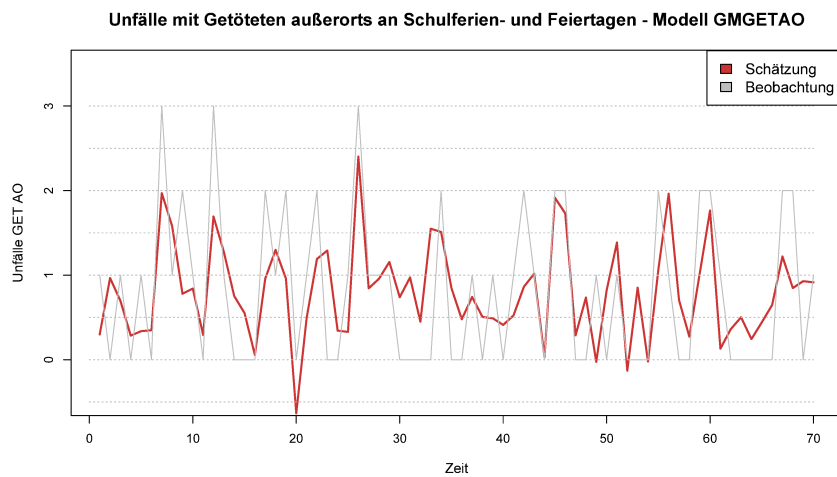


Abbildung 78: Beobachtete und geschätzte Unfälle mit Getöteten außerorts an Schulferien- und Feiertagen auf Basis des Modells **GMGETAO**.

Lineares Modell - Unfälle mit Getöteten außerorts - Gesamtverkehr - **GMGETAO2**

Die entwickelte Modellgleichung mit der besten Prognosegüte für Unfälle mit Getöteten außerorts wird mit **GMGETAO2** bezeichnet und hat die Form:

$$\begin{aligned} \log(y_t) = & \beta_0 + \beta_1 \text{sunday}_t + \beta_2 \text{winter}_t + \beta_3 \text{sunday}_t : \text{volumen}_t + \beta_4 \text{winter}_t \cdot \\ & \text{volumen}_t + \beta_5 \text{march}_t + \beta_6 \text{j2011}_t + \beta_7 \text{j2012}_t + \beta_8 \text{j2013}_t + \\ & \beta_9 \text{sun}_t + \beta_{10} \text{ice}_{t-1} + \beta_{11} \text{rainfall}_t : \text{sun}_t + \\ & \beta_{12} \text{rainfall}_t : \text{meantemp}_t + \varepsilon_t. \end{aligned}$$

Das R^2 beläuft sich auf 0.098, das $AIC = 13606.8$ und das $BIC = 13716.8$.

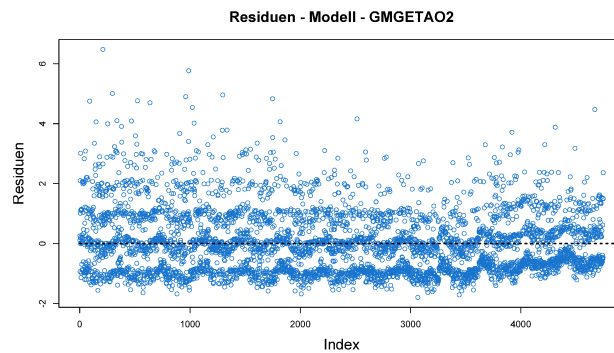


Abbildung 79: Residuenplot für das Modell für Unfälle mit Getöteten auf Außerortsstraßen - Gesamtverkehr - **GMGETAO2**.

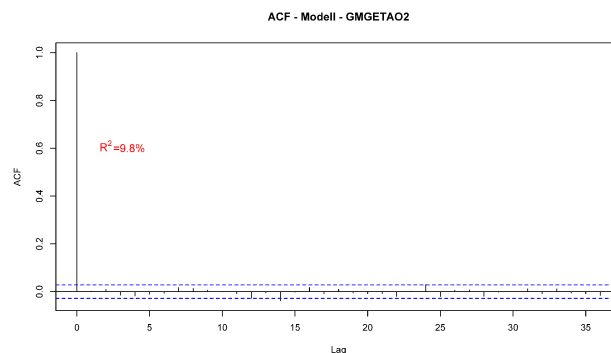


Abbildung 80: ACF für das Modell für Unfälle mit Getöteten auf Außerortsstraßen - Gesamtverkehr - **GMGETAO2**.

Die Autokorrelationsfunktion deutet auf **keine serielle Abhängigkeit** in den Residuen. Bestätigt wird dies anhand des Durbin-Watson-Tests, bei dem die Alternativhypothese auf Autokorrelation mit einem p -Wert von 0.4188 verworfen wird. Allerdings ist am Verlauf der **Residuen** zu erkennen, dass diese eine **unregelmäßige Streuung** um die Regressiongerade aufweisen. Aus diesem Grund wird im Folgenden dazu übergegangen, die Zielgröße mit Hilfe eines **log-linearen Poissonmodells** zu schätzen.

Poisson Modell - Unfälle mit Getöteten außerorts - Gesamtverkehr - GMGETAO3

Der Erwartungswert der Poisson-Regression hat die Form:

$$\begin{aligned} E[y|X] &= \lambda_t = h(X\beta) \\ &= \exp(X\beta) \\ &= \exp(\beta_0 + \beta_1 \text{sunday}_t + \beta_2 \text{winter}_t + \beta_3 \text{sunday}_t \cdot \text{volumen}_t + \beta_4 \text{winter}_t \cdot \\ &\quad \text{volumen}_t + \beta_5 \text{march}_t + \beta_6 \text{j2011}_t + \beta_7 \text{j2012}_t + \beta_8 \text{j2013}_t + \beta_9 \text{sun}_t + \\ &\quad \beta_{10} \text{ice}_{t-1} + \beta_{11} \text{rainfall}_t \cdot \text{sun}_t + \beta_{12} \text{rainfall}_t \cdot \text{meantemp}_t). \end{aligned}$$

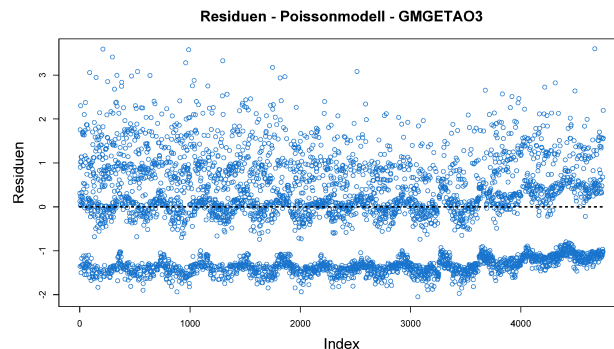


Abbildung 81: Residuenplot für das Poissonmodell für Unfälle mit Getöteten auf Außerortsstraßen - Gesamtverkehr - **GMGETAO3**.

Betrachtet man den Verlauf der **Residuen**, so stellt man eine **unregelmäßige Streuung** um die Regressionsgerade fest. Bestätigt wird diese Annahme durch die Anwendung eines **Überdispersions-Tests**, der für das poissonverteilte Unfallmodell mit Getöteten im außerörtlichen Verkehr einen p -Wert kleiner als 0.05 und einen Überdispersions-Parameter in Höhe von $\phi=1.0886$ in liefert. Aus diesem Grund wird nun für die Modellierung der Zielgröße ein **Quasi-Poissonmodell** verwendet, da dieses besser zur Modellierung von

Daten mit Überdispersion geeignet ist. Dieses Modell wird im Folgenden mit **GMGETAO4** bezeichnet.

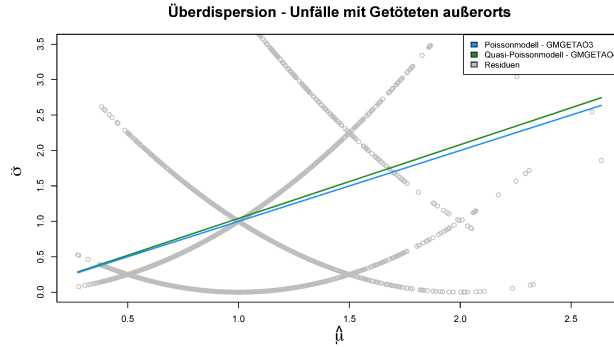


Abbildung 82: Modellierung der Überdispersion des Modells - **GMGETAO3**.

Um die Überdispersion graphisch zu verdeutlichen, werden für beide Modellansätze die geschätzten Erwartungswerte $\hat{\mu}_t$ gegen die geschätzten Varianzen $\phi\hat{\mu}_t$ geplottet. Zusätzlich werden die quadrierten Residuen $(y_t - \hat{\mu}_t)^2$, die auf die zugrundeliegende Varianz hindeuten, eingezeichnet. Beim Quasi-Poisson-Modell ist zu erkennen, dass die geschätzte Varianz die Struktur der quadrierten Residuen besser beschreibt als beim Poisson-Modell, welches die Werte der quadrierten Residuen unterschreitet. Die Graphik bestätigt somit eine leichte Überdispersion und spricht für ein Quasi-Poisson-Modell.

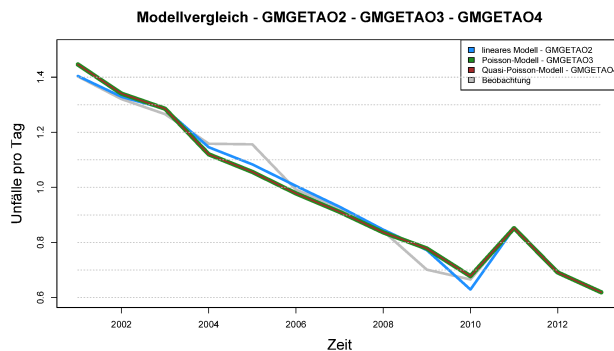


Abbildung 83: Modellvergleich für Unfälle mit Getöteten außerorts an Schulferien- und Feiertagen auf Basis der Modelle **GMGETAO2**, **GMGETAO3** und **GMGETAO4** für die Jahre 2001 bis 2013.

In Abbildung 83 werden für alle Modellvarianten die geschätzten Zielgrößen pro Tag abgebildet. Es ist zu erkennen, dass alle Modelle die Zahl der Unfälle pro Tag für das Jahr 2005 unterschätzen und für das Jahr 2009 überschätzen. Darüber hinaus sind keine wesentlichen Abweichungen bei den Prognosen zwischen beiden Modellarten erkennbar. Das deutet darauf hin, dass sowohl das lineare Modell **GMGETAO2** als auch das Quasi-Poissonmodell **GMGETAO3** Faktoren, die für das Unfallgeschehen bestimmend sind, sinngemäß wiedergeben.

8.6.3 Überblick

Nachfolgend werden die Gütekriterien der Modelle für Unfälle mit Getöteten auf Außerortsstraßen tabellarisch zusammengefasst. Das Modell **MGETAO** ist das in Kapitel 7 entwickelte Modell mit Kalender- und Wettereffekten für Unfälle mit Getöteten auf Außerortsstraßen. Hierbei bezeichnet das R^2 für das Poissonmodell das devianzbasierte Bestimmtheitsmaß. Die große Diskrepanz bei den Gütekriterien zwischen dem Modell **GMGETAO** und den restlichen Modellen erklärt sich insbesondere dadurch, dass bei dem Modell **GMGETAO** nur Unfälle an Schulferien- und Feiertagen betrachtet werden. Die hohe Prognosegüte bekräftigt den in Kapitel 7 festgestellten Zusammenhang, dass das Wetter als Rahmenbedingung für das Verkehrsgeschehen an Schulferien und Feiertagen weit stärker wirkt als im Berufsverkehr.

Modell	R^2	AIC	BIC
MGETAO	0.0460	13249.10	13396.80
GMGETAO	0.4038	179.82	218.04
GMGETAO2	0.0978	13606.83	13716.75
GMGETAO3	0.0894	12075.33	12178.78

8.7 Modell für Unfälle mit Getöteten innerorts - GMGETIO

8.7.1 Modellanpassung an die Daten - GMGETIO

Bei der Modellierung der Zahl der Unfälle mit Getöteten auf Innerortsstraßen wird das Wettermodell um Interaktionseffekte erweitert. Danach erfolgt eine Betrachtung für den ungetrennten Datensatz. Zum Schluss wird zu einer Modellierung der Zielgröße mit Hilfe eines Poissonansatzes übergegangen, da die klassischen Anwendungsvoraussetzungen nicht erfüllt werden.

Lineares Modell - Unfälle mit Getöteten innerorts - Schulferien- und Feiertagsverkehr - GMGETIO

Die Modellgleichung mit der besten Prognosegüte für Unfälle mit Getöteten auf Innerortsstraßen an Schulferien- und Feiertagen hat die Form:

$$\begin{aligned} \log(y_t) = & \beta_0 + \beta_1 \text{sunday}_t + \beta_2 \text{winter}_t + \beta_3 \text{sunday}_t : \text{volumen}_t + \\ & \beta_4 \text{winter}_t : \text{volumen}_t + \beta_5 \text{march}_t + \beta_6 \text{j2011}_t + \beta_7 \text{sun}_t + \\ & \beta_8 \text{ice}_{t-1} + \beta_9 \text{rainfall}_t : \text{sun}_t + \varepsilon_t. \end{aligned}$$

Das \mathbf{R}^2 beläuft sich auf 0.1928, das $\mathbf{AIC} = 165.4$ und das \mathbf{BIC} auf 190.1. Am Verlauf der **Residuen** ist zu erkennen, dass diese **regelmäßig** um die Regressiongerade streuen. Ebenso weist die Autokorrelationsfunktion auf **keine serielle Abhängigkeit** der Residuen. Bestätigt wird die zum einen anhand des White-Tests auf Homoskedatizität mit einem p -Wert von 0.101 und anhand des Durbin-Watson-Tests, bei dem die Alternativhypothese auf Autokorrelation mit einem p -Wert von 0.5248 abgelehnt wird.

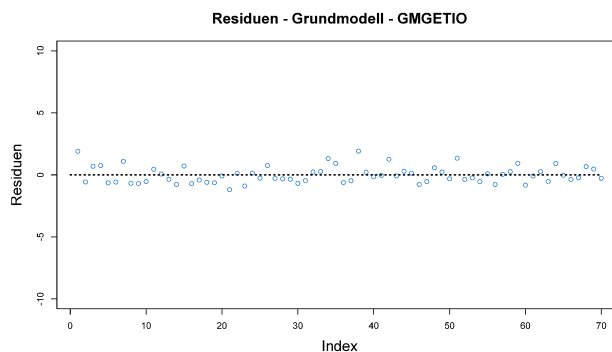


Abbildung 84: Residuenplot für das Grundmodell für Unfälle mit Getöteten auf Innerortsstraßen an Schulferien- und Feiertagen - **GMGETIO**.

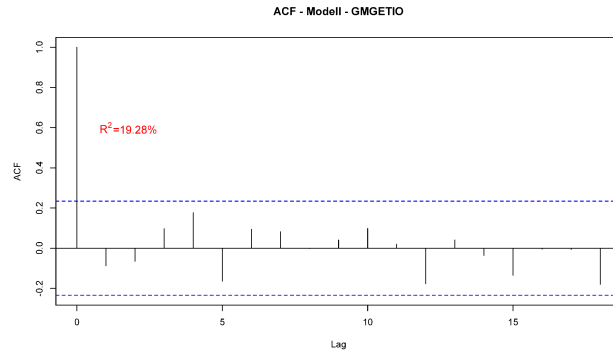


Abbildung 85: ACF für das Grundmodell für Unfälle mit Getöteten auf Innerortsstraßen an Schulferien- und Feiertagen - **GMGETIO**.

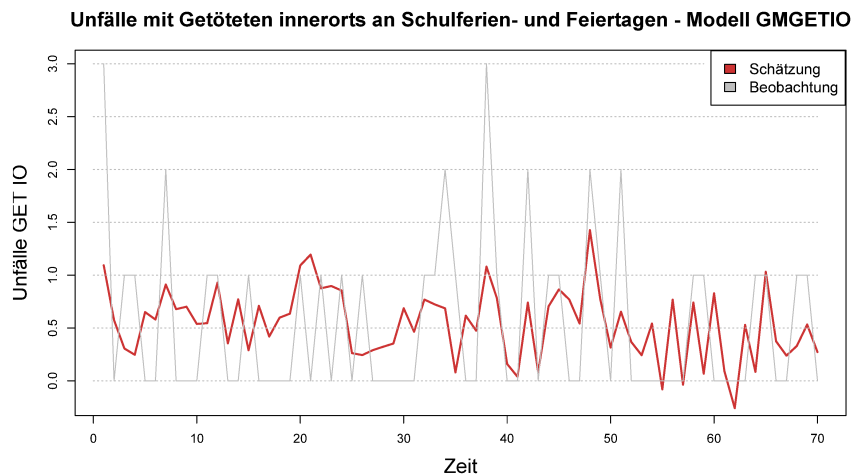


Abbildung 86: Modellvergleich für Unfälle mit Getöteten innerorts an Schulferien- und Feiertagen auf Basis des Modells **GMGETIO** für die Jahre 2001 bis 2013.

Lineares Modell - Unfälle mit Getöteten innerorts - Gesamtverkehr - GMGETIO2

Die Modellgleichung mit der besten Prognosegüte für Unfälle mit Getöteten innerorts wird anhand der nachfolgenden Gleichung beschrieben:

$$\log(y_t) = \beta_0 + \beta_1 \text{sunday}_t + \beta_2 \text{autumn}_t : \text{volumen}_t + \beta_3 \text{winter}_t : \text{volumen}_t + \beta_4 \text{september}_t + \beta_5 \text{february}_t + \beta_6 \text{rainfall}_t + \beta_7 \text{sun}_t + \beta_8 \text{rainfall}_t : \text{sun}_t + \beta_9 \text{snowfall}_{t-1} + \varepsilon_t.$$

Das R_{adj}^2 beläuft sich auf 0.0422, das $\text{AIC} = 11959.1$ und das $\text{BIC} = 12036.7$.

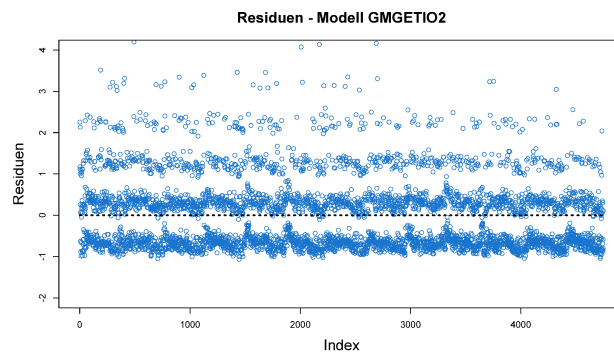


Abbildung 87: Residuenplot für das Modell für Unfälle mit Getöteten auf Innerortsstraßen - Gesamtverkehr - **GMGETIO2**.

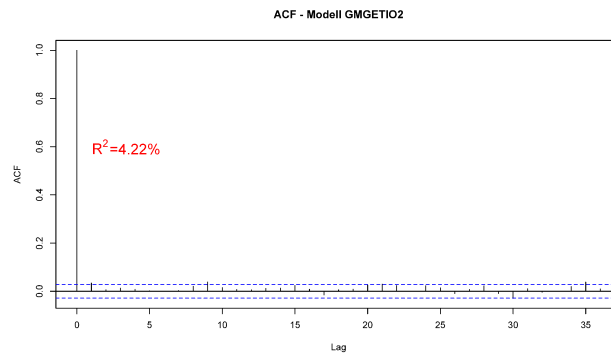


Abbildung 88: ACF für das Modell für Unfälle mit Getöteten auf Innerortsstraßen - Gesamtverkehr - **GMGETIO2**.

Die Autokorrelationsfunktion deutet auf **keine serielle Abhängigkeit** in den Residuen. Bestätigt wird dies ebenso anhand des Durbin-Watson-Tests, bei dem die Alternativhypothese auf Autokorrelation mit einem p -Wert von 0.0675 verworfen wird. Allerdings weisen die **Residuen** oberhalb der Regressionsgerade auf eine **unregelmäßige Streuung** hin. Deshalb wird auch hier im Folgenden die Zielgröße mit Hilfe eines **log-linearen Poissonmodells** geschätzt.

Poisson Modell - Unfälle mit Getöteten innerorts - Gesamtverkehr - GMGETIO3

Der Erwartungswert der Zielgröße für das Poissonmodell **GMGETIO3** hat die Form:

$$\begin{aligned} E[y|X] &= \lambda_t = h(X\beta) \\ &= \exp(X\beta) \\ &= \exp(\beta_0 + \beta_1 \text{sunday}_t + \beta_2 \text{autumn}_t : \text{volumen}_t + \beta_3 \text{winter}_t : \text{volumen}_t + \\ &\quad \beta_4 \text{september}_t + \beta_5 \text{february}_t + \beta_6 \text{rainfall}_t + \beta_7 \text{sun}_t + \\ &\quad \beta_8 \text{rainfall}_t : \text{sun}_t + \beta_9 \text{snowfall}_{t-1}). \end{aligned}$$

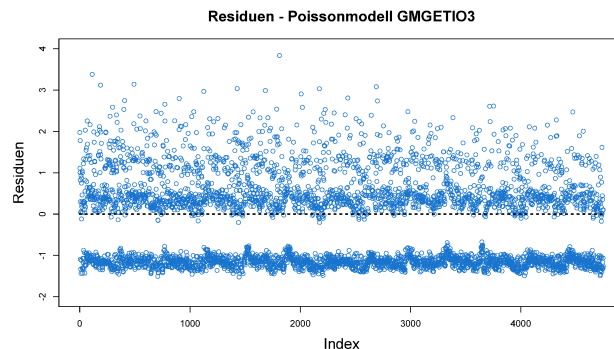


Abbildung 89: Residuenplot für das Poissonmodell für Unfälle mit Getöteten auf Innerortsstraßen - Gesamtverkehr - **GMGETIO3**.

Am Verlauf der Residuen stellt man insbesondere oberhalb der Regressionsgerade eine **unregelmäßige Streuung** fest. Bestätigt wird diese Annahme durch die Anwendung eines **Überdispersions-Tests**, bei der die Nullhypothese auf Equidisersion mit einem p -Wert=0.006 abgelehnt wird. Aus diesem Grund wird nun für die Modellierung der Zielgröße ein **Quasi-Poissonmodell** verwendet. Dieses Modell erhält die Bezeichnung **GMGETIO4**.

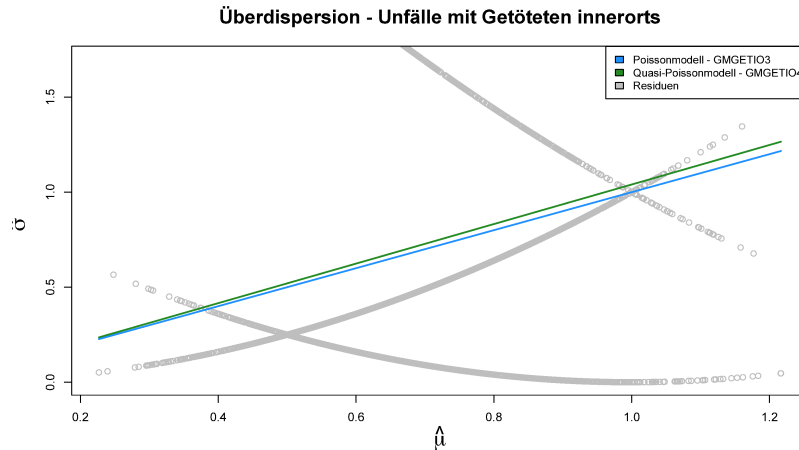


Abbildung 90: Modellierung der Überdispersion des Modells - **GMGETIO3**.

Auch bei dieser Zielgröße ist deutlich zu erkennen, dass beim Quasi-Poissonmodell die geschätzte Varianz die Struktur der quadrierten Residuen besser beschreibt als beim Poisson-Modell. Allerdings ist am Anstieg der Gerade für das Quasi-Poissonmodell zu erkennen, dass hier die Streuung der Daten weniger ($\phi=1.0375$) ausfällt als beim Quasi-Poisson-Modell für Unfälle mit Getöteten außerorts.

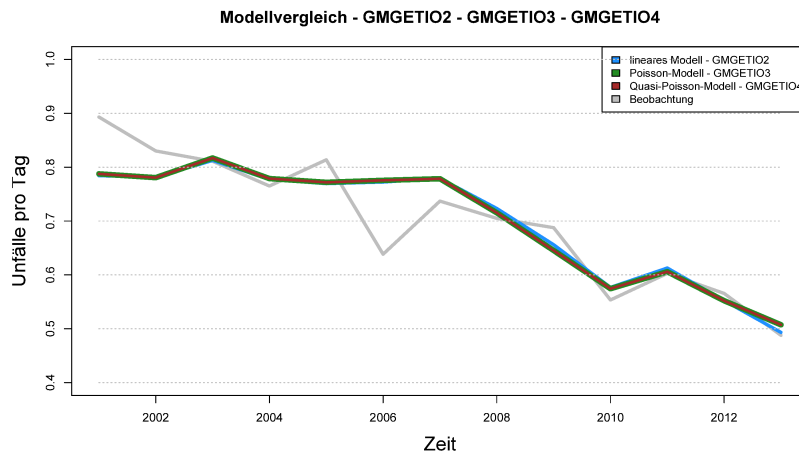


Abbildung 91: Modellvergleich für Unfälle mit Getöteten innerorts an Schulferien- und Feiertagen auf Basis der Modelle **GMGETIO2**, **GMGETIO3** und **GMGETIO4** für die Jahre 2001 bis 2013.

In Abbildung 91 sind bei den vorhersagen deutlich mehr Abweichungen für alle Modelle erkennbar als es bei den Prognosen für Unfälle mit Getöteten auf Außerortsstraßen der Fall war.

8.7.2 Überblick

Nachfolgend werden die Gütekriterien der Modelle für Unfälle mit Getöteten auf Innerortsstraßen tabellarisch zusammengefasst. Hierbei bezeichnet das Modell **MGETIO** das in Kapitel 7 entwickelte Modell mit Kalender- und Wettereffekten für Unfälle mit Getöteten auf Innerortsstraßen.

Modell	R ²	AIC	BIC
MGETIO	0.0315	11537.31	11685.09
GMGETIO	0.1928	165.38	190.11
GMGETIO2	0.0422	11959.07	12036.66
GMGETIO3	0.0292	10484.65	10549.31

8.8 Vergleich der Studienergebnisse mit aktuellen Untersuchungen

In der Studie von **Hayat et al. (2013)** wird mit Hilfe von **Negativ-Binomial-Modellen** der Frage nachgegangen, wie Witterungseffekte die Zahl der Unfälle beeinflussen. Zielgröße ist die Zahl der monatlichen Unfälle in bestimmten Regionen in Frankreich, Niederlande und Athen für einen Zeitraum von 24 Jahren. Verwendete Wettervariablen sind **Niederschlagshöhe, maximale Tagestemperatur** und eine dummy-codierte Variable für **Eis**. Außerdem beinhaltet das Unfallmodell Dummy-Variablen für die Monate **August** und **Dezember**. Die Ergebnisse der regressionsanalytischen Untersuchung weisen auf einen signifikanten Zusammenhang der verwendeten Wettervariablen bei einem **devianzbasierten Bestimmtheitsmaß** von **11.26%**⁷⁶.

In einer aktuellen Studie von **Perrels et al. (2015)** wird der Zusammenhang zwischen Unfallzahlen und Wettereffekten mit Hilfe **klassischer linearer Regressionsmodelle** untersucht. Zielgröße ist die Zahl der täglichen Unfälle für die Jahre 2000 bis 2010 in 18 unterschiedlichen Regionen Finnlands. Als **Wettervariablen** benutzen die Autoren **Tagesdurchschnittstemperatur, maximale Niederschlagshöhe, durchschnittliche Windgeschwindigkeit, maximale relative Tagesluftfeuchtigkeit, Schneehöhe** und

⁷⁶Hayat et al. (2013), S.15.

als **Interaktionseffekt durchschnittliche Niederschlagshöhe und Windgeschwindigkeit**. Um einer Überlagerung verschiedener Effekte vorzubeugen, werden auch in dieser Untersuchung **acht unterschiedliche Datensätze** gebildet: **1.** Zahl der Unfälle montags bis donnerstags und November bis Dezember, **2.** Zahl der Unfälle montags bis donnerstags und Januar bis März, **3.** Zahl der Unfälle freitags und November bis Dezember, **4.** Zahl der Unfälle freitags und Januar bis März, **5.** Zahl der Unfälle samstags und November bis Dezember, **6.** Zahl der Unfälle samstags und Januar bis März, **7.** Zahl der Unfälle sonntags und November bis Dezember sowie **8.** Zahl der Unfälle sonntags und Januar bis März. Die Ergebnisse der Studie zeigen, dass das Wetter als Rahmenbedingung für das Verkehrsgeschehen an Berufsverkehrstagen und zu wärmeren Jahreszeiten die Fahrverhaltensweise wesentlich stärker beeinflusst. Die berechneten Bestimmtheitsmaße für die aufgezählten Modelle sind: **1.** 19.2%, **2.** 18.4%, **3.** 10.4%, **4.** 16.8%, **5.** 10.2%, **6.** 12.7%, **7.** 8.2% und **8.** 10.0%⁷⁷.

In der Untersuchung von **Benlagha et al. (2012)** wird auf Basis von Daten einer **Unfallversicherung** analysiert, welche Faktoren einen nachweisbaren Einfluss auf Verkehrsunfälle haben. Ziel ist es der Frage nachzugehen, welche Variablen einen Rückgang der **Schadensmeldungen bei einer Unfallversicherung** bewirken. Die identifizierten Variablen sollen den Versicherern bei der Ausgestaltung von Verträgen zur Reduzierung von Informationsasymmetrien zwischen Versicherern und Versicherten dienen. Zielvariable ist die Zahl der Unfälle einer Versicherungsgesellschaft in Tunesien für das Jahr 2008. Verwendet werden ein **Poissonmodell** und ein **Zero-Inflated Poissonmodell**, um den Einfluss der Variablen **Geschlecht, Alter, Fahrerfahrung, Beschäftigungsstatus, Wohnregion, Schadensfreiheitsklasse** und **Automarke** vorherzusagen. Die Gütekriterien für das Poissonmodell sind **AIC, BIC** und **Log-likelihood**⁷⁸.

In ihrer Studie untersuchen **Santolino et al. (2009)** welche Faktoren die **Höhe des Versicherungsanspruches infolge eines Verkehrsunfalls** beeinflussen. Hierfür modellieren die Autoren die Arbeitsunfähigkeit wegen eines Verkehrsunfalls in Abhängigkeit vom **Alter, Geschlecht, Schuld, Verkehrsbeteiligung (z.B. Fußgänger, Motorradfahrer), Krankenhausaufenthalt in Tagen** und **Anzahl der Tage für die Rehabilitation** mit Hilfe von **Poisson- und Zero-Inflated-Poissonmodellen**. Zielvariable ist die Höhe der gemeldeten Versicherungsansprüche einer spanischen Versicherungsgesellschaft für die Jahre 2001 bis 2003. Verwendete Gütekriterien sind die **Log-likelihood** und das **AIC**⁷⁹.

In Abbildung 92 werden die Modelle der vorgestellten Studien auf Basis des verwendeten Gütekriteriums R^2 mit dem Modell **GMLVIO5** dieser Untersuchung verglichen:

⁷⁷Perrels et al. (2015), S.2696.

⁷⁸Benlagha et al. (2012), S.402f.

⁷⁹Santolino et al. (2009), S.12.

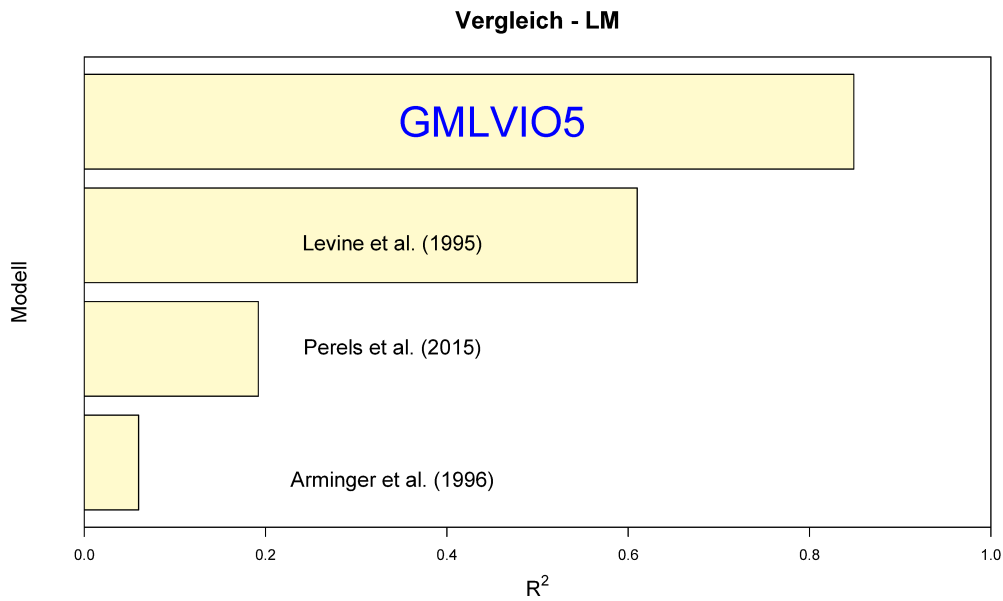


Abbildung 92: Vergleich der Untersuchungsergebnisse mit anderen Studien.

Aus dem Vergleich auf Basis des R^2 kann man festhalten, dass bei den klassischen linearen Unfallmodellen das Modell **GMLVIO5** am besten abschneidet. Das Modell **GMLVIO5** stellt jedoch eine weitergehende Fundierung des Modells von **Santolino et al.** und von **Benlagha et al. (2012)** dahin gehend dar, indem der Modellansatz in dieser Studie bei der Modellierung des Versicherungsanspruches und ebenso bei der Modellierung von Einflussfaktoren auf die Höhe der Schadensmeldungen zugrunde gelegt werden kann. Genauer gesagt, kann das Modell von **Benlagha et al. (2012)** derart erweitert werden, indem zum Einen die Zielgröße nach unterschiedlichen Schweregraden differenziert wird, und zum Anderen bei der Modellierung von Einflussfaktoren auch Saison- und Wettereffekte mit modelliert werden. Darüber hinaus bieten die Erkenntnisse des Modells **GMLVIO5** die Möglichkeit, den Modellansatz von **Santolino et al. (2009)** dahin gehend zu erweitern, indem die Zielgröße Arbeitsunfähigkeit neben den bisherigen erklärenden Variablen zusätzlich klimatische Einflüsse untersucht. Von zusätzlichem Nutzen wäre auch eine Unterteilung der Zielgröße nach unterschiedlichen Straßengattungen, denn die Erkenntnisse in dieser Studie haben gezeigt, dass die Unfallschwere in Abhängigkeit von der Ortslage unterschiedlich ausgeprägt ist. Da die Arbeitsunfähigkeit infolge eines Verkehrsunfalls erheblich von der Schwere eines Verkehrsunfalls bestimmt wird, stellt eine Aufschlüsselung der Zielgröße derart, ob vermehrt auf Schnellstraßen oder in der Innenstadt gefahren wird, eine weitergehende Fundierung des Modells von **Santolino et al. (2009)** dar.

8.9 Zusammenfassung

Die Zielsetzung dieses Kapitels bestand darin, neben einer unabhängigen Bestätigung der Erkenntnisse bisheriger Studien die Zielgenauigkeit der Prognose von Unfällen im Straßenverkehr im Vergleich zu bisherigen Untersuchungen zu erhöhen. Hierbei wurden die in dieser Studie entwickelten Unfallmodelle derart erweitert, indem die Wirkungsinterdependenzen von identifizierten Einflussfaktoren bei der Modellierung mit berücksichtigt werden. Verwendet man bei der Modellierung von Unfällen Interaktionseffekte zwischen den Einflussfaktoren, so steigt die Vorhersagegenauigkeit der Modelle um mehr als 20%. Während bei Unfällen mit Leichtverletzten ohne Verwendung von Interaktionseffekten eine Prognosegüte von höchstens 64% erreicht wurde, erhöhte sich die Zielgenauigkeit der Vorhersage auf 85%. Ebenso wurde bei der Modellierung von Unfällen mit Getöteten auf Außerortstraßen an Ferien- und Feiertagen die Prognosegüte nur durch die alleinige Verwendung von Wetter- und Saisoneffekten auf über 40% erhöht. Die Verkehrsunfallforschung weist im Hinblick auf die Modellierung von Unfällen mit Hilfe von Saison- und Witterungseffekten zahlreiche Studien auf. Dennoch existieren insbesondere in der nationalen aber auch in der internationalen Literatur nur annähernd genügend Untersuchungen, die zum Einen nur mit Wetter- und Saisoneffekten eine Zielgenauigkeit von mehr als 85% erzielen und zum Anderen bei der Modellierung von Unfällen mit niedrigen Fallzahlen einen hohen Erklärgrad besitzen. Die Zielgenauigkeit der Modelle in dieser Untersuchung übertraf insbesondere bei Unfällen mit Leichtverletzten innerorts und Unfällen mit Getöteten außerorts die erzielte Zielgenauigkeit bisheriger Studien deutlich. Ebenso sind die gewonnenen Erkenntnisse bei der Modellierung von Unfällen mit Hilfe von Poissonmodellen von grundlegender Bedeutung. Diese zeichnet sich dadurch ab, dass der hier entwickelte Modellansatz eine weitergehende Fundierung bei der Modellierung der Höhe der Schadensmeldungen bei Unfallversicherungen ermöglicht.

Die erste Zielsetzung dieser Arbeit, im Sinne einer Erklärung und Prognose des Unfallgeschehens eine Beziehung zwischen Wetter- und Saisoneinflüssen auf der einen Seite und eingetretenen Unfällen auf der anderen Seite herzustellen, wurde unter der Annahme erreicht, wenn der Unfall als statistische Masse behandelt wird. Während bei Unfällen mit Leichtverletzten abschätzbare und hinreichend stabile Tendenzen auftreten, sind Unfälle mit geringen Fallzahlen im Auftreten und Ablauf unregelmäßig und unbestimmbar. Da die Ursachen von Straßenverkehrsunfällen aus dem Regelkreis Mensch-Fahrzeug-Umwelt resultieren, wird im Folgenden Abschnitt neben Umwelteinflüssen **menschliches Fehlverhalten** in den Fokus der Untersuchungen gestellt. Es wird der Versuch unternommen, das System **Mensch-Fahrzeug-Umwelt** durch ein brauchbares mathematisches Modell zu beschreiben, das die neuralgischen Schwachstellen des Fahrprozesses, die durch menschliches Versagen zu Unfällen führen, offenlegt und auch als Grundlage für Handlungsempfehlungen im Rahmen der Verkehrssicherheitsarbeit dient.

9 Modellierung von Einflussfaktoren auf die Unfallschwere

Ziel dieses Kapitels ist es, Einflussfaktoren auf die Schwere eines Unfalls mit Hilfe nicht-linearer Modelle zu untersuchen. Hierbei werden das Multinomiale Logit-Modell und das Ordered Probit- und Logit-Modell an die Unfalldaten angepasst und dahingehend evaluiert, welches dieser beiden Modelle am ehesten geeignet ist, den Einfluss unterschiedlicher Faktoren auf die Unfallschwere zu modellieren. Einflussfaktoren sind hierbei Witterungseffekte, Ortslage und der Genuss berauschender Mittel. Die Unfallschwere als abhängige Variable wird in drei Kategorien unterteilt (leichtverletzt, schwerverletzt, tödlich). Das ausgewählte Modell prognostiziert die Wahrscheinlichkeit dafür, bei einem Unfall leicht verletzt, schwer verletzt oder getötet zu werden. Nachdem wesentliche Einflussfaktoren, die für die Unfallschwere bestimmend sind, erfasst werden, wird ermittelt, welches dieser Bestimmungsfaktoren im Rahmen verkehrspolitischer Maßnahmen verändert werden kann. Darauf aufbauend wird mit Hilfe von Einzeluntersuchungen abgeklärt, welchen Einfluss eine Veränderung dieser bestimmenden Faktoren im Rahmen verkehrspolitischer Maßnahmen auf die Unfallschwere hätte. Aufbauend auf diesen Ergebnissen geht es im letzten Abschnitt darum, im Rahmen von Nutzen-Kosten-Analysen effiziente Handlungsempfehlungen für verkehrspolitische Maßnahmen abzuleiten.

9.1 Literaturüberblick

Neben der Unfallhäufigkeit ist auch die Schwere eines Unfalls sowohl wissenschaftlich als auch gesellschaftspolitisch von wichtiger Bedeutung, da sie neben der Entwicklung von Maßnahmen der Verkehrssicherheit auch zur Begründung für deren Durchsetzung herangezogen wird. Nach Informationen des Bundesanstaltes für Straßenwesen (**BAST**) beliefen sich die Personenschadenkosten je verunglückter Person in Euro im Jahr 2012 bei Getöteten auf 1161892 Euro, bei Schwerverletzten auf 116151 Euro und bei Leichtverletzten lagen sie bei 4829 Euro⁸⁰. Anhand dieser Zahlen ist deutlich zu erkennen, dass mit zunehmender Unfallschwere die gesamtwirtschaftlichen Kosten eines Unfalls rapide ansteigen.

Bei der Modellierung der Unfallschwere werden meistens logistische Regressionsmodelle zur (meist multivariaten) Modellierung der Verteilung diskreter abhängiger Variablen verwendet. In der Studie von *Krull et al.* (2000) wurde mit Hilfe logistischer Modelle untersucht, in welchem Maße Fahrzeugtyp, Geschwindigkeitsobergrenzen und Straßengegebenheiten die Wahrscheinlichkeit für Unfälle mit Getöteten und Schwerverletzten beeinflussen. Hierbei fanden sie heraus, dass Faktoren wie das Nichtverwenden des Sicherheitsgurtes, der Genuss von Alkohol, Landstraßen und damit verbunden höhere Geschwindigkeitsobergrenzen das Risiko, bei einem Unfall, tödlich zu verunglücken, erhöhen⁸¹. *Bedard*

⁸⁰Bundesanstalt für Straßenwesen (April 2014).

⁸¹Vgl. Krull et al. (2000).

et al. (2002) untersuchte anhand multinomialer logistischer Regressionsmodelle den Beitrag von Fahrverhaltensweise, Fahrzeugtyp und Straßentyp auf das Unfallrisiko⁸². Die Analyseergebnisse demonstrierten, dass bei einer erhöhten Nutzung des Sicherheitsgurtes und einer Geschwindigkeitsreduzierung die Schwere eines Unfalls deutlich reduziert wird und somit die Zahl der Unfälle, bei denen Personen getötet werden, zurückgeht. Im Rahmen der Untersuchung von *Evanco* (1999) wurden auf Einwohnerzahlen basierte Analysen durchgeführt, um den Zusammenhang zwischen dem Schweregrad eines Unfalls und dem Unfallzeitpunkt herauszubekommen. Hierbei fanden sie heraus, dass vor allem das Unfallgeschehen in ländlichen Gebieten eine ausgeprägte saisonale Komponente besitzt und der Unfallzeitpunkt überwiegend in ländlichen Gebieten einen signifikanten Einfluss auf die Schwere eines Straßenverkehrsunfalls hat⁸³.

Multinomiale Logit-Modelle werden überwiegend bei der Vorhersage der Schwere eines Unfalls verwendet. Obwohl diese Modelle keine Rangfolge bei der Unfallschwere berücksichtigen, können sie bestimmte Restriktionen, die bei geordneten logistischen Regressionen existieren, umgehen. Beispielsweise ist es im Rahmen der Multinomialen-Logit-Regression möglich, dass erklärende Variablen auch entgegengesetzte Einflüsse unabhängig von der Rangfolge der Unfallschwere haben. Damit ist gemeint, dass zum Beispiel Airbags zu einem Anstieg der Unfälle mit Verletzten führen, während sie einen Rückgang der Unfälle mit Getöteten bewirken. Deshalb sind Multinomiale Logit-Modelle eine beliebte Regressionstechnik bei der Analyse der Unfallschwere. In vielen Unfalldatenbanken wird der Schweregrad eines Straßenverkehrsunfalls in drei oder mehr Kategorien unterteilt wie beispielsweise leichtverletzt, schwerverletzt und tödlich. Ausgehend davon kann der Schweregrad von leichtverletzt bis tödlich verunglückt angeordnet sein. Mit anderen Worten, kann die abhängige Variable, also der Schweregrad eines Unfalls als eine ordinal-skalierte Variable betrachtet werden. Diese Eigenschaft wird verwendet, indem bei der Modellierung der Schwere eines Unfalls geordnete logistische Regressionsmodelle angewendet werden. Geordnete Regressionsmodelle berücksichtigen die Ordnung in den Kategorien der abhängigen Variablen. Durch die Ordnung in den Kategorien der abhängigen Variable stehen Informationen zur Verfügung, die bei einer Schätzung mittels Multinomialer-Logistischer Regression nicht genutzt werden. Grundsätzlich geht man bei ordinalen geordneten abhängigen Variablen von einer unbeobachteten (latenten) Variable Y^* aus, von der nur eine begrenzte Anzahl ($J + 1$) von Ausprägungen beobachtet wird⁸⁴.

O'Donnell et al. (1996) untersuchten vier unterschiedliche Schweregrade bei Verkehrsunfällen als eine Funktion der Fahrverhaltensweise. Aus den Analyseergebnissen konnte man entnehmen, dass die Unfallschwere mit steigender Geschwindigkeit, mit steigendem Fahrzeug- und Insassenalter, bei einem Alkoholkonsum von über 0.08% und beim Nichttragen des Sicherheitsgurtes zunimmt. Beim Vergleich der einzelnen Einflussfakto-

⁸²Vgl. *Bedard et al.* (2002).

⁸³Vgl. *Evanco* (1999).

⁸⁴Vgl. *Fahrmeir et al.* (2001).

ren stellte sich heraus, dass die Sitzposition im Auto einen maßgeblichen Einfluss auf die Unfallschwere hat, während das Geschlecht von ganz geringer Bedeutung ist⁸⁵. *Kockelman et al.* (2002) untersuchten das Risiko unterschiedlicher Schweregrade im Hinblick auf den Unfalltyp. Hierzu benutzten sie spezielle Datensätze, in denen der Schweregrad eines Unfalls in vier Kategorien unterteilt ist. Schwerpunkt bei der Studie liegt auf dem Einflussfaktor Fahrzeugtyp und auf weiteren Faktoren wie zum Beispiel Unfalltyp, Wetterbedingungen, Geschwindigkeit und Insassencharakteristiken⁸⁶. *Khattak et al.* (2002) haben in ihrer Studie Einflussfaktoren dahingehend untersucht, inwieweit diese auf den Schweregrad eines Unfalls mit älteren Verkehrsteilnehmern einwirken. Hierbei fanden sie heraus, dass die Wahrscheinlichkeit, ernsthaft verletzt zu werden, bei Fahrern ab 65 Jahren durch den Konsum von Alkohol deutlich steigt. Darüber hinaus entdeckten sie, dass das Nutzen ländlicher Fahrzeuge durch ältere Personen (≥ 65 Jahre) die Unfallschwere ebenso ansteigen lässt⁸⁷.

Die Modellierung von Unfällen im Straßenverkehr kann in zwei Kategorien unterteilt werden: Modelle für die Unfallhäufigkeit und Modelle für die Schwere eines Unfalls. In vorhergehenden Abschnitten wurden bereits klassische Regressionsmodelle, Poisson- und Quasi-Poisson-Modelle und auch Negativ-Binomial-Modelle an die Unfalldaten angepasst, um die Häufigkeit eines Unfalls vorherzusagen. Diese Modellkategorien werden vor allem auf einem hoch aggregierten Datenniveau verwendet. Hier werden Schwankungen der Unfallhäufigkeit mit Hilfe von umwelt- und ortsabhängigen Faktoren erklärt. Menschliche Einflussfaktoren kommen bei dieser Modellierungsweise weniger zum Tragen. Bei der Modellkategorie Unfallschwere ist die abhängige Variable auf einem disaggregierten Niveau, da es sich um die Schwere eines individuellen Unfalls handelt. Mit einem einzelnen Unfall zusammenhängende Faktoren wie Fahrereigenschaften, Fahrzeugtyp, Ortslage und Umwelteinflüsse sind typischerweise in die Modellierung miteinbezogen. Sowohl Unfallhäufigkeit als auch Unfallschwere sind für alle an der Verkehrsunfallforschung beteiligten Experten aus Ministerien, Bundesämtern, Industrie, Versicherungsunternehmen sowohl im Rahmen der wissenschaftlichen Auseinandersetzung mit diesem Thema als auch im Hinblick auf ihre gesellschaftspolitische Bedeutung von großer Relevanz. Daher empfiehlt es sich, bei der Modellierung beider Unfallkategorien ihre Entwicklung bestimmenden Faktoren und deren Bedeutung mit hinreichender Genauigkeit zu betrachten.

9.2 Methodik

Bei der Modellierung der Unfallschwere geht es darum, wichtige Faktoren, die für den Schweregrad eines Unfalls bestimmend sind, zu erfassen. Da die Unfallschwere als abhängige Variable von diskreter Natur ist, empfiehlt es sich, Modelle zu verwenden, die den nominalen Charakter berücksichtigen. Hierbei kommen Multinomiale-Logistische-

⁸⁵Vgl. O'Donnell et al. (1996).

⁸⁶Vgl. Kockelman et al. (2002).

⁸⁷Vgl. Khattak et al. (2002).

Regressionsmodelle und geordnete Logit- und Probit-Regressionsmodelle in Frage, bei denen die abhängige Variable nominales Skalenniveau mit mehr als zwei Ausprägungen haben darf und ihre Ausprägungen eine natürliche Ordnung besitzen. Wegen der sogenannten IIA-Annahme („Unabhängigkeit Irrelevanter Alternativen“) ist jedoch der Anwendbarkeit Multinomiale Logistischer Regressionsmodelle deutliche Grenzen gesetzt. Die IIA-Eigenschaft besagt, dass das Verhältnis der Wahrscheinlichkeiten zweier Ausprägungen unabhängig ist von der Verfügbarkeit und den Charakteristika anderer Alternativen. Darüber hinaus trägt das Multinomiale-Logit-Modell der ordinalen Natur diskreter Unfalldaten keine Rechnung. Damit ist gemeint, dass Informationen über die Rangfolge der Unfallschwere (tödlich, schwerverletzt, leichtverletzt) verloren gehen. Das geordnete Logit- und Probit-Modell hingegen tragen dem ordinalen Charakter der Daten Rechnung und sind somit geeignet, wenn die abhängige Variable Werte in geordneten Kategorien annimmt. Die einzige Einschränkung bei der Anwendbarkeit geordneter Probit-Modelle ist die Annahme einer Standardnormalverteilung für die Fehlerterme, während bei geordneten Logit-Modellen eine standard-logistische Verteilung der Fehlerterme unterstellt wird.

Zielgröße: Unfallschweregrad Ziel dieses Abschnittes ist es, wichtige Faktoren, die für den Schweregrad eines Unfalls wesentlich sind, zu erfassen. Die abhängige Variable in dem Modell ist also die Unfallschwere. Die Unfallschwere wird in drei Kategorien unterteilt: tödlich, schwerverletzt und leichtverletzt.

Unabhängige Variablen Der Wahl der erklärenden Variablen liegen folgende Überlegungen zugrunde: Hier werden die im Rahmen der vorgestellten Studien herausgearbeiteten Einflussfaktoren auf die Schwere eines Unfalls berücksichtigt. Diese sind vom Menschen ausgehende Faktoren, Umwelteinflüsse und auch Faktoren, die mit schwerwiegenden Unfällen zusammenhängen. Konkret handelt es sich hier um die Merkmale Drogeneinfluss, Geschwindigkeit, Ortslage und Witterungsbedingungen. Demnach werden 6 erklärende Variablen in das Modell aufgenommen, das sind 4 Wettervariablen, eine Dummy-Kodierte Variable, ob Drogen konsumiert wurden und eine Variable, ob der Unfall innerorts oder außerorts passierte. Die Regressionen werden wie bei der klassischen Regressionsanalyse für vier unterschiedliche Verkehrsarten durchgeführt: Berufsverkehr, Wochenendverkehr, Ferien- und Feiertagsverkehr und Gesamtverkehr.

Modellbeschreibung

Multinomiales Logit-Modell

Die multinomiale logistische Regression dient zur Schätzung von Gruppenzugehörigkeiten bzw. einer entsprechenden Wahrscheinlichkeit hierfür, wobei als abhängige Variable mehr als zwei Ausprägungen (Gruppen) betrachtet werden. Die abhängige Variable kann im multinomialen logistischen Regressionsmodell J nominalskalierte Werte annehmen, wobei

diese Werte der abhängigen Variable gleich $1, 2, \dots, j, \dots, J$ sein können. Diesen Zusammenhang kann man dann wie folgt darstellen:

$$P(y_i = j) = \pi_{ij}, \quad (13)$$

mit π_{ij} als Wahrscheinlichkeit für das Auswählen der Kategorie j von Individuum i . Für jedes Individuum gibt es also J mögliche Wahrscheinlichkeiten. Insgesamt gesehen ist eine Kategorie - willkürlich wählbar, hier allerdings die J -te Kategorie - redundant, denn deren Wahrscheinlichkeit kann wie folgt ermittelt werden:

$$\pi_{iJ} = 1 - (\pi_{i1} + \pi_{i2} + \dots + \pi_{ij} + \dots + \pi_{i(J-1)}). \quad (14)$$

Da das binäre logistische Regressionsmodell ein Spezialfall der multinomialen logistischen Regressionsmodells ist, kann zunächst auf diese Darstellung zurückgegriffen werden:

$$P(y_i = 1) = \pi_i = F(z) = \frac{e^z}{1 + e^z} = \frac{e^{\beta_1 + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_K x_{Ki}}}{1 + e^{\beta_1 + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_K x_{Ki}}}. \quad (15)$$

Die Verallgemeinerung dieses Zusammenhangs kann dann für $j = 1, \dots, J - 1$ wie folgt dargestellt werden:

$$P(y_i = j) = \pi_{ij} = \frac{e^{\beta_{1j} + \beta_{2j} x_{2i} + \dots + \beta_{Kj} x_{Ki}}}{1 + \sum_{r=1}^{J-1} e^{\beta_{1r} + \beta_{2r} x_{2i} + \dots + \beta_{Kr} x_{Ki}}}. \quad (16)$$

Bei der Betrachtung eines multinomialen logistischen Regressionsmodells bedarf es also der Berücksichtigung einer Referenzkategorie, wobei diese willkürlich gewählt werden kann. Die Wahrscheinlichkeitsaussagen auf Basis dieses Regressionsmodells müssen also vor dem Hintergrund einer Referenzkategorie gemacht werden⁸⁸.

Eine Einschränkung des Multinomialen Logit Modells ist wie bereits erwähnt ihre IIA-Eigenschaft. Diese besagt, dass das Wahrscheinlichkeitsverhältnis zweier Alternativen unabhängig ist von der Einführung weiterer Alternativen. Abhängigkeiten zwischen nicht beobachtbaren Faktoren über Alternativen, die möglicherweise vorliegen können, verletzen die IIA-Eigenschaft und können zu inkonsistenten Schätzern führen. Die statistische Ursache dieses Problems ist die Annahme, dass die Fehler über die Alternativen hinweg unabhängig verteilt sind. Wenn manche Alternativen einander mehr ähneln als andere, ist diese Annahme nicht zutreffend. Hinzu kommt, dass das multinomiale logistische Regressionsmodell der ordinalen Struktur diskreter Unfalldaten nicht gerecht wird, so dass folglich die geordnete Information für die Schwere eines Unfalls (klassifiziert nach tödlich, schwer verletzt und leicht verletzt) verloren geht.

⁸⁸Vgl. Fahrmeir et al. (2001).

Geordnetes Probit- und Logit-Modell

Liegen ordinale abhängige Variablen vor, stehen dann durch die Ordnung in den Kategorien Informationen zur Verfügung, die bei einer Schätzung mit Hilfe des multinomialen logistischen Modells nicht genutzt werden würden. Regressionsmodelle für ordinale abhängige Variablen werden üblicherweise über Schwellenwertmodelle motiviert. Grundsätzlich geht man bei ordinalen (=geordneten) abhängigen Variablen von einer unbeobachtbaren (=latenten) Variable y_i^* aus, von der nur eine begrenzte Zahl ($J + 1$) von Ausprägungen beobachtet wird. Bezeichnet man mit y_i den beobachteten Verletzungsschweregrad eines Unfallbeteiligten i , dann ist y_i^* das latente unbeobachtbare Verletzungsschweregrad, und μ_j ($j = 1, 2, 3$) bezeichnet den Schwellenwertparameter (threshold-parameter) für die Verletzungsschwere. Dieser kann beliebig gewählt werden. Die beobachtbaren Unfallschweregrade ergeben sich wie folgt aus dem latenten Modell:

$$\begin{aligned} y_i &= 1 \text{ (keine Verletzten, wenn) } & -\infty < y_i^* \leq \mu_1, \\ y_i &= 2 \text{ (Leichtverletzte, wenn) } & \mu_1 < y_i^* \leq \mu_2, \\ y_i &= 3 \text{ (Schwererletzte, wenn) } & \mu_2 < y_i^* \leq \mu_3, \\ y_i &= 4 \text{ (Getötete, wenn) } & \mu_3 < y_i^* < \infty. \end{aligned}$$

Die unbeobachtbare latente Unfallschwere hat folgende Gestalt:

$$\mathbf{y}^* = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon},$$

mit

- \mathbf{y}^* : $n \times 1$ – Vektor für latentes Ausmaß der Unfallschwere,
- \mathbf{X} : $n \times K$ – Matrix für Indikatorvariablen zu fahrer-, umwelt- und ortsbezogenen
: Einflüssen,
- $\boldsymbol{\beta}$: $K \times 1$ – Vektor,
- $\boldsymbol{\varepsilon}$: $n \times 1$ – Vektor für standardnormal-verteilte Fehlerterme.

Das geordnete Logit-Modell unterscheidet sich von dem geordneten Probit-Modell dahingehend, indem für ε_i eine standard-logistische Verteilung angenommen wird, so dass die Verteilungsfunktion folgende Gestalt hat: $F(z) = \frac{e^z}{1+e^z}$. Bezeichnet man mit y_i das beobachtete Schweregrad einer Verletzung für den Unfallbeteiligten i , dann lassen sich die Wahrscheinlichkeiten der einzelnen Kategorien wie folgt bestimmen:

$$\begin{aligned}
 P(y_i = 1) &= P(-\infty < y_i^* \leq \mu_1) \\
 &= P(-\infty < x_{ik}\beta_k + \varepsilon_i \leq \mu_1) \\
 &= P(\varepsilon_i \leq \mu_1 - x_{ik}\beta_k) \\
 &= \Phi(\mu_1 - x_{ik}\beta_k)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 P(y_i = 2) &= P(\mu_1 < y_i^* \leq \mu_2) \\
 &= \Phi(\mu_2 - x_{ik}\beta_k) - \Phi(\mu_1 - x_{ik}\beta_k)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 P(y_i = 3) &= P(\mu_2 < y_i^* \leq \mu_3) \\
 &= \Phi(\mu_3 - x_{ik}\beta_k) - \Phi(\mu_2 - x_{ik}\beta_k)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 P(y_i = 4) &= P(\mu_3 < y_i^* < \infty) \\
 &= 1 - \Phi(\mu_3 - x_{ik}\beta_k),
 \end{aligned}$$

hierbei bezeichnet $\Phi(\cdot)$ die Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung.

Modellschätzung

Die Schätzung der Koeffizienten der Modelle wird über die Maximum-Likelihood-Methode vorgenommen. Für das geordnete Probit-Modell gilt es also folgende Funktion zu maximieren

$$\max \mathcal{L}(\beta_1, \dots, \beta_K, \mu_1, \dots, \mu_3; y_1, \dots, y_n, x_{12}, \dots, x_{n2}, \dots, x_{1K}, \dots, x_{nK}).$$

Für das Multinomiale Logit-Modell ist folgende Funktion zu maximieren

$$\max \mathcal{L}(\beta_{11}, \dots, \beta_{K(J-1)}; y_1, \dots, y_n, x_{21}, \dots, x_{2n}, \dots, x_{K1}, \dots, x_{Kn}).$$

Die Wahrscheinlichkeit, dass eine Person i den Verletzungsgrad j erfährt, kann folgendermaßen ausgedrückt werden

$$\prod_i (\pi_{ij})^{d_{ij}}$$

mit d_{ij} als binär kodiertem Wert, der das Vorhandensein einer Auswahl der j -ten Kategorie widerspiegelt: d_{ij} nimmt den Wert eins an, wenn der Unfallbeteiligte i in die j -te Verletzungskategorie fällt ($y_i = j$) sonst ist der Wert gleich null. Unter der Annahme, dass die Auswahl eines Entscheidungsträgers unabhängig ist von der Auswahl eines anderen Entscheidungsträgers, kann die Likelihood-Funktion als Produkt der Einzelwahrschein-

lichkeiten $P(y_i = j) = \pi_{ij}$ geschrieben werden

$$\mathcal{L}(\boldsymbol{\beta}) = \prod_{i=1}^n \prod_{j=1}^J (\pi_{ij})^{d_{ij}} = \prod_{i=1}^n (\pi_{i1})^{d_{i1}} \cdot (\pi_{i2})^{d_{i2}} \cdot \dots \cdot (\pi_{ij})^{d_{ij}} \cdot \dots \cdot (\pi_{iJ})^{d_{iJ}}.$$

Die Log-Likelihood-Funktion ist dann gegeben durch:

$$\log \mathcal{L}(\boldsymbol{\beta}) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J d_{ij} \log(\pi_{ij}).$$

Der Parametervektor $\boldsymbol{\beta}$ wird derart bestimmt, dass diese Wahrscheinlichkeitsfunktion möglichst groß wird. Die Maximierung dieser Funktion erfolgt, indem man die erste Ableitung nach den jeweiligen Parametern $\boldsymbol{\beta}$ bildet und diese dann Null setzt⁸⁹. Die Umsetzung im Programmpaket R erfolgt mit Hilfe der Funktion `polr()` aus dem Programmpaket MASS.

Modellwahlkriterien

Zur Beurteilung der Güte der jeweiligen Regressionsmodelle zählen besonders⁹⁰:

Bestimmtheitsmaß nach McFadden

Das Bestimmtheitsmaß nach McFadden wird berechnet über

$$R_{\text{McF}}^2 = 1 - \left(\frac{\log(\mathcal{L}_V)}{\log(\mathcal{L}_0)} \right),$$

mit $\log(\mathcal{L}_0)$ als Log-Likelihood, die auf der Schätzung des Nullmodells basiert und $\log(\mathcal{L}_V)$ ist die Log-Likelihood, die sich aus der Schätzung des untersuchten (vollen) Modells ergibt. Der Wertebereich des Bestimmtheitsmaßes nach McFadden ist auf den Bereich zwischen null und unter eins beschränkt⁹¹. Problematisch bei diesem Gütemaß ist, dass es nur größer werden kann, je mehr unabhängige Variablen in das Modell aufgenommen werden. Um diese Problematik zu umgehen, verwendet man das korrigierte Bestimmtheitsmaß nach McFadden:

$$R_{\text{McFk}}^2 = 1 - \left(\frac{\log(\mathcal{L}_V) - K^*}{\log(\mathcal{L}_0)} \right), \text{ mit}$$

K^* als Anzahl der Koeffizienten, die es im jeweiligen Regressionsmodell zu schätzen gilt. Somit gibt es einen Tradeoff zwischen der logarithmierten Likelihood und der Anzahl der Koeffizienten in dem jeweiligen Regressionsmodell. Auf diese Weise wird mit der korri-

⁸⁹Vgl. Fahrmeir et al. (2001).

⁹⁰Vgl. Winkelmann et al. (2006).

⁹¹Vgl. Fahrmeir et al. (1996).

gierten Version des Bestimmtheitsmaßes nach McFadden eine Erhöhung der Anzahl der Koeffizienten bzw. der unabhängigen Variablen bestraft.

Vorhersage-Performance

Als weiteres und letztes Kriterium für die Beurteilung der Prognosefähigkeit der einzelnen Modelle wird der geschätzte prozentuale Anteil der Unfälle für jedes Unfallschweregrad ins Verhältnis gesetzt mit dem tatsächlich beobachteten Anteil. Das Modell mit der besten Vorhersage-Performance ist das am besten geeignete Modell zur Vorhersage für die Unfallschwere.

Datenbasis

Die Datenbasis bezieht sich auf die Zahl der Verkehrsunfälle in Nordrhein-Westfalen für die Jahre 2001-2013. Diese Unfälle sind kategorisiert nach dem Grad der Verletzung, also nach Unfällen mit Leichtverletzten, mit Schwerverletzten und mit Getöteten. Informationen zu den entsprechenden Unfällen pro Tag sind die Ortslage (innerorts oder außerorts), der Einfluss berauschender Mittel und Witterungsverhältnisse. Betrachtet man in dem Zeitraum 2001 bis 2013 jeden Unfall vereinzelt, ergibt sich eine Stichprobengröße von 793474 Einzelunfällen. Diese Stichprobe setzt sich zusammen aus von 629814 Unfällen mit Leichtverletzten, 155741 Unfällen mit Schwerverletzten und 7919 Unfällen mit Getöteten.

Für die Jahre 2001 bis 2013 sind die Unfälle nach unterschiedlichen Verletzungsgraden tabellarisch zusammengefasst (Tabelle 16). Hierbei ist für jedes Jahr die Anzahl der Unfälle jeder Unfallkategorie ins Verhältnis gesetzt zur Gesamtzahl der Unfälle in diesem Jahr.

Jahr	Unfälle gesamt	tödlich	%-ualer Anteil an Gesamt	schwer- verletzt	%-ualer Anteil an Gesamt	leicht- verletzt	%-ualer Anteil an Gesamt
2001	67944	838	1.23%	14578	21.46%	52528	77.31%
2002	65357	785	1.20%	13610	20.82%	50962	77.98%
2003	65441	758	1.16%	13372	20.43%	51311	78.41%
2004	63593	704	1.11%	12988	20.42%	49901	78.47%
2005	63036	719	1.14%	12272	19.47%	50045	79.39%
2006	61405	595	0.97%	11937	19.44%	48873	79.59%
2007	64206	607	0.95%	12274	19.12%	51325	79.93%
2008	60875	566	0.93%	11493	18.88%	48816	80.19%
2009	59480	507	0.85%	11272	18.95%	47701	80.20%
2010	54264	445	0.82%	10082	18.58%	43737	80.60%
2011	58273	531	0.91%	11374	19.52%	46368	79.57%
2012	56035	460	0.82%	10462	18.67%	45113	80.51%
2013	53565	404	0.75%	10027	18.72%	43134	80.53%

Tabelle 16: Prozentuale Verteilung der Unfälle jeder Unfallkategorie an der Gesamtzahl der Unfälle nach Jahren.

Die Gesamtzahl der Unfälle setzt sich zusammen aus der Zahl der Unfälle mit Leichtverletzten, Schwerverletzten und Getöteten für den inner- und außerörtlichen Verkehr. Aus der prozentualen Verteilung der einzelnen Unfallarten in Tabelle 83 kann man entnehmen, dass von 2001 bis 2013 die Gesamtzahl der Unfälle um 21.16% auf 53565 gesunken ist. Ebenso demonstriert der prozentuale Anteil der Unfälle mit Getöteten einen Abwärtstrend von 838 (1.23%) auf 445 (0.82%) Unfälle von 2001 bis 2010. Obwohl für das Jahr 2011 ein Anstieg von 445 auf 531 Unfälle zu verzeichnen ist, bleibt der prozentuale Anteil dennoch kleiner als in den vergangenen Jahren. Eine ähnliche Entwicklung ist auch für die Zahl der Unfälle mit Schwerverletzten festzustellen und zwar ein Rückgang von 2001 bis 2010 von 14578 (21.46%) auf 10082 (18.58%), während die Unfälle für 2011 auf 11374 (19.52%) stiegen. Ein gegensätzlicher Trend ist demgegenüber für Unfälle mit Leichtverletzten im gleichen Zeitraum zu beobachten.

9.3 Modellanpassung an die Daten

Für die Modellschätzung wird im Folgenden der vorgestellte Datensatz an ein Multinomiales Logit-Modell und an ein Geordnetes Logit- und Probit-Modell angepasst. Die Schätzungen werden zunächst auf Basis des vollständigen Datensatzes durchgeführt. Anschließend werden drei unterschiedliche Datensätze gebildet, damit wichtige Effekte wie Wochenend-, Berufs- und Ferien- und Feiertagsverkehr voneinander getrennt werden. Auf diese Weise wird gewährleistet, dass diese unterschiedlichen Einflüsse nicht einen Zusammenhang zwischen Unfall- und Wetterdaten überlagern. Die abhängige Variable wird

anhand von sechs unabhängigen Variablen erklärt. Diese sind: Ortslage, der Genuss berauschender Mittel und die vier Wetterkomponenten Eis, Regen, Sonne und Schnee. Nachfolgend (Tabelle 17) sind die in den jeweiligen Modellen verwendeten erklärenden Variablen und ihre Kategorien zusammengefasst.

Variable	Definition
Ortslage	1=außerorts, 0=innerorts
Drogenkosnum	1=ja, 0=nein
Eis	metrisch
Regen	metrisch
Sonne	metrisch
Schnee	metrisch

Tabelle 17: Erklärende Variablen und ihre Kodierung.

Multinomiales Logit-Modell

Im Folgenden werden drei Wahrscheinlichkeitsübergänge geschätzt. Aus dem Grund werden drei Logits bestimmt. Es wird immer ein Logit weniger geschätzt als die abhängige Variable Ausprägungen hat, da ein Logit aus den anderen beiden berechnet werden kann. Logit ist hierbei das aus der Eintrittswahrscheinlichkeit logarithmierte *Odds* oder *Risiko* als $Odds = \frac{p}{1-p}$, mit p als Einzelwahrscheinlichkeit. Es gilt:

$$\log \left(\frac{p(\text{Gruppe1})}{p(\text{Gruppe2})} \right) = \log \left(\frac{p(\text{Gruppe1})}{p(\text{Gruppe3})} \right) - \log \left(\frac{p(\text{Gruppe2})}{p(\text{Gruppe3})} \right)$$

In den Regressionsoutputs werden daher Koeffizienten für zwei Gruppen ausgewiesen (leichtverletzt und schwerverletzt), die in Bezug zur Referenzkategorie (tödlich) gesetzt werden müssen. Im Rahmen des Schätzprozesses wird die Unfallschwere mit 1,2 und 3 bezeichnet, das von **leichtverletzt** bis **getötet** reicht. Die Interpretation der Regressionskoeffizienten erfolgt derart, dass kein linearer Zusammenhang zwischen den unabhängigen Variablen und den über die logistische Funktion bestimmten Wahrscheinlichkeiten besteht. Bei Logit-Koeffizienten ändert eine Erhöhung einer unabhängigen Variablen um eine Einheit das logarithmierte Wahrscheinlichkeitsverhältnis um den Faktor β_r . Demnach führt eine Erhöhung der unabhängigen Variable **nicht** zu einer konstanten Erhöhung der abhängigen Variable. Sind die Regressionskoeffizienten negativ, also die *Odds-Ratios* kleiner als 1, bedeutet das, dass man mit dieser Variablenausprägung eher der Referenzkategorie

zuzuordnen ist. Das bedeutet, dass die Wahrscheinlichkeit eines Unfalls in dieser Kategorie geringer ist als die Wahrscheinlichkeit, bei einem Unfall getötet zu werden. Umgekehrt ist bei einem positiven Vorzeichen (*Odds-Ratios* größer als 1) die Wahrscheinlichkeit eines Unfalls in der Gruppe, aus der man das Ergebnis abliest, höher als in der Referenzgruppe zu landen. Die Schätzergebnisse sind im Anhang tabellarisch zusammengefasst.

Aus den Schätzergebnissen kann man entnehmen, dass von den verwendeten 6 erklärenden Variablen die Variablen für Eis und Regen nicht signifikant von Null verschieden sind und somit keinen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit haben, bei einem Unfall schwer verletzt zu werden. Betrachtet man beispielsweise die Wirkungsrichtung der Variable Ortslage anhand der *Odds-Ratios* bzw. der *Effekt-Koeffizienten* (e^β), so bedeutet ein Wert von $e^{-34.36} = 1.20 \cdot 10^{-15}$ bei Ortslage in der „Leichtverletzten-Gruppe“, dass sich das Verhältnis *leichtverletzt:getötet* um den Faktor 0 verringert, wenn sich ein Unfall auf Landstraßen ereignet. Es stellt sich somit bei Unfällen auf Landstraßen folgendermaßen dar 0:1 (*leichtverletzt:getötet*). Man wird also eher getötet als leicht verletzt, wenn ein Unfall außerorts passiert. Die Schätzergebnisse für die Dateien „Berufs-, Wochenend-, und Ferien- und Feiertagsverkehr“ befinden sich im Anhang.

Aus den Parameterschätzungen für den Berufsverkehr kann man entnehmen, dass die Einflussvariablen Drogen, Regen und Eis keine signifikante Wirkung auf die Wahrscheinlichkeit haben, bei einem Unfall leicht und/oder schwer verletzt zu werden. Anhand der Schätzergebnisse für den Wochenendverkehr kann man folgern, dass auch hier die Variablen Regen und Eis keinen Einfluss darauf haben, bei einem Unfall leicht und/oder schwer verletzt zu werden. Ebenso verhält es sich mit den Schätzergebnissen für die Datei Schulferien- und Feiertagsverkehr. Hier sind neben den Einflussfaktoren Regen und Eis die Variablen Sonne und Schnee nicht signifikant. Wichtig ist in diesem Zusammenhang die Wirkungsweise der beiden Einflussgrößen Ortslage und Drogen. Hierbei sind die *Odds-Ratios* der Ortslage für alle Verkehrsarten immer kleiner als eins, das bedeutet, dass man bei Unfällen außerorts unabhängig von der Verkehrsart eher getötet als leicht oder schwer verletzt wird. Hingegen verhält es sich mit der Einflussgröße Drogen anders. Zum Berufsverkehr hat der Genuss berauschender Mittel keinen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit, bei einem Unfall getötet, schwer oder leicht verletzt zu werden. Beim Genuss berauschender Mittel ist die Wahrscheinlichkeit, dass man bei Unfällen am Wochenende eher leicht und/oder schwer verletzt wird größer als getötet zu werden. Im Gegensatz dazu sind die *Odds-Ratios* der Einflussvariable Drogen im Ferien- und Feiertagsverkehr kleiner als eins. Das besagt, dass man bei Drogenkonsum an Ferien- und Feiertagen bei einem Verkehrsunfall eher getötet als leicht und/oder schwer verletzt wird.

Eine Maßzahl für den Einfluss von erklärenden Variablen sind Marginaleffekte. Marginale Effekte jeder Einflussgröße auf verschiedene Kategorien der abhängigen Variable sind definiert als die Ableitung der Dichtefunktion nach einer bestimmten unabhängigen Ein-

flussgröße in einem bestimmten Punkt. Da der marginale Effekt von allen Werten einer erklärenden Variable abhängt, werden meistens durchschnittliche marginale Effekte berechnet, indem man die marginalen Effekte im Mittelwert der erklärenden Variablen berechnet⁹². Diese geben an, um wie viele Prozentpunkte sich die Wahrscheinlichkeit des interessierenden Ereignisses im Mittel aller (gruppenspezifischen) Beobachtungen verändert, wenn sich die betreffende erklärende Variable um eine Einheit (marginal) erhöht. Bei metrischen Einflussgrößen ist der Marginaleffekt die Auswirkung, die eine Veränderung einer erklärenden um eine Einheit auf die Wahrscheinlichkeit für das Eintreten einer bestimmten Kategorie der abhängigen Variable hat. Bei dummy-codierten Variablen hingegen sind die Marginaleffekte die Ableitung der Dichtefunktion nach der jeweiligen Dummy-Variable und somit der Einfluss, den eine Änderung einer Einflussgröße auf die Wahrscheinlichkeit für das Eintreten einer bestimmten Kategorie hat.

Betrachtet man die marginalen Effekte jeder erklärende Variable für jeden Datensatz und für jeden der Unfallschweregrade, ist festzustellen, dass der Genuss berauscher Mittel für den Gesamtverkehr und für den Wochenendverkehr einen positiven Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit hat, leicht verletzt zu werden, aber einen negativen Effekt auf das Risiko schwer verletzt oder getötet zu werden (siehe Tabelle 276 im Anhang). Hingegen verhält es sich zu Ferien- und Feiertagen genau anders herum. Hier erhöht der Genuss berauscher Mittel das Risiko schwer verletzt oder getötet zu werden, während die Wahrscheinlichkeit einer leichten Verletzung beim Genuss berauscher Mittel an Ferien- und Feiertagen zurückgeht. Der Einfluss der Ortslage auf die Wahrscheinlichkeit leicht- oder schwer verletzt oder getötet zu werden, ist hingegen für alle Verkehrsarten gleich. Während das Risiko einer leichten Verletzung auf Landstraßen sinkt, steigt hingegen die Wahrscheinlichkeit, bei einem Unfall außerorts schwer verletzt oder getötet zu werden. Bei einer Betrachtung der Marginaleffekte der Niederschlagshöhe stellt man fest, dass über die einzelnen Schweregrade hinweg keine konsistenten und logischen Effekte vorliegen. Während Witterungseffekte in Form von Regen, die Wahrscheinlichkeit schwer verletzt zu werden, reduzieren, erhöht sich hingegen bei Regen das Risiko, leicht verletzt oder getötet zu werden. Wie im weiteren Verlauf dieser Arbeit zu sehen sein wird, liegen solche Inkonsistenzen bei dem geordneten Probit- und Logit-Modell nicht vor.

Modellgüte und Vorhersage-Performance In der nachfolgenden Tabelle (18) sind beide Bestimmtheitsmaße nach McFadden für die jeweiligen Modelle aller Verkehrsarten zusammengefasst. Hier zeigt sich, dass das Unfall-Modell für die Datei „Wochenendverkehr“ mit einer Prognosegüte von 44.70% am besten abschneidet. Außerdem repräsentiert dieser Wert eine gute Schätzung.

⁹²Vgl. Greene (2000).

	R_{McF}^2	R_{McFk}^2
Gesamtverkehr	0.4079	0.4079
Berufsverkehr	0.4125	0.4125
Wochenendverkehr	0.4470	0.4469
Ferien- und Feiertagsverkehr	0.3117	0.3108

Tabelle 18: Bestimmtheitsmaße der einzelnen Unfallschwere-Modelle für jede Verkehrsart.

In Tabelle 19 wird im nächsten Schritt die Vorhersage-Performance für jedes Unfallmodell in jeder Verkehrsart zusammengefasst. Hierbei wird der beobachtete Anteil der Unfallschweregrade ins Verhältnis gesetzt zum vorhergesagten Anteil. Es zeigt sich, dass für alle Verkehrsarten die Unfallkategorie „tödlich“ die schlechteste Vorhersage-Performance besitzt, während die beste Performance in der Kategorie der Leichtverletzten auftaucht. Darüber hinaus weisen die Schätzergebnisse darauf hin, dass das Multinomiale logistische Modell Unfälle mit Getöteten und Schwerverletzten unterschätzt, während Unfälle mit Leichtverletzten überschätzt werden.

	tatsächlich	vorhergesagt	Performance
leicht verletzt	79.37%	86.87%	109.43%
	80.73%	88.21%	109.27%
	75.97%	84.42%	111.12%
	74.71%	80.80%	108.14%
schwer verletzt	19.63%	13.00%	66.23%
	18.41%	11.66%	63.33%
	22.68%	15.44%	68.09%
	23.55%	18.77%	79.72%
tödlich	1.00%	0.14%	13.67%
	0.86%	0.13%	14.71%
	1.35%	0.14%	10.25%
	1.74%	0.43%	24.61%

Tabelle 19: Vorhersage-Performance der einzelnen Unfallschwere-Modelle für jede Verkehrsart (Gesamtverkehr, **Berufsverkehr**, **Wochenendverkehr**, **Ferien- und Feiertagsverkehr**) - Multinomiales-Logit-Modell.

Geordnetes Probit-Modell

Die Schätzergebnisse für das geordnete Probit-Modell sind im Anhang für alle Verkehrsarten aufgelistet. Im Hinblick auf die Signifikanz ist festzustellen, dass nur für den Datensatz „Ferien- und Feiertagsverkehr“ die Variable für die Niederschlagshöhe nicht signifikant von Null verschieden ist. Die Richtung der Wirkungsweise der einzelnen Parameter in den verschiedenen Verkehrsarten unterscheiden sich nur geringfügig voneinander. Während bei allen Witterungszuständen die Wahrscheinlichkeit geringer wird, schwer verletzt oder getötet zu werden, verhält es sich mit der Ortslage anders herum. Hier steigt das Risiko, bei einem Unfall umzukommen, erheblich, wenn ein Unfall außerorts passiert. Darüber hinaus ist die Wirkungsweise beim Drogenkonsum abhängig von der Verkehrsart. Beim Genuss berauschender Mittel an Ferien- und Feiertagen steigt die Wahrscheinlichkeit, in der Kategorie der Schwerverletzten oder Getöteten zu landen, während sie in allen anderen Verkehrsarten abnimmt. Ein positives Vorzeichen bei den Koeffizienten bedeutet, dass mit zunehmendem Wert des Koeffizienten die Wahrscheinlichkeit dafür steigt, in einer höheren Kategorie zu landen, also schwer verletzt oder getötet zu werden, während bei einem negativen Koeffizienten die Wahrscheinlichkeit dafür steigt, leichte Verletzungen zu erleiden.

Bei der Betrachtung der marginalen Effekte (Tabelle 281 im Anhang) zeigt sich, dass Wit-

terungseffekte die Zahl der Unfälle mit Getöteten in keinster Weise beeinflussen. Lediglich an Ferien- und Feiertagen bewirkt Eisbildung, dass die Zahl der Unfälle mit Getöteten zurückgeht. In den beiden anderen Kategorien Leichtverletzte und Schwerverletzte bewirkt das Wetter einen Rückgang der Wahrscheinlichkeit, schwer verletzt zu werden, während sich die Wahrscheinlichkeit für das Eintreten von Unfällen mit Leichtverletzten erhöht. Die Richtung der Wirkungsweise berauschender Mittel ist von der Verkehrsart abhängig. Während am Wochenende und in der Woche beim Genuss von Drogen die Wahrscheinlichkeit, leicht verletzt zu werden, steigt und das Risiko, schwer verletzt zu werden, sinkt, verhält es sich an Ferien- und Feiertagen genau umgekehrt. Betrachtet man hingegen den Einfluss der Ortslage auf die Unfallschwere, so ist für alle Verkehrsarten ein konsistenter Effekt festzustellen. Während die Wahrscheinlichkeit einer leichten Verletzung im außerörtlichen Verkehr sinkt, steigt hingegen das Risiko bei einem Unfall auf Landstraßen getötet oder schwer verletzt zu werden. Eine Konsistenz im Hinblick auf die Vorzeichen einzelner Koeffizienten ist dahingehend festzustellen, dass sich die Vorzeichen vor allem bei der Kategorie der Leichtverletzten umkehren. Begründet werden, kann dieser Umstand damit, dass Leichtverletzte gewissermaßen das Gegenteil von Unfällen mit schwerwiegenden Folgen sind und das zugrunde liegende Modell den Schweregrad auf Unfälle zuweist. Obwohl sich die Parametervorzeichen bei der Kategorie der Leichtverletzten durchgehend umkehren, ist hier allerdings anzumerken, dass sich jeder Parameterwert in jeder Kategorie durchgehend ändert.

Modellgüte und Vorhersage-Performance Tabelle 20 enthält für jedes Modell und für jede Verkehrsart beide Bestimmtheitsmaße nach McFadden. Auch hier zeigt sich, dass das Unfallmodell für die Datei „Wochenendverkehr“ mit einer Prognosegüte von 40.14% am besten abschneidet. Darüber hinaus repräsentiert dieser Wert eine gute Schätzung.

	R_{McF}^2	R_{McFk}^2
Gesamtverkehr	0.3582	0.3582
Berufsverkehr	0.3568	0.3568
Wochenendverkehr	0.4014	0.4001
Ferien- und Feiertagsverkehr	0.2860	0.2846

Tabelle 20: Bestimmtheitsmaße der einzelnen Unfallschwere-Modelle für jede Verkehrsart.

	tatsächlich	vorhergesagt	Performance
leicht verletzt	79.37%	79.75%	100.48%
	80.73%	81.08%	100.43%
	75.97%	76.22%	100.33%
	74.71%	74.93%	100.29%
schwer verletzt	19.63%	18.90%	96.27%
	18.41%	17.71%	96.20%
	22.68%	22.06%	97.26%
	23.55%	23.01%	97.72%
tödlich	1.00%	1.35%	73.89%
	0.86%	1.21%	71.11%
	1.35%	1.72%	78.35%
	1.74%	2.06%	84.40%

Tabelle 21: Vorhersage-Performance der einzelnen Unfallschwere-Modelle für jede Verkehrsart - Ordered-Probit-Modell.

In Tabelle 21 sind für jedes Probit-Modell die Vorhersage-Performance zusammengefasst. Hierbei zeigt sich, dass für jede Unfallkategorie die Datei für den Schulferien- und Feiertagsverkehr am besten abschneidet. Vergleicht man die Kategorien untereinander, so stellt man fest, dass die Kategorie „tödlich“ die schlechteste Vorhersage-Fähigkeit besitzt. Darüber ist festzustellen, dass das geordnete Probit-Modell Unfälle mit Leichtverletzten und Getöteten überschätzt, während Unfälle mit Schwerverletzten unterschätzt werden.

Geordnetes Logit-Modell

Die Schätzergebnisse zu den geordneten Logit-Modellen für alle Verkehrsarten sind tabellarisch im Anhang zusammengefasst. Beim Berufsverkehr hat die Variable Regen keinen signifikanten Einfluss auf die Unfallschwere, während beim Ferien- und Feiertagsverkehr die Variablen Regen und Sonne die Unfallschwere nicht signifikant beeinflussen. Ebenso wie beim geordneten Probit-Modell ist auch hier zu erkennen, dass sich die Wirkungsrichtungen der Parameter in jeder Verkehrsart nur geringfügig voneinander unterscheiden. Während an Ferien- und Feiertagen beim Genuss berauschender Mittel das Risiko steigt, schwer verletzt oder getötet zu werden, ist es an anderen Verkehrstagen beim Drogenkonsum wahrscheinlicher, in die Kategorie der Leichtverletzten zu fallen. Die Wirkungsrichtung der Variable Ortslage ist in jeder Untersuchungsgruppe konsistent. Hier wird in den Schätzergebnissen sinngemäß wiedergegeben, dass außerorts wegen der zulässigen

Höchstgeschwindigkeiten die Wahrscheinlichkeit dafür steigt, in die Kategorie der Schwer-
verletzten oder Getöteten zu fallen.

Die marginalen Effekte (siehe Tabelle 286 im Anhang) zu dem geordneten Logit-Modell unterscheiden sich nur geringfügig voneinander. Während Witterungseffekte auf Unfälle mit Getöteten in keinsten Weise einen Einfluss ausüben, ist auch hier ein konsistenter Einfluss der Ortslage wie beim geordneten Probit-Modell beobachtbar.

Modellgüte und Vorhersage-Performance Tabelle 22 enthält für jedes Modell und für jede Verkehrsart beide Bestimmtheitsmaße nach McFadden. Man erkennt, dass auch hier das Unfallmodell für die Datei „Wochenendverkehr“ mit einer Prognosegüte von 44.72% am besten abschneidet.

	R_{McF}^2	R_{McFk}^2
Gesamtverkehr	0.4078	0.4078
Berufsverkehr	0.4144	0.4144
Wochenendverkehr	0.4472	0.4471
Ferien- und Feiertagsverkehr	0.3255	0.3238

Tabelle 22: Bestimmtheitsmaße der einzelnen Unfallschwere-Modelle für jede Verkehrsart.

	tatsächlich	vorhergesagt	Performance
leicht verletzt	79.37%	79.56%	100.24%
	80.73%	80.91%	100.23%
	75.97%	76.16%	100.25%
	74.71%	74.99%	100.37%
schwer verletzt	19.63%	19.44%	99.05%
	18.41%	18.23%	99.03%
	22.68%	22.49%	99.16%
	23.55%	23.33%	99.08%
tödlich	1.00%	1.00%	99.90%
	0.86%	0.85%	99.34%
	1.35%	1.35%	99.85%
	1.74%	1.68%	96.34%

Tabelle 23: Vorhersage-Performance der einzelnen Unfallschwere-Modelle für jede Verkehrsart - Ordered-Logit-Modell.

Tabelle 23 demonstriert die Vorhersagegüte der geordneten Logit-Modelle für jede Verkehrsart. Dabei ist festzustellen, dass das geordnete Logit-Modell, mit Ausnahme der tödlich endenden Unfälle zu Ferien- und Feiertagen, mehr als 90% der Unfallschweregrade richtig vorhergesagt. Dieser Umstand deutet darauf hin, dass diese Modellart die beste Güte unter den drei Modellklassen besitzt.

9.4 Modellvergleich und Modellwahl

Im Folgenden geht es darum, auf der Grundlage des Bestimmtheitsmaßes von McFadden und der Vorhersage-Performance das Modell mit der besten Güte zur Vorhersage der Unfallschwere auszuwählen.

	MNL	OP	OL
Gesamtverkehr	0.4079	0.3582	0.4078
Berufsverkehr	0.4125	0.3568	0.4144
Wochenendverkehr	0.4470	0.4014	0.4472
Ferien- und Feiertagsverkehr	0.3117	0.2860	0.3255

Tabelle 24: R_{McF}^2 für jede Modellart.

	MNL	OP	OL
	leicht verletzt		
Gesamtverkehr	91.38%	99.52%	99.76%
Berufsverkehr	91.52%	99.57%	99.77%
Wochenendverkehr	89.99%	99.67%	99.75%
Ferien- und Feiertagsverkehr	92.47%	99.71%	99.63%
	schwer verletzt		
Gesamtverkehr	66.23%	96.27%	99.05%
Berufsverkehr	63.33%	96.20%	99.03%
Wochenendverkehr	68.09%	97.26%	99.16%
Ferien- und Feiertagsverkehr	79.72%	97.72%	99.08%
	tödlich		
Gesamtverkehr	13.67%	73.89%	99.90%
Berufsverkehr	14.71%	71.11%	99.34%
Wochenendverkehr	10.25%	78.35%	99.85%
Ferien- und Feiertagsverkehr	24.61%	84.40%	96.34%

Tabelle 25: Vorhersage-Performance für jede Modellart und für jede Verkehrsart.

Beim Vergleich der Bestimmtheitsgrade der einzelnen Modelle für jede Verkehrsart stellt man fest, dass das geordnete Logit-Modell basierend auf diesem Gütemaß die beste Vorhersagefähigkeit besitzt (Tabelle 24). Bei der Gegenüberstellung der Vorhersage-Performance stellt sich ebenfalls heraus, dass das geordnete Logit-Modell in jeder Kategorie die beste Performance besitzt (Tabelle 25). Mit Blick auf diese Ergebnisse, kann man nun schlussfolgern, dass das geordnete Logit-Modell basierend auf beiden Gütekriterien die beste Performance aufweist und somit am ehesten dafür geeignet ist, die Unfallschwere vorherzusagen. Ebenso wichtig ist auch in diesem Zusammenhang die Würdigung der Bestimmtheitsmaße für jede Verkehrsart. Durch die Bildung unterschiedlicher Datensätze werden wichtige Einflussfaktoren wie Berufs-, Wochenend- und Ferien- und Feiertagsverkehr voneinander getrennt betrachtet. Deshalb sind die Dateien homogen. Das wiederum

hat den Vorteil, dass man bei der Vorhersage der Unfallschwere nicht Gefahr läuft, dass diese wichtigen Effekte einen Zusammenhang zwischen Unfall- und Wetterdaten überlagern. Das Bestimmtheitsmaß beim Unfallschwere-Modell für den Gesamtverkehr beträgt 40.79% (MNL). Betrachtet man jedoch den Einfluss von Witterungseffekten, der Ortslage und von Drogen auf die Unfallschwere für den Wochenendverkehr, so steigt dieses Gütemaß um ca. 10% auf 44.72%. Dieser Umstand kann damit erklärt werden, dass das Wetter als Rahmenbedingung für das Verkehrsgeschehen an den Wochenenden weit stärker wirkt als im Berufsverkehr. Es zeigt sich also, dass die Wetterbedingungen das Verkehrsaufkommen insbesondere an den Wochenenden ganz wesentlich bestimmen. Dieser Tatbestand wiederum verbessert die Vorhersagegüte der Modelle für die Unfallschwere. Im Hinblick auf die Modellkomponente Drogen wurde anhand der Schätzergebnisse festgestellt, dass dieser einen durchweg signifikanten Einfluss auf die Schwere eines Unfalls hat. Lediglich die Richtung der Wirkungsweise war abhängig von der Art des Verkehrs. Während die Wahrscheinlichkeit, schwer verletzt oder getötet zu werden, beim Genuss berauschender Mittel an Ferien- und Feiertagen steigt, verhält es sich an den restlichen Tagen genau umgekehrt. Im Rahmen einer explorativen Analyse der Verteilung der Unfälle unter Drogeneinfluss wurde festgestellt, dass sich die meisten Unfälle unter Drogeneinfluss an Wochenenden ereignen (siehe Abbildung 95). Demnach sind Unfälle, denen als Ursache der Genuss berauschender Mittel zugrunde liegt, vorwiegend Wochenendunfälle. Es handelt sich somit um Unfälle im Freizeitverkehr. In gleicher Weise handelt es sich bei Drogenunfällen an Ferien- und Feiertagen um Unfälle im Freizeitverkehr. Daraus kann man die Schlussfolgerung ziehen, dass der Genuss berauschender Mittel als mögliche Unfallursache an Ferien- und Feiertagen schwerwiegendere Folgen hat, als im Berufsverkehr. Bezüglich des Einflusses der Ortslage auf die Unfallschwere wurde hier ebenso festgestellt, dass dieser für alle Verkehrsarten und in allen Modellierungsweisen einen durchweg konsistenten und von Null verschiedenen Einfluss auf den Schweregrad eines Unfalls hat. Die Schätzergebnisse demonstrieren, dass das Risiko, auf Landstraßen tödlich zu verunglücken, deutlich höher ist als im innerörtlichen Verkehr. Im Zusammenhang mit der deskriptiven Analyse wurde festgestellt, dass Unfälle auf Außerortsstraßen schlimmere Folgen haben, weil Landstraßen als Straßengattung sehr hohe Risiken bergen. Zu hohe Geschwindigkeiten, Gegenverkehr und Überholmanöver führen zu schweren Unfällen. Diese Tatsache, dass das Unfallgeschehen außerorts anderen Gesetzmäßigkeiten unterliegt und damit schwerwiegende Folgen hat, wird in allen Unfallschwere-Modellen für jede Verkehrsart konsistent und sinngemäß wiedergegeben.

9.5 Identifizierung und Auswirkungen von Einflussfaktoren auf die Unfallschwere

Identifizierung von Faktoren auf die Unfallschwere

Nachdem nun das geordnete Logit-Modell als das endgültige und beste Modell zur Vorhersage der Unfallschwere ausgewählt wurde, haben je nach Verkehrsart fast alle unabhängige

gen Variablen einen signifikanten Einfluss auf die Unfallschwere und können demzufolge als Ursachen für die Unfallschwere identifiziert werden. Diese Einflussfaktoren auf die Unfallschwere sind in den Tabellen 287 bis 290 im Anhang zusammengefasst. Für den Gesamt- und Wochenendverkehr handelt es sich hierbei konkret um Witterungseinflüsse wie Eisbildung, Sonne, Regen und Schnee, um den Genuss berauschender Mittel und darum, ob der Unfall innerorts oder außerorts passiert ist. Beim Berufsverkehr haben bis auf Regen alle Faktoren einen signifikanten Einfluss auf die Unfallschwere. Für die Datei „Ferien- und Feiertagsverkehr“ sind die beiden Wetterkomponenten Sonne und Regen nicht signifikant von Null verschieden und haben somit keinen Einfluss auf den Schweregrad eines Unfalls. Hierbei zeigt sich auch, dass beim geordneten Probit-Modell für jede Verkehrsart die gleichen Einflussfaktoren auf die Unfallschwere identifiziert werden. Beim Multinomialen Logit-Modell verhält es sich hingegen anders. Beim Ferien- und Feiertagsverkehrs stimmen zwei der identifizierten Einflussfaktoren überein, während beim Berufs- und Wochenendverkehr nur drei übereinstimmen. Beim Gesamtverkehr hingegen sind drei der identifizierten Einflussfaktoren übereinstimmend mit den des geordneten Logit-Modells. Eine detaillierte Analyse darüber, wie stark die Auswirkungen dieser auf Basis des geordneten Logit-Modells identifizierten Faktoren auf die Unfallschwere sind, wird im Folgenden durchgeführt.

Untersuchung der Auswirkungen von Faktoren auf die Unfallschwere

Bis auf das Modell für den Ferien- und Feiertagsverkehr wurden mit Hilfe des geordneten Logit-Modells 6 Einflussfaktoren auf die Schwere eines Straßenverkehrsunfalls identifiziert. Hierbei handelt es sich um Witterungseinflüsse, um den Konsum berauschender Mittel und darum, ob sich ein Unfall außerorts ereignet. Von diesen 6 Einflussfaktoren können zwei im Rahmen verkehrspolizeilicher Maßnahmen kontrolliert bzw. beeinflusst werden. Die erste Variable ist der Genuss berauschender Mittel, der durch repressive und aufklärende Maßnahmen sanktioniert werden kann. Repressive Maßnahmen beziehen sich hierbei auf den Bußgeldkatalog, während bei aufklärenden Maßnahmen die Folgen der Regelübertretung erläutert werden. Bei der zweiten Variable geht es um das Geschwindigkeitsverhalten. Diese Variable ist nicht direkt verfügbar, sondern wird aus der Einflusskomponente Ortslage abgeleitet. Hierbei wird im Folgenden die Vorstellung vertreten, dass überhöhte Geschwindigkeiten eine Hauptursache dafür sind, im außerörtlichen Verkehr tödlich zu verunglücken. Die Einflussnahme auf diese Variable erfolgt durch Kontrollen und durch Sanktionierungen im Falle von Geschwindigkeitsüberschreitungen. In der nachfolgenden Analyse wird in Einzeluntersuchungen abgeklärt, welche Auswirkungen eine Veränderung dieser beiden Einflusskomponenten im Rahmen verkehrspolitischer Maßnahmen auf die Unfallschwere hätte. Dabei wird die einschränkende Modellvorstellung vertreten, dass die durchgeführten Veränderungen annahmegemäß die berechneten Auswirkungen erzielen. Der zugrunde liegende Datensatz lässt keine Aussagen darüber treffen, wieviele Autofahrer nach einer Verkehrskontrolle weniger Alkohol konsumieren würden. Eine weiterführende Verbesserung der nachfolgenden Untersuchung wäre dahin gehend gegeben, wenn

Informationen unmittelbar nach Durchführung einer Verkehrskontrolle vorliegen. Während bei Geschwindigkeitskontrollen derartige Informationen mit Hilfe von Radaranlagen vorliegen, sieht es bei Alkoholkontrollen anders aus. Hier wäre eine Datenerhebung bzw. Messung nützlich, die unmittelbar Auskunft darüber gibt, ob Verkehrsteilnehmer nach Durchführung einer Verkehrskontrolle weniger Alkohol am Steuer konsumieren.

Genuss berauschender Mittel Der Genuss von Drogen wurde anhand des geordneten Logit-Modells als ein signifikanter Einflussfaktor auf die Unfallschwere identifiziert. Der Anteil von Unfällen unter dem Einfluss berauschender Mittel an der Gesamtzahl der Unfälle für die Jahre 2001 bis 2014 betrug ungefähr 6%. Allerdings variiert der Anteil der drogenbedingten Unfälle beachtlich in Abhängigkeit vom Schweregrad eines Unfalls. Ein Beispiel dafür liefert die Abbildung 39, in der der Anteil der Unfälle unter Alkoholeinfluss für jede Unfallkategorie dargestellt wird. Während der Trend für den Anteil der Alkoholunfälle an Leichtverletzten und Schwerverletztenunfällen nahezu unverändert bleibt, erkennt man bei der Gruppe der Getöteten einen Anstieg insbesondere für das Jahr 2013. Aus der prozentualen Verteilung der Alkoholunfälle nach der Unfallschwere stellt man fest, dass Unfälle unter Drogeneinfluss in einer starken Beziehung zum Schweregrad eines Unfalls stehen. Die nachfolgende Einzeluntersuchung zielt in erster Linie darauf ab, diese Beziehung und damit zusammenhängende Faktoren eingehender zu analysieren.

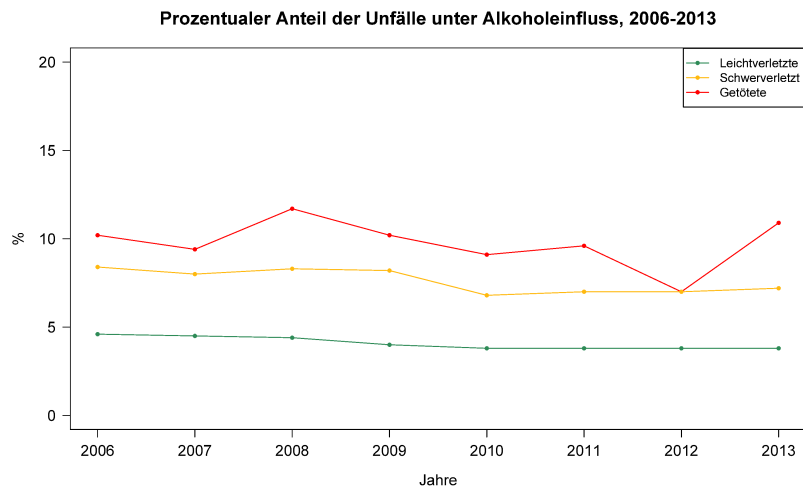


Abbildung 93: Prozentuale Verteilung der Alkoholunfälle in NRW, 2006 bis 2013.

In Abbildung 94 wird die prozentuale Verteilung der Unfälle (mit Leichtverletzten, Schwerverletzten und Getöteten im inner- und außerörtlichen Verkehr) über die Wochentage präsentiert. Man erkennt, dass die Anzahl der Unfälle am geringsten an Samstagen und

Sonntagen ist, während der Freitag der unfallträchtigste Wochentag ist. Dagegen ereignen sich besonders viele Drogenunfälle an den beiden Wochenendtagen Samstag und Sonntag mit einem Anteil von 20.4% bzw. 21.1%. Die wenigsten Drogenunfälle ereignen sich dienstags und mittwochs (Abbildung 95). Die Ergebnisse dieser deskriptiven Analyse weisen eindeutig darauf hin, dass Wochentage Drogenunfälle wesentlich beeinflussen.

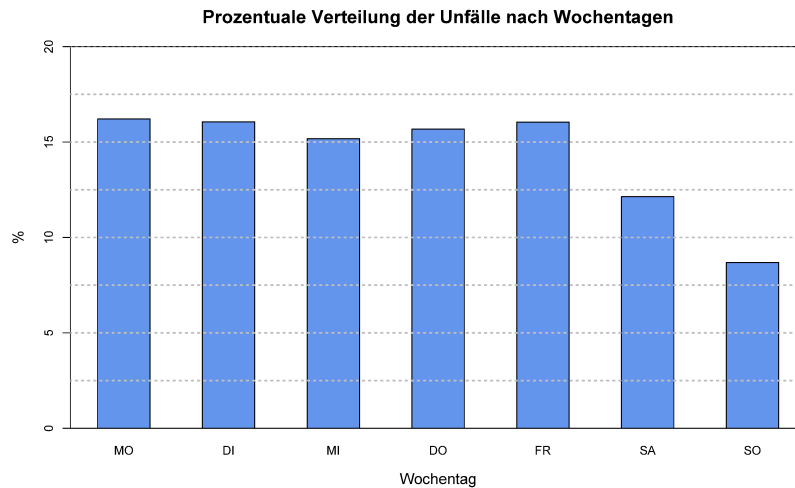


Abbildung 94: Prozentuale Verteilung der Unfälle nach Wochentagen 2013.

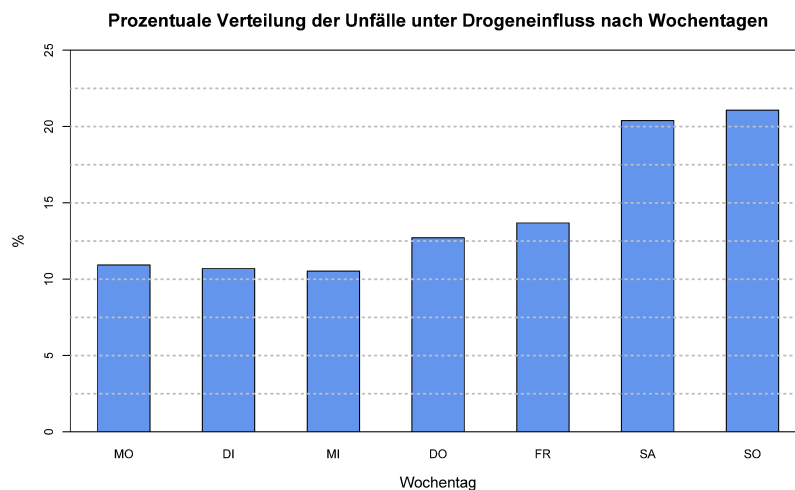


Abbildung 95: Prozentuale Verteilung der Drogenunfälle nach Wochentagen 2013.

Um diesen Einfluss eingehender zu untersuchen, wird im Folgenden von der Anwendung des geordneten Logit-Modells derart Gebrauch gemacht, indem bei der Datei für den Gesamtverkehr der Anteil der Unfälle unter dem Einfluss berauschender Mittel um 10% reduziert wird. Hierbei werden 10% der Unfälle unter Drogeneinfluss zufällig ausgewählt und von „1“ zu „0“ umkodiert. Auf diese Weise wird ein neuer Datensatz mit weniger Drogenunfällen gebildet und an ein geordnetes Logit-Modell angepasst. Ziel hierbei ist es, herauszuschätzen, wie sich die Verteilung der Unfallschwere ändert. In der nachfolgenden Tabelle (26) sind die auf Basis der Vorhersage berechneten Reduktionsraten zusammengefasst.

	tödlich	schwer verletzt	leicht verletzt
Prozentualer Rückgang	-1.44%	-9.25%	2.3%

Tabelle 26: Prozentualer Rückgang der Unfallschwere durch eine Reduktion der Drogenunfälle um 10%.

Es ist festzustellen, dass ein Rückgang der Unfälle unter Drogeneinfluss zu einer Reduktion der tödlich endenden Unfälle um 1.44% führt. Das heißt, dass beispielsweise für das Jahr 2013 sechs Menschenleben gerettet worden wären, wenn jeder zehnte Fahrer nicht Drogen konsumieren und fahren würde. Unfälle mit Schwerverletzten würden sich um 9.25% reduzieren. Damit würden 28 Menschen weniger bei einem Straßenverkehrsunfall schwer verletzt werden. Unfälle mit Leichtverletzten hingegen würden um 2.3% steigen. Eine mögliche Begründung für diesen Anstieg ist, dass eine Umverteilung in den Unfallschweregraden stattfindet. Das bedeutet, dass durch eine Reduktion des Drogenkonsums am Steuer die Zahl der Schwerverletzten und Getöteten abnimmt, während die Zahl der Leichtverletzten zunimmt.

	tödlich	schwer verletzt	leicht verletzt
Prozentualer Rückgang	-2.85%	-8.36%	2.53%

Tabelle 27: Prozentualer Rückgang der Unfallschwere durch eine Reduktion der Wochenend-Drogenunfälle um 10%.

In Tabelle 27 sind die Auswirkungen einer 10%-igen Reduktion der Drogenunfälle an

Samstagen und Sonntagen zusammengefasst. Für die Regressionsanalyse wurde die Datei „Wochenendverkehr“ verwendet. Diese Datei wurde derart geändert, dass ein neuer Datensatz mit 10% weniger Drogenunfällen an Wochenenden an ein geordnetes Logit-Modell angepasst wurde. Hierbei zeigt sich, dass eine Reduktion der Drogenunfälle an den Wochenendtagen Samstag und Sonntag einen ca. 3%-igen Rückgang der Unfälle mit Getöteten nach sich zieht. Das bedeutet, dass 2013 3 Personen weniger an den Folgen eines Verkehrsunfalls gestorben wären. Das wiederum entspricht der Hälfte einer Gesamtreduktion, bei der 10% weniger Drogenunfälle an allen Wochentagen stattfinden. Wenn man bedenkt, dass ca. 21% der gesamten Unfälle an den beiden Wochenendtagen Samstag und Sonntag passieren, erscheint es im Hinblick auf eine Gesamtreduktion schwerwiegender Unfälle wirksamer, wenn Drogenkonsum am Steuer vor allem an Wochenenden stärker sanktioniert wird.

Geschwindigkeitsverhalten Um den Zusammenhang zwischen Geschwindigkeit und Unfallschwere wiederzugeben, wird in Abbildung 96 die Unfallschwere in Abhängigkeit von der Ortlage dargestellt. Hierbei ist deutlich zu erkennen, dass die Unfallschwere, also das Risiko schwer verletzt oder getötet zu werden, außerorts höher ist als im innerörtlichen Verkehr. Zurückzuführen ist dieser Umstand vor allem auf die im außerörtlichen Verkehr zulässigen Höchstgeschwindigkeiten.

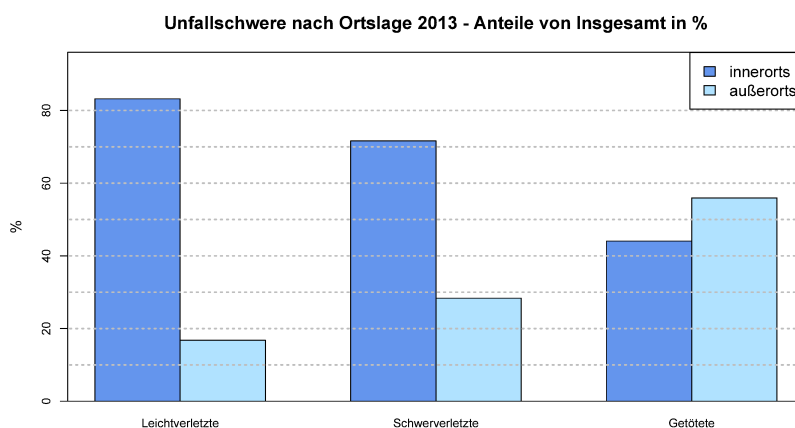


Abbildung 96: Prozentuale Verteilung der Unfallschwere nach Ortslage 2013.

Die Folgen einer Geschwindigkeitsreduzierung auf die Schwere eines Unfalls werden derart untersucht, indem Unfälle im außerörtlichen Gesamtverkehr um 10% reduziert werden. Hierbei werden 10% der Unfälle außerorts zufällig ausgewählt und von „1“ zu „0“ umkodiert. Anschließend wird dieser neue Datensatz an ein geordnetes Logit-Modell angepasst.

Ziel hierbei ist es, herauszuschätzen, wie sich die Verteilung der Unfallschwere ändert. In der nachfolgenden Tabelle (28) sind die auf Basis der Vorhersage berechneten Reduktionsraten zusammengefasst.

	tödlich	schwer verletzt	leicht verletzt
Prozentualer Rückgang	-4.39%	-1.00%	0.18%

Tabelle 28: Prozentualer Rückgang der Unfallschwere durch eine Reduktion der Geschwindigkeitsobergrenze um 10%.

Anhand der geschätzten Reduktionsraten ist zu erkennen, dass ein 10%-iger Rückgang der Geschwindigkeitsobergrenze zu einer Abnahme der tödlich endenden Unfälle um 4.39% führt. Das bedeutet, dass 2013 18 Menschen weniger an den Folgen eines Unfalls gestorben wären, wenn das Geschwindigkeitsverhalten jeder 10. Person im Rahmen verkehrspolitischer Maßnahmen kontrolliert und im Falle eines Verstoßes sanktioniert worden wäre. Während Unfälle mit Schwerverletzten um 1.00% zurückgehen, steigen demgegenüber Unfälle, bei denen Personen leicht verletzt werden um 2.53%. Auffällig ist an diesem Zusammenhang die geschätzte Reduktionsrate für Schwerverletzte, die nur ein Prozent beträgt. Dieses Ergebnis bestätigt die anfangs vertretene Vorstellung, dass überhöhte Geschwindigkeiten in erster Linie Unfälle mit tödlichen Folgen wesentlich mehr beeinflussen.

Bei einer Betrachtung der prozentualen Verteilung der Unfälle mit Schwerverletzten und Getöteten über die Wochentage ist in beiden Unfallkategorien festzustellen, dass von Freitag bis Sonntag der Anteil der Unfälle innerorts abnimmt, während er auf Außerortsstraßen zunimmt (siehe Abbildung 130 und 131 im Anhang). Grund für die Verlagerung des Unfallgeschehens in die Ortslagen mit höheren Geschwindigkeiten ist, dass am Wochenende ein deutlich höherer Anteil an Freizeitverkehr stattfindet. Diese Verlagerung zieht dementsprechend eine Erhöhung der gesamten Unfallschwere nach sich. Mit Blick auf diese saisonale Komponente bei der Unfallschwere wird im Folgenden abgeschätzt, welche Auswirkungen es hätte, wenn bei 10% der Unfälle an den beiden Wochenendtagen Samstag und Sonntag eine Geschwindigkeitreduzierung vorgenommen wird.

	tödlich	schwer verletzt	leicht verletzt
Prozentualer Rückgang	-4.88%	-0.40%	0.19%

Tabelle 29: Prozentualer Rückgang der Unfallschwere durch eine Reduktion der Geschwindigkeitsobergrenze um 10%.

Hierzu wurde ein neuer Datensatz mit 10% weniger Unfällen wegen nicht angepasster Geschwindigkeit an Samstagen und Sonntagen an ein geordnetes Logit-Modell angepasst. Mit Blick auf Tabelle 29 ist zu erkennen, dass eine Reduktion der Unfälle im außerörtlichen Verkehr zu einem Rückgang der tödlich Verunglückten um 4.88% führt. Das bedeutet, wenn jeder zehnte Fahrer seine Geschwindigkeit anpassen würde, hätte es im Jahr 2013 6 Tote weniger gegeben. Das sind 30% der Zahl der geretteten Leben, wenn eine Gesamtreduktion der Unfälle auf den Außerortsstraßen durchgeführt wird.

9.6 Empfehlungen für verkehrspolitische Maßnahmen

Genuss berauschender Mittel

Die Untersuchung des Einflusses berauschender Mittel auf die Unfallschwere ergab, dass Unfälle unter dem Einfluss von Drogen eine ausgeprägte saisonale Komponente besitzen. Eine Analyse der prozentualen Verteilung der Drogenunfälle zeigte, dass 42% dieser Unfälle auf die beiden Wochenendtage Samstag und Sonntag fallen. Bei einer 10%-igen Reduktion des Drogenkonsums an allen Wochentagen werden 6 Menschen weniger infolge eines Verkehrsunfalls getötet. Wird der Konsum berauschender Mittel am Steuer am Wochenende um 10% reduziert, dann sind es 3 Menschenleben, die damit gerettet werden. Das ist die Hälfte der geretteten Leben, die bei einer Gesamtreduktion erzielt werden würden. In Anbetracht dieses Ergebnisses empfiehlt es sich, aus Gründen der Wirksamkeit bei der Durchführung verkehrspolitischer Maßnahmen Drogenkonsum am Steuer vor allem an Wochenenden stärker zu kontrollieren.

Geschwindigkeitsverhalten

Die Untersuchung des Geschwindigkeitsverhaltens erfolgte auf der Grundlage der Unfälle außerorts. Ausgehend von dem Umstand, dass außerorts die Unfallschwere wegen der zulässigen Höchstgeschwindigkeiten zunimmt, wurde hier die Vorstellung vertreten, dass zu hohe Geschwindigkeiten eines der Hauptursachen für Unfälle mit schwerwiegenden Folgen sind. Davon ausgehend wurde zur Untersuchung der Auswirkungen einer Geschwindigkeitsreduktion die Zahl der Unfälle im außerörtlichen Verkehr reduziert. Eine Reduktion der außerörtlichen Unfälle um 10% zeigte, dass 18 Menschen weniger an den

Folgen eines Verkehrsunfalls sterben würden. Reduziert man Unfälle außerorts im Wochenendverkehr, so werden 6 Menschenleben gerettet. Dieses Ergebnis bekräftigt die mit Hilfe von Abbildung 131 gemachte Feststellung, dass Geschwindigkeitskontrollen sowohl für den Gesamtverkehr als auch am Wochenende effizient sind. Daher empfiehlt es sich, das Geschwindigkeitsverhalten im außerörtlichen Verkehr sowohl in der Woche als auch an Wochenendtagen zu kontrollieren.

9.7 Nutzen-Kosten-Analyse verkehrspolitischer Maßnahmen

Der Sicherheitsvorteil einer polizeilichen Verkehrsmaßnahme kann mit Hilfe des *benefit/cost ratio* ($\frac{B}{C}$) geschätzt werden⁹³. Der Nutzen kann derart bestimmt werden, indem die auf der Grundlage der vorhergehenden Analyse berechneten Reduktionsraten in den jeweiligen Kategorien und die damit ersparten Kosten für Personenschaden in Euro-Einheiten umgerechnet werden. Als Grundlage dienen die von der Bundesanstalt für Straßenwesen ermittelten Personenschadenkosten durch Straßenverkehrsunfälle (siehe Tabelle 30). Für die schätzungsweise Ermittlung der Gesamtkosten einer Verkehrskontrolle sollten alle mit der Maßnahme verbundenen Kosten (Bezahlung der Polizisten, Ausstattung, Werbungskosten) berücksichtigt werden. Legt man für die Berechnung der durchschnittlichen Einsatzkosten einer Verkehrsmaßnahme (z.B. Alkoholkontrolle) einen Wert von 100 Euro pro Stunde und Beamte zugrunde und geht man davon aus, dass 2 Beamten 4 Stunden im Einsatz sind, dann belaufen sich die Kosten pro Kontrolle auf $2 \cdot 4 \cdot 100 = 800$ Euro⁹⁴.

Unfallschwere	Kosten je Unfall
tödlich	1161892
schwer verletzt	116151
leicht verletzt	4829

Tabelle 30: Personenschadenkosten je verunglückter Person in Euro.

Im Folgenden werden die *benefit/cost ratios* für zwei mögliche Szenarien ausgerechnet und miteinander verglichen. Ziel hierbei ist es, die kostenwirksamere Variante für die Implementierung einer Kontrolle im Verkehr zu bestimmen.

1. Implementierung der Verkehrskontrollen sowohl in der Woche als auch am Wochenende (3x).

⁹³Vgl. Nas (1996).

⁹⁴<http://www.handelsblatt.com/sport/fussball/nachrichten/hoher-preis-fuer-sicherheit-so-teuer-ist-der-fussball/6641744.html>.

2. Implementierung der Verkehrskontrollen ausschließlich am Wochenende (1x).

Im ersten Szenario geht man davon aus, dass eine Verkehrskontrolle in der Stadt Köln an drei Tagen in der Woche stattfindet. Hierbei werden in zehn verschiedenen Stadtteilen Verkehrskontrollen durchgeführt. Die voraussichtlichen Kosten dieser Maßnahme belaufen sich dann auf $800 \cdot 52 \cdot 3 \cdot 10 = 1248000$ Euro. 2013 wurden bei einem Verkehrsunfall in Köln (im inner- und außerörtlichen Verkehr ohne Autobahn) 21 Menschen getötet, 539 schwer verletzt und 3451 leicht verletzt. Nimmt man nun an, dass die Verkehrsmaßnahme die Anzahl der Unfälle unter dem Einfluss berauschender Mittel um 10% reduziert, dann gäbe es 49 weniger Schwerverletzte und 111 zusätzliche Verkehrsbeteiligte, die leicht verletzt wären. Das wären dann $49 \cdot 1161151 - 111 \cdot 4829 = 5155380$ Euro an Kosten die erspart werden. Der Nutzen-Kosten-Vorteil einer solchen Verkehrskontrolle beläuft sich dann auf

$$\frac{B}{C} = \frac{5155380\text{€}}{1248000\text{€}} = 4.13.$$

Für das zweite Szenario nimmt man nun an, dass eine Verkehrskontrolle an einem Tag an den Wochenenden durchgeführt wird. 2013 wurden in Köln an den Wochenenden 3 Menschen an den Folgen eines Verkehrsunfalls getötet, 111 schwer verletzt und 672 leicht verletzt. Unter der Annahme, dass diese Maßnahme Drogenunfälle an Wochenenden um 10% reduziert, werden 9 Personen weniger schwer verletzt, während 17 Verkehrsbeteiligte zusätzlich leicht verletzt werden. Der Kostenvorteil würde dann $9 \cdot 1161151 - 17 \cdot 4829 = 963266$ Euro betragen. Der Nutzen-Kosten-Vorteil einer solchen Verkehrskontrolle am Wochenende beläuft sich dann auf

$$\frac{B}{C} = \frac{963266\text{€}}{416000\text{€}} = 2.32.$$

Beide Szenarien demonstrieren, dass es von Vorteil ist, eine Verkehrskontrolle unter den zugrunde gelegten Annahmen durchzuführen. Die Frage im Hinblick auf die Wirksamkeit dieser Maßnahme hinsichtlich des Wochentags kann für die Stadt Köln dahingehend beantwortet werden, dass es sinnvoller ist, die Maßnahme an allen Wochentagen durchzuführen. Es ist jedoch wichtig, diese Schlussfolgerungen mit Blick auf die vorhergehende Analyse unter Vorbehalt zu betrachten. Diesem Vorbehalt liegen drei Aspekte zugrunde. Zum Einen wurden die Reduktionsraten im Falle eines 10%-igen Rückgangs von Drogenunfällen auf Basis der Daten für das gesamte Bundesland Nordrhein-Westfalen geschätzt. Es erschien jedoch sinnvoll, die Maßnahme im Hinblick auf die Regionengröße einzugrenzen und hierbei eine kleine regionale Einheit wie die Stadt Köln zu betrachten. Diese Eingrenzung demonstrierte zwar, dass die Maßnahme für beide Szenarien gesamtwirtschaftlich von Vorteil war, aber entgegen der Erwartung am Wochenende weniger effizient ist. Wichtig sind also in diesem Zusammenhang die betrachtete Region, die Regionengröße und damit verbunden die Entwicklung der Unfallzahlen in dieser Region. Zum Anderen sind die einer Verkehrskontrolle zugrunde gelegten Kosten von großer Bedeutung. Hierbei wurden die Angaben in Bezug auf den Stundenlohn pro Beamter aus einer öffentlichen Quelle verwen-

det und die restlichen Kosten abgeschätzt. Diese Abschätzung ist natürlich im Hinblick auf die Berechnung des Benefit-Cost-Ratio mit einer gewissen Unsicherheit behaftet und zwar deshalb, weil die Kosten unter- bzw. überschätzt werden können. Eine Überschätzung der Kosten hätte zur Folge, dass sich die Maßnahme dennoch rentiert, da bei gleichbleibenden Personenschadenkosten die Kosten der polizeilichen Maßnahme weniger wären und somit das Benefit-Cost Ratio steigen würde. Hierbei könnte mitunter auch der Fall eintreten, dass sich die Rentabilität der vorgestellten Szenarien umkehrt. Demgegenüber sind jedoch die Folgen einer Unterschätzung der Kosten einer Verkehrskontrolle weitreichender. Bei gleichbleibenden Personenschadenkosten würde ein Anstieg der Kosten der Verkehrskontrolle dazu führen, dass der Benefit-Cost-Ratio kleiner wird. Äußerstenfalls könnte hier der Fall eintreten, dass die vorgesehene Maßnahme nicht mehr rentabel ist. Ein weiterer Aspekt betrifft die Tauglichkeit und damit einhergehend die Verbesserungswürdigkeit der Modelle, anhand derer die Reduktionsraten für die einzelnen Unfallkategorien bei einem 10%-igen Rückgang der Drogenunfälle geschätzt wurden. Kennzeichnend für Modelle, anhand derer die Schwere eines Unfalls im Straßenverkehr vorhergesagt werden soll, sind in erster Linie fahrerzeug-spezifische (Airbag), fahrerspezifische (Sicherheitsgurt, Geschlecht, Alter) und nicht zuletzt unfallspezifische (Überholmanöver, Geschwindigkeit, Uhrzeit etc.) Aspekte, mit denen zu jedem Unfall genügend Informationen zur Verfügung stehen. Eine Schwachstelle der in dieser Studie verwendeten Daten lag unter anderem darin, dass aus datentechnischen Gründen nicht genügend Einzelangaben zu jedem Unfall zur Verfügung standen. Im Rahmen des Modellvergleichs zeigte sich anhand der beachtlich guten Bestimmtheitsmaße, dass die ausgewählten Modelle durchaus in der Lage sind, die Unfallschwere in den einzelnen Kategorien mit ausreichender Güte vorherzusagen. Im Hinblick auf die Berechnung zuverlässiger Reduktionsraten ist es jedoch von großer Bedeutung, wenn die Modelltauglichkeit durch zahlreiche Einzelangaben zu den Unfällen verbessert wird. Denn letzten Endes sind zuverlässige Reduktionsraten eine wesentliche Komponente bei der Beurteilung der Rentabilität einer polizeilichen Verkehrsmaßnahme. Beim Ableiten von Handlungsempfehlungen basierend auf Rentabilitätsberechnungen für verkehrspolitische Maßnahmen ist es also von wesentlicher Bedeutung, regionenspezifische, kostenspezifische und modellspezifische Aspekte eingehend zu berücksichtigen, um somit das Risiko von Fehlentscheidungen zu minimieren.

9.8 Zusammenfassung

Kernanliegen dieses Kapitels war es, drei Forschungsziele zu erreichen. Das erste Ziel bestand darin, herauszufinden, welche Faktoren einen nachweisbaren Einfluss auf die Schwere eines Unfalls im Raum Nordrhein-Westfalen ausüben. Explizit geht es hierbei um Faktoren, die zum Einen vom Fahrer ausgehen, zum Anderen straßenspezifische Faktoren und nicht zuletzt um umweltspezifische Einflüsse. Das zweite Anliegen lag darin, im Hinblick auf die Entwicklung der Sicherheit im Straßenverkehr Handlungsempfehlungen zur Begründung und Durchsetzung verkehrspolitischer Maßnahmen herauszuarbeiten. Beim dritten Forschungsziel wurde der Frage nachgegangen, welchen Sicherheitsvorteil eine vor-

geschlagene Verkehrsmaßnahme hätte. Folgende Ergebnisse wurden im Hinblick auf diese Zielsetzungen im Rahmen einer eingehenden Untersuchung gewonnen:

Bei der Identifizierung und Quantifizierung von Faktoren auf die Schwere eines Verkehrsunfall wurden drei unterschiedliche Regressionsmodelle für die Unfallschwere als abhängige Variable mit drei Ausprägungen (tödlich, schwer verletzt und leicht verletzt) an die Unfalldaten in Nordrhein-Westfalen für die Jahre 2001 bis 2013 angepasst. Hierbei handelt es sich konkret um ein multinomiales logistisches Regressionsmodell, um ein geordnetes Probit- und ein geordnetes Logit-Modell. Von besonderer Bedeutung im Hinblick auf die Datenanpassung war ebenso die Prognosegüte der Modelle für verschiedene Verkehrsarten. Damit unterschiedliche Einflüsse einen Zusammenhang zwischen verschiedenen Datenarten nicht überlagern, wurden auch hier unterschiedliche Datensätze für alle Verkehrsarten gebildet (Berufsverkehr, Wochenendverkehr, Ferien- und Feiertagsverkehr) und an die Modelle angepasst. Hierbei zeigte sich, dass die Prognosegüte des geordneten Logit-Modells in allen drei Verkehrsarten die Performance der beiden anderen Modelle übertraf. Bei der Wahl des besten Modells für die Unfallschwere wurden das Bestimmtheitsmaß nach McFadden und die Vorhersage-Performance als Grundlage gemacht. Die mit Hilfe des geordneten Logit-Modells identifizierten Einflussfaktoren waren Ortslage, Genuss berauschender Mittel und Witterungseinflüsse (Regen, Sonne, Schnee, Eis). Unter diesen sechs identifizierten Faktoren auf die Unfallschwere können zwei im Rahmen verkehrspolitischer Maßnahmen geändert und die Auswirkungen auf die abhängige Variable in jeder Kategorie untersucht werden. Konkret handelt es sich hierbei um die beiden Einflusskomponenten Drogengenuss und Geschwindigkeitobergrenze.

Im Rahmen der Untersuchung der Auswirkungen der Einflussfaktoren Drogengenuss und Geschwindigkeit auf die Unfallschwere wurden folgende Erkenntnisse gewonnen: Reduziert man die Gesamtzahl der Unfälle unter Drogeneinfluss, bewirkt dies einen Rückgang der tödlich endenden Unfälle um 1.44% (6). Unfälle, bei denen Menschen schwer verletzt werden, gehen um 9.25% (928) zurück, während Unfälle in der Kategorie leicht verletzt um 2.3% (992) steigen. Von gewinnbringender Erkenntnis waren die Ergebnisse, wenn die Zahl der Drogenunfälle am Wochenende reduziert wird. Hier ergab die Schätzung auf Basis der Datei für den Wochenendverkehr, dass die Zahl der Unfälle mit Getöteten um 2.85% (3) zurückgeht. Das wiederum entspricht der Hälfte (50%) der geretteten Leben, wenn Drogenunfälle an allen Wochentagen reduziert werden. Diese Feststellung ist deshalb von großer Bedeutung, wenn man bedenkt, dass an Wochenenden weniger als 21% aller Unfälle passieren. Bei der Untersuchung der Auswirkungen des Geschwindigkeitsverhaltens wurde der Einflussfaktor Ortslage zugrunde gelegt. Hierbei wurde die Vorstellung vertreten, dass Hauptursache für Unfälle auf Außerortsstraßen hohe Fahrgeschwindigkeiten sind. Eine 10%-ige Reduktion der Unfälle, bei denen das Geschwindigkeitsverhalten im Rahmen einer Verkehrskontrolle überwacht und sanktioniert wird, entspricht also einer 10%-igen Reduktion der Unfälle auf Außerortsstraßen. Hierbei zeigten die Ergebnisse, dass

2013 18 Personen (4.39%) weniger an den Folgen eines Straßenverkehrsunfalls gestorben wären, wenn die Zahl der Unfälle mit hohen Geschwindigkeiten um 10% reduziert worden wäre. Reduziert man hingegen Außerortsunfälle an den Wochenenden, so wären 2013 6 Personen (4.88%) weniger bei einem Verkehrsunfall ums Leben gekommen. Das entspricht 30% der geretteten Leben, wenn eine Geschwindigkeitsreduktion für die gesamte Woche durchgeführt wird. Die im Rahmen dieser Untersuchung gewonnenen Erkenntnisse verdeutlichen unter anderem, dass beispielsweise die Durchführung einer Alkohol- und Geschwindigkeitskontrolle am Wochenende 3.4 ($= \frac{50\%}{21\%} \cdot \frac{30\%}{21\%}$) mal effizienter ist als an anderen Wochentagen.

Die letzte Untersuchung zielte darauf ab, den Sicherheitseffekt einer verkehrspolitischen Maßnahme mit Hilfe der Nutzen-Kosten-Analyse zu ermitteln. Hierbei wurden für alle Unfälle, die als Folge einer Verkehrskontrolle gerettet werden konnten, die ersparten Personenschadenskosten ermittelt. Diese wurden dann ins Verhältnis gesetzt zu den Kosten der Verkehrskontrolle. Als Datengrundlage dienten die Unfallzahlen der Stadt Köln in Nordrhein-Westfalen. Das ermittelte Nutzen-Kosten-Verhältnis für die Durchführung einer Drogenkontrolle wies darauf hin, dass die Durchführung der Maßnahme sowohl an allen Wochentagen als auch am Wochenende unter den zugrunde gelegten Annahmen effizient ist. Entgegen der Erwartung, dass eine Verkehrskontrolle am Wochenende effizienter ist, demonstrierte ein Vergleich der Nutzen-Kosten-Verhältnisse, dass es in Köln wirksamer ist, eine Verkehrskontrolle an allen Wochentagen durchzuführen. Diese Schlussfolgerung ist jedoch im Hinblick auf die zugrunde gelegten Berechnungsannahmen in Bezug auf drei Gesichtspunkte mit Vorbehalt zu behandeln. Dabei handelt es sich zum Einen um den regionenspezifischen Aspekt. Hier empfiehlt es sich, bei der Schätzung der Reduktionsraten anhand des geordneten Logit-Modells Unfalldaten derjenigen Region zu verwenden, für die die Wirksamkeit einer Maßnahme berechnet werden soll. Auf diese Weise läuft man nicht Gefahr, dass Inkonsistenzen beim Vergleich zweier Verkehrsmaßnahmen entstehen. Der zweite Gesichtspunkt betrifft die zugrunde gelegten Kosten einer Verkehrskontrolle. Eine Überschätzung der zugrunde gelegten Kosten hätte zur Folge, dass eine vorgesehene Maßnahme dennoch rentabel ist. Umgekehrt könnte äußerstenfalls passieren, dass sich eine geplante Verkehrsmaßnahme als nicht mehr rentabel erweist. Mit Blick auf diese beiden möglichen Tatbestände empfiehlt es sich, bei der Veranschlagung der Kosten zuverlässige Quellen heranzuziehen. Der dritte und letzte Gesichtspunkt bezieht sich auf die Notwendigkeit eines eingehend spezifizierten Modells für die Unfallschwere. Modelle für die Schwere eines Unfalls zeichnen sich dadurch aus, dass jeder Unfall einzeln betrachtet wird. Aus datentechnischen Gründen standen in dieser Studie nur 6 Einflussfaktoren zur Verfügung. Im Hinblick auf die Modelltauglichkeit ist es von großer Bedeutung, wenn bei der Modellierung der Unfallschwere so viele Einzelangaben wie möglich berücksichtigt werden. Hierbei geht es darum, im Sinne einer Erklärung und Prognose des Unfallgeschehens eine Beziehung zwischen Unfallursachen auf der einen Seite und eingetretenen Unfällen auf der anderen Seite derart herzustellen, dass das Verhalten der Unfallbetei-

ligten im Vordergrund dieser Überlegungen steht. Die Erschwernis an dieser Stelle liegt natürlich darin, eine Theorie zu entwickeln, die in höchstem Maße durch das menschliche Verhalten erklärt wird. Hinzu kommt der Umstand, dass hinsichtlich des Einflusses der einzelnen Variablen auf das Unfallgeschehen erhebliche Wirkungsinterdependenzen existieren, so dass man bei dem Versuch einer Zurechnung des Unfallgeschehens auf eines der Ursachenbereiche leicht in die Sphäre des Glaubens und Meinens vorstößt. Selbstverständlich ist es nicht möglich, das gesamte Unfallgeschehen in seiner vollen Komplexität durch ein mathematisches Modell zu beschreiben, das die Schwachstellen des Prozesses, die zu Unfällen führen, erklären könnte. Denn ein derart heroisches Ziel würde aufgrund der faktischen Einschränkungen das gesamte Bemühen um eine Erfassung und Quantifizierung von Einflussgrößen auf Unfälle in Frage stellen. Es geht vielmehr darum, bei der statistischen Untersuchung des Unfallgeschehens, den Schwerpunkt bei der Entwicklung testbarer Hypothesen auf die beiden Unfallursachenbereiche Fahrzeugmängel und menschliches Versagen zu legen. Auf diese Weise wäre ein weiterer Schritt für eine Verbesserung des untersuchten Unfallmodells getan, denn nur auf Basis eines wohl spezifiziertes Modells kann die Zuverlässigkeit von Reduktionsraten gewährleistet werden. Diese Zuverlässigkeit bedeutet nicht nur, für Forschungszwecke zuverlässige Zahlen auszurechnen, sondern vielmehr im Sinne der Verkehrssicherheit Menschenleben zu retten, die schließlich viel mehr Wert sind als sie in monetären Einheiten ausgedrückt werden.

10 Wirksamkeitsmessung polizeilicher Maßnahmen

10.1 Einleitung

2013 sind in Deutschland 3339 Menschen an den Folgen eines Straßenverkehrsunfalls gestorben. Das Risiko eines Verkehrsunfalls mit tödlichen Folgen unterscheidet sich erheblich von der Straßenart. Während sich 2013 68.80% der Unfälle mit Personenschaden mit nur 29.30% der Getöteten innerhalb von Ortschaften ereigneten, passierten auf Außerortsstraßen 25.10% der Personenschadensunfälle, bei denen mehr als die Hälfte der Verkehrstopfer ums Leben kam⁹⁵. Anhand dieser Verteilung wird verdeutlicht, dass Unfälle auf den Außerortsstraßen unter anderem wegen der höheren Fahrgeschwindigkeiten schlimmere Folgen haben. Der mit Abstand am häufigsten auftretende Verstoß im Straßenverkehr ist die Geschwindigkeitsüberschreitung⁹⁶. Eine Verringerung der Durchschnittsgeschwindigkeit um bereits $1 \frac{\text{km}}{\text{h}}$ führt schätzungsweise zu einem Rückgang der Unfallzahlen um 4%. Es ist nicht nur die Häufigkeit, sondern auch die Unfallschwere, die proportional mit der Fahrgeschwindigkeit steigt. Bei der Generierung und Etablierung von Verkehrssicherheit im Rahmen der polizeilichen Überwachung des Straßenverkehrs ist es daher von wesentlicher Bedeutung, dass ein Schwerpunkt polizeilicher Kontrolltätigkeit auf diesen Straßentyp und damit verbunden auf das Geschwindigkeitsverhalten gelegt werden sollte⁹⁷.

Eine erste Untersuchung in Zusammenhang mit verkehrspolitischen Eingriffen in dieser Arbeit lieferte die in Kapitel 5 durchgeführte Berechnung von Kennzahlen für die wetterbereinigte und prozentuale Änderung von Unfallzahlen. Ziel dabei war es, im Rahmen der Untersuchung der jährlichen Schwankungen der Unfallzahlen bei der Begründung der Änderungen der Verkehrssicherheit oder des Verhaltens der Verkehrsteilnehmer bzw. verkehrspolitischer Eingriffe den wetterbedingten- und saisonbedingten Einfluss auf die Unfallzahlen zu eliminieren. Die Auswirkungen der Änderung von Faktoren auf die Schwere eines Verkehrsunfalls und damit verbundene Sicherheitsvorteile im Falle der Wirksamkeit einer Maßnahme wurden im letzten Kapitel eingehend analysiert. Kernanliegen dieses Kapitels ist es nun, verkehrspolitische Eingriffe auf ihre Wirksamkeit zu untersuchen. Hierzu werden zwei Untersuchungsdesigns zur Wirksamkeitsanalyse polizeilicher Verkehrsüberwachung vorgestellt. Hierbei handelt es sich um die *Unterbrochene Zeitreihenanalyse* und den *Regressions-Diskontinuitäts-Ansatz*. Aufbauend auf den Ergebnissen eines im Jahre 2004 initiierten zweijährigen Forschungsprojektes durch die Universität zu Köln soll mit Hilfe dieser beiden Methoden die Frage abgeklärt werden, wie sich seit jenem Zeitpunkt (1.1.2004) die Zahl der Unfälle geändert hat. Die vorliegende Studie möchte jene Untersuchung ergänzen und außerdem das Problem von einem anderen Gesichtspunkt aus beleuchten: Das Unfallgeschehen wird einer regressionsanalytischen Untersuchung unter-

⁹⁵https://www.destatis.de/DE/Publikationen/Thematisch/TransportVerkehr/Verkehrsunfaelle/VerkehrsunfaelleJ2080700137004.pdf?__blob=publicationFile.

⁹⁶Vgl. Siegrist et al (2001).

⁹⁷Vgl. ETCS (1999).

zogen. Durch die Einführung einer Interventionskomponente wird die Datenreihe für verschiedene Verkehrsarten in einen Prä- und einen Postinterventionsabschnitt eingeteilt und auf die Signifikanz dieses Regressors untersucht. Die Analyseergebnisse und daraus gewonnene Erkenntnisse anhand beider Methoden werden verglichen und im Hinblick auf die Zielsetzung evaluiert.

10.2 Wissenschaftlicher Forschungsstand

Im Bereich der Wirksamkeitsmessung polizeilicher Maßnahmen existieren bereits zahlreiche Publikationen zu diesem Thema. Eine Erschwernis ist jedoch die mangelnde Vergleichbarkeit der veröffentlichten Studien aufgrund fehlender wissenschaftlicher Standards und Empfehlungen für die Durchführung derartiger Untersuchungen. Die sehr verschiedenartigen Studienergebnisse und die meist sehr unterschiedlichen methodischen Untersuchungsansätze sind nur schwer miteinander vergleichbar. Eine weitere Schwierigkeit stellt auch die Übertragbarkeit der Studienergebnisse aus anderen Ländern dar. Werden Verkehrssicherheitskonzepte aus anderen Ländern übernommen, so muss zumindest eine länderspezifische Anpassung erfolgen⁹⁸. Da die meisten Studien zu den Auswirkungen von Verkehrsmaßnahmen nicht aus Ländern der Europäischen Union kommen, sind eigenständige Untersuchungen dahingehend notwendig, dass die unterschiedlichen geographischen und sozialen Bedingungen sowie die spezifischen Verkehrskontexte, in denen Verkehrsmaßnahmen durchgeführt werden, entsprechend berücksichtigt werden sollten.

Wissenschaftliche Standards für Evaluationsstudien polizeilicher Verkehrsüberwachung

Ein Mangel bei der Evaluation polizeilicher Verkehrsüberwachung ist nach *Gelau et al.* (2000), dass polizeiliche Routinekontrollen keiner anschließenden Datenanalyse unterzogen werden, keine quantitative Zielsetzung erfolgt, weder spezielle Methoden ausgewählt noch ein Monitoring durchgeführt wird⁹⁹. Der Unterschied zwischen einem polizeilichen Kontrollobjekt und Routinekontrollen liegt in der zeitlichen Ausdehnung und der eingesetzten Evaluationsmethoden. Von großer Bedeutung im Hinblick auf die Planung und Durchführung eines polizeilichen Kontrollprojektes ist die Auswahl der Indikatoren, des Untersuchungsdesigns, der Datenerfassung, der Stichprobenplanung und der Datenanalyse. Hierbei werden die Indikatoren in 4 verschiedene Gruppen eingeteilt: Indikatoren zur Erfassung der Kontrollaktivität, zur Einstellung und Meinung der Fahrer, zum Fahrverhalten und zum Unfallgeschehen. Indikatoren zur Erfassung der Kontrollaktivität sind unabhängige Variablen, während die Indikatoren der anderen 3 Gruppen abhängige Variablen darstellen¹⁰⁰. Von wesentlicher Bedeutung im Hinblick auf die Unfallzahlen ist die explizite Berücksichtigung der Unfallursache und -schwere. Darüber hinaus sollten Unfälle

⁹⁸Vgl. Wegmann (2003).

⁹⁹Vgl. Gelau et al. (2000).

¹⁰⁰Vgl. Gelau et al. (2001a).

mit Personenschaden möglichst getrennt von Sachschadensunfällen untersucht werden, da Unfälle mit Sachschaden durch nicht gemeldete Unfälle einer starken Verzerrung unterliegen. Eine Möglichkeit nach *Gelau et al.* ist die Anzahl der Unfälle (mit Personenschaden) mit polizeilich registrierter Unfallursache getrennt nach Unfallschwere, sowie der Anteil der tödlich endenden Unfälle an der Gesamtzahl der Unfälle. Im Hinblick auf den Untersuchungsdesign ist eine Differenzierung nach experimentellen und nicht-experimentellen Designs wichtig. Nicht-experimentelle Designs zeichnen sich beispielsweise dadurch aus, dass kein planerischer Eingriff des Forschers erfolgt, sondern anfallendes Datenmaterial im Nachhinein ausgewertet wird. Während klassische experimentelle Untersuchungen meistens unter Laborbedingungen stattfinden, kann bei einem Feldexperiment weder der Standardisierungsgrad noch die Kontrolle von Störvariablen in dem Maße erreicht werden. Deshalb spricht man hier von quasi-experimentellen Designs. Evaluationsstudien sind häufig durch einen Vorher-Nachher-Vergleich ausgezeichnet. „Nachher“ bezieht sich hierbei auf die Zeit kurz vor Beendigung der Intervention, und nicht auf die Zeit nach Abschluss der Intervention¹⁰¹. Darüber hinaus existiert im Rahmen des Untersuchungsdesigns die Möglichkeit der Wahl einer Kontrollgruppe. Diese sollte aber im Hinblick auf Verkehrs-, Bevölkerungs- und Arbeitsplatzstruktur mit der Experimentalregion bestmöglich vergleichbar sein. Außerdem sollte die räumliche Trennung von Test- und Kontrollgebiet möglichst groß sein. Nachfolgend sind die Varianten von quasi-experimentellen Untersuchungsdesigns für Wirksamkeitsanalysen polizeilicher Verkehrsüberwachung aufgeführt:

- Extrem- bzw. Kontrastgruppenvergleich (Gebiete mit unterschiedlicher Ausprägung in der unabhängigen Variable werden verglichen)
- Mit/Ohne-Vergleich (eine Untersuchungsgruppe bzw. ein Untersuchungsgebiet sowie eine Kontrollgruppe bzw. ein Kontrollgebiet zu einem Zeitpunkt)
- Vorher/Nachher-Vergleich (ein Untersuchungsgebiet /eine Untersuchungsgruppe vor und nach einer Maßnahmeeinführung)
- Vorher/Nachher-Vergleich mit Kontrollgruppe
- Vorher/Nachher-Vergleich-Mit/Ohne-Vergleich
- Zeitreihenuntersuchungen mit oder ohne Kontrollgruppe
- Untersuchungen mit mehrfach wiederholtem Maßnahmeeinsatz.

Mit Hilfe von Vorschlägen für die Datenanalyse einer Evaluationsstudie werden erstmalig umfassende Richtlinien für die Durchführung derartiger Untersuchungen eingebracht. Ziel hierbei ist es, dass bei einer Anwendung dieser Richtlinien eine höhere Vergleichbarkeit der einzelnen Ergebnisse ermöglicht wird¹⁰². Die Planung, Umsetzung und Auswertung der in dieser Untersuchung dargelegten Studie folgen den hier dargestellten Empfehlungen.

¹⁰¹Vgl. *Gelau et al.* (2001b).

¹⁰²Vgl. *Gelau et al.* (2001b).

Studien zur Wirksamkeitsmessung

Im Folgenden werden anhand von zwei Studien Untersuchungsdesigns für Wirksamkeitsanalysen vorgestellt. Bei der ersten Studie handelt es sich um eine Zeitreihenuntersuchung mit Kontrollgruppe. Die zweite quasi-experimentelle Studie untersucht die Wirksamkeit einer polizeilichen Interventionsmaßnahme auf der Grundlage einer Regressions-Diskontinuitäts-Analyse.

Evaluationsstudie von Morgan et al. (2007) In der Evaluationsstudie von Morgan et al. (2007) wird mit Hilfe *Unterbrochener Zeitreihenanalyse* darauf eingegangen, ob der neueste Rückgang von Vergiftungen infolge von Paracetamol auf eine gesetzliche Neuregelung zurückzuführen ist oder auf einen generellen Abwärtstrend hinweist. Hierbei verwenden die Autoren ein klassisches lineares Regressionsmodell, bei der die Daten in einen Prä- und einen Postinterventionszeitraum eingeteilt werden. Um zu schauen, ob der Rückgang auch nicht durch bloßen Zufall zustande gekommen sein könnte, werden die Zeitreihenanalysen auch für *Kontrollgruppen* durchgeführt. Als *Kontrollgruppen* wird die Anzahl von Vergiftungen wegen einer Überdosis an Aspirin und Antidepressiva untersucht¹⁰³. Falls die eingeführte gesetzliche Regelung tatsächlich einen Rückgang auslöst, folgt daraus, dass die einzelnen Regressionsparameter nicht über die gesamte Zeitreihe hinweg konstant sind. Das heißt, dass sich entweder der Niveau-Parameter oder der Steigungsparameter oder beide Parameter ändern würden. Ausgehend von einem klassischen linearen Regressionsmodell wird der Präventionseffekt der gesetzlichen Regelung mit Hilfe des nachfolgenden Modells untersucht:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{time} + \beta_2 \cdot \text{intervention}_t + \beta_3 \cdot \text{time after intervention}_t + e_t. \quad (17)$$

β_0 bezeichnet hierbei die Regressionskonstante, die dem Wert der Zielvariable entspricht, wenn die unabhängige Variable den Wert Null aufweist. β_1 schätzt den Trend der Zeitreihe im Präinterventionsabschnitt, wobei *time* als stetige Variable die Zeit t angibt. β_2 schätzt die Niveauveränderung im Postinterventionsabschnitt, wobei $\text{intervention}_t=0$ vor und $\text{intervention}_t=1$ nach Einführung der gesetzlichen Regulierung ist. β_3 ist die Schätzung der Trendveränderung im Postinterventionsabschnitt, bei der *time after intervention* als stetige Variable für die Anzahl der Jahre nach Einführung der gesetzlichen Regelung steht und vor der Intervention den Wert Null hat¹⁰⁴. e_t repräsentiert den Fehlerterm.

Als Resultat aus den Parameterschätzungen lässt sich festhalten, dass die Koeffizienten sowohl der Experimental- als auch der Kontrollgruppen alle signifikant von Null verschieden sind. Die Ergebnisse der Zeitreihenanalyse des Präventionseffekts weisen darauf hin, dass die standardisierten Todesraten infolge einer Paracetamol-Überdosis unmittelbar nach Einführung der Maßnahme wenig fallen, und erst im Nachhinein deutlich zurückgehen.

¹⁰³Vgl. Morgan et al. (2007), S.654.

¹⁰⁴Vgl. Morgan et al. (2007), S.655.

Die standardisierten Todesraten durch eine Aspirin- und Antidepressiva-Vergiftung weisen nach Einführung der Regulierung einen ähnlichen Abwärtstrend wie der der Paracetamol-Vergiftungen auf. Auch der Verlauf nichtmedikamentöser Suizide weist auf einen Rückgang nach der gesetzlichen Intervention hin.

Angesichts dieser Analyseergebnisse stehen die Autoren vor der Frage, ob der Rückwärtstrend der Sterberaten auf ebendiese gesetzliche Maßnahme zurückgeführt werden sollte oder ob der Rückgang in der Bevölkerung nicht auch durch bloßen Zufall zustande gekommen sein könnte. In Anlehnung an die Schätzergebnisse kommen *Morgan et al.* zu dem Schluss, dass die Interventionsanalyse keine Anhaltspunkte für die Bestätigung der Hypothese der Wirksamkeit der gesetzlichen Regulierung zur Unterbindung der Paracetamol-Vergiftungen liefert¹⁰⁵.

Evaluationsstudie von *Burger et al.* (2014) In ihrer Studie analysieren *Burger et al.* die Wirksamkeit einer im Staat Kalifornien durchgeführten Verkehrsmaßnahme mit Hilfe einer Regressions-Diskontinuitätsanalyse. Untersucht werden die Auswirkungen eines Mobilfunktelefonverbots beim Autofahren auf die Zahl der täglichen Unfälle. Diese gesetzliche Interventionsmaßnahme wird als ein Quasi-Experiment ohne Kontrollgruppe betrachtet. Beobachtet wird ein Zeitfenster von sechs Monaten vor und sechs Monaten nach Einführung der polizeilichen Maßnahme (1. Januar 2008 bis 31. Dezember 2008). Mit der Wahl eines derartigen Zeitfensters wird beabsichtigt, dass sich die untersuchte Maßnahme nicht mit einer anderen polizeilichen Intervention, die zum 1. Januar 2009 eingeführt wurde, überschneidet. Als Einflussfaktoren auf die Zahl der täglichen Unfälle in den untersuchten Stadtteilen (Acc_{it}) werden Niederschlagshöhe (R_{it}), Spritpreise (P_t), Saison-Dummies (Ferien- und Feiertagseffekte (H_t) und Wochentageeffekte (D_t)) und regionale Effekte (F_i) anhand eines log-linearen Regressionsmodells betrachtet.

$$\log(Acc_{it}) = \alpha + \beta Ban_t + \gamma_1 R_{it} + \gamma_2 R_{it}^2 + \delta H_t + \zeta P_t + F_i + D_t + \epsilon_{it}, \quad (18)$$

hierbei entspricht β dem marginalen Effekt der polizeilichen Maßnahme auf die Zahl der täglichen Unfälle und ϵ_{it} ist der Fehlerterm. $Ban_t=0$ vor und $Ban_t=1$ nach Einführung der polizeilichen Maßnahme¹⁰⁶. Die hier durchgeführte Regressions-Diskontinuitäts-Analyse wird auf **Paneldaten** angewandt, in der die Zeit als Kontrollvariable für die Maßnahme dient. In traditionellen Regressions-Diskontinuitätsanalysen wird der Umstand, ob ein Individuum eine Maßnahme erhält durch eine Unstetigkeit in der Kontrollvariable im Rahmen von **Querschnittsuntersuchungen** bestimmt. Diese Studie unterscheidet sich von traditionellen Untersuchungen auch dahingehend, indem zwei Ansätze untersucht werden. Beim ersten Ansatz wird ein polynomialer Zeittrend n -ter Ordnung $g(t)$ in die

¹⁰⁵Vgl. Morgan et al. (2007), S.658.

¹⁰⁶Vgl. Burger et al. (2014), S.165f.

Modellgleichung mit aufgenommen, so dass

$$\log(Acc_{it}) = \alpha + \beta Ban_t + g(t) + \gamma x_t + \epsilon_{it}. \quad (19)$$

Alle erklärenden Variablen aus (18) sind in x_t (19) zusammengefasst. Die Funktion $g(t)$ ist ein flexibler Zeittrend, der unbeobachtete Effekte auffängt, um sicher zu gehen, dass volkswirtschaftliche Effekte wie ein gestiegenes Verkehrsaufkommen und damit einhergehend steigende Unfälle die Zahl der zurückgegangenen Unfälle nicht verdecken bzw. ausgleichen. Neben dem polynomialen Zeittrend werden lokale Regressionen mit verschiedenen Kerndichten und unterschiedlichen Zeitfenstern geschätzt. Trotz guter Prognosegüten und einer Funktion für unbeobachtete Effekte weisen die Schätzergebnisse auf keine Reduktion der Unfälle hin. Ein Nachteil des polynomialen Zeittrends ist nach *Imbens et al.* (2008), dass die Schätzungen nicht robust gegenüber Beobachtungen sind, die weit vom Einführungszeitpunkt der Intervention zurückliegen. Abhilfe wird deshalb mittels einer Kernel-Regression für unterschiedliche Kerndichteschätzer und Bandweiten geschaffen. Und auch hier weisen die Ergebnisse auf keine Wirksamkeit der polizeilichen Maßnahme hin. Ebenso wird die Robustheit der Schätzergebnisse im Hinblick auf Beobachtungen um den Interventionszeitpunkt herum untersucht, indem der Anteil der Daten die innerhalb eines Zeitfensters von drei Wochen um den Interventionszeitpunkt herum vom Datensatz entfernt werden. Darüber hinaus werden die Regressionen für unterschiedliche Zeitfenster um den Einführungszeitpunkt durchgeführt. In beiden Fällen konnte ein Rückgang der Unfallzahlen infolge der Interventionsmaßnahme nicht nachgewiesen werden. Um der Gefahr einer fehlerhaften Schätzung infolge einer seriellen Abhängigkeit in den Residuen entgegenzuwirken, greifen die Autoren auf robuste Newey-West Standardfehler zurück. Ebenso liefern die Ergebnisse dieser Schätzung keine Hinweise auf einen rückläufigen Trend in den Unfallzahlen.

Mit Blick auf diese Ergebnisse kommen die Autoren zu dem Schluss, dass die Einführung eines Handy-Verbots am Steuer im Staat California keine Reduktion der Zahl der täglichen Unfälle bewirkt. Diese Studienergebnisse werden unter zwei Gesichtspunkten beleuchtet. Zum Einen werden Gründe aufgezählt, die von Verkehrsbeteiligten ausgehen und somit nicht zu einem Rückgang führen. Zum Anderen werden auch Vorschläge zur Verbesserung der Studie gemacht. Von Verkehrsbeteiligten ausgehende Effekte sind beispielsweise, dass die Autofahrer die Regelung nicht befolgen und dennoch am Steuer telefonieren. Damit verbunden ist ein Nachteil, dass keine Daten bezüglich der Befolgung einer Maßnahme vorhanden sind und auch keine Information darüber, ob und wieviele beim Autofahren ihr Handy benutzen. Geht man zweitens davon aus, dass das Verwenden einer legalen Freisprechanlage genauso ablenkend ist wie das Verwenden eines Handies, konstatieren die Autoren, dass im Falle einer Substitution des Mobilfunktelefons durch eine Freisprechanlage die Zahl der Unfälle unverändert bleibt. Ein weiterer Gesichtspunkt ist die Risikoneigung der Autofahrer. Wenn Autofahrer, die trotz eines Verbots dennoch dazu neigen, immer wieder ihr Handy zu verwenden, wird diese Maßnahme die Zahl der

Unfälle nur geringfügig beeinflussen. Eine Verbesserung der Datengrundlage mit zahlreichen Einzelangaben würde es ermöglichen, die Ursache für einen gleichbleibenden Trend in Bezug auf diese drei Gesichtspunkte herauszufinden. Auf diese Weise können die daraus gewonnen Erkenntnisse im Hinblick auf die Entwicklung der Sicherheit im Straßenverkehr bei Handlungsempfehlungen und auch zur Begründung für die Durchsetzung effizienter Maßnahmen herangezogen werden.

10.3 Zielsetzung, Untersuchungsgegenstand und Untersuchungsdesigns

Kernanliegen dieses Kapitels ist es, die Wirksamkeit verkehrspolitischer Maßnahmen mit Hilfe zweier quasi-experimenteller Methoden nachzuweisen. Untersuchungsgegenstand hierbei ist das im Jahre 2004 initiierte Forschungsprojekt *PopKo* („**P**psychologisch **o**ptimierte **p**olizeiliche **K**ontrollstrategie“). Im Rahmen dieses Projektes wurde das Ziel verfolgt, anhand von verdeckten Wirkungsmessungen die Effektivität und Effizienz unterschiedlicher polizeilicher Kontrollstrategien zu analysieren, um daraus allgemeingültige Schlussfolgerungen für eine Verbesserung polizeilicher Kontrollstrategien abzuleiten. Schwerpunkt lag hierbei auf dem Geschwindigkeitsverhalten der Verkehrsteilnehmer¹⁰⁷. Für die Analyse unterschiedlicher Kontrollstrategien und -methoden wurde in Nordrhein-Westfalen der Kreis Warendorf gewählt. Innerhalb dieses Kreises wurden Teilgebiete für den Experimental- und Kontrollbereich bestimmt. Darüber hinaus wurde in Rheinland-Pfalz auf der B41 ein bestimmter Streckenabschnitt ausgewählt, um dort Auswirkungen auf einer Strecke detailliert zu untersuchen.

Es zeigte sich, dass in Warendorf zwar die Anzahl der Unfälle insgesamt nicht in dem Maße zurückging wie in NRW, allerdings war die Zahl der Personenschadenunfälle in Warendorf mit 10% 2006 gegenüber 2004 deutlich stärker zurückgegangen als in NRW insgesamt. Die Zahl der Unfälle durch Geschwindigkeitsüberschreitung sank in diesem Zeitraum ebenfalls um 25%. Während sich bezüglich der Personenschadenunfälle insgesamt ein positiver Effekt der Interventionen zeigte, war eine Veränderung bei den Verkehrstoten nicht festzustellen. In Rheinland-Pfalz konnte ein deutlicher Rückgang in der Gesamtzahl der Verkehrsunfälle als auch der Unfälle mit Geschwindigkeit als Ursache festgestellt werden. Bei einer Gesamtbetrachtung weisen die Ergebnisse darauf hin, dass sich diese Interventionsmaßnahmen positiv auf die Unfallzahlen in beiden Untersuchungsgebieten auswirkten.

Aufbauend auf den Erkenntnissen dieser polizeilichen Maßnahme wird in diesem Kapitel mit Hilfe von zwei quasi-experimentellen Methoden die Frage abgeklärt, wie sich seit Einführung dieser Maßnahme die Zahl der Unfälle im Kreis Warendorf geändert hat. Hierbei handelt es sich um die **Unterbrochene Zeitreihenanalyse** wie sie in der Studie von Morgan et al. durchgeführt wurde, und um die **Regressionsdiskontinuitätsanalyse** wie

¹⁰⁷Vgl. Zimmermann (2007), S.3ff.

in der Studie von Burger et al. Bei der Durchführung dieser beiden quasi-experimentellen Untersuchungen sollen die in Abschnitt 9.2 vorgestellten Standards für Evaluationsstudien Berücksichtigung finden. Das ist zum Einen die Einführung einer Kontrollgruppe. Als Kontrollregion wird in dieser Untersuchung der Kreis Kleve ausgewählt. Bei der Kontroll- und Experimentalregion handelt es sich um strukturähnliche Regionen, die bestmöglich miteinander vergleichbar sind. Die Kriterien hierfür wurden bereits in Kapitel 3 ausgearbeitet. Darüber hinaus ist auch die räumliche Trennung der beiden Regionen durch eine größtmögliche Entfernung gewährleistet.

Bei der Untersuchung der Wirksamkeit mittels **unterbrochener Zeitreihenanalyse** wird nach der Modellierungsweise von Morgan et al. vorgegangen. Im Rahmen der **Regressionsdiskontinuitätsanalyse** werden neben der Verwendung polynomialer Zeitrends die in Kapitel 7 entwickelten Modelle benutzt. Zusätzlich werden auch hier Kraftstoffpreise berücksichtigt. In der Untersuchung von Burger et al. wird die Möglichkeit einer Betrachtung von unterschiedlichen Zeitfenstern um den Interventionszeitpunkt geboten. Aufbauend auf dieser Idee werden beide Wirksamkeitsuntersuchungen für verschiedene Zeitfenster durchgeführt (6 Jahre, 4 Jahre, 2 Jahre, 1 Jahr und 6 Monate). In beiden Untersuchungen werden ausschließlich Personenschadensunfälle untersucht, da Unfälle mit Sachschaden durch nicht gemeldete Unfälle einer starken Verzerrung unterliegen. Ein Nachteil der Studie von Burger et al. war, dass die Unfälle nicht differenziert nach der Unfallschwere betrachtet wurden. Es wurde lediglich untersucht, welche Auswirkungen eine polizeiliche Maßnahme auf die Gesamtzahl der Unfälle hat. Das Ergebnis dieser Studie ist jedoch mit einem gewissen Vorbehalt zu betrachten. Es ist nämlich möglich, dass eine Maßnahme zu einem Rückgang der Unfälle mit Getöteten führt. Da diese jedoch grundsätzlich einen kleinen Anteil an der Gesamtzahl der Unfälle haben, ist der Rückgang auf einem aggregierten Niveau unter Umständen schwer nachzuweisen. Eine weitere Ursache, weshalb die Gesamtzahl der Unfälle infolge der polizeilichen Maßnahme unverändert bleiben kann, liegt vermutlich darin, dass die Maßnahme nicht auf die Unfallhäufigkeit, sondern auf die Schwere eines Verkehrsunfalls wirkt. Das bedeutet, dass sich bei einer gleichbleibenden Zahl von Unfällen nur die Verteilung der Unfallschwere verändert. Um einer derartigen Fehlschätzung entgegenzuwirken, werden in beiden Untersuchungsmethoden sowohl die Gesamtzahl der Personenschadensunfälle als auch eine differenzierte Betrachtung nach Schweregrad (Leichtverletzte, Schwerverletzte und Getötete) vorgenommen. Da Unfälle auf den Außerortsstraßen vor allem wegen der höheren Fahrgeschwindigkeiten schlimmere Folgen haben, liegt ein Schwerpunkt dieser polizeilichen Interventionsmaßnahme auf dem Geschwindigkeitsverhalten und damit verbunden auf dieser Straßengattung. Vor diesem Hintergrund erfolgt in beiden Wirksamkeitsuntersuchungen eine Aufschlüsselung der Unfälle nach Ortslage. Darüber hinaus werden die Regressionsanalysen in beiden Wirksamkeitsuntersuchungen für verschiedene Verkehrsarten durchgeführt.

Eine weitere Schwachstelle im Hinblick auf die Studie von Burger et al. wird auch dahingehend behoben, indem bei den Regressionsanalysen unterschiedliche Datensätze für verschiedene Verkehrsarten gebildet werden. Auf diese Weise soll das Risiko einer Überlagerung verschiedener Effekte verhindert werden. Im Folgenden wird diese Problematik anhand eines Beispiels dargestellt: Ein deutlich höherer Anteil an Freizeitverkehr findet an den Wochenenden statt. Dies spiegelt sich auch im Unfallgeschehen wieder. Ebenso treten Unfälle, bei denen einer der Beteiligten unter dem Einfluss von Drogen stand, an Wochenenden wesentlich häufiger auf. Zum Anderen ist auch der Wochenendanteil der Unfälle außerorts (26.94%, für das Jahr 2004) deutlich höher als innerorts (19.68%). Genauso ist auch der Anteil der Drogenunfälle am Wochenende außerorts (47.98%) höher als im innerörtlichen Verkehr (40.85%). Wie bereits am Anfang erwähnt, liegt ein Schwerpunkt der Kontrolltätigkeit dieser Interventionsmaßnahme in Ortslagen mit höheren Geschwindigkeiten, also auf Landstraßen. Hierbei kann der Fall eintreten, dass die Interventionsmaßnahme einen Rückgang der Personenschadens- oder Drogenunfälle an Wochenenden bewirkt. Gleichzeitig, kann es aber auch passieren, dass die Zahl der Unfälle innerorts ansteigt. Bei einer Analyse anhand des aggregierten Datensatzes würden diese Effekte verdeckt bleiben, während die Untersuchung für unterschiedliche Verkehrsarten diese Risikoquelle und damit verbundene Fehlentscheidungen aus dem Weg räumt.

Entwicklung der Unfallzahlen

Im Folgenden wird die Entwicklung der Unfallzahlen (Personenschaden) für das Bundesland Nordrhein-Westfalen und für die beiden Regionen Warendorf und Kleve grafisch dargestellt. Da es sich hier um Regionen unterschiedlicher Größe handelt, wird für einen besseren Vergleich die in Kapitel 2 eingeführte standardisierte Unfallhäufigkeitszahl UHZ_t verwendet. Betrachtet wird ein Zeitfenster von zwei Jahren vor und zwei Jahren nach Einführung der polizeilichen Maßnahme, also vom 1.1.2002 bis zum 31.12.2005. Ziel hierbei ist es, zum Einen herauszufinden, wie sich die Unfallzahlen in der Kontroll- und Experimentalregion entwickelt haben. Zum Anderen soll der Verlauf vor dem Hintergrund der Unfallentwicklung in gesamt NRW beleuchtet werden. Um sicher zu gehen, dass die verwendeten Einflussfaktoren in dem untersuchten Zeitraum keine Diskontinuitäten aufweisen, werden diese ebenfalls einer grafischen Analyse unterzogen.

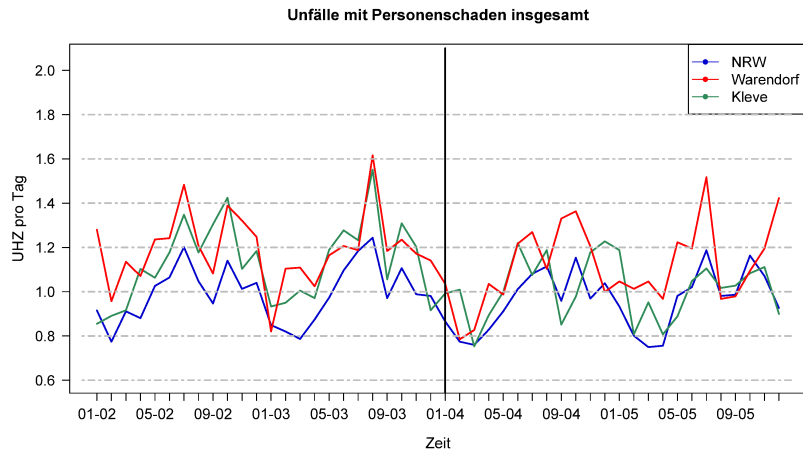


Abbildung 97: Unfallhäufigkeitszahlen pro Tag im Zeitraum 01-2002 bis 12-2005.

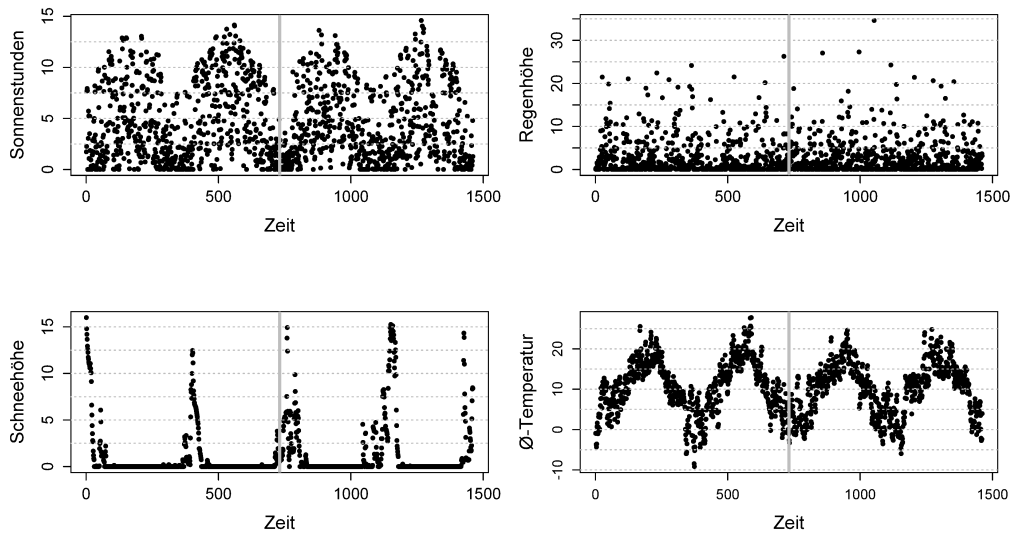


Abbildung 98: Witterungseffekte im Zeitraum 01-2002 bis 12-2005.

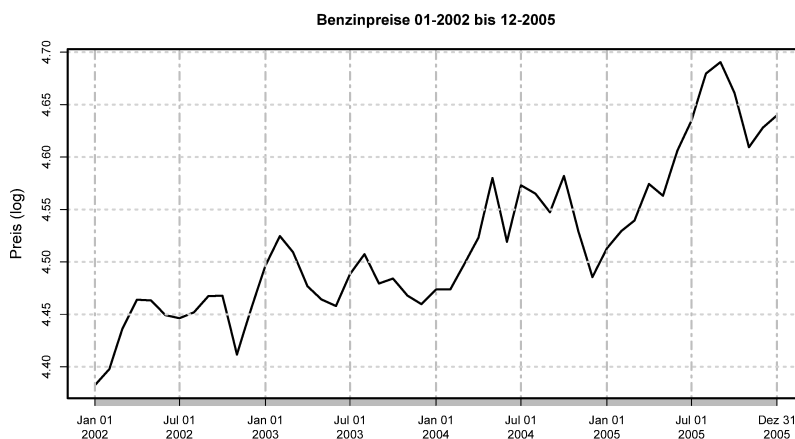


Abbildung 99: Logarithmierte Benzinpreise von 01-2002 bis 12-2005.

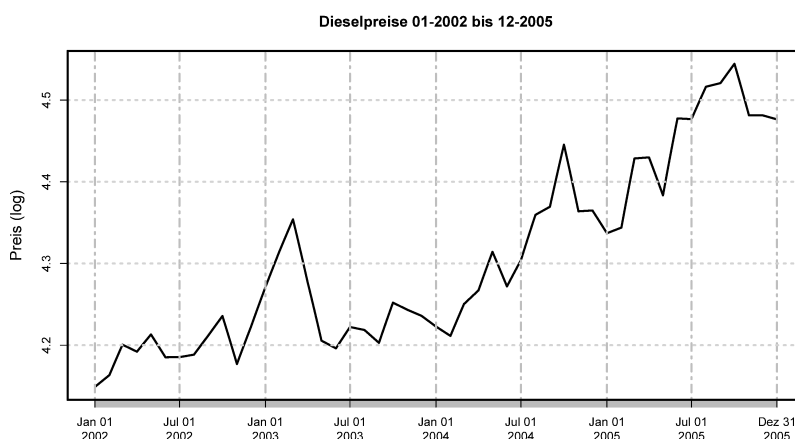


Abbildung 100: Logarithmierte Dieselpreise von 01-2002 bis 12-2005.

In Abbildung 97 ist für jeden Monat die Unfallhäufigkeitszahl pro Tag für Nordrhein-Westfalen, Kleve und Warendorf abgebildet. Die Unfallhäufigkeitszahl errechnet sich aus der Gesamtzahl der Unfälle mit Personenschaden innerorts und außerorts pro 100000 Einwohner. Unfallhäufigkeitszahl pro Tag für jeden Monat heißt, dass für jeden Monat die durchschnittliche Unfallhäufigkeitszahl pro Tag ausgerechnet wurde. In Abbildung 98 ist der Verlauf der Wettervariablen vor und nach der Intervention abgebildet. In allen

Verläufen ist bis auf den gewöhnlichen saisonalen Verlauf keine Hinweise auf eine Diskontinuität nach der Intervention erkennbar. In den Abbildungen 99 und 100 ist der logarithmierte Preisverlauf für Motorenbenzin und Dieselkraftstoff für den Zeitraum 1.1.2002 bis zum 31.12.2005 abgebildet¹⁰⁸. Da aus datentechnischen Gründen nur Monatsdaten zur Verfügung standen, wurden diese mit Hilfe der R-Funktion `na.approx()` auf Tageswerte interpoliert. Während der Dieselpreis nach der Intervention seinen Abwärtstrend bis Februar weiterführt, bleibt der Benzinpreis nach der Intervention unverändert und steigt erst ab Februar nach der Intervention wieder an. Von wesentlicher Bedeutung ist jedoch die Entwicklung der Unfälle nach der Interventionsmaßnahme. Hierbei ist in Abbildung 97 deutlich zu erkennen, dass die Zahl der Unfälle in Warendorf und Nordrhein-Westfalen zurückgeht, während sie in Kleve gleich nach der Intervention ansteigt. Dieser Rückgang ist jedoch von nicht allzu großer Dauer, da im nächsten Monat die Zahl der Unfälle in Warendorf ansteigt und in Kleve und NRW wiederum sinkt. Da mit Hilfe einer derartigen Visualisierung keine eindeutigen Aussagen möglich sind und man nicht Gefahr laufen sollte, fehlerhafte Schlussfolgerungen im Hinblick auf die Wirksamkeit der polizeilichen Intervention zu treffen, werden in den Tabellen 291 und 292 (im Anhang) für unterschiedliche Zeitfenster (6 Monate, 1 Jahr, 2 Jahre, 4 Jahre und 6 Jahre) die Mittelwerte der Zahl der Unfälle und der Einflussfaktoren berechnet. Anhand der p -Werte ist festzustellen, dass für alle Zeitfenster die Zahl der Unfälle pro Tag sowohl in der Kontroll- als auch in der Experimentalregion nach der Intervention signifikant zurückgegangen ist. Ebenso weisen die Preise für Benzin und Dieselkraftstoff für alle betrachteten Zeitfenster einen signifikanten Rückgang nach Einführung der Maßnahme auf. In Hinblick auf den Verlauf der Wetterfaktoren ist grundsätzlich nur die Niederschlagshöhe durch einen kontinuierlichen Verlauf gekennzeichnet. Mit Blick auf diese Analyseergebnisse finden im Rahmen der Untersuchung der Wirksamkeit der polizeilichen Kontrollmaßnahme Spritpreise und Witterungseinflüsse bis auf die Niederschlagshöhe keine Berücksichtigung. Mit dieser Vorgehensweise soll ausgeschlossen werden, dass von diesen Komponenten ausgehende diskontinuierliche Effekte eventuelle Diskontinuitäten bei den Unfallzahlen überlagern.

Als Resultat aus diesem Vorher-Nachher-Vergleich ergibt sich, dass die Zahl der Unfälle mit Personenschaden nach Einführung der polizeilichen Kontrollmaßnahme in allen Regionen signifikant zurückgegangen ist. Die Frage, die sich vor allem im Hinblick auf die Wirksamkeit der Intervention erübrigt, ist, ob ein Absinken der Verkehrsunfälle nur auf diese Maßnahme zurückgeführt werden sollte oder ob ein Rückgang auch durch bloßen Zufall erklärt werden kann. Zu diesem Zweck wird im Folgenden zuerst mit Hilfe unterbrochener Zeitreihenanalyse untersucht, wie sich die Zahl der Unfälle mit Personenschaden in Warendorf seit Einführung der Maßnahme geändert hat. Da ein Schwerpunkt dieser polizeilichen Kontrolltätigkeit auf dem Geschwindigkeitsverhalten auf Außerortsstraßen liegt, werden die Unfälle differenziert nach Ortslage und nach der Schwere analysiert. Für den Fall, dass ein Rückgang statistisch abgesichert ist, stellt sich natürlich die Frage, ob

¹⁰⁸<https://www.destatis.de/DE/Publikationen/Thematisch/Preise/Erzeugerpreise/ErzeugerpreisePreisreiheHeizoel.html>.

die von der Interventionsmaßnahme ausgehenden Effekte nicht sogenannte „Scheineffekte“ sind, die auch ohne diese Maßnahme eingetreten wären. Zur Klärung dieser Frage wird die gleiche Untersuchung für die Zahl der Unfälle in einer Kontrollgruppe (Kleve), die keine Maßnahme bzw. Intervention erhält, durchgeführt. In dem darauf folgenden Abschnitt wird die Wirksamkeit der Intervention mit Hilfe der Regressionsdiskontinuitätsanalyse untersucht. Im letzten Abschnitt werden die aus beiden Studien gewonnenen Erkenntnisse vor dem Hintergrund der Unfallentwicklung in Nordrhein-Westfalen beleuchtet.

10.4 Wirksamkeitsuntersuchung eines Präventionseffekts

Unterbrochene Zeitreihenanalyse

Im Folgenden wird mit Hilfe *Unterbrochener Zeitreihenanalyse* untersucht, wie sich die im Rahmen des Forschungsprojektes *PopKo* initiierten polizeilichen Kontrollstrategien auf die Zahl der Unfälle in Warendorf ausgewirkt haben. Der Präventionseffekt auf verschiedene Unfall- und Verkehrsarten wird nach der Methodik von *Morgan et al.* mit Hilfe klassischer linearer Regressionsmodelle analysiert. Hierbei enthalten die Regressionsmodelle einen Interventionsparameter, der auf die Signifikanz eines möglichen Präventionseffektes untersucht wird. Es bezeichne $intervention_t$ die Interventionsvariable mit $intervention_t=0$ für $t < 1.$ Januar 2004 und $intervention_t=1$ für $t \geq 1.$ Januar 2004. Darüber hinaus wird in das Modell eine zeitstetige Trendvariable (*time*) und eine Variable für die Trendveränderung im Postinterventionsabschnitt (*time after intervention*) aufgenommen. Die Modellgleichung für den zu untersuchenden Präventionseffekt hat dann folgende Form:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot time_t + \beta_2 \cdot intervention_t + \beta_3 \cdot post-intervention_t + \varepsilon_t. \quad (20)$$

Schätzergebnisse

Die geschätzten Effekte der Interventionsmaßnahme und die zugehörigen *p*-Werte für die unterschiedlichen Unfall- und Verkehrsarten in der Experimental- und Kontrollregion sind im Anhang tabellarisch zusammengestellt. Zuerst werden die Ergebnisse der Experimentalregion (Warendorf) für den ungetrennten Datensatz beleuchtet. Betrachtet man die geschätzten Parametereffekte der Interventionsmaßnahme im Hinblick auf die Ortslage, ist vor allem ein signifikanter Rückgang der Gesamtzahl Unfälle auf Außerortstraßen zu verzeichnen. Die *p*-Werte der geschätzten Präventionseffekte verdeutlichen, dass eine Abnahme der Unfälle statistisch gesichert ist. Hinsichtlich der Größe des vermuteten Effekts ist zu erkennen, dass die Wirkung der Maßnahme mit größer werdendem Zeitfenster abnimmt. Während bei der Gesamtzahl der Unfälle im Rahmen des 6 Monats-Zeitfensters ein Rückgang um 0.83 zu verzeichnen ist, geht die Gesamtzahl der Unfälle basierend auf den Schätzungen des Zeitfensters für 6 Jahre um 0.25 zurück. Untersucht man den geschätzten Präventionseffekt auf die unterschiedlichen Schweregrade, so ist bei Unfällen mit Leichtverletzten und Getöteten auf Außerortsstraßen ein signifikanter Rückgang zu verzeichnen. Da ein Schwerpunkt dieser Kontrolltätigkeit in Ortslagen mit höheren Geschwindigkei-

ten liegt, bestätigen die geschätzten Effekte und die zugehörigen p -Werte die Hypothese der Wirksamkeit dieser Maßnahme auf den Außerortsstraßen in der Experimentalregion. Ein statistisch abgesicherter Präventionseffekt auf die Gesamtzahl der Unfälle im Berufsverkehr ist auf Außerortsstraßen zu verzeichnen. Darüber hinaus weisen die geschätzten Effekte der Interventionsmaßnahme auf einen Rückgang der Außerortsunfälle mit Leichtverletzten (6 Monats-Zeitfenster) und Getöteten hin (1-Jahres-Zeitfenster). Die Analyse der Auswirkungen der Präventionsmaßnahme auf die Zahl der Unfälle im Wochenendverkehr zeigt, dass hierbei vor allem auf Außerortsstraßen ein signifikanter Rückgang der Unfälle mit Leichtverletzten festzustellen ist. Ein Präventionseffekt der Intervention auf die Zahl der Unfälle im Ferien- und Feiertagsverkehr ist in keine der Untersuchungsgruppen festzustellen. Untersucht man die geschätzten Effekte der Präventionsmaßnahme auf die Zahl der Unfälle in der Kontrollregion Kleve für den Gesamtverkehr, so ist nur für die Gesamtzahl der innerörtlichen Unfälle ein Rückgang zu verzeichnen. Dieser Rückgang ist auf einem hochsignifikanten Niveau statistisch abgesichert. Ebenso wie bei der Experimentalregion ist auch hier festzustellen, dass die Intensität der geschätzten Präventionseffekte mit zunehmendem Zeitfenster abnimmt. Die Entwicklung der Zahl der Unfälle beim Berufs- und Wochenendverkehr verdeutlichen hingegen, dass bei beiden Verkehrsarten ein statistisch abgesicherter Präventionseffekt nur bei Unfällen (Gesamtzahl der Unfälle und Unfälle mit Leichtverletzten) im innerörtlichen Verkehr zu verzeichnen ist. Bei Unfällen auf Außerortsstraßen ist hingegen ein derartiger Zusammenhang bis auf eine Ausnahme nicht festzustellen. Diese Ausnahme betrifft die Gesamtzahl der Unfälle auf Außerortsstraßen am Wochenende im Rahmen des 6-Monats-Zeitfensters. Beleuchtet man den Präventionseffekt im Hinblick auf den Unfallschweregrad so ist statistisch ein vollständig abgesicherter Effekt nur bei der Gesamtzahl der Unfälle und bei Unfällen mit Leichtverletzten (innerorts) zu verzeichnen. Untersucht man die Auswirkungen der Maßnahme in Abhängigkeit von der Ortslage, ist hierbei nur ein Rückgang bei Unfällen im innerörtlichen Verkehr festzustellen. Im Hinblick auf diese Ergebnisse kann somit die Hypothese der Wirksamkeit der polizeilichen Intervention auf Außerortsstraßen in der Kontrollregion Kleve nicht bestätigt werden.

Regressions-Diskontinuitätsanalyse

Zunächst einmal ist es von grundlegender Bedeutung, das Grundkonzept der Regressions-Diskontinuitätsanalyse im Kontext der Aufgabenstellung zu erklären. Dieses quasi-experimentelle Untersuchungsdesign wird vor allem dazu angewandt, um kausale Effekte der Veränderung einer Variablen auf die Veränderung anderer Variablen zu identifizieren. Ziel hierbei ist es, eine Unstetigkeit in einer beobachteten Kontrollvariable zu nutzen, die einen Einfluss darauf hat, ob ein Individuum eine Maßnahme erhält oder nicht. Es soll der Effekt einer polizeilichen Interventionsmaßnahme auf die Zahl der Unfälle dahingehend untersucht werden, ob sie zu einem Rückgang der Unfälle auf den Außerortsstraßen in Warendorf führt. Verkehrsbeteiligte, die sich vor dem Interventionszeitpunkt in Warendorf befinden, sind von dieser Maßnahme nicht betroffen (**Kontrollgruppe**) und

diejenigen, die nach dem 1. Januar 2004 in der Region Warendorf am Straßenverkehr teilnehmen, können im Falle einer Verkehrsordnungswidrigkeit von dieser Maßnahme betroffen sein (**Experimentalgruppe**). Ob ein Verkehrsbeteiligter von der Maßnahme betroffen sein kann, erfolgt durch Zuweisung in Abhängigkeit von einem sogenannten **Cutoff-Kriterium** c zu der Experimental- oder der Kontrollgruppe. Cutoff-Punkt ist hierbei der Zeitpunkt zu Beginn der polizeilichen Maßnahme (01.01.2004). Unfälle oberhalb dieser Zuweisungsvariable werden also in die Experimentalgruppe und unterhalb werden in die Kontrollgruppe aufgenommen. Eine Wirksamkeit der polizeilichen Kontrollmaßnahme ist nur dann wahrscheinlich, wenn die Kleinste-Quadrat-Schätzung zwischen Zuweisungs- und abhängiger Variable (Zahl der Unfälle) am Cutoff-Punkt diskontinuierlich verläuft.

Unterschieden werden muss bei der Regressions-Diskontinuitätsanalyse-Analyse zwischen der klassischen „scharfen“ Regressions-Diskontinuitätsanalyse (sharp Regression discontinuity design) und der „unscharfen“ (fuzzy) Regressions-Diskontinuitätsanalyse. Bei der scharfen Regressions-Diskontinuitätsanalyse ist die Behandlung bzw. Maßnahme eine deterministische Funktion der zugrundeliegenden Kontrollvariable, d.h. diese Kontrollvariable (auch Interventionsvariable genannt) bestimmt die Behandlung perfekt. Bei der unscharfen Regressions-Diskontinuitätsanalyse bestimmt die Kontrollvariable die Behandlung nicht perfekt, beeinflusst aber ihre Wahrscheinlichkeit oder ihren Erwartungswert¹⁰⁹. In dieser Studie erfolgt die Untersuchung der Wirksamkeit der Interventionsmaßnahme nach der Methode der scharfen Regressions-Diskontinuitätsanalyse. Das zugrundeliegende Modell ist

$$y_t = \beta_0 + \beta_d d_t + \beta_t t + g(t) + \gamma h + \epsilon_t. \quad (21)$$

d_t ist eine dummy-codierte Zuweisungsvariable, die angibt, ob ein Verkehrsteilnehmer von der Maßnahme betroffen ist oder nicht. t ist eine zeitstetige Trendvariable. $t = c$ sei die Stelle, an der die Diskontinuität liege, also der 1. Januar 2004. $g(t)$ ist ein flexibler polynomialer Zeittrend, der unbeobachtete Einflüsse auffängt und ϵ_t ist ein normal-verteilter Fehlerterm. Erklärende Variablen für Wetter und Saison sind in der Funktion h zusammengefasst, so dass

$$h = \text{Regen}_t + \text{Montag}_t + \text{Dienstag}_t + \text{Mittwoch}_t + \text{Donnerstag}_t + \\ \text{Freitag}_t + \text{Samstag}_t + \text{Schulferien}_t + \text{Feiertage}_t.$$

Dann ist

$$E(y|t = c) = \beta_0 + \beta_d + \beta_t c + g(t) + \gamma h + E(\epsilon_t|t = c).$$

Unter der Annahme, dass $E(\epsilon_t|t)$ stetig ist, gilt ferner für den linksseitigen Grenzwert

$$\lim_{t \rightarrow c^-} E(y|t = c) = \beta_0 + \beta_t c + g(t) + \gamma h + E(\epsilon_t|t = c).$$

Dann ist $E(y|t = c) - \lim_{t \rightarrow c^-} E(y|t = c) = \beta_d$. Der Effekt der Behandlung kann also als

¹⁰⁹Vgl. Angrist et al. (2008), S.137ff.

Differenz der beiden Erwartungswerte ausgedrückt werden. Eine Möglichkeit, diese Erwartungswerte zu schätzen, besteht darin, dass die Daten umskaliert werden, so dass c der Nullpunkt ist und anschließend links und rechts davon zwei Kleinste-Quadrat-Schätzungen durchgeführt werden. Die Differenz der Erwartungswerte kann dann als Differenz der beiden Konstanten der Kleinste-Quadrat-Schätzungen berechnet werden. Eine weitere Möglichkeit bietet die Schätzung durch eine einzige Kleinste-Quadrat-Methode mit entsprechenden Interaktionstermen im Programmpaket *lattice*. Hierzu wird für die Umskalierung der Wert für c von den Werten der Trendvariable t subtrahiert. Anschließend wird anhand der Methode der kleinsten Quadrate für den Interaktionsterm der Zuweisungsvariable und der transformierten Trendvariable mit den restlichen erklärenden Variablen eine Regression für alle Unfall- und Verkehrsarten durchgeführt. Das zu schätzende Modell ist dann

$$y_t = \beta_0 + \beta_d d_t + \beta_t(t - c) + \beta_{dt}(t - c)d_t + g(t) + \gamma h + \epsilon_t. \quad (22)$$

Ausgehend von diesem Modell werden in Abbildung 101 verschiedene Arten der Diskontinuität am Punkt c graphisch illustriert.

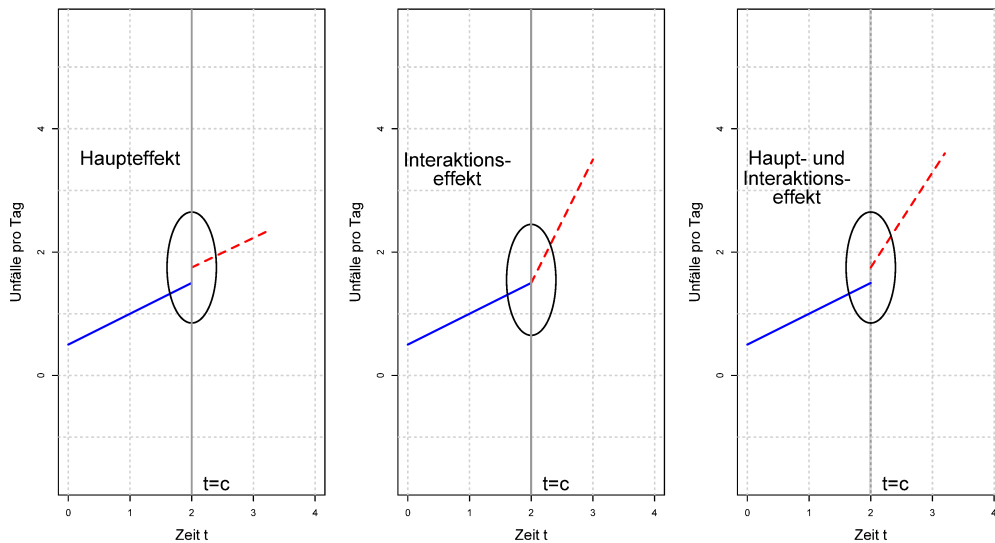


Abbildung 101: Diskontinuitäten am Cutoff-Point c .

Wird ein Präventionseffekt statistisch auf einem hochsignifikanten Niveau nachgewiesen, dann wird die Interventionsanalyse auf die Unfalldaten einer Kontrollgruppe (Kleve) angewandt. Auf diese Weise soll sichergestellt werden, dass die nachgewiesenen Effekte nicht zufällig sind. Die Hypothese der Wirksamkeit eines Präventionseffektes kann erst dann be-

stätigt werden, wenn für die Daten der Kontrollregion ein derartiger Effekt nicht festgestellt wird. In der bevorstehenden Regressions-Diskontinuitätsanalyse wird eine Schwachstelle der Studie von *Burger et al.* dahingehend behoben, indem eine Aufschlüsselung der Daten nach Unfallschwere, Ortslage und Verkehrsart erfolgt. Auf diese Weise soll das Risiko minimiert werden, dass verschiedene Effekte durch Überlagerung nicht identifiziert werden können. Die Aufschlüsselung der Unfälle nach Ortslage ist für die nachfolgende Untersuchung auch dahingehend von grundlegender Bedeutung, weil der Schwerpunkt dieser polizeilichen Maßnahme auf dem Geschwindigkeitsverhalten liegt und den Fokus somit das Unfallgeschehen auf Außerortsstraßen bildet.

Schätzergebnisse

Experimentalregion - Warendorf Die Ergebnisse zu den Schätzungen für die verschiedenen Untersuchungsgruppen finden sich im Anhang. Im Hinblick auf den polynomialen Zeittrend werden die Schätzungen für ein Polynom vierten Grades durchgeführt. Die Auswertung der Schätzergebnisse wird für jede Verkehrsart einzeln durchgeführt. Analysiert man die geschätzten Koeffizienten auf Signifikanz eines möglichen Präventionseffektes in Abhängigkeit von Ortslage und Unfallschwere, ist im Hinblick auf den ortsspezifischen Aspekt auf Außerortsstraßen in Warendorf für die Gesamtzahl der Unfälle in allen betrachteten Zeitfenstern eine Diskontinuität zu verzeichnen. Von wesentlicher Bedeutung ist in diesem Zusammenhang auch die Art der in Abbildung 101 dargestellten Diskontinuität. Hier zeigt sich für die Zeitfenster von 1 und 2 Jahren eine Diskontinuität in Form eines Haupt- und Interaktionseffektes. Die p -Werte und die Größe der Standardfehler der geschätzten Effekte verdeutlichen infolgedessen, dass ein Rückgang statistisch vollständig gesichert ist. Anzumerken ist auch, dass die Wirksamkeit dieses Präventionseffektes mit größer werdendem Zeitfenster abnimmt. Während bei einer 6 monatigen Betrachtung die Zahl der Unfälle auf Außerortsstraßen täglich um 0.98 zurückgeht, beläuft sich diese Zahl bei einem 6 Jahres-Zeitfenster auf 0.33. Ein ähnlicher Effekt ist auch für die Gruppe der Unfälle mit Leichtverletzten auf Außerortsstraßen zu beobachten. Auch hier zeigt sich eine statistisch abgesicherte Diskontinuität in Form eines Haupt- und Interaktionseffektes bei einer 1- und 2-Jahres-Betrachtung mit einer abnehmenden Wirkung des Präventionseffektes. Bei der Gruppe der Unfälle mit Getöteten auf Außerortsstraßen ist eine Diskontinuität nur in Form eines Haupteffektes bei einer kurzfristigen Betrachtung zu beobachten. Im Hinblick auf den Aspekt des Schweregrades ist somit nur bei Unfällen mit Leichtverletzten und teilweise mit Getöteten eine nachweisbare Wirksamkeit des Präventionseffektes zu verzeichnen.

Für die Verkehrsart Berufsverkehr ist eine statistisch abgesicherte Diskontinuität bei der Gesamtzahl der Unfälle und bei Unfällen mit Leichtverletzten für 3 Zeitfenster (6 Monate, 2 Jahre und 4 Jahre) zu verzeichnen. Ein Zusammenhang zwischen Ortslage und Präventionseffekt ist bei dieser Verkehrsart hingegen nicht zu beobachten. Auffällig bei dieser Verkehrsart ist jedoch die vergleichsweise grössere Intensität des geschätzten Prä-

ventionseffekts im Gegensatz zu den Präventionseffekten beim ungetrennten Datensatz. Gleichartige Ergebnisse sind auch für Unfälle im Wochenendverkehr zu verzeichnen. Hier ist eine Diskontinuität ausschließlich in Form eines abnehmenden Haupteffektes auf die Gesamtzahl der Unfälle und auf Unfälle mit Leichtverletzten erkennbar. Ein statistisch nachweisbarer Zusammenhang zwischen Ortslage und Präventionseffekt ist hingegen nicht zu beobachten. Bei der Verkehrsart Ferien- und Feiertagsverkehr sind derartige Zusammenhänge in keinsten Weise zu erkennen.

Mit Blick auf diese Ergebnisse lässt sich zum Ersten festhalten, dass die Hypothese der Wirksamkeit der polizeilichen Kontrollmaßnahme auf Außerortsstraßen in Warendorf nur für den ungetrennten Datensatz bestätigt werden kann. Zum Zweiten ist mit größer werdendem Zeitfenster eine abnehmende Wirkung des Präventionseffektes zu verzeichnen. Im Hinblick auf die Unfallschwere könnten nur bei Unfällen mit Leichtverletzten und Getöteten außerorts wirksame Effekte der polizeilichen Maßnahme statistisch nachgewiesen werden. Bei einer Aufschlüsselung des Datensatzes nach unterschiedlichen Verkehrsarten sind die geschätzten Präventionseffekte von unterschiedlicher Intensität gekennzeichnet ist. Während beispielsweise bei der Gesamtzahl der Unfälle im außerörtlichen Berufsverkehr ein Rückgang von 1.9 Unfällen pro Tag zu verzeichnen ist, beträgt dieser beim ungetrennten Datensatz nur halb so viel (0.98). Hinzu kommt, dass infolge einer Aufschlüsselung nach unterschiedlichen Verkehrsarten keinerlei nachweisbare Präventionseffekte auf unterschiedliche Schweregrade festzustellen sind.

Kontrollregion - Kleve Beim polynomialen Zeittrend werden die Schätzungen für ein Polynom vierten Grades durchgeführt. Beleuchtet man die Ergebnisse im Hinblick auf die Verkehrsart, so ist nach Einführung der polizeilichen Intervention größtenteils bei Unfällen im Gesamtverkehr und Berufsverkehr eine statistisch abgesicherte Diskontinuität in Form eines Haupteffektes zu verzeichnen. Anzumerken ist hierbei, dass die Größe eines Präventionseffektes mit größer werdendem Zeitfenster abnimmt. Während beispielsweise die Schätzungen für das 2-Jahres-Fensters einen Rückgang der täglichen Unfallzahlen im Gesamtverkehr um 1.18 ergeben, beläuft sich dieser Rückgang im Rahmen des 6-Jahres-Fensters auf 0.51 und somit weniger als die Hälfte. Betrachtet man die Ergebnisse im Hinblick auf den ortsspezifischen Aspekt eines möglichen Präventionseffektes, so ist bei allen Verkehrs- und Unfallarten ausschließlich im innerörtlichen Verkehr ein statistisch abgesicherter Rückgang festzustellen. Bei Unfällen auf Außerortsstraßen ist ein derartiger Effekt grundsätzlich nicht zu erkennen. Bei einer Betrachtung der Ergebnisse im Hinblick auf die Unfallschwere ist hauptsächlich in der Gruppe der Unfälle mit Leichtverletzten ein statistisch abgesicherter Rückgang zu verzeichnen.

Im Hinblick auf diese Ergebnisse kann festgehalten werden, dass in der Kontrollregion nach Einführung der polizeilichen Interventionsmaßnahme eine rückläufige Entwicklung der Unfallzahlen zu verzeichnen ist. Dieser Rückgang betrifft allerdings die Gruppe der

Unfälle mit Leichtverletzten, die sich auf Innerortsstraßen ereigneten. Für Unfälle auf Außerortsstraßen sind hingegen derartige Zusammenhänge nicht zu erkennen.

10.5 Diskussion

Eine Grundvoraussetzung bei der Durchführung polizeilicher Verkehrsmaßnahmen ist die Wirksamkeit eben dieser Maßnahmen. Vor diesem Hintergrund bestand das Kernanliegen dieses Kapitels darin, zu zeigen, unter welchen Bedingungen nach Einführung einer Intervention eine rückläufige Entwicklung von Unfallzahlen auf die Wirksamkeit eben dieser polizeilichen Maßnahme zurückgeführt werden kann. Untersuchungsgegenstand ist das im Jahre 2004 initiierte Forschungsprojekt *PopKo*. Im Rahmen dieses Projektes wurde das Ziel verfolgt, die Effektivität und Effizienz unterschiedlicher polizeilicher Kontrollstrategien in der Region Warendorf zu analysieren. Die Untersuchung der Wirksamkeit dieser polizeilichen Maßnahme wurde mit Hilfe zweier quasi-experimenteller Untersuchungsdesigns durchgeführt. Zum Erreichen des Forschungsziels wurden folgende Schritte durchgeführt:

In einem ersten Schritt wurden zunächst wissenschaftliche Standards als notwendige Voraussetzung bei der Durchführung von Evaluationsstudien polizeilicher Verkehrsüberwachung vorgestellt. Von wesentlicher Bedeutung bei der Planung und Durchführung polizeilicher Maßnahmen ist neben der Gestaltung des Untersuchungsdesigns die explizite Trennung von Unfällen nach dem Schweregrad. Um der Frage nachzugehen, ob sich die nach einer Intervention erzielten Effekte aus der Wirksamkeit eben dieser Maßnahme ergeben, empfiehlt sich die Einführung einer sogenannten *Kontrollgruppe*, die keine Maßnahme bzw. Intervention erhält. Die Kontrollgruppe zeichnet sich unter anderem dadurch aus, dass sie zum Einen im Hinblick auf Verkehrs-, Bevölkerungs- und Arbeitsplatzstruktur mit der Experimentalregion möglichst vergleichbar sein soll und zum Anderen von der Experimentalregion bestmöglich getrennt sein soll. Als Kontrollregion wurde der Kreis Kleve in NRW gewählt.

In einem zweiten Schritt wurden zwei Studien zur Wirksamkeitsmessung vorgestellt. Ziel hierbei war es, die dabei verwendeten Untersuchungsdesigns und damit verbundene Herangehensweisen, mit denen die Wirksamkeit einer polizeilichen Maßnahme nachgewiesen wird, exemplarisch vorzustellen. Hierbei handelt es sich um die *Unterbrochene Zeitreihenanalyse* und die *Regressions-Diskontinuitätsanalyse*. Darüber hinaus wurde auch darauf abgezielt, zum Einen die in den vorgestellten Studien gewonnenen Ideen bei der Gestaltung des Untersuchungsdesigns zu berücksichtigen und zum Anderen festgestellte Wissenslücken im Rahmen der vorliegenden Untersuchung zu beheben. Eine Wissenslücke und damit verbundene Schwäche der Studie von *Burger et al.* ist der Umstand, dass die Unfälle nicht nach dem Schweregrad kategorisiert werden. Hier wurde nur der Frage nachgegangen, welche Auswirkungen ein Handy-Verbot am Steuer auf die Gesamtzahl der Unfälle hat. Als Ergebnis wurden keinerlei Effekte verzeichnet. Dieses Ergebnis ist jedoch mit einem gewissen Vorbehalt zu betrachten, wenn man bedenkt, dass die Maß-

nahme möglicherweise dazu führen kann, dass sich die Verteilung der Unfallschwere ändert, während die Gesamtzahl der Unfälle mit Personenschaden unverändert bleibt. Vor diesem Hintergrund wurden in der vorliegenden Wirksamkeitsuntersuchung die Unfälle aufgeschlüsselt nach Unfallschwere, Ortslage und Verkehrsart betrachtet. Neben dieser Schwäche bieten jedoch beide Untersuchungen sinnvolle Aspekte, die die Berücksichtigung wichtiger Faktoren zum Gegenstand haben. Hierzu zählt beispielsweise die Einbeziehung einer Kontrollgruppe in der Studie von *Morgan et al.* Ebenso bietet die Untersuchung verschiedener Zeitfenster sowie die Verwendung polynomialer Zeittrends und die Einbeziehung von Saison- und Witterungseffekten die Möglichkeit, nicht Gefahr zu laufen, dass Präventionseffekte unentdeckt bleiben.

Die Untersuchungsergebnisse dieses Forschungsprojektes zeigten, dass sich die Interventionsmaßnahmen positiv auf die Unfallzahlen ausgewirkt haben. Schwerpunkt dieses Projektes lag auf dem Geschwindigkeitsverhalten der Verkehrsteilnehmer auf den Außerortsstraßen in der Experimentalregion (Warendorf). Da der Fokus dieser Kontrolltätigkeit auf Außerortsstraßen gelegt wurde, wurden beide Wirksamkeitsstudien für jeden Straßentyp und jede Unfall- und Verkehrsart getrennt durchgeführt. Auf diese Weise sollte das Risiko reduziert werden, dass die Wirksamkeit in der einen oder anderen Untersuchungsgruppe verdeckt bleibt. Darüber hinaus wurde die Vorher-Nachher-Untersuchung für fünf unterschiedliche Zeitfenster durchgeführt. Diese Vorgehensweise zielte darauf ab, herauszubekommen, ob und wie stark bzw. schwach ein festgestellter Präventionseffekt in Abhängigkeit vom Zeitfenster ausfällt. Im Folgenden werden die Ergebnisse beider Untersuchungen im Hinblick auf die Hypothese der Wirksamkeit des Präventionseffektes zusammengefasst:

In beiden Wirksamkeitsuntersuchungen konnte für die Experimentalregion Warendorf ein statistisch abgesicherter Präventionseffekt auf hochsignifikantem Niveau nachgewiesen werden. Bei der Bestätigung der Hypothese der Wirksamkeit der durchgeführten Präventionsmaßnahme sind jedoch folgende Gesichtspunkte zu berücksichtigen: Der erste Aspekt betrifft die Ortszugehörigkeit der Unfälle. Hier demonstrieren die p -Werte und die Größe der Standardfehler der geschätzten Präventionseffekte, dass grundsätzlich für die Gesamtzahl der Unfälle auf Außerortsstraßen ein Rückgang statistisch vollständig gesichert ist. Bei Unfällen auf Innerortsstraßen konnten derartige Präventionseffekte hingegen nicht verzeichnet werden. Der zweite Gesichtspunkt greift die Wirksamkeit eines möglichen Präventionseffektes im Hinblick auf den Schweregrad auf. Hier zeigt sich, dass bei einer Trennung der Unfälle nach der Unfallschwere (leicht verletzt, schwer verletzt und getötet) ein statistisch abgesicherter Effekt bei der Gruppe der Unfälle mit Leichtverletzten und Getöteten auf Außerortsstraßen zu verzeichnen ist, während bei Unfällen mit Schwerverletzten keinerlei Effekte festgestellt werden konnte. Bei dem dritten und letzten Gesichtspunkt wird die Frage abgeklärt, inwieweit sich die durchgeführte Maßnahme auf die Zahl der Unfälle an unterschiedlichen Verkehrstagen ausgewirkt hat. Hier zeigt

sich im Rahmen beider Wirksamkeitsuntersuchungen, dass in der Experimentalregion die meisten Präventionseffekte nur für die Datei „Gesamtverkehr“ zu verzeichnen sind. Bei einer Trennung der Daten nach unterschiedlichen Verkehrstagen, nimmt die Anzahl der statistisch abgesicherten Präventionseffekte ab.

In Anbetracht dieser festgestellten Effekte erübrigt sich nun die Frage, ob ein Absinken der Unfälle in der Experimentalregion nur auf diese polizeiliche Kontrollmaßnahme zurückgeführt werden sollte oder ob ein Rückgang auch durch bloßen Zufall erklärt werden könnte. Können also diese beobachteten Effekte auf die Wirksamkeit eben dieser Maßnahme zurückgeführt werden oder sind diese Effekte sogenannte „Scheineffekte“, die auch ohne diese Maßnahme eingetreten wären.

Die Antwort einer derartigen Frage wurde vor dem Hintergrund folgender Gesichtspunkte beleuchtet: Zuerst wurde die Frage abgeklärt, inwieweit ein möglicher Präventionseffekt auf die Unfallzahlen der Kontrollregion, die keine Maßnahme erhält, festgestellt werden kann. Hier haben die Ergebnisse anhand beider Wirksamkeitsuntersuchungen gezeigt, dass in dem betrachteten Zeitraum die Zahl der Unfälle in der Kontrollregion Kleve ebenfalls zurückgeht. Kennzeichnend an diesem Rückgang ist jedoch der Umstand, dass diese Präventionseffekte nur für Unfälle auf Innerortsstraßen verzeichnet wurden, während auf Außerortsstraßen ein derartiger Rückgang nicht festzustellen war. Dieser festgestellte Präventionseffekt in der Kontrollregion ist einerseits ein Anhaltspunkt dafür, dass die Hypothese der Wirksamkeit der polizeilichen Maßnahme in der Experimentalregion nicht bestätigt werden kann, da ein Rückgang der Unfallzahlen auch in der Kontrollregion nachgewiesen wurde. Andererseits demonstrieren die Analysen für unterschiedliche Ortslagen, dass ein statistisch abgesicherter Präventionseffekt in der Experimentalregion nur auf Außerortsstraßen verzeichnet wurde und somit auf der Straßengattung, auf die auch im Rahmen dieser Maßnahme der Schwerpunkt gelegt wurde.

Ein weiterer Aspekt, der bei der Evaluation dieses Verkehrsprogramms von großer Bedeutung ist, betrifft die Berücksichtigung von Ereignissen oder anderen sozialen Programmen, die unabhängig von dieser durchgeführten Präventionsmaßnahme zwischen Prä- und Postinterventionsabschnitt stattfinden und die Studienergebnisse grundlegend beeinflussen können. So hat sich das Bundesland Nordrhein-Westfalen im Rahmen des „Vision Zero“-Programms dem Reduktionsziel der Europäischen Union angeschlossen. Hierbei verfolgte die Landesregierung das Ziel, die Zahl der Getöteten und Schwerverletzten bis zum Jahr 2015 auf der Basis von 2004 zu halbieren¹¹⁰. Dieses zeitgleiche Programm ist möglicherweise eine Ursache dafür, weshalb die Unfallzahlen in der Kontrollregion Kleve ebenfalls einem Rückwärtstrend folgen.

Damit sicher gestellt ist, dass bei der Berücksichtigung derartiger Aspekte die erzielten

¹¹⁰http://www.verkehrssicherheit.nrw.de/verkehrssicherheit_nrw/ziele/index.php.

Effekte keinen Zufallsschwankungen geschuldet sind, die Daten im Zeitverlauf aufweisen und unter Umständen teilweise größer sind als diejenigen nach einer Maßnahme, wurden polynomiale Zeittrends verwendet.

Zusammenfassend lässt sich ein Rückgang von Unfallzahlen auf die Wirksamkeit einer durchgeführten Maßnahme unter folgenden Bedingungen zurückführen: Zum Einen ist es erforderlich, dass eine Wirkungsüberprüfung auch bei einer Kontrollgruppe durchgeführt wird, die keine Maßnahme erfährt. Darüber hinaus ist es empfehlenswert, neben der Betrachtung unterschiedlicher Zeitfenster sowohl geschichtliche Indikatoren als auch andere soziale Programme zu berücksichtigen, die unabhängig vom Interventionsprogramm zwischen dem Prä- und Postinterventionszeitraum auftreten und die Ergebnisse signifikant beeinflussen können. Und schließlich ist eine zentrale Grundvoraussetzung im Rahmen aller Studien zur Verkehrsunfallforschung eine zuverlässige Datengrundlage mit zahlreichen Einzelangaben, deren Verwendung dazu beiträgt, das Risiko fehlerhafter Ergebnisse und damit verbundene Fehlentscheidungen zu minimieren.

11 Handlungsempfehlungen für verkehrspolitische und -ökonomische Entscheidungen

Zentrales Ziel öffentlicher Verkehrssicherheitsarbeit liegt in der Reduktion der Zahl der Unfälle mit Personenschäden und der Schwere der Unfallfolgen. Bei der Verfolgung dieses Minimierungsziels werden quantitative Zielvorgaben im Rahmen von Verkehrssicherheitsprogrammen zugrunde gelegt¹¹¹. Neben der Erarbeitung von Maßnahmen zum Erreichen dieser Zielgrößen ist es angesichts zunehmender Staatsaufgaben und -ausgaben sinnvoll, Ressourcen für solche Maßnahmen aufzubringen, wenn der Nutzen dieser Maßnahme eindeutig die Kosten übersteigt.

Angesichts dessen besteht die Zielsetzung dieser Arbeit zum Einen darin, eine Theorie des Verkehrsunfalls zu entwickeln, die im Sinne einer Erklärung und Prognose des Unfallgeschehens eine Beziehung zwischen Unfallursachen auf der einen Seite und eingetretenen Unfällen auf der anderen Seite herstellen soll. Neben den aus dieser Theorie zugewonnenen wissenschaftlichen Erkenntnissen besteht das Anliegen unter anderem auch darin, der öffentlichen Hand eine Hilfestellung zu geben, um knappe Ressourcen möglichst sinnvoll einsetzen zu können. Diese Hilfestellung zeichnet sich darin aus, indem Sicherheitsgewinne in Form von Unfallkostensparnissen durch verkehrspolitische Präventionsmaßnahmen in Bezug auf die Minderung der Unfälle mit Personenschaden im Rahmen von wirtschaftlichen Vergleichsrechnungen berücksichtigt werden.

Kernanliegen dieses Kapitels ist es, anhand der in dieser Arbeit identifizierten Einflussfaktoren auf Verkehrsunfälle effiziente Vorschläge für die praktische Durchsetzung verkehrspolitischer Maßnahmen zum Erreichen von Reduktionszielen herauszuarbeiten. Die Herausarbeitung dieser Vorschläge erfolgt unter Berücksichtigung folgender Gesichtspunkte: Erstens werden bei der Herausarbeitung von Maßnahmen zwei Arten von Verkehrsmaßnahmen berücksichtigt. Das sind zum Einen repressive Maßnahmen in Form von Verkehrskontrollen und zum Anderen aufklärende Maßnahmen. Eine weitere Notwendigkeit bei der Ausarbeitung von Handlungsempfehlungen ist, dass diese im Sinne der Verkehrspolitik ökonomisch effizient, ökologisch verträglich und sozial ausgewogen sind. Da die Idee eines möglichst optimalen Einsatzes von Ressourcen bei der Gestaltung von Verkehrsmaßnahmen von grundlegender Bedeutung ist, werden im letzten Unterkapitel Möglichkeiten aufgezeigt, wie Sicherheitseffekte von Verkehrsmaßnahmen in Form von Unfallkostensparnissen im Rahmen wirtschaftlicher Vergleichsrechnungen berücksichtigt werden können.

Identifizierte Einflusskomponenten auf Unfälle sind die Saison, das Verkehrsaufkommen, das Wetter, der Drogenkonsum und die Ortslage. Die Komponenten Wetter und Saison werden immer in Kombination mit der Komponente Verkehrsaufkommen betrachtet, weil

¹¹¹Vgl. Wittenberg et al. (2012).

sowohl Wetterbedingungen als auch saisonale Effekte das Verkehrsaufkommen signifikant bestimmen. Es wird die Vorstellung vertreten, dass die Komponente Ortslage gleichzeitig den Einfluss der Geschwindigkeit repräsentiert.

11.1 Saison-Verkehrsaufkommen

Saisonale Effekte repräsentieren den Einfluss der Jahreszeit (Frühling, Sommer Herbst und Winter) und der Verkehrsart (Berufsverkehr, Wochenendverkehr, Schulferien- und Feiertagsverkehr) auf Unfälle. Das Verkehrsaufkommen ist die durchschnittliche Anzahl der an allen registrierten Zählstellen in Nordrhein-Westfalen durchgeführten Kraftfahrzeuge. Die Untersuchung des Zusammenhangs zwischen saisonalen Effekten und Verkehrsaufkommen hat gezeigt, dass fast 90% der Variabilität des Verkehrsaufkommen durch saisonale Effekte erklärt werden kann. Daraus wurde die Erkenntnis gewonnen, dass Kalendereffekte das Verkehrsaufkommen mit ausreichender Güte vorhersagen können.

Während sich die meisten Unfälle mit Personenschaden in den Sommer- und Herbstmonaten ereignen, steigt im Winter die Zahl der Unfälle mit Sachschaden. Bei der regressionsanalytischen Untersuchung des Einflusses der Verkehrsart auf die Unfallhäufigkeit wurde Folgendes festgestellt: Die meisten Unfälle mit Personenschaden passieren im Berufsverkehr. Betrachtet man hingegen den Einfluss der Jahreszeit auf die Art des Verkehrs, so beeinflussen wärmere Jahreszeiten das Verkehrsaufkommen und die Verhaltensweise der Verkehrsteilnehmer an Wochenenden oder an Ferien- und Feiertagen wesentlich stärker als im Berufsverkehr. Schönes und warmes Wetter zieht Verkehrsteilnehmer an. Insbesondere ungeschützte Verkehrsteilnehmer wie z.B. Fahrrad- und Motorradfahrer sind davon betroffen. Der Anteil des Individualverkehrs steigt an. Während im Sommer des Jahres 2013 23 von 100 Unfällen am Wochenende passierten, belief sich diese Zahl für Unfälle im Winter auf 18. Die nachfolgende Tabelle demonstriert die saisonale Verteilung der Unfälle mit Personenschaden am Wochenende und an [Berufsverkehrstagen](#). Diese Statistik bezieht sich auf die Zahl der Unfälle im Jahr 2013.

	2013		Sommer 2013		Winter 2013	
Gesamt	11158	21%	3727	23%	1921	18%
	42407	79%	12322	77%	8533	82%
LV	8563	20%	2847	22%	1501	18%
	34571	80%	10052	78%	6930	82%
SV	2489	25%	845	28%	400	21%
	7538	75%	2193	72%	1536	79%
GET	106	26%	35	31%	20	23%
	298	74%	77	69%	67	77%

Tabelle 31: Saisonale Verteilung der Unfälle mit Personenschaden 2013.

Aus dieser Verteilung können zwei Zusammenhänge festgehalten werden: Zum Einen ist der Anteil der Wochenendunfälle im Sommer durchgehend höher als im Winter. Zum Anderen steigt der Anteil der Unfälle mit schwerwiegenden Folgen vor allem im Sommer am Wochenende deutlich an.

Angesichts dieser beiden Erkenntnisse ist es ökonomisch effizienter, polizeiliche Kontrollen an Wochenenden vor allem zu wärmeren Jahreszeiten durchzuführen. Vor dem Hintergrund der zweiten wichtigen Erkenntnis ist es außerdem von großem Nutzen, Maßnahmen zur Reduzierung der Unfallschwere nach der Art der Verkehrsbeteiligung auszurichten. Im Folgenden wird auf diesen Gedanken näher eingegangen: Zuerst einmal werden Verkehrsbeteiligte in drei Gruppen eingeteilt. Das sind Autofahrer, Fahrrad- und Motorradfahrer und Fußgänger. Die Ausarbeitung von Handlungsempfehlungen wird für jede Gruppe getrennt vorgenommen.

In den EU-Mitgliedstaaten ist der verkehrsbedingte Unfall die am häufigsten auftretende Todesursache für unter 45-Jährige. Der häufigste Verstoß im Straßenverkehr ist die Geschwindigkeitsüberschreitung. Hierbei sind die einzelnen Mitgliedstaaten durch unterschiedliche Geschwindigkeitsobergrenzen gekennzeichnet. Während auf Innerortsstraßen in den meisten Ländern wie in Deutschland Tempo 50 gilt, sieht es außerorts schon anders aus: In den Niederlanden, Dänemark oder der Schweiz etwa ist nur Tempo 80 erlaubt. Auf den europäischen Autobahnen gilt regelmäßig ein Limit von 120 oder 130 km/h, aber hier gibt es teils gravierende Ausnahmen: So darf etwa auf Norwegens Autobahnen abschnittsweise höchstens 90 km/h gefahren werden. Gerade in den letzten Jahren gab es außerdem etliche neue Regelungen, etwa für die Nachtstunden, sogenannte „Schnellstraßen“, für Regenwetter oder Fahranfänger¹¹². Diese unterschiedlichen Regelungen spiegeln sich auch in der Höhe der Verkehrstotenzahlen nieder. Während beispielsweise 2013 in den Niederlanden 3 Personen pro 100000 Einwohner bei einem Verkehrsunfall tödlich verunglückten, kamen in Deutschland 4 Menschen pro 100000 Einwohner bei einem Straßenverkehrsunfall ums Leben. Zurückgeführt werden kann dieser Sachverhalt auf unterschiedliche Tempolimits. Das Geschwindigkeitsverhalten ist eine der wenigen Verhaltensweisen von Autofahrern, bei denen ein fester Zusammenhang von Durchschnittsgeschwindigkeit und Anzahl an Verkehrsunfällen als nachgewiesen gilt¹¹³. Studienergebnissen zufolge hat eine Reduzierung der Durchschnittsgeschwindigkeit um bereits 1km/h schätzungsweise zur Folge, dass die Unfallzahlen um 4% zurückgehen. Es ist jedoch nicht nur die Häufigkeit, sondern auch die Unfallschwere, die proportional mit der Fahrgeschwindigkeit ansteigt¹¹⁴. Mit Blick auf diese Erkenntnisse kann für die Gruppe der Autofahrer folgende Maßnahme abgeleitet werden: Zur Reduzierung der Schwere der Unfallfolgen ist es durchaus sinnvoll, die Geschwindigkeitsobergrenzen auf Autobahnen, Schnellstraßen und Außerortsstraßen in Deutschland zu reduzieren. Mit einer derartigen Verkehrsregelung wäre auch der ökolo-

¹¹²<http://www.autokiste.de/verkehrsrecht/tempolimits.htm>.

¹¹³Vgl. Siegrist et al. (2001).

¹¹⁴Vgl. ETCS (1999).

gischen Verträglichkeit Rechnung getragen. Durch langsames Fahren wird viel weniger Kraftstoff verbraucht und damit einhergehend die verkehrsbedingte Luftbelastung gesenkt.

2013 ist jeder zehnte Verkehrstote in Deutschland ein Radfahrer gewesen¹¹⁵. In Deutschland ist für Radfahrer das Tragen eines Helms nicht vorgeschrieben. Medizinischen Untersuchungen zufolge könnten im Falle eines Unfalls Kopfverletzungen um ein Drittel, schwere Schädelverletzungen mit Hirnschäden sogar um zwei Drittel reduziert werden, wenn ein Helm getragen wird. Angesichts dieser Erkenntnis empfiehlt es sich für Deutschland, die Helmpflicht einzuführen. Hierbei sind verschiedene Regelungen denkbar: Zum Einen besteht die Möglichkeit, eine generelle Schutzhelm-Pflicht einzuführen wie in Finnland. Denkbar ist auch eine alters- oder ortsabhängige Helmpflicht, nach der beispielsweise alle Radfahrer außerhalb geschlossener Ortschaften einen Helm tragen müssen.

Nach Angaben des Statistischen Bundesamtes betrug im Jahre 2013 der Anteil der Fußgänger unter den Getöteten 16.68%. Eine vorstellbare Maßnahme zur Reduktion der Zahl der Unfälle in dieser Gruppe ist zum Einen eine Reduktion des Tempolimits im innerstädtischen Bereich und vor allem in Wohngebieten. Zum Anderen wäre eine weitere denkbare Verkehrsmaßnahme, das Verkehrsverhalten durch vermehrte Lichtsignalanlagen (umgangssprachlich: *Ampel*) zu überwachen.

Die dargestellten Handlungsmaßnahmen erzielen im Rahmen der polizeilichen Überwachung des Straßenverkehrs nur dann einen Effekt, wenn festgestellte Verstöße auch zu einer Ahndung führen, indem Bußgelder erhoben werden. Ohne Kontrolle und Sanktionierung im Falle einer Normverletzung, ist eine Ausrichtung des Verhaltens der Bürger im Sinne der Norm kaum zu erwarten¹¹⁶.

Die Berücksichtigung der sozialen Komponente kann im Rahmen von aufklärenden Maßnahmen dahingehend erfolgen, indem zielgerichtete Maßnahmenkonzepte für bestimmte Altersgruppen (z.B. Kleinkinder, Schulkinder, Jugendliche vor und ab 18, Erwachsene und Senioren) entwickelt werden. Die Entwicklung altersspezifischer Unfallpräventionsmaßnahmen ist nachhaltiger, weil sie den Umstand berücksichtigt, dass sich die Verkehrswahrnehmung und die Verkehrsbeteiligung in jeder Altersgruppe unterscheidet.

Beispielsweise stehen bei Schulkindern Verkehrsunfälle an erster Stelle der Unfallstatistiken. Sie sind häufig mit dem Fahrrad unterwegs und werden allzu oft von Autofahrern übersehen. Aufgrund mangelnder Erfahrung können Kinder die Geschwindigkeit sich nähernder Fahrzeuge noch nicht richtig abschätzen. Sie treten plötzlich auf die Fahrbahn, so dass dem Autofahrer nur wenig Zeit bleibt, mit einer Vollbremsung oder mit einem

¹¹⁵https://www.destatis.de/DE/Publikationen/Thematisch/TransportVerkehr/Verkehrsunfaelle/VerkehrsunfaelleJ2080700137004.pdf?__blob=publicationFile.

¹¹⁶Vgl. Burman (1993).

Ausweichmanöver zu reagieren. Angesichts dieses Umstandes empfiehlt es sich, bei dieser Altersgruppe verkehrssicheres Verhalten dahingehend zu fördern, indem ursachenorientierte Verkehrsaufklärung sowohl bei Kindern als auch bei Erwachsenen intensiviert wird. Hierzu gehört unter anderem, dass verkehrserzieherische Maßnahmen bereits in der Schule eingehender durchgeführt und auch Eltern intensiver in diesen Prozess miteinbezogen werden sollten. Eine weitere denkbare Regelung, die auch dem Prinzip der ökologischen Verträglichkeit nachkommt, wäre die Erhöhung verkehrsberuhigter Bereiche, in denen sich vermehrt Kinder aufhalten. Denkbar ist auch die Regelung, dass in Wohngebieten niedrigere Tempolimits eingeführt werde. Diese Vorkehrungen hätten den Vorteil, dass zum Einen die Schadstoffbelastung der Luft wenn auch nur gering reduziert wird. Zum Anderen sinkt die Gefahr eines Verkehrsunfalls.

Nach Angaben des Statistischen Bundesamtes für das Jahr 2013 ist die Altersgruppe der 18 bis 24-Jährigen, die Altersgruppe mit den meisten Fahranfängern, bezogen auf eine Million Einwohner mit 77 Getöteten die am meisten gefährdete Altersgruppe. Bei Jugendlichen ab 18 Jahren sind potentielle Unfallursachen, sofern sie selbst am Steuer waren, das mit dem Neuerwerb der Fahrberechtigung verbundene Fahranfängerrisiko wegen mangelnder Fahrpraxis. Bartl et al. (2006) analysierten die Unfallverteilung von Fahranfängern über die ersten Monate nach Erwerb der Fahrerlaubnis und fanden heraus, dass die Unfallhäufigkeit in den ersten Monaten am höchsten ist und dann kontinuierlich mit der Zunahme der Fahrerfahrung sinkt¹¹⁷. Unfallursachen junger Fahrer sind nach Engström et al. (2003) negativ direkt auf das Autofahren bezogene Fahr motive, wie zum Beispiel Risiko erleben, bewusst rasen, sich austesten, Geschwindigkeitsrausch¹¹⁸. Vor diesem Hintergrund ist eine denkbare verkehrserzieherische Maßnahme, dass Jugendlichen bereits vor Erwerb der Fahrerlaubnis im Rahmen schulischer oder außerschulischer Veranstaltungen derartige potentielle Unfallursachen und damit verbundene Konsequenzen vorgestellt werden. Hilfreich und informativ sind auch Veranstaltungen, in denen beispielsweise Familienbeteiligte von Verkehrsunfallopfern, Polizisten, Feuerwehrleute von ihren Erfahrungen berichten. Eine sinnvolle Vorschrift nach Erwerb des Führerscheins zur Kontrolle des Geschwindigkeitsverhalten von Fahranfängern wäre beispielsweise, dass sich Führerschein-Neulinge für eine befristete Zeit (z.B. zwei Jahre) mit einem bestimmten Limit arrangieren müssen. Eine weitere durchführbare Maßnahme ist auch, dass Verkehrsordnungswidrigkeiten in dieser Altersgruppe viel strenger sanktioniert werden. Derartige Maßnahmen würden möglicherweise bewirken, dass die mit Fahranfängerrisiken verbundenen Gefahren eines Verkehrsunfalls vermindert werden.

Den größten Anteil mit 29.90 % aller Getöteten hatte die Gruppe der über 64-Jährigen Verkehrsteilnehmer. Studienergebnissen zufolge steigt bei älteren Verkehrsteilnehmern die Unfallgefahr mit abnehmender körperlicher und geistiger Leistungsfähigkeit. Die Gründe hierfür sind unter anderem, dass ältere Menschen oftmals chronisch krank sind und per-

¹¹⁷Vgl. Bartl et al. (2006).

¹¹⁸Vgl. Engström et al. (2003).

manent unter Einfluss von Medikamenten stehen, die einen negativen Einfluss auf die Sinnesorgane haben können. Entsprechend der Ergebnisse einer Allianzstudie stellen ältere Verkehrsteilnehmer kein erhöhtes Risiko im Straßenverkehr dar und sind überwiegend mehr Opfer als Verursacher¹¹⁹. Davon ausgehend sollte die Ausrichtung von Maßnahmen in dieser Altersgruppe dahingehend erfolgen, dass ältere Verkehrsteilnehmer vermehrt Unfallopfer als Unfallverursacher sind. Eine denkbare Vorschrift ist beispielsweise, dass Autofahrer mit Hilfe von Verkehrsschildern ausdrücklich darauf hingewiesen werden sollten, ihre Aufmerksamkeit bei Fußgängern neben Kindern auch verstärkt auf Senioren zu richten.

11.2 Wetter-Verkehrsaufkommen

Die Untersuchung von Witterungseinflüssen auf Verkehrsunfälle wurde derart durchgeführt, indem zuerst schwankende Unfallzahlen mit Hilfe von Wettereffekten vorhergesagt wurden. Hier zeigte sich, dass sonniges Wetter und höhere Temperaturen im Freizeitverkehr als Rahmenbedingung für das Verkehrsgeschehen einen stärkeren Einfluss auf das Verkehrsaufkommen und die Fahrverhaltensweise der Fahrzeugführer haben als im Berufsverkehr. In einem zweiten Schritt wurde im Rahmen einer regressionsanalytischen Untersuchung der Frage nachgegangen, wie gut Wetterfaktoren das Verkehrsaufkommen vorhersagen können. Hierbei kam heraus, dass Wetterbedingungen das Verkehrsaufkommen insbesondere am Wochenende und an Ferien- und Feiertagen signifikant bestimmen.

Mit Blick auf die Ergebnisse kann erstens festgehalten werden, dass bei günstigen Wetterbedingungen das Verkehrsaufkommen grundsätzlich steigt. Hierbei wird häufig mehr und schneller gefahren. Es sind vielmehr ungeschützte Verkehrsteilnehmer wie z.B. Fahrrad- und Motorradfahrer unterwegs. Wegelängen, Tagesdistanzen sowie Wegedauer steigen an. Aufgrund dieser Gegebenheiten ist im Sommer die Unfallschwere deutlich höher als im Winter. Dieser Zusammenhang wird auch anhand von Tabelle 31 bestätigt. Zweitens beeinflusst das Wetter die Fahrzeugdichte und die Fahrverhaltensweise der Fahrzeugführer an Wochenenden und an Ferien- und Feiertagen wesentlich stärker als im Berufsverkehr.

Angesichts dieser Erkenntnisse empfiehlt es sich in erster Linie, einen Schwerpunkt polizeilicher Kontrollmaßnahmen (z.B. Geschwindigkeits- und/oder Drogenkontrollen) auf wärmere Jahreszeiten zu legen. Mit diesen Maßnahmen wäre der erste Schritt vollbracht, schwerwiegenden Unfällen entgegenzuwirken. Von schwerwiegender Bedeutung ist auch dabei, die Art der Verkehrsbeteiligung zu berücksichtigen. Beispielsweise sollte bei Autofahrern das Geschwindigkeitsverhalten im Falle einer Verkehrsordnungswidrigkeit viel strenger sanktioniert werden. Denkbar sind eine Erhöhung von Bußgeldern und eine eventuelle Ausweitung des Zeitraumes, für den der Führerschein entzogen wird. Berücksichtigt man den Umstand, dass die Unfallzahlen durch Motorrad- und Fahrradunfälle in den

¹¹⁹Das belegt eine Studie der Allianzversicherung und des European Transport Safety Council: Sicherheit und Mobilität älterer Verkehrsteilnehmer (2009).

Sommermonaten fast doppelt so hoch sind wie im Winter, so sind für die Gruppe der Radfahrer folgende Maßnahmen denkbar: Zum Einen sollte eine Helmpflicht eingeführt werden. Diese Pflicht kann nach Ortslage, Wetter und Saison ausgerichtet sein, so dass in der Sommersaison und auf Außerortsstraßen das Nichttragen eines Fahrradhelms mit Bußgeldern sanktioniert wird. Darüber hinaus empfiehlt es sich, Fahrradwege sowohl innerorts als auch außerorts auszubauen, weil bei starkem Verkehrsaufkommen einerseits und wegen hoher Geschwindigkeiten andererseits separate Radverkehrsanlagen entlang von Hauptverkehrsstraßen aus Sicherheitsgründen erforderlich sind. Von großem Nutzen wäre auch, wenn die Qualität der bestehenden Radwege weiterhin sukzessive an höhere Sicherheitsstandards insbesondere an Kreuzungen angepasst wird.

Von besonderer Bedeutung ist auch in diesem Zusammenhang, den ökologischen Aspekt durch die Nutzung von Fahrrädern als Verkehrsmittel zu beleuchten. Studienergebnissen zufolge sind mehr als 50% der in einer Stadt zurückgelegten Wege weniger als fünf Kilometer lang, also mit einem Fahrrad gut zu bewältigen. Mittlerweile wird auch im Rahmen der öffentlichen Straßenförderung eine Kombination aus individuellem Radfahren und öffentlichem Nahverkehr ermöglicht¹²⁰. Angesichts dieser Möglichkeiten empfiehlt es sich, die Nutzung von öffentlichen Fahrrädern aus umweltspezifischen Gründen weiterhin zu fördern. Eine weitere denkbare Möglichkeit im Hinblick auf die Erleichterung des Transports von Fahrrädern in öffentlichen Mitteln wäre die Aufhebung der Sperrzeiten für die Fahrradmitnahme in einigen Verkehrsverbänden. Diese Regelung hätte jedoch den Nachteil, dass die im Berufsverkehr gefüllten Züge noch zusätzlich belastet wären. Daher empfiehlt sich in U- und S- bzw. Stadtbahnen Abteile am Zuganfang oder am Zugende mit Abstellplätzen für Fahrräder. Hauptanliegen dieser Handlungsempfehlungen ist die verkehrsbedingte Schadstoffbelastung der Luft. Dieses Ziel erfüllt jedoch nur dann ihren Zweck, wenn der Sicherheitsaspekt beim Ausbau bestehender Radwege mitberücksichtigt wird.

Im Hinblick auf die zweite wichtige Erkenntnis empfiehlt es sich, Verkehrskontrollen an Feiertagen vor allem in der Sommersaison durchzuführen. Ein gutes Beispiel hierfür ist der 1. Mai als der gefährlichste Tag des Jahres. Studienergebnissen zufolge werden an keinem anderen Tag des Jahres mehr Menschen mit lebensbedrohlichen Verletzungen in Kliniken eingeliefert als am ersten Mai und zwar mit großem Abstand zu Wintertagen. Besonders gefährdet sind hierbei Motorradfahrer und Fußgänger. Gründe hierfür liegen zum Einen an der Saison und damit verbunden am Wetter, der viele Menschen nach draußen lockt. Hinzu kommt der Genuss von Alkohol, was die Unfallgefahr deutlich erhöht. An der Universität Witten/Herdecke wurden im Rahmen einer Studie Daten von knapp 31600 Unfällen mit lebensgefährlichen Verletzungen ausgewertet. Ausgehend von den Ergebnissen dieser Studie ist das statistische Risiko, am ersten Mai einen Verkehrsunfall zu haben, vier Mal höher als an Weihnachten¹²¹. Die Tage zwischen Weihnachten und

¹²⁰Vgl. Burghardt (1993).

¹²¹www.uni-wh.de/gesundheit.

Neujahr sind dadurch gekennzeichnet, dass deutlich wenige Unfälle passieren. Aufgrund schlechter Straßen- und Sichtverhältnisse passieren eher Blechschäden. Außerdem ist die Vorsichtshaltung an Weihnachten und Sylvester deutlich ausgeprägter als am ersten Mai. Autofahrer wissen beispielsweise, dass sie abends nach Hause kommen müssen und planen das ein. Der erste Mai hingegen ist kein so Aufsehen erregender Tag wie Sylvester, so dass aus einem Glas Bier schnell mal drei werden. Vor diesem Hintergrund, ist es auch von grundlegender Bedeutung, Bußgeldzahlungen bei Alkohol am Steuer zu verschärfen.

11.3 Genuss berauschender Mittel

Die Untersuchung der Auswirkungen des Genusses berauschender Mittel auf die Schwere eines Verkehrsunfalls brachte zwei wichtige Erkenntnisse: Zum Ersten wurde festgestellt, dass Unfälle unter Drogeneinfluss in einer starken Beziehung zum Schweregrad eines Unfalls stehen. Beispielsweise kamen im Jahre 2013 nach Angaben des Statistischen Bundesamtes auf 1000 Unfälle mit Personenschaden 11 Getötete und 220 Schwerverletzte, während es bei Alkoholunfällen 22 Getötete und 346 Schwerverletzte je 1000 Unfälle waren¹²². Zweitens wurde herausgefunden, dass Drogenunfälle eine ausgeprägte saisonale Komponente besitzen. Damit ist gemeint, dass sich Unfälle unter dem Einfluss berauschender Mittel im Hinblick auf ihre zeitliche Verteilung deutlich von Personenschadensunfällen unterscheiden, und zwar insbesondere in Abhängigkeit vom Wochentag (siehe Abbildung 82 und 83). Generell passieren freitags die meisten Unfälle mit Personenschaden, samstags und besonders sonntags aber relativ wenige. Drogenunfälle ereignen sich dagegen häufiger an den beiden Wochenendtagen Samstag und Sonntag. Dieser Zusammenhang zwischen Wochentag und Drogenunfälle spiegelte sich auch bei der Untersuchung der Auswirkungen einer Verkehrsmaßnahme auf die Zahl der Unfälle unter Drogeneinfluss wieder. Hier demonstrierten die Studienergebnisse, dass es sich aus Effizienzgründen empfiehlt, den Konsum von Alkohol und anderen berauschenden Mitteln am Steuer verstärkt am Wochenende zu kontrollieren.

Neben Wochentageffekten empfiehlt es sich außerdem, folgende Gesichtspunkte beim Ableiten von Handlungsempfehlungen zur Beeinflussung des Genusses von Alkohol und anderen berauschenden Mitteln im Straßenverkehr zu berücksichtigen: Diese betreffen zum Einen die **tageszeitliche Verteilung** der Unfälle, die **Ortslage** und den **Unfalltyp**, die **Art der Verkehrsbeteiligung** und zum Anderen die **Altersgruppe** und das **Geschlecht** der Unfallbeteiligten. Im Rahmen dieser Arbeit konnten die Auswirkungen dieser Komponenten auf die Unfallschwere aus datentechnischen Gegebenheiten nicht untersucht werden. Dennoch wird der Versuch unternommen, denkbare Handlungsempfehlungen auf der Grundlage deskriptiver Analysen des Statistischen Bundesamtes für Straßverkehrsunfälle des Jahres 2013 und mit Hilfe von Studienergebnissen abzuleiten. Schwerpunkt liegt hierbei auf Unfällen unter dem Einfluss von Alkohol.

¹²²www.destatis.de/DE/Publikationen/Thematisch/TransportVerkehr/Verkehrsunfaelle/UnfaelleAlkohol15462404137004.pdf?__blob=publicationFile.

Ortslage und Unfalltyp Die Zahl der Alkoholunfälle mit Personenschaden im Jahr 2013 beläuft sich auf 13980. 9236 bzw. 66.10% dieser Alkoholunfälle passierten innerhalb geschlossener Ortschaften. Weitere 4164 (29.80%) wurden von der Polizei auf Landstraßen (außerorts ohne Autobahnen) und 580 (4.10%) auf Autobahnen registriert. Innerorts waren 4.60% aller Unfälle mit Personenschaden Alkoholunfälle, auf Autobahnen lag dieser Wert bei 3.10% und auf Landstraßen bei 5.70%.

Im Hinblick auf die Unfalltypen wurde festgestellt, dass mehr als die Hälfte (52.00%) der Alkoholunfälle sogenannte Fahrunfälle waren. Das sind Unfälle, die - ohne Zutun anderer Verkehrsteilnehmer - dadurch entstehen, dass der Fahrer die Kontrolle über das Fahrzeug verliert, beispielsweise wegen nicht angepasster Geschwindigkeit oder falscher Einschätzung des Straßenverlaufs. Hierbei wurde festgestellt, dass dieser Anteil weit über dem Normalanteil der Fahrunfälle von 18.60% lag. Die Unfalltypen „Abbiegeunfall“ und „Einbiegen-/Kreuzen-Unfall“ hingegen hatten verhältnismäßig kleine Anteile, und zwar zusammen nur 12.30% gegenüber 36.00% dem Durchschnitt aller Unfälle mit Personenschaden. Diese Zahlen weisen darauf hin, dass alkoholisierte Verkehrsteilnehmer an Kreuzungen oder Einmündungen also an bekannten Gefahrenstellen besonders vorsichtig fahren, sich jedoch auf „freien“ Strecken überschätzen.

Zeitliche Verteilung Abbildung 102 illustriert die tageszeitliche Verteilung von Alkoholunfällen. In Abbildung 103 wird die tageszeitliche Verteilung von Unfällen mit Personenschaden innerorts und außerorts dargestellt. Noch deutlicher als an Wochentagen sind die Unterschiede in der tageszeitlichen Verteilung von Alkoholunfällen. Nahezu die Hälfte aller Alkoholunfälle ereigneten sich in der Zeit zwischen 22 Uhr abends und 6 Uhr morgens, aber nur 8.6 % der Unfälle mit Personenschaden insgesamt. Von den 25039 Personenschadensunfällen, die in der Zeit von 22 Uhr abends bis 6 Uhr morgens passierten, war bei jedem vierten Unfall Alkohol im Spiel (24.90 %).

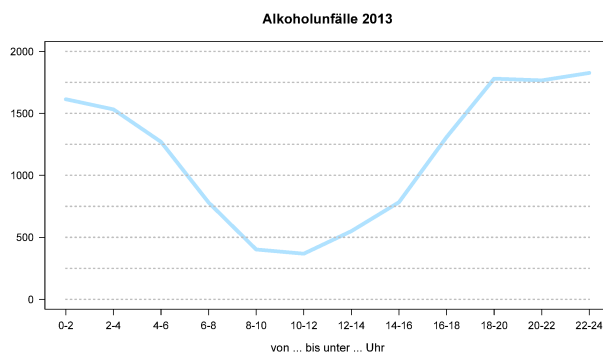


Abbildung 102: Alkoholunfälle, 2013.

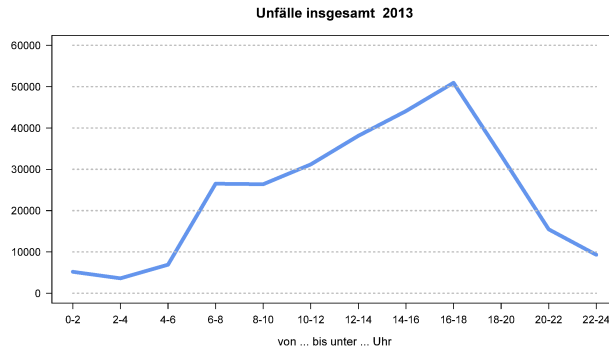


Abbildung 103: Unfälle mit Personenschaden innerorts und außerorts, 2013.

Beteiligte an Alkoholunfällen nach Art der Verkehrsbeteiligung Von 561504 an Unfällen mit Personenschaden beteiligten Personen war bei 14115 die Verkehrstüchtigkeit durch Alkoholeinfluss beeinträchtigt¹²³¹²⁴. Somit standen 2.51% der in Personenschadensunfälle verwickelten Verkehrsteilnehmer unter Alkoholeinfluss. 58.27% aller alkoholisierten Unfallbeteiligten waren Pkw-Fahrer. 24.32% waren Fahrradfahrer, 8.86% waren Fahrer von motorisierten Zweirädern, 5.53% Fußgänger und 2.55% fuhren ein Güterkraftfahrzeug.

Alkoholisierte Beteiligte an Straßenverkehrsunfällen 2013 nach Art der Verkehrsbeteiligung in %

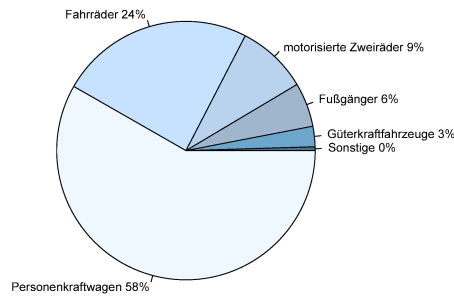


Abbildung 104: Beteiligte an Alkoholunfällen nach der Art der Verkehrsbeteiligung in %, 2013.

¹²³Vgl. Bundesamt (2014a), S.48.

¹²⁴Vgl. Bundesamt (2014b), S.21.

Beteiligte an Alkoholunfällen nach Altersgruppen und Geschlecht Die meisten an Alkoholunfällen Beteiligten waren verhältnismäßig jung: 21.87% waren zwischen 18 und 24 Jahre alt, weitere 24.39% waren zwischen 25 und 34 Jahre alt. Ebenso wurde bei diesen beiden Altersgruppen, gemessen an der jeweiligen Zahl der Unfallbeteiligten, besonders häufig Alkoholeinfluss festgestellt. Sowohl bei den 18- bis 24-jährigen als auch bei den 25- bis 34-jährigen Unfallbeteiligten waren jeweils 3.60% alkoholisiert. Hierbei fielen Frauen deutlich seltener als Männer durch Trunkenheit bei Verkehrsunfällen auf. Nur 12.78% der alkoholisierten Unfallbeteiligten waren Frauen, während im Durchschnitt aller Unfälle mit Personenschaden 34.40% der Unfallbeteiligten Frauen waren.

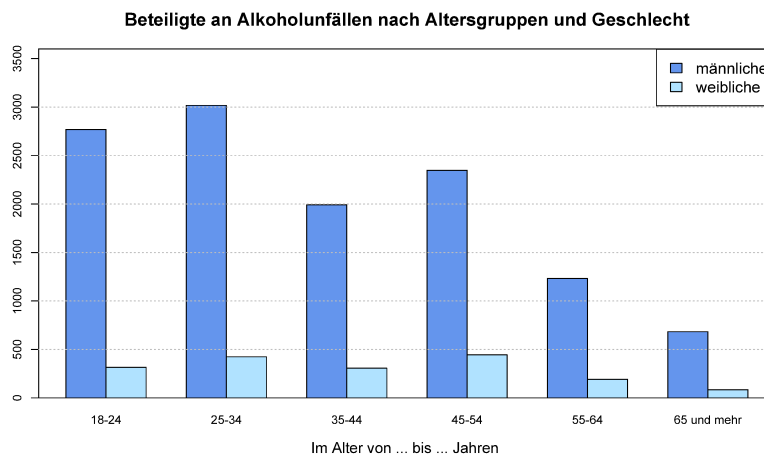


Abbildung 105: Alkoholisierte Beteiligte an Unfällen mit Personenschaden 2013 nach Altersgruppen und Geschlecht.

Im Rahmen einer Studie an der Universität in Louisiana wurden die Auswirkungen des Genusses von Alkohol auf die Schwere von Verkehrsunfällen in Louisiana untersucht¹²⁵. Hierbei wurde zuerst anhand deskriptiver Einzelanalysen die zeitliche Verteilung von Alkoholunfällen und das Alter und Geschlecht der Unfallbeteiligten analysiert. Sowohl im Hinblick auf die zeitliche Verteilung als auch im Hinblick auf die Verteilung der Unfälle nach Alter und Geschlecht wurden ähnliche Zusammenhänge wie in Deutschland festgestellt. Ausgehend davon wurde anschließend in Einzeluntersuchungen die Frage abgeklärt, wie sich eine kombinierte Reduktion dieser Merkmale beim Genuss von Alkohol auf die Schwere von Verkehrsunfällen auswirkt. Hierbei wurde in einem ersten Schritt untersucht, wie sich eine 10%-ige Reduktion der Alkoholunfälle auf die Verteilung der Unfallschwere

¹²⁵Vgl. Zhang (2010).

auswirkt. Anschließend wurde der Frage nachgegangen, wie sich die Verteilung der Unfälle ändert, wenn Alkoholunfälle an Wochenenden in der Zeit zwischen 21 Uhr abends um 3 Uhr morgens um 10% reduziert werden. Anhand der Ergebnisse konnte abgeleitet werden, dass es effizienter ist, Alkoholunfälle im Rahmen einer kombinierten Betrachtung von Wochentag und Uhrzeit zu reduzieren. Ebenso demonstrierten die Analyseergebnisse, dass es wirksamer ist, anstelle einer Gesamtreduktion die Zahl der Alkoholunfälle mit männlichen Beteiligten zwischen 18 und 25 Jahren zu reduzieren.

Die dargestellten Ergebnisse dieser Studie liefern hilfreiche Erkenntnisse, die beim Herausarbeiten von Handlungsempfehlungen für verkehrspolitische Maßnahmen in Deutschland in Betracht gezogen werden sollten. Allerdings sind hierbei gewisse Vorbehalte zu machen: Die verwendeten Daten der oben erwähnten Studie beziehen sich auf Unfall- und Bevölkerungsdaten in Louisiana. Louisiana ist ein Bundesstaat im Süden der Vereinigten Staaten von Amerika. Beim Ableiten von Handlungsempfehlungen sollte daher berücksichtigt werden, dass Deutschland unter Umständen durch eine andere demographische und Verkehrsinfrastruktur gekennzeichnet ist. Dennoch haben die deskriptiven Analysen zu Verkehrsunfällen gezeigt, dass es zahlreiche Parallelen im Hinblick auf die Verteilung von Unfällen im deutschen Raum gibt. Vor diesem Hintergrund empfiehlt es sich zwar, die Vorgehensweise zur Bekämpfung von Alkoholunfällen bei der Herausarbeitung von Handlungsempfehlungen zu nutzen. Im Falle der Verfügbarkeit einer besseren Datengrundlage empfiehlt es sich aber auch, herauszuarbeiten, inwieweit sich eine Reduktion von Alkoholunfällen bei kombinierten Merkmalen aus Effizienzgründen tatsächlich lohnt.

Aus den Erkenntnissen dieser Studie und den deskriptiven Analysen des Statistischen Bundesamtes können nun folgende Empfehlungen für verkehrspolitische Maßnahmen abgeleitet werden: Für die Gruppe der repressiven Maßnahmen empfiehlt es sich, Alkoholkontrollen verstärkt am Wochenende und in der Zeit zwischen 22 Uhr abends und 6 Uhr morgens zu kontrollieren. Da ein Großteil der alkoholisierten Unfallbeteiligten junge Männer zwischen 18 und 34 Jahre sind, ist eine denkbare repressive Maßnahme, im Falle einer Ordnungswidrigkeit, die Bußgelder für diese Beteiligtegruppe höher anzusetzen und eventuell gleich mit Führerscheinentzug zu sanktionieren. Eine durchführbare Maßnahme im Bereich der Verkehrsaufklärung ist beispielsweise, den Erwerb des Führerscheins für diese Bevölkerungsgruppe derart zu gestalten, dass die Erwerbsvoraussetzungen an viel mehr Bedingungen geknüpft werden. Eine denkbare Bedingung wäre beispielsweise die Teilnahme an Pflichtveranstaltungen, in denen jungen Teilnehmern geschildert wird, welche weitreichenden Konsequenzen Verkehrsunfälle unter Genuss von Alkohol oder anderen berauschenden Mitteln (unter Umständen gepaart mit Geschwindigkeitsüberschreitung) haben.

11.4 Ortslage - Geschwindigkeit

In den Untersuchungen für Unfälle auf Außerortsstraßen kamen folgende Zusammenhänge heraus: Zum Ersten hat sich gezeigt, dass die Wahrscheinlichkeit, auf Landstraßen tödlich zu verunglücken deutlich höher ist als innerhalb von Ortschaften. Die deskriptiven Analysen dieser Arbeit weisen darauf hin, dass Unfälle auf Außerortsstraßen eine ausgeprägte saisonale Komponente besitzen. Diese Saisonalität zeigte sich unter anderem darin, dass innerorts der Anteil der Unfälle mit Schwerverletzten und Getöteten von Freitag bis Samstag abnimmt, während er auf Außerortsstraßen zunimmt. Ausgehend von dieser Saisonalität stellte sich im Rahmen regressionsanalytischer Einzeluntersuchungen heraus, dass es aus Effizienzgründen sinnvoller ist, Verkehrskontrollen auf Außerortsstraßen verstärkt am Wochenende durchzuführen. Außerdem demonstrierte die Untersuchung des Zusammenhangs zwischen Wetterbedingungen und Verkehrsunfällen, dass das Wetter als Rahmenbedingung für das Verkehrsgeschehen auf die Zahl der Schwerverletzten und Getöteten auf Außerortsstraßen an Wochenenden und Feiertagen wesentlich stärker wirkt als im Berufsverkehr. Mit Blick auf diese Erkenntnisse empfiehlt es sich, Verkehrskontrollen auf Außerortsstraßen verstärkt zu wärmeren Jahreszeiten durchzuführen.

Im Hinblick auf die tageszeitliche Verteilung sollten ebenso Unfälle, die außerorts in den Nachtstunden passieren, einen Schwerpunkt polizeilicher Verkehrskontrollen darstellen, denn Statistiken zufolge ist der Nacht-Anteil der Unfälle außerorts deutlich höher als innerorts¹²⁶. Da im Sommer in der Regel kaum Berufsverkehr bei Dunkelheit stattfindet, sind sommerliche Nachtunfälle hauptsächlich Unfälle im Freizeitverkehr. Hierbei ist der Anteil der jungen Erwachsenen an allen Unfallbeteiligten deutlich höher und Unfälle, bei denen einer der Beteiligten unter Alkoholeinfluss stand, treten wesentlich häufiger auf. Die Unfallschwere von Nachtunfällen im Sommer ist eindeutig höher als im Winter. Überhöhte Geschwindigkeit, Fehleinschätzung sowie Unachtsamkeit führen zu Unfällen mit fatalen Folgen. Berücksichtigt man außerdem, dass sich alkoholisierte Verkehrsteilnehmer auf „freien“ Strecken überschätzen, endet eine der Verkehrssituation nicht angepasste Geschwindigkeit gepaart mit Alkohol unter Umständen tödlich.

Beim Herausarbeiten von Handlungsempfehlungen betreffend das Unfallgeschehen auf Außerortsstraßen sind im Grunde vier Aspekte zu berücksichtigen: Das ist erstens der Wochentag, zweitens die Jahreszeit und damit verbunden das Wetter, drittens das Geschwindigkeitsverhalten und viertens der Genuss von Alkohol und anderen berauschenden Mitteln. Im Hinblick auf die ersten beiden Gesichtspunkte empfiehlt es sich, Verkehrskontrollen in den Sommermonaten vor allem an Wochenenden und an Feiertagen durchzuführen. Das betrifft sowohl Geschwindigkeits- als auch Alkohol- und Drogenkontrollen. Hinsichtlich des Geschwindigkeitsverhaltens wurde bereits vorgeschlagen, die Geschwindigkeitsobergrenzen auf Autobahnen und Schnellstraßen in Deutschland zu reduzieren. Die

¹²⁶Als Nachtunfälle werden unabhängig von der Uhrzeit alle Unfälle bezeichnet, die bei Dunkelheit oder in der Dämmerung stattgefunden haben.

Kontrolle des Genusses von Alkohol und anderen berauschen Mitteln sollte dahin gehend ausgerichtet sein, dass hier vor allem die zeitliche Verteilung, das Alter und Geschlecht und auch die Art der Verkehrsbeteiligung Berücksichtigung finden sollte. Aufklärende Maßnahmen können derart gestaltet sein, dass die Aufklärung in Abhängigkeit von der Alterszugehörigkeit erfolgt. Bei der Herausarbeitung repressiver Maßnahmen ist es empfehlenswert, diese in Abhängigkeit vom Alter und Geschlecht unter Umständen strenger zu gestalten.

11.5 Wirtschaftliche Aspekte bei der Umsetzung von Verkehrsmaßnahmen

Selbstverständlich ist es immer von Vorteil, sich für die Reduktion von Unfällen im Straßenverkehr einzusetzen. Sinnvoll ist es jedoch, Ressourcen für solche Maßnahmen aufzubringen, wenn der Nutzen dieser Maßnahme eindeutig die Kosten übersteigt. In der Bundeshaushaltsordnung (1969) sowie im Haushaltsgrundsätzegesetz (1969) hat der Gesetzgeber die dringliche Frage nach einer ökonomisch-rationalen Verwendung verfügbarer knapper Mittel insofern betrachtet, als er verlangt, dass für staatliche Maßnahmen von erheblicher finanzwirtschaftlicher Bedeutung wirtschaftliche Vergleichsrechnungen zu erstellen sind, um eine ökonomisch-rationale Entscheidungsfindung sicherzustellen.

Zwar wurde die Idee eines optimalen Einsatzes von Ressourcen bereits auf der Grundlage der Nutzen-Kosten-Analyse in Kapitel 8 thematisiert, jedoch wurde nicht darauf eingegangen, inwieweit derartige Verfahren in der Lage sind, angesichts der Komplexität, Unschärfe und oft auch Inkonsistenz staatlicher Zielsetzungen und angesichts der Schwierigkeiten der Erfolgsmessung im Bereich öffentlicher Investitionen, das Spektrum an Erklärungsfaktoren des Unfallgeschehens miteinzubeziehen.

Vor diesem Hintergrund besteht das Kernanliegen dieses Abschnitts darin, Evaluierungsverfahren vorzustellen, die es erlauben, im Rahmen wirtschaftlicher Vergleichsrechnungen Straßenverkehrsunfälle miteinzubeziehen, um auf diese Weise eine ökonomisch-rationale Entscheidungsfindung bei der Durchsetzung verkehrspolitischer Maßnahmen sicherzustellen. Mit anderen Worten geht es in erster Linie darum, Möglichkeiten aufzuzeigen unter welchen Annahmen die empirischen Ergebnisse dieser Arbeit dazu beitragen können, das Risiko von Fehlentscheidungen im Rahmen öffentlicher Investitionsentscheidungen zu minimieren. Ausgehend von der in dieser Arbeit entwickelten Theorie des Verkehrsunfalls besteht ein weiteres Anliegen auch darin, aufzuzeigen, welchen Schwierigkeiten bzw. Restriktionen man vor dem Hintergrund dieser Theorie bei der Herausarbeitung von Handlungsempfehlungen gegenübersteht. Da es um die Erfolgsmessung im Bereich öffentlicher Investitionen insbesondere um Infrastrukturinvestitionen geht, wird auch explizit darauf eingegangen, welchen Erklärungswert für Unfallhäufigkeit und Unfallschwere neben menschlichem Versagen und Witterungseinflüssen auch bautechnische sowie verkehrliche

Bedingungen des Verkehrsweges haben können.

Zum Erreichen dieser Ziele wird wie folgt vorgegangen: In einem ersten Schritt wird näher darauf eingegangen, welchen Problemen die öffentliche Hand aufgrund der Bundeshaushaltsordnung und des Haushaltsgrundsätzegesetz als Rahmenbedingungen für öffentliche Investitionsentscheidungen ausgesetzt ist. Anschließend werden Evaluierungsverfahren für öffentliche Investitionen vorgestellt und im Hinblick auf ihre Möglichkeiten und Schwächen miteinander verglichen. In einem nächsten Schritt wird darauf eingegangen, welchen „Anteil“ neben menschlichem Fehlverhalten Straßen- und Verkehrsbedingungen am Unfallgeschehen haben und als entscheidender Bestandteil der Unfallkosten auch in wirtschaftliche Vergleichsrechnungen einbezogen werden können. Schließlich wird anhand eines Fallbeispiels die praktische Anwendung dieser Konzepte demonstriert. Wie bei jedem theoretischen Konstrukt werden auch hier aus der Anwendung heraus resultierende methodische Schwierigkeiten im Hinblick auf eine möglichst weitgehende Erreichung gegebener Ziele ohne Ressourcenverschwendung dargelegt.

Grundlegende Probleme öffentlicher Investitionsentscheidungen

Grundlegende Probleme, mit denen die öffentliche Hand bei Investitionsentscheidungen im Rahmen der Bundeshaushaltsordnung und des Haushaltsgrundsätzegesetzes konfrontiert wird, liegen zum Einen darin, dass staatliche Ausgabeentscheidungen wie auch Investitionsentscheidungen weitgehend institutionell bedingt und politisch motiviert sind. Anstelle des Prinzips der ökonomischen Effizienz, das die Maximierung bzw. Minimierung bestimmter Zielfunktionen des Entscheidungsträgers fordert, steht in der Praxis staatlichen Handelns das Kostendeckungsprinzip im Vordergrund. Außerdem fehlt für öffentliche Ausgabeentscheidungen der Zwang des Marktes, der private Wirtschaftssubjekte durch Nutzen- bzw. Gewinneinbußen bei ineffizienter Mittelverwendung mit Sanktionen belegt, da die von der öffentlichen Hand benötigten Mittel als Steuereinnahmen zufließen. Hinzu kommt, dass bestehende Investitionsprojekte auf den Steuerzahler umgewälzt werden¹²⁷. Zum Anderen ist es schwer, Instrumente zu entwickeln, die eine ökonomische Kontrollfunktion wie die des Marktes im Privatsektor der Wirtschaft wahrnehmen, so dass eine optimale staatliche Investition in der Weise gewährleistet wird, dass eine Mittelverwendung im Hinblick auf eine möglichst weitgehende Erreichung gegebener Ziele ohne Ressourcenverschwendung realisiert wird¹²⁸. Entscheidungen betreffend der Verkehrssicherheit, die große Teile des Staatshaushaltes binden, sollten derart durchgeführt werden, dass die dabei verwendeten Instrumente sowohl den juristischen Anforderungen als auch den praktischen Möglichkeiten gerecht werden.

¹²⁷Vgl. Frerich (1979), S.2.

¹²⁸Vgl. Tietzel (1972), S.4.

Evaluierungsverfahren

Zur Gewährleistung der ökonomischen Rationalität öffentlicher Investitionsentscheidungen legt die **Kosten-Nutzen-Analyse** die Strategie des Ausgleichs der Nutzen der marginalen Staatsausgaben in verschiedenen Verwendungen mit den privaten und öffentlichen Opportunitätskosten der jeweiligen Verwendungsrichtungen zugrunde¹²⁹. Hierfür sind die Aufwendungen und Erträge der Infrastrukturinvestitionen zu erfassen, zu quantifizieren und so zu bewerten, dass „... die Geldbeträge einerseits den der Gesellschaft erwachsenden Nutzenzuwachs und andererseits den ihr erwachsenden Nutzenentgang angeben, der aus der Inanspruchnahme von Produktionsfaktoren resultiert, die nunmehr nicht mehr zur Produktion von Gütern und Diensten an anderer Stelle der Volkswirtschaft zur Verfügung stehen“¹³⁰. Die Kosten-Nutzen-Analyse ermöglicht einen Vergleich unterschiedlichster Investitionsprojekte und bezieht sich damit nicht allein auf den Bereich eines Entscheidungsträgers, indem sie das Wirken der „unsichtbaren Hand“ bei vollkommener Konkurrenz, also die einseitig konsistente Abstimmung aller Wirtschaftspläne durch den Markt zu simulieren sucht¹³¹. Demgegenüber zeichnen sich **Kostenwirksamkeitsanalyse** und **Nutzwertanalyse** dadurch aus, dass sie einem bestimmten Entscheidungsträger dabei helfen, aus einer großen Zahl von Alternativen die optimale auszuwählen. Beide Evaluierungsverfahren führen zu einer ordinalen Rangfolge der Nutzen der einzelnen Projekte hinsichtlich der Realisierung mehrfacher Zielsetzungen eines Entscheidungsträgers. Der wesentliche Unterschied beider Verfahren liegt darin, dass im Rahmen der Kostenwirksamkeitsanalyse den bei alternativen Investitionsprojekten erwarteten Realisierungsgraden der mehrfachen Zielsetzungen des Entscheidungsträgers die anfallenden Projektkosten explizit gegenübergestellt werden, wohingegen sie in der Nutzwertanalyse als ein Bestimmungsfaktor der ordinalen Rangfolge berücksichtigt werden¹³².

Der Unterschied zwischen den Evaluierungsverfahren zeichnet sich darin aus, dass

- die Kosten-Nutzen-Analyse gesamtwirtschaftlich orientiert ist (**makroökonomisches** Evaluierungsinstrument), während Kostenwirksamkeits- und Nutzwertanalyse sich auf den Bereich eines Entscheidungsträgers (**mikroökonomische** Evaluierungsinstrumente) beziehen
- bei der Kosten-Nutzen-Analyse **ein** bestimmtes gesamtwirtschaftliches Ziel zugrunde gelegt wird, während bei Kostenwirksamkeitsanalyse und Nutzwertanalyse **multiple** Zielsetzungen berücksichtigt werden sollen
- im Rahmen der Kosten-Nutzen-Analyse auf eine **monetäre** Erfassung der Nutzen und Kosten abgezielt wird, während die Nutzwertanalyse und weitgehend auch die Kostenwirksamkeitsanalyse einen dimensional **Ordnungsindex** ermitteln.

¹²⁹Vgl. Sarrazin et al. (1975), S.3.

¹³⁰Vgl. Hesse et al. (1970), S.521.

¹³¹Vgl. Smith (1776).

¹³²Vgl. Niskanen (1967), S.17ff.

Vor dem Hintergrund dieser Unterschiede zwischen den verschiedenen Evaluierungsverfahren liegen sowohl ihre besonderen Möglichkeiten als auch ihre Schwächen begründet. Im Folgenden wird darauf kurz eingegangen:

Die gesamtwirtschaftliche Zielsetzung der Kosten-Nutzen-Analyse, nämlich „... die Maximierung der Bedürfnisbefriedigung der Gesamtheit der in der Gesellschaft lebenden Individuen“¹³³ wird regelmäßig durch die Maximierung des Sozialprodukts als Zielgröße ersetzt. Problematisch ist jedoch, dass das Sozialprodukt kaum als ein hinreichender Indikator der gesellschaftlichen Wohlfahrt angesehen werden kann. Es erfasst das einem Land zur Verfügung stehende Güter- und Leistungsbündel nur unvollständig, bewertet den Ersatz von Vermögensverlusten (z.B. als Folge von Straßenverkehrsunfällen) als Erhöhung des Sozialproduktes (obgleich sich dadurch der Versorgungsgrad der Wirtschaftssubjekte mit Gütern und Dienstleistungen prinzipiell nicht ändert) und verzichtet auf die Erfassung und Bewertung nicht beseitigter negativer Begleiterscheinungen der volkswirtschaftlichen Konsum- und Produktionsprozesse (z.B. Lärm, Luftverschmutzung, Gewässerverunreinigung), die ihrerseits bei gegebenem Volumen an Gütern und Leistungen die Lebensqualität und damit die gesellschaftliche Wohlfahrt in einem Raum sehr stark beeinflussen können¹³⁴.

Die in Bezug auf die Ersatzgröße Sozialprodukt zu treffenden Investitionsentscheidungen sind darüber hinaus nur dann gesamtwirtschaftlich konsistent, wenn „.. alle Aktivitäten eines Entscheidungsträgers, die den Realisierungsgrad der Ziele auf einer anderen Ebene des Entscheidungssystems beeinflussen, explizit in dessen Kalkül berücksichtigt und in derselben Weise bewertet werden wie auf der ranghöchsten Ebene des Entscheidungssystems“¹³⁵. Das heißt jedoch, dass bei einer Anwendung der Kosten-Nutzen-Analyse keine Beschränkung der Anwendung auf einen Projektbereich und damit auf einen Entscheidungsträger vorgenommen werden darf. Ein derartiges Konsistenzproblem ist bei der Kostenwirksamkeitsanalyse ebensowenig anzutreffen wie bei der Nutzwertanalyse. Grund hierfür ist, dass beide Verfahren mikroökonomisch ausgerichtet sind und sich somit auf einen Projektbereich und einen Entscheidungsträger beziehen.

Die Unfähigkeit der Kosten-Nutzenanalyse, mehrfache Zielsetzungen zu berücksichtigen, implizierte die Entwicklung der anderen Evaluierungsverfahren, die unter Verzicht auf die gesamtwirtschaftliche Konsistenz verschiedenen Zielen im Bereich eines Entscheidungsträgers Rechnung tragen sollen. Die Stärken und Schwächen der verschiedenen Evaluierungsverfahren in Bezug auf mehrfache Zielsetzungen resultieren aus der unterschiedlichen Ausrichtung beider Verfahrensgruppen in makroökonomischer bzw. gesamtwirtschaftlicher und mikroökonomischer bzw. einzelwirtschaftlicher Hinsicht. Damit zusammenhängend stellt die Erfassung und Bewertung der Projektwirkungen einen weiteren Problem-

¹³³Vgl. Eggeling (1969), S.9.

¹³⁴Vgl. Frerich (1979), S.5.

¹³⁵Vgl. Sarrazin et al. (1975), S.3.

bereich dar. Gegenwärtig ist es noch nicht möglich, in einer Kosten-Nutzen-Analyse alle theoretische feststellbaren gesamtwirtschaftlichen Projektwirkungen einer öffentlichen Investition in einem einzigen Modell festzuhalten. Dies betrifft sowohl die Quantifizierung der Nutzen als auch der Kosten eines Projektes. Im Hinblick auf die Nutzen wird diese Feststellung im Allgemeinen einstimmig bejaht. Ein ebenso großes Problem stellt auch die Quantifizierung der Kosten dar, da etwa die realen Entzugseffekte durch anderweitige Ressourcenverwendung je nach den betroffenen Wirtschaftszweigen und Regionen und in Abhängigkeit von der gesamtwirtschaftlichen Situation unterschiedlich sind und ebenso die Herkunft der Finanzierungsmittel eine wichtige Rolle spielt¹³⁶. Darüber hinaus stellt der erhebliche Aufwand an statistischen Daten die Messbarkeit der theoretischen Kosten-Nutzen-Modelle in Frage. Mit dem Übergang zur Kostenwirksamkeitsanalyse und zur Nutzwertanalyse scheinen diese Erfassungs- und Bewertungsprobleme nicht gelöst zu sein. Neben ähnlichen Erfassungsproblemen kommen noch Bewertungsprobleme besonderer Art hinzu, beispielsweise die Transformation physischer Zielrealisierungsgrade in dimensionslose Ordnungsindizes sowie die Zusammenfassung der einzelnen Indexreihen zu einer Größe - unter Verwendung von jeweils festzulegenden Zielgewichten¹³⁷. Hierbei wird angenommen, dass die physischen Zielrealisierungsgrade im Einzelnen messbar sind, was nicht ohne Ausnahme zu erwarten ist. Während Erfassungsprobleme noch im Einzelfall auf intersubjektive Weise gelöst werden kann, ist die Bewältigung von Bewertungsproblemen in keinsten Weise in intersubjektiv gültiger Form möglich. Grund hierfür liegt darin, dass die Abbildung der einzelnen Zielrealisierungsgrade auf einer dimensionslosen Skala unter Berücksichtigung der Zielgewichte regelmäßig durch Expertenbefragung vorgenommen wird oder auch dem politischen Entscheidungsträger überlassen wird. Hierbei ist kaum zu erwarten, dass diese Bewertung ökonomisch-rational, d.h. ohne Beeinflussung durch die jeweilige subjektive Interessenlage erfolgt. Nur im Idealfall sind die Präferenzen eindeutig, konsistent und zeitunabhängig, genauso wenig wie die vorgegebenen Ziele voneinander unabhängig sind¹³⁸. Somit sind alle drei Verfahren durch spezifische Möglichkeiten und Schwächen gekennzeichnet. Deshalb wird man im Rahmen einer praktischen Analyse dazu übergehen, die einzelnen Verfahren ergänzend anzuwenden. Obwohl damit auch nicht die Vollständigkeit der Optimierung öffentlicher Investitionsentscheidungen aus gesamtwirtschaftlicher Sicht gewährleistet werden kann, stellt eine derartige Kombination der Verfahren eher eine Annäherung an dieses ehrgeizige Ziel dar, als es mit einer isolierten Anwendung der einen oder anderen Methode möglich wäre.

Die Unvollständigkeit der Optimierung zeigt sich unter anderem auch darin, dass die Zielansprache unvollständig ist, da die eigentlichen Ziele nicht vollständig und eindeutig in eine operationale Zielfunktion transformiert werden können¹³⁹. Besonders deutlich ist die Unvollständigkeit der Zielansprache bei der Planung von Bauvorhaben im Straßenbau-

¹³⁶Vgl. Feldstein (1964), S.114ff.

¹³⁷Vgl. Strassert et al. (1971), S.35ff.

¹³⁸Vgl. Frerich et al. (1974), S.68ff.

¹³⁹Vgl. Fest (1971), S.18.

sektor. Hier werden effizienzanalytische Überlegungen im Rahmen von Straßenbauinvestitionen derart einbezogen, indem die direkten Kosten nur in Form von Baukosten, der Unterhaltungs- und Erneuerungskosten und ähnlicher Kostenelemente und der direkte Nutzen in Form der Betriebskosten- und Zeitkostensparnissen berücksichtigt werden. Darüber hinaus bleiben ökonomische Folgewirkungen investiver Maßnahmen im Hinblick auf Wachstum und Struktur der einzelnen Regionen der Volkswirtschaft bisher weitgehend unberücksichtigt. Gleiches gilt auch für die Erfassung der Umweltbelastung durch Straßenbauinvestitionen. Obwohl Lärmbelätigungen und Luftverschmutzungen in wirtschaftliche Vergleichsrechnungen einbezogen werden, hat die bisherige Praxis der Projektbewertung gezeigt, dass sie diesem Gesichtspunkt nicht gerecht wird und weiterhin Verbesserungsbedarf besteht. Ebenso werden Sicherheitsgewinne und -verluste bei Straßenbauinvestitionen im Rahmen der praktischen Projektbewertung dahingehend nicht berücksichtigt, dass gerade durch investive Maßnahmen im Straßenbausektor die durch mangelnde Verkehrssicherheit bedingte Belastung der Volkswirtschaft erheblich beeinträchtigt werden kann. Zwar zeigt sich, dass sowohl die Unfallhäufigkeit als auch die Unfallschwere unter dem Einfluss einer Vielzahl sicherheitsrelevanter Maßnahmen und veränderter Fahrverhaltensweisen tendenziell weiterhin zurückgeht, aber dennoch ist es unabdingbar, den Aspekt der Verkehrssicherheit explizit in die Entscheidungsfindung über Umfang, Struktur und Rangfolge geplanter Verkehrswegeinvestitionen einzubeziehen. Hierzu soll die vorliegende Arbeit dahingehend einen Beitrag leisten, indem Möglichkeiten aufgezeigt werden, inwieweit die Analyseergebnisse dieser Arbeit in wirtschaftliche Vergleichsrechnungen zur Verbesserung des Sicherheitsgrades vorhandener Straßen angesichts enger werdender Finanzierungsspielräume einbezogen werden können.

Sicherheitseffekte von Straßenbauinvestitionen unter Einbeziehung von Verkehrsunfällen

Im Folgenden geht es darum, Möglichkeiten aufzuzeigen, wie Sicherheitseffekte von Straßenbauinvestitionen unter Berücksichtigung von Unfällen im Straßenverkehr in geeigneter Weise erfasst und identifiziert werden können. Mit anderen Worten besteht die Zielsetzung also darin, den Versuch zu unternehmen, die Verkehrssicherheit im Rahmen wirtschaftlicher Vergleichsrechnungen im Straßenwesen einzubeziehen. Hierfür wird zuerst darauf eingegangen, weshalb die Verkehrssituation und damit verbunden die verkehrlichen Bedingungen des Verkehrsweges ebenso wie die bisher identifizierten Einflusskomponenten einen maßgeblichen Einfluss auf das Unfallgeschehen haben. Anschließend wird dargelegt, unter welchen Prämissen die Ergebnisse dieser Arbeit bei der Bewertung der Vorteilhaftigkeit öffentlicher Investitionen, aber auch von verkehrspolitischen Maßnahmen und Vorschriften miteinbezogen werden können.

Fahrprozess und Unfallgeschehen Zu dem Erkenntnisobjekt der Theorie des Verkehrsunfalls in dieser Arbeit gehören nur diejenigen Unfallereignisse, an denen in Bewegung

befindliche Fahrzeuge beteiligt sind. Aus diesem Grund kommen dem Phänomen des Fahrprozesses im Rahmen dieser Arbeit notwendigerweise eine entscheidende Bedeutung zu. Einem Autofahrer ist bei der Durchführung des Fahrprozesses die Aufgabe gestellt, den Bewegungszustand seines Fahrzeugs innerhalb gewisser Grenzen zu halten. Diese Grenzen sind entweder durch die Beschaffenheit des ihnen umgebenden Verkehrsraumes bzw. die Eigenschaften des Fahrzeugs oder aber durch die in der Person des einzelnen vorgegebenen relevanten Faktoren bestimmt. Wenn es zu einem Unfall kommt, so hat das System Fahrer-Fahrzeug-Straße wegen der Wechselwirkungen zwischen seinen Gliedern regelmäßig als Ganzes versagt. Deshalb kann keiner der drei Komponenten Fahrer-Fahrzeug und Straße als alleinige Unfallursache angesehen werden. Die Informationen bezüglich der Komponente Straße beziehen sich auf den Verkehrsweg und betreffen dabei den Straßentyp, die Straßenqualität sowie die Verkehrsmenge. Ferner ist die Ortslage ebenso relevant wie die Spurigkeit, und schließlich ist auch auf die planfreie oder plangleiche Linienführung sowie auf das Vorhanden- oder Nichtvorhandensein einer Richtungstrennung hinzuweisen. Die Existenz von Standspuren und/oder Seitenstreifen rundet das Bild des Straßentyps aus der Sicht des Autofahrers ab. Die Straßenqualität wird bestimmt durch strukturelle Faktoren wie Störfaktoren, Längsneigung, Sichtweite, Fahrbahnbreite sowie Qualität der Fahrbahnoberfläche. Hinzu kommen zeitlich oder räumlich begrenzt wirksame Faktoren wie Witterungs- und Saisoneinflüsse, die den Fahrer umgebende Verkehrsumwelt prägen und einen signifikant nachweisbaren Einfluss auf das Unfallgeschehen haben.

Die Wahrscheinlichkeit für das Eintreten eines Unfalls ist umso geringer, je höher das verkehrliche Leistungspotential des Fahrers ist. Dieses Leistungspotential umfasst seine Konstitution und Kondition (u.a. Seh- und Hörvermögen, Reaktion), seine Fahrausbildung (Kenntnisse der Eigenschaften des Fahrzeugs, insbesondere der Verbesserungsmöglichkeiten der aktiven und passiven Sicherheit und der Verkehrsregeln etc.), seine Fahrerfahrung (rechtzeitiges Erkennen von Risiken und Störungen des Fahrprozesses) sowie sein Risikobewusstsein (im Sinne einer Vermeidung von selbstgesetzten Gefahrensituationen). „Kein Fahrer erfüllt alle diese Voraussetzungen geschweige in jedem Augenblick. Ganz im Gegenteil: die meisten Fahrer liegen in ihrer Gesamtpersönlichkeit beträchtlich unter dem optimalen Potential“¹⁴⁰. Sie sind nicht immer und überall den durch Straßen- und Verkehrscharakteristika sowie durch Fahrzeugeigenschaften vorgeprägten Bedingungen des Fahrprozesses gewachsen. Aus diesem Grund ist es erforderlich, dass eine optimale Gestaltung des Fahrprozesses auf den Straßen in Richtung auf eine größere Sicherheit der Verkehrsarbeit bei allen Gliedern des Regelkreises Mensch-Fahrzeug-Verkehrsweg ansetzen muss und dass die dadurch zu erzielenden Sicherheitseffekte weit über den statistisch festgestellten „Schuldanteil“ des einzelnen Bereichs hinausgehen können.

Zusammenfassend kann also festgehalten werden, dass ein indirekter Schuldanteil der Straße am Unfallgeschehen festzustellen ist. Menschliches Fehlverhalten wird nicht nur

¹⁴⁰Vgl. Jacobi et al. (1976), S.131.

durch die in der Person des einzelnen wurzelnden psychologischen und physiologischen Faktoren bedingt, sondern auch in hohem Maße von den Straßen- und Verkehrsbedingungen vorgeprägt. Die Erschwernis bei der Ermittlung des Bedeutungsanteils einzelner Unfallursachen liegt jedoch darin, dass hinsichtlich des Einflusses der einzelnen Elemente des Regelkreises Mensch-Fahrzeug-Verkehrsweg auf das Unfallgeschehen erhebliche Wirkungsinterdependenzen existieren. Die empirischen Untersuchungen dieser Arbeit haben gezeigt, dass es unter sehr erschwerlichen Bedingungen möglich ist, einen Teil des Systems Fahrer-Fahrzeug-Straße in seiner vollen Komplexität durch ein brauchbares mathematisches Modell zu beschreiben, das die neuralgischen Schwachstellen des Fahrprozesses, die zu Unfällen führen, offenlegen konnte.

Nachfolgend wird anhand eines Fallbeispiels der Frage nachgegangen, wie vor dem Hintergrund der Erkenntnisse dieser Arbeit Sicherheitseffekte des Ausbaus von Straßen in die Projektbewertung einbezogen werden können. Es wird zuerst darauf eingegangen, welche Annahmen zugrunde gelegt werden müssen, damit Unfallkostensparnisse im Rahmen wirtschaftlicher Vergleichsrechnungen einbezogen werden können. Anschließend wird diskutiert, inwieweit die empirischen Ergebnisse dieser Arbeit diesen Annahmen genügen und eine Einbeziehung in wirtschaftliche Vergleichsrechnungen rechtfertigen.

Vorteilhaftigkeitsanalyse von Infrastrukturprojekten Die nachfolgende Tabelle ist ein Auszug aus der „Stellungnahme zur Kosten-Nutzen-Analyse der geplanten A46 Hemer - Mende - Wickede - Ense - Neheim“¹⁴¹. Am 2. Juli 2003 wurde der bis heute geltende Bundesverkehrswegeplan (BVWP-03) beschlossen. Bestandteil des BVWP-03 war der 18,7 Kilometer lange Bau der A46 von Hemer über Menden nach Wickede/Neheim. Dieses Projekt beinhaltet einen vierstreifigen Ausbau mit Standstreifen. Offizielle Ziele sind laut Projektdossier des Bundesverkehrswegebedarfsplans die Entlastung der Ortsdurchfahrten, Minderung der Unfallrisiken und Umweltbelastungen, Erhöhung der Verkehrssicherheit und Abbau von Kapazitätsengpässen. Die Kosten-Nutzen-Analyse führt nach Tabelle 32 zu einem Kosten-Nutzen-Verhältnis der A46 von **5.2**. Das heißt es wird behauptet, dass **jede in den Bau der A46 investierte Million Euro einen Nutzen von 5.2 Millionen nach sich zieht**. Der Sicherheitseffekt des Ausbaus der Autobahn A46 in Form von Unfallkostensparnissen ist mit gelber Farbe markiert. Ein positiver Wert für die Beiträge zur Sicherheit bedeutet, dass die Unfallkosten sinken.

¹⁴¹Vgl. Marte (2011), S.6.

Projektnutzen	Jährliche	Einsparungen in Mio. €
Transportkostensenkungen	34.323	
Kosten der Wegeerhaltung	-0.463	
Beiträge zur Sicherheit	7.440	
Verbesserung der Erreichbarkeit	15.918	
Regionale Effekte	0.344	
Umwelteffekte	-0.574	
Hinterlandanbindung von Häfen induzierter Verkehr	0.000	
	-5.949	
Summe der Projektnutzen	51.494	
Invesititonskosten	Jährliche	Kosten in Mio. €
Invesititonskosten der Wege	9.987	
Kosten-Nutzen-Verhältnis	$\frac{51.494}{9.987} =$	5.2

Tabelle 32: Kosten-Nutzen-Rechnung für den Ausbau der A46 (BMVBW, 2003).

Neben der Einbeziehung von Sicherheitseffekten in wirtschaftliche Vergleichsrechnungen besteht ein weiteres Anliegen darin, die Kosten-Nutzen-Analyse im Hinblick auf die Unfallkostensparnisse so transparent zu machen, dass eine fundierte Kritik der Kosten-Nutzen-Analyse möglich wird und diese Kritik für Verkehrspolitiker und Mitglieder von Bürgerinitiativen nachvollziehbar wird. Eine berechtigte Kritik seitens des Verfassers dieser Studie ist der nicht vollständig berücksichtigte induzierte Verkehr. Für jede Kosteneinsparung ist der induzierte Verkehr von grundlegender Bedeutung, denn mehr Straßen erzeugen mehr Verkehr. Deshalb ist es unabdingbar, bei der Berechnung von Sicherheitseffekten ein möglichst hohes Verkehrsaufkommen zu prognostizieren.

Die Berechnung des Sicherheitseffektes der A46 ergibt sich aus den Unfallkostensparnissen als Differenz der Unfallkosten für die Verkehrsdurchführung in einem abgegrenzten Netz für den Zustand „ohne“ („alt“) und den Zustand „mit“ („neu“). Es gilt¹⁴²:

$$\text{DUK} = \text{UK}(1) - \text{UK}(2) \quad (23)$$

¹⁴²Vgl. Frerich (1979), S.42f.

Hierbei bedeuten:

- DUK = Die Unfallkostenveränderung im Straßennetz des Untersuchungszeitraumes
- UK(1) = Die Unfallkosten im Untersuchungsraum für das Planungsjahr unter der Voraussetzung, dass die geplante Straßenbaumaßnahme **nicht durchgeführt** wird
- UK(2) = Die Unfallkosten im Untersuchungsraum für das Planungsjahr unter der Voraussetzung, dass die geplante Straßenbaumaßnahme **durchgeführt** wird.

Für die Berechnung dieser Unfallkosten ist es in einem ersten Schritt erforderlich, den Zusammenhang zwischen verschiedenen Unfallarten und Unfalleinflussgrößen durch ein brauchbares mathematisches Modell zu beschreiben. Straßenbauprojekte können verschiedene Straßenarten betreffen. Da das Unfallgeschehen auf verschiedenen Straßengattungen unterschiedlichen Gesetzmäßigkeiten unterliegt, sollten die Unfälle nach verschiedenen Straßenarten aufgeschlüsselt werden, denn nicht zuletzt zeigen sich die vorhandenen integrativen Interdependenzen zwischen verschiedenen Einflussfaktoren auf das Unfallgeschehen besonders deutlich bei einer vergleichenden Betrachtung verschiedener Straßenarten.

Weil menschliches Verhalten im Rahmen empirischer Unfallursachenforschung konstitutiv ist, lassen sich nur Hypothesen formulieren, wonach sich das Eintreten eines Unfalls unter bestimmten Bedingungen dieser Aussage nur mit einer gewissen Wahrscheinlichkeit erwarten lässt. Eine derartige statistische Hypothese basiert auf der Annahme, dass bei einer großen Zahl von Unfällen abschätzbare und hinreichend stabile Tendenzen auftreten. Demnach ist der einzelne Unfall im Auftreten und Ablauf unregelmäßig und unbestimmbar, während der Unfall als Massenerscheinung von Einflussgrößen abhängig ist, die berechnet und geschätzt werden können. In dem zu entwickelnden Untersuchungsmodell zu den Sicherheitseffekten von Straßenbauinvestitionen muß daher der Unfall als statistische Masse behandelt werden. Deshalb scheidet die Analyse einzelner Unfälle oder einer geringen Zahl von Unfällen aus. Damit ergibt sich aber auch eine entscheidende Restriktion für die Anwendung des Modells auf kleinere Baumaßnahmen von geringer räumlicher und verkehrlicher Bedeutung. Demnach muss der von einer Baumaßnahme betroffene Straßenabschnitt, auf dem verkehrliche Auswirkungen zu verzeichnen sind, die Voraussetzungen der statistischen Massenerscheinung in Ansehung der Zahl der Unfälle, ebenso aber im Hinblick der einzelnen Unfallarten und Unfallfolgen, erfüllen. Der auf der Grundlage des entwickelten Modells zu berechnende Erwartungswert der Unfälle wird sich nur bei einer großen Zahl von Straßenabschnitten realisieren¹⁴³.

¹⁴³Vgl. Frerich (1979), S.45f.

Der relative Erklärungswert der einzelnen Einflussfaktoren am Unfallgeschehen ist und bleibt im Rahmen der Unfallursachenforschung umstritten. Der Grund hierfür ist, dass die offiziellen Unfallstatistiken nur geringfügig echte Ursacheninformationen zu liefern imstande sind. Aus diesem Grund stößt man bei dem Versuch, das Unfallgeschehen auf eines der Ursachen zuzurechnen, leicht in die Sphäre des Glaubens und Meinens vor, in der intersubjektiv überprüfbare Aussagen ausgeschlossen sind. Deshalb ist es von dringender Notwendigkeit, bei der Modellierung des Unfallgeschehens zuverlässige Datenquellen zu verwenden. Eine weitere Erfordernis liegt darin, im Rahmen der Modellierung der Frage nachzugehen, inwieweit geplante Straßenbaumaßnahmen bei Drittvariableneinflüssen ihren Sinn erfüllen. Mit anderen Worten besteht die Aufgabe darin, Möglichkeiten aufzuzeigen, wie man Glieder des Regelkreises Mensch - Fahrzeug - Verkehrsweg auf den dritten Bereich, nämlich Verkehrsweg, beziehen kann.

Da Sicherheitseffekte von Baumaßnahmen in Form von Kostenersparnissen berechnet werden, ist es von grundlegender Bedeutung, die zugrunde gelegten volkswirtschaftlichen Kosten durch Verkehrsunfälle im Hinblick auf die Aktualität der einzelnen Kostenkomponenten zu überprüfen¹⁴⁴.

Diese faktisch einschränkenden Annahmen sollten jedoch bei einer Erfassung und Quantifizierung von Einflussgrößen auf Unfälle im Straßenverkehr nicht das gesamte Bemühen um eine Einbeziehung von Straßenverkehrsunfällen in wirtschaftliche Vergleichsrechnungen in Frage stellen. Die im Rahmen dieser Arbeit entwickelten Unfallmodelle sind offensichtlich nicht vollständig in der Lage, das gesamte Unfallgeschehen in seiner vollen Komplexität durch ein brauchbares mathematisches Modell zu beschreiben. Dennoch wurde durch die Bildung verschiedener Datenarten das Risiko reduziert, dass sich verschiedene Effekte überlagern und somit verdeckt bleiben. Damit wurde der erste Schritt unternommen, vor dem Hintergrund der Wirkungsinterdependenzen der einzelnen Elemente auf das Unfallgeschehen, den Einfluss einer Variable unter Einbeziehung einer weiteren zu untersuchen. Beispielsweise wurde in Kapitel 8 der Frage nachgegangen, wie sich eine Reduktion der Zahl der Unfälle unter dem Einfluss von Drogen auf die Verteilung der Unfallschwere auswirkt. In einem zweiten Schritt wurde unter Berücksichtigung der Wochentageeffekte untersucht, wie sich eine Reduktion der Zahl der Drogenunfälle an Wochenenden auf die einzelnen Unfallschweregrade auswirkt. Ausgehend von dieser Vorgehensweise kann nun bei der Vorteilhaftigkeitsuntersuchung von Straßenbaumaßnahmen der Frage nachgehen, inwieweit diese Maßnahme die Verkehrssicherheit bei Drittvariableneinflüssen erhöht. Beispielsweise sollten beim Bau der A46 zur Berechnung des Sicherheitseffektes neben dem gestiegenen Verkehrsaufkommen auch Witterungseffekte berücksichtigt werden.

Bei der restriktiven Annahme, wonach der Unfall als Massenerscheinung betrachtet wird, können bei einer Vielzahl von Fahrzeugen und Verkehrsteilnehmern in einem größeren

¹⁴⁴Vgl. Bast (2010).

Straßennetz die Einflussbereiche als weitgehend gleichverteilt angenommen werden¹⁴⁵. Hingegen ist der einzelne Unfall im Auftreten und Ablauf unregelmäßig und unbestimmbar. Eine Anwendung des Modells für kleinere Baumaßnahmen ist dennoch unter gewissen Umständen möglich. Ohne einen Anspruch darauf zu erheben, die tatsächliche Ausprägung der Unfälle und ihrer Folgen zu erfassen, kann man es im Rahmen kleinerer Baumaßnahmen als reines Kalkulationsinstrument für die Sicherheitswirkungen dieser Maßnahme ansehen. Um Unfallgruppen mit niedrigen Fallzahlen im Auftreten und Ablauf vorherzusagen zu können, wurde im Rahmen der regressionsanalytischen Untersuchungen dieser Arbeit dazu übergegangen, einzelne Unfälle mit Hilfe einer anderen Modellklasse zu untersuchen. Die Erschwernis lag hierbei jedoch darin, dass man über jeden individuellen Unfall so viele Informationen wie möglich zur Verfügung hat. Damit jedoch die Datenqualität das Bemühen um derartige Vorhaben nicht in Frage stellen soll, kann sich der Untersuchende im Hinblick auf die Daten auf gewisse Annahmen beschränken und die erzielten Ergebnisse immer vor dem Hintergrund dieser Restriktion interpretieren. Denn sowohl bei einer großen als auch bei einer kleinen Zahl von Unfällen ist mit einer Abweichung vom methodisch und theoretisch Wünschenswerten zu rechnen. Hierbei liegt es jedoch im Ermessen des Untersuchenden, welche Annahmen er zugrunde zu legen bereit ist, um Impulse für die künftige Ideenfindung zu liefern.

Die Berechnung des Sicherheitseffektes von Infrastrukturmaßnahmen ergibt sich aus den Unfallkostensparnissen. Somit liegt bei der Berechnung von Sicherheitseffekten die Daseinsberechtigung der Kosten-Nutzen-Analyse in den Unfallkosten begründet. Deshalb ist es sehr wichtig, dass die zugrunde gelegten volkswirtschaftlichen Kosten durch Verkehrsunfälle aus zuverlässigen Quellen stammen. Die in dieser Arbeit verwendeten Kosten für Straßenverkehrsunfälle stammen aus dem neuesten Bericht der Bundesanstalt für Straßenwesen¹⁴⁶. Eine Überprüfung, inwieweit die für die einzelnen Kostenkomponenten verwendeten Rechenmodelle den aktuellen Standards genügen, wurde nicht vorgenommen, das dies den Rahmen dieser Arbeit sprengen würde.

Die oben erwähnten Aspekte stellen letzten Endes auch potentielle Risiken dar, wie man im Rahmen wirtschaftlicher Vergleichsrechnungen die Kosten-Nutzen-Analyse „schönrechnen“ kann. Damit ist gemeint, dass ein möglichst hohes Kosten-Nutzen-Verhältnis vorgetäuscht wird, um die Durchsetzung von Verkehrsprojekten zu erleichtern. Im Rahmen ihrer Untersuchung über das Ausmaß der Schönrechnerei kommen beispielsweise *Flyvbjerg et al. (2003)* zu der Feststellung, dass „die Kosten-Nutzen-Analyse ein ungesundes Gebräu aus unterschätzten Kosten, überschätztem Nutzen, unterschätzten Umwelteinwirkungen und unterschätzten Auswirkungen auf die wirtschaftliche Entwicklung ist“¹⁴⁷. Ebenso behauptet *Aberle (2010)* im Hinblick auf die Fehler im Rahmen der Kosten-Nutzen-Analyse, dass die Informationen über Projektkostenerhöhungen erschreckend sind. „Investitions-

¹⁴⁵Vgl. Frerich (1979), S.57.

¹⁴⁶Vgl. Bast (2010).

¹⁴⁷Vgl. Flyvbjerg et al. (2003), S.1.

kostensteigerungen gegenüber den in der Kosten-Nutzen-Analyse angesetzten Werten von 20 bis über 50% sind eher die Regel als die Ausnahme. Die Ursachen dieser unerfreulichen Entwicklungen, welche die für die Projektrechnung unterstellten Planungsgrößen der Investitionsaufwendungen und damit die Ergebnisse der Bewertungsverfahren fehlerhaft werden lassen, sind mehrschichtig¹⁴⁸. Aus diesem Grund ist es unumgänglich, rechtzeitig eingehende Untersuchungen anzustellen, um falsch zugrunde gelegte Annahmen zu widerlegen, denn nur auf diese Weise können Sicherheiten sowohl auf der Kosten- als auch auf der Nutzenseite gewährleistet werden.

11.6 Zusammenfassung

Die Entwicklung wirksamer Verkehrssicherheitsprogramme sind für alle an der Verkehrsunfallforschung beteiligten Experten aus Ministerien, Bundesämtern, Industrie und Versicherungsunternehmen sowohl im Hinblick auf die gesellschaftspolitische Bedeutung als auch im Rahmen der wissenschaftlichen Auseinandersetzung mit diesem Thema von großer Relevanz. Erstrangiges Ziel bei der Entwicklung von Maßnahmen betreffend der Verkehrssicherheit liegt in der Reduktion der Zahl der Unfälle mit Personenschaden und der Schwere der Unfallfolgen. Zum Erreichen dieses Minimierungsziels müssen Handlungsempfehlungen für verkehrspolitische Maßnahmen ein tragbares Kosten-Nutzen-Verhältnis aufweisen. Da es sich hier um öffentliche Ausgabeentscheidungen handelt, die politisch motiviert und insitutionell bedingt sind, fehlt hier der Zwang des Marktes, der private Wirtschaftssubjekte durch Nutzen- bzw. Gewinneinbußen bei ineffizienter Mittelverwendung mit Sanktionen belegt, denn die von der öffentlichen Hand benötigten Mittel fließen als Steuereinnahmen „quasi-kostenlos“ zu, und bestehende Investitionsprojekte werden auf den Steuerzahler abgewälzt. Im äußersten Fall wird sogar die Tendenz begünstigt, ein möglichst hohes Kosten-Nutzen-Verhältnis vorzutauschen, um die Durchsetzung von Verkehrsprojekten zu erleichtern.

Anliegen dieses Kapitels war es, zum Ersten auf der Grundlage der in dieser Arbeit herausgefundenen Zusammenhänge zwischen Einflussfaktoren und Verkehrsunfällen konkrete Handlungsempfehlungen bei der Gestaltung repressiver und aufklärender verkehrspolitischer Maßnahmen herauszuarbeiten. Schwerpunkte bildeten hierbei die Einflusskomponenten Jahreszeit, Wetter, Geschwindigkeitverhalten und der Genuss von Alkohol und anderen berauschenden Mittel. Die Herausarbeitung erfolgte durchgehend vor dem Hintergrund der Zielsetzung, zwei wesentlichen Anforderungen zu genügen: Auf der einen Seite sollten die Vorschläge so effizient wie möglich gestaltet sein. Hiermit ist gemeint, dass die verkehrsbedingte Belastung der Luft so viel wie möglich reduziert wird. Hierfür wurde vorgeschlagen, die Rahmenbedingungen für die Nutzung von Fahrrädern im Rahmen der öffentlichen Straßenförderung zu verbessern und auch Fahrradwege sowohl innerorts als auch außerorts weiterhin auszubauen, damit noch mehr Strecken mit dem

¹⁴⁸Vgl. Aberle (2010), S.6.

Fahrrad zurückgelegt werden können. Eine weitere Notwendigkeit wurde darin gesehen, Verkehrsprogramme nach Alter und Geschlecht der Verkehrsbeteiligten und nach der Art der Verkehrsbeteiligung zu gestalten. Hier zeigte sich im Rahmen deskriptiver und regressionsanalytischer Einzeluntersuchungen, dass Maßnahmen zur Reduktion der Unfallschwere bei einer kombinierten Betrachtung von Einflussfaktoren effizienter sind. Beispielsweise wurde bei Alkoholunfällen herausgefunden, dass es wirksamer ist, wenn diese am Wochenende in der Zeit zwischen 22 Uhr abends und 6 Uhr morgens kontrolliert werden, da in dieser Zeit die meisten Unfälle unter dem Einfluss von Alkohol passieren.

Ein weiteres Anliegen bestand darin, der öffentlichen Hand eine Hilfestellung zu geben, um knappe Ressourcen möglichst sinnvoll einsetzen zu können. Diese Hilfestellung zeichnet sich dadurch aus, indem Sicherheitseffekte in Form von Unfallkostensparnissen durch verkehrspolitische Maßnahmen im Rahmen wirtschaftlicher Vergleichsrechnungen berücksichtigt werden. Anhand eines Fallbeispiels wird explizit darauf eingegangen, inwieweit derartige Verfahren in der Lage sind, angesichts der Komplexität, Unschärfe und oft auch Inkonsistenz staatlicher Zielsetzungen und angesichts der Schwierigkeiten der Erfolgsmessung im Bereich öffentlicher Investitionen, das Spektrum an Erklärungsfaktoren des Unfallgeschehens miteinzubeziehen.

Hinsichtlich des Effizienzkriteriums ist eine notwendige Anforderung an Verkehrsprogramme, dass durch minimalen Kosteneinsatz so viele Leben wie möglich gerettet werden. Das Problem hierbei liegt jedoch darin, dass es sich hierbei um Untersuchungen dreht, für die menschliches Verhalten in höchstem Maße konstitutiv ist. Deshalb stößt man beim Aufstellen derartiger Hypothesen leicht in die Sphäre des Meinens und Glaubens vor, in der intersubjektiv überprüfbare Aussagen ausgeschlossen sind. Derartige Effizienzargumente mögen sich zwar auf den ersten Blick etwas kompromisslos anhören, zumal es um Menschenleben geht und dass das menschliche Leid von Angehörigen, Verwandten und Freunden von Verkehrsopfern kaum durch Geldbeträge aufzuwiegen ist. Auf der anderen Seite sollte jedoch vergegenwärtigt werden, dass bei der Durchführung von Verkehrsprogrammen zum Einen eine begrenzte Höhe an Mitteln zur Verfügung steht und zum Anderen bei der Verausgabung dieser Mittel wirtschaftlich vorgegangen werden muss. Aus diesem Grund sind Untersuchungen der Auswirkungen von Faktoren auf Verkehrsunfälle wie in dieser Arbeit von großem Nutzen. Hier werden im Rahmen von Szenarienberechnungen Vorschläge erarbeitet, welche Maßnahmen am effektivsten sind, um einen maximalen Rückgang der Zahl der Unfälle mit Personenschaden und der Schwere der Unfallfolgen zu bewirken. Darüber hinaus werden Möglichkeiten aufgezeigt, welchen Umständen große Fehler im Rahmen wirtschaftlicher Vergleichsrechnungen geschuldet sind. Es sind allerdings nur Empfehlungen mit faktischen Einschränkungen, deren Daseinsberechtigung mit einem gewissen Vorbehalt dahingehend behaftet sind, dass nicht alle Faktoren im Zusammenhang mit einem Unfall berücksichtigt werden können, wenn man bedenkt, welche erheblichen Wirkungsinterdependenzen hinsichtlich des Einflusses einzelner Elemente auf

das Unfallgeschehen zu vermuten sind. Nun sollten jedoch derartige Einschränkungen das Bemühen um eine Erfassung und Quantifizierung von Straßenverkehrsunfällen und deren Einbeziehung in wirtschaftliche Vergleichsrechnungen nicht in Frage stellen, denn letzten Endes geht es darum, im Rahmen der Gegebenheiten bestmögliche Impulse für künftige Ideen zu liefern.

12 Zusammenfassung und Ausblick

Mit dieser empirischen Arbeit wurden folgende Ziele verfolgt: Erstens ging es darum, durch die Identifikation von Einflussfaktoren auf die Häufigkeit und Schwere von Verkehrsunfällen eine unabhängige Bestätigung bisheriger Studien zu erzielen und insbesondere die Zielgenauigkeit der Vorhersagen bisheriger Untersuchungen zu übertreffen. Zweitens wurde das Ziel verfolgt, anhand der identifizierten Einflussfaktoren sinnvolle Handlungsempfehlungen für die zielgerichtete Planung verkehrspolitischer Interventions- und Präventionsmaßnahmen abzuleiten. Drittens ging es zum Einen darum, darzulegen, welche restriktiven Annahmen zugrunde gelegt werden müssen, damit Unfälle im Straßenverkehr im Rahmen wirtschaftlicher Vergleichsrechnungen für Verkehrsmaßnahmen berücksichtigt werden können und zum Anderen wurde das Ziel verfolgt, zu erörtern, inwiefern die Vorgehensweise in dieser Arbeit diesen Annahmen genügt und eine Einbeziehung in wirtschaftliche Vergleichsrechnungen rechtfertigt. Nachfolgend wird kurz beschrieben, welche Schritte zum Erreichen dieser Ziele unternommen wurden. Anschließend werden die gewonnenen Erkenntnisse im Hinblick auf diese Ziele dargestellt:

In einem ersten Schritt wurde im Rahmen deskriptiver Einzelanalysen der Frage nachgegangen, welche Faktoren Unfallhäufigkeit und Unfallschwere maßgeblich beeinflussen. Hierbei ließ sich erkennen, dass Schwankungen der Unfallhäufigkeit und Unfallschwere in verschiedenen Perioden in gewissen Grade mit Saison- und Ortsveränderungen einhergehen. Ebenso ließen sich auch in bestimmten Situationen deutliche Unterschiede in der Häufigkeit und Schwere verschiedener Unfallarten erkennen. Während beispielsweise die Zahl und die Schwere der Unfälle mit Personenschaden in den Sommermonaten steigt, ist es im Winter genau umgekehrt. Dergleichen zeichnen sich Unfälle unter Drogeneinfluss durch eine Zunahme an Wochenenden aus, während die Zahl der Unfälle mit Personenschaden für gewöhnlich an Wochenenden zurückgeht. Diese Erkenntnisse bildeten die Grundlage des Versuchs, die Wirkungsweise der Saison, des Wetters, des Verkehrsaufkommens, der Ortslage, des Genusses von Drogen auf Verkehrsunfälle eingehender zu untersuchen. Einen Schwerpunkt bildete die Untersuchung des Einflusses dieser Faktoren auf die Unfallhäufigkeit und ein weiterer Fokus lag auf der Identifikation dieser Einflussgrößen auf die Schwere von Verkehrsunfällen. Hierfür wurden zwei unterschiedliche Modellkategorien für Verkehrsunfälle betrachtet: Modelle für die Unfallhäufigkeit und Modelle für die Unfallschwere. Bei der Identifikation der Wirkungsweise unterschiedlicher Einflussgrößen auf die Unfallhäufigkeit werden die Unfalldaten auf einem hoch aggregierten Niveau betrachtet und Schwankungen der Unfallhäufigkeit werden anhand von umwelt- und ortsspezifischen Faktoren erklärt. Hierzu zählen beispielsweise saisonale Effekte und Witterungseinflüsse. Da das Unfallgeschehen in jeder Ortschaft unterschiedlichen Gesetzmäßigkeiten unterliegt, erfolgt eine Aufschlüsselung der Unfälle nach Ortslage. Bei der Zielgröße „Unfallschwere“ hingegen kommen vielmehr mit einem individuellen Unfall zusammenhängende Faktoren zum Tragen. Weil die Wirkungsweise der Einflusskomponenten in beachtlichem Maße von der Verkehrsart abhängt, wurden die Untersuchungen für jede Verkehrsart getrennt durch-

geführt, indem für jede Regressionsanalyse unterschiedliche Datensätze gebildet wurden.

Die Analyse des Zusammenhangs zwischen Unfallhäufigkeit und Wetter- und Saisoneffekten umfasste drei zentrale regressionsanalytische Untersuchungen. Zielvariable war hierbei die Unfallhäufigkeit, wobei drei verschiedene Gruppen von Zielvariablen untersucht wurden: tägliche Unfälle mit Leichtverletzten, tägliche Unfälle mit Schwerverletzten und tägliche Unfälle mit Getöteten. In der ersten Untersuchung wurde der Frage nachgegangen, anhand welcher Saisonkomponenten die Streuung in den unterschiedlichen Unfallgruppen am besten erklärt werden kann. Da Saisonveränderungen mehr als 90% der Streuung des Verkehrsaufkommens erklären können, wurde im Rahmen einer zweiten Untersuchung abgeklärt, wie gut Saison-Dummies das Verkehrsaufkommen approximieren können. Bei der dritten Untersuchung ging es um den Einfluss des Wetters auf das Verkehrsgeschehen. Hierzu wurde der Nachweis erbracht, dass bis zu 70% der Streuung des Verkehrsaufkommens anhand saisonaler Wetterschwankungen erklärt wird. Ausgehend davon wurde im Rahmen von Einzeluntersuchungen ergründet, unter welchen Umständen das Wetter die Verkehrsdichte und die Fahrverhaltensweise der Fahrzeugführer wesentlich bestimmt.

Nachfolgend sei aufgezählt, welche Ergebnisse im Rahmen dieser drei Untersuchungen erzielt wurden. Anschließend wird die Frage abgeklärt, inwieweit die konstruierten Unfallmodelle und daraus abgeleitete Zusammenhänge im Hinblick auf die Unfallprävention im Straßenverkehr genutzt werden können:

Der erste Aspekt betrifft die Schätzergebnisse dieser Untersuchungen. Bei der Untersuchung des Einflusses der Saison auf die Unfallhäufigkeit demonstrierten die Schätzergebnisse, dass in den Sommermonaten deutlich mehr Unfälle passieren als im Winter und dass der Anteil der Unfälle mit Schwerverletzten und/oder Getöteten außerorts höher ist als im innerörtlichen Verkehr. Der erste Sachverhalt verdeutlicht, dass im Sommer das Verkehrsaufkommen und damit auch der Anteil ungeschützter Verkehrsteilnehmer steigt. Deshalb kommt es vorwiegend in den Sommermonaten zu einem Anstieg der Zahl der Unfälle mit Personenschaden. Der zweite Zusammenhang zeigt sich unter anderem darin, dass das Risiko tödlich zu verunglücken oder schwer verletzt zu werden, auf Außerortsstraßen deutlich höher ist als bei einer anderen Straßengattung. Bei der Analyse des Zusammenhangs zwischen Verkehrsaufkommen und Unfällen wurden zwei Erkenntnisse von wesentlicher Bedeutung gewonnen: Die erste betrifft die Approximierbarkeit des Verkehrsaufkommens anhand von Saisonveränderungen. Hier wurde festgestellt, dass mit saisonalen Effekten mehr als 90% der Streuung in den Zahlen des Verkehrsaufkommens erklärt werden kann. Diese Approximierbarkeit hatte auch den Vorteil, dass Wochentageeffekte beim residuellen Verlauf behoben werden. Zweitens wurde anhand der Regressionsergebnisse sinngemäß bestätigt, dass die Unfallschwere durch ein gestiegenes Verkehrsaufkommen aufgrund der damit verbundenen Geschwindigkeitsreduzierung zurückgeht.

Die Wirkungsweise des Wetters als Bestimmungsparameter für schwankende Unfallzahlen wird im Folgenden exemplarisch anhand eines Beispiels erläutert: Während für den Berufsverkehr zur Erklärung von 11% der Varianz in den Zahlen Schwerverletzter vier Wetterkomponenten erforderlich sind (REGEN, SCHNEE, SONNE und DURCHSCHNITTSTEMPERATUR), wurden für den Wochenendverkehr mit nur zwei Wettervariablen (SONNE und DURCHSCHNITTSTEMPERATUR) ca. 38% der Streuung erklärt. Im Rahmen derartiger Einzeluntersuchungen wurde der mathematische Nachweis erbracht, dass das Wetter auf die Verkehrsdichte und die Fahrverhaltensweise der Fahrzeugführer einen sehr dominanten Einfluss hat. Dieser Einfluss zeigte sich erstens darin, dass sonniges Wetter und höhere Temperaturen als Rahmenbedingung für das Verkehrsgeschehen an Wochenenden und an Ferien- und Feiertagen weit stärker wirken als im Berufsverkehr. Zweitens wurde festgestellt, dass die Unfallschwere von Unfällen im Freizeitverkehr bei sommerlichem Wetter deutlich höher ist als im Berufsverkehr. Drittens wurde die eingangs vertretene Modellvorstellung bestätigt, dass die an den jeweiligen Tagen eintretende Witterung die Zahl der Unfälle vor allem auch indirekt über das Verkehrsaufkommen beeinflusst.

Der zweite Gesichtspunkt betrifft die Wahl eines geeigneten Modells für die Unfallhäufigkeit. Hier können anhand der Schätz- und Diagnoseergebnisse folgende Erkenntnisse festgehalten werden: Trotz sukzessiver Verbesserungen der Schätz- und Vorhersagegenauigkeiten der Modelle wurden die klassischen Anwendungsvoraussetzungen aufgrund der diskreten Natur der Daten nicht vollständig erfüllt. Während bei Modellen mit hohen Fallzahlen mehr als 70% der Varianz in den Unfallzahlen mit Hilfe von Saison- und Witterungseffekten erklärt werden konnte, beliefen sich die Bestimmtheitsmaße bei Modellen mit niedrigen Fallzahlen auf höchstens 10%. Angesichts dieser beiden Erkenntnisse empfiehlt es sich, bei Modellen mit hohen Fallzahlen Diagnosemaßnahmen zu ergreifen, die im Falle der Nichterfüllung der klassischen Anwendungsvoraussetzungen die Modelle tauglicher machen. Bei niedrigen Fallzahlen ist es ratsam, Modelle zu verwenden, die zum Einen den diskreten Datencharakter berücksichtigen und zum Anderen die Unfalldaten und damit zusammenhängende Faktoren auf einem anderen Aggregationsniveau betrachten.

Die Entwicklung derartiger Unfallmodelle und die dabei herausgefundenen Zusammenhänge können im Hinblick auf die Unfallprävention im Straßenverkehr für folgende Zwecke genutzt werden:

Mit Hilfe der Unfallmodelle, die durch eine gute Vorhersagegüte gekennzeichnet sind, wurde eine Methodik vorgeschlagen, die es ermöglicht, Veränderungen in den Unfallzahlen aufeinanderfolgender Jahre sachgerechter als bisher zu interpretieren. Diese Methodik zeichnet sich darin aus, dass der wetter- und saisonbedingte Einfluss auf Unfallzahlen eliminiert wird. Eine derartige Vorgehensweise gewährleistet, dass Kennzahlen, die für die Begründung und Durchsetzung verkehrspolitischer Einriffe verwendet werden, einer

sinnvollen Berechnung zugrunde liegen, um somit das Risiko für Fehlentscheidungen zu minimieren.

Darüber hinaus ist es möglich, diese Studienergebnisse unter gewissen Umständen für bestimmte Unfallarten hochzurechnen. Wenn es darum geht, im Rahmen von Verkehrsprogrammen quantitative Zielgrößen zu erreichen, kann man beispielsweise mit Hilfe derartiger Unfallmodelle abschätzen, inwieweit eine Reduzierung von Unfällen möglich ist. Eine Hochrechnung für prognostische Zwecke ist jedoch im Hinblick auf bestimmte Gesichtspunkte mit einem gewissen Vorbehalt behaftet. Diese Aspekte betreffen zum Einen regionen- und ortsspezifische Gegebenheiten. Beispielsweise hat sich Deutschland im Rahmen des „Vision Zero“-Verkehrsprogramms zum Ziel gesetzt, die Zahl der Unfalltoten deutschlandweit auf 50% zu reduzieren. Um abzuschätzen inwieweit eine Reduzierung auf 50% möglich ist, können nun derartige Unfallmodelle für Hochrechnungen zugrunde gelegt werden. Da jedoch die Unfallentwicklung in jeder Region unterschiedlich verläuft und das Unfallgeschehen in jeder Ortslage unterschiedlichen Gesetzmäßigkeiten unterliegt, sollte nach Möglichkeit für jedes Bundesland unter Berücksichtigung des regionalen Unfallrisikos ein eigenes Unfallmodell konstruiert werden. Ebenso ist es von großem Nutzen, die Zahl der Unfälle nach Schweregrad, Art der Beteiligung, Geschlecht und Alter zu gruppieren. Ein anderer Aspekt betrifft eine zuverlässige Datengrundlage mit zahlreichen Einzelangaben. Erst die Verfügbarkeit zuverlässiger und umfassender Daten ermöglicht es, Entwicklungstrends der Verkehrslage unter Berücksichtigung regionen- und umweltspezifischer Aspekte verlässlich vorherzusagen.

Mit Hilfe der festgestellten Wirkungszusammenhänge wurde im Rahmen der ersten zentralen Untersuchung eine unabhängige Bestätigung der Erkenntnisse bisheriger Studien im Bereich der Verkehrsunfallforschung erreicht. Vor diesem Hintergrund bestand eine weitere Zielsetzung darin, ein Modell zu entwickeln, mit dem die Vorhersagegenauigkeit bisheriger Unfallmodelle übertroffen wird. Betont werden soll hier jedoch, dass es sich um Unfallmodelle handelt, die als erklärende Variablen ausschließlich Wetter- und Saisoneffekte berücksichtigen. Hierfür wurden im 8. Kapitel Unfallmodelle entwickelt, in denen die Wirkungszusammenhänge zwischen den erklärenden Variablen in Form von Interaktionseffekten zum Tragen kommen. Hierdurch stieg die Vorhersagegenauigkeit bei Modellen für Unfälle mit Leichtverletzten (**GMLVIO5**) auf 85%. Im Rahmen der Modelldiagnose stellte sich heraus, dass das Modell **GMLVIO5** die klassische Annahme zeitlich unabhängiger Fehlerterme erfüllt. Somit konnte erfreulicher Weise eine Fehlspezifikation des entwickelten Modells ausgeschlossen werden. Bei der Modellierung von Unfällen mit Getöteten auf Außerortsstraßen an Ferien- und Feiertagen wurde ebenso nur durch alleinige Verwendung von Wetter- und Saisoneffekten die Prognosegüte auf über 40% erhöht (**GMGETAO**). Auch hier wurde die Annahme homoskedastischer und seriell unabhängiger Fehlerterme erfüllt. In einem weiteren Schritt wurden aktuelle Studien zu Verkehrsunfällen vorgestellt. Beim Vergleich der Modelle auf Basis der Gütekriterien stellte sich heraus, dass im Be-

reich der linearen Unfallmodelle das Modell (**GMLVIO5**) die beste Prognosegüte besaß ($R^2 = 85\%$). Beim Vergleich der Poissonmodelle schnitt das Modell **GMLVIO5** als das zweitbeste Modell ab. Ein wichtiger Befund war auch, dass Witterungs- und Saisonbedingungen mehr als 40% der Variation in den Anzahlen der Unfalltoten im außerörtlichen Verkehr erklären. Ein Vergleich im deutschsprachigen Raum bietet die Studie von Armingier et al. (1996), in der eine Prognosegüte von nur 6% erzielt wurde. Von großem Nutzen war weiterhin die Erkenntnis, dass die hier entwickelten Modellansätze eine weitergehende Fundierung im Rahmen der Modellierung der Höhe der Schadensmeldungen bei Unfallversicherungen ermöglichen und somit auch im Bereich der Unfallversicherung Verwendung finden können.

Im Rahmen der zweiten zentralen Untersuchung wurde dazu übergegangen, als Zielgröße die „Unfallschwere“ zu betrachten. Auf diese Weise wurde dem Umstand Rechnung getragen, dass auch Unfallkategorien mit niedrigen Fallzahlen berücksichtigt wurden. Kernanliegen dieser Untersuchung war es, in einem ersten Schritt Einflussfaktoren auf die Schwere von Verkehrsunfällen zu identifizieren, um zweitens auf diesen Unfallursachen aufbauende Empfehlungen für verkehrspolitische Interventionsmaßnahmen abzuleiten. Drittens wurde die Frage abgeklärt, wie effektiv derartige Maßnahmen im Hinblick auf den Kosten-Nutzen-Aspekt sind.

Betrachtet wurden hierfür Multinomiale Logit- und Geordnete Logit- und Probit- Modelle. In einem ersten Schritt wurde in Einzeluntersuchungen der Frage nachgegangen, welches Modell die Wirkungsweise unterschiedlicher Einflussfaktoren am besten abbildet. Hierbei zeigte sich, dass die Prognosegüte des geordneten Logit- Modells die Performance der beiden anderen Modelle übertraf. Mit Hilfe dieses Modells wurden 6 Faktoren identifiziert, die einen signifikanten Einfluss auf die Unfallschwere ausüben. Zwei von diesen 6 Einflusskomponenten können im Rahmen verkehrspolitischer Maßnahmen beeinflusst werden. Hierbei handelt es sich um den Genuss berauschender Mittel und um das Geschwindigkeitsverhalten.

Mit Hilfe des Gewinnermodells wurde im Rahmen von Einzeluntersuchungen berechnet, wie sich eine 10%-ige Reduktion dieser beiden Einflussfaktoren auf die Verteilung der Unfallschwere auswirkt. Reduziert man beispielsweise die Gesamtzahl der Unfälle unter Drogeneinfluss um 10%, bewirkt dies einen Rückgang der tödlich endenden Unfälle um 1.44% (6). Unfälle, bei denen Menschen schwer verletzt werden, gehen um 9.25% (928) zurück, während Unfälle der Kategorie leicht verletzt um 2.3% (992) steigen. Von gewinnbringender Erkenntnis waren die Ergebnisse, wenn die Zahl der Drogenunfälle am Wochenende um 10% reduziert wird. Hier ergab die Schätzung, dass die Zahl der Unfälle mit Getöteten um 2.85% (3) zurückgeht. Das wiederum entspricht der Hälfte (50%) der geretteten Leben, wenn Drogenunfälle an allen Wochentagen reduziert werden. Diese Feststellung ist deshalb von Nutzen, wenn man bedenkt, dass an Wochenenden weniger als 21% aller Un-

fälle passieren. Bei der Untersuchung der Auswirkungen des Geschwindigkeitsverhaltens wurde der Einflussfaktor Ortslage zugrunde gelegt. Hierbei wurde die Vorstellung vertreten, dass Hauptursache für Unfälle auf Außerortsstraßen hohe Fahrgeschwindigkeiten sind. Eine 10%-ige Reduktion der Unfälle, bei denen die Unfallursache eine unangepasste Geschwindigkeit ist, entspricht somit einer 10%-igen Reduktion der Unfälle auf Außerortsstraßen. Hier zeigten die Ergebnisse, dass im Jahre 2013 18 Personen (4.39%) weniger an den Folgen eines Straßenverkehrsunfalls gestorben wären, wenn die Zahl der Unfälle mit hohen Geschwindigkeiten um 10% reduziert worden wäre. Reduziert man hingegen Außerortsunfälle an den Wochenenden, so wären 2013 6 Personen (4.88%) weniger bei einem Verkehrsunfall getötet worden. Das entspricht 30% der geretteten Leben, wenn eine Geschwindigkeitsreduktion für die gesamte Woche durchgeführt wird. Diese Erkenntnisse verdeutlichen unter anderem, dass die Durchführung einer Alkohol- und Geschwindigkeitskontrolle am Wochenende $3.4 \left(= \frac{50\%}{21\%} \cdot \frac{30\%}{21\%} \right)$ mal effizienter sein kann als an anderen Wochentagen.

Inwiefern sich die Durchführung derartiger Verkehrskontrollen aus wirtschaftlichen Gesichtspunkten lohnt, wurde durch die Berechnung des Kostenvorteils auf der Grundlage des Kosten-Nutzen-Verhältnisses ermittelt. Hierzu wurden für alle Unfälle, die als Folge einer Verkehrskontrolle gerettet werden konnten, die ersparten Personenschadenskosten ermittelt. Diese Kosten wurden dann ins Verhältnis gesetzt zu den Kosten der Verkehrskontrolle. Unter den zugrunde gelegten Annahmen wies das berechnete Kosten-Nutzen-Verhältnis für die Durchführung einer Drogenkontrolle in der Stadt Köln darauf hin, dass es sich lohnt, diese Maßnahme sowohl an allen Wochentagen als auch am Wochenende durchzuführen.

Mit Blick auf die Ergebnisse dieser Untersuchung liegt der Nutzen für die Planung und Durchführung verkehrspolitischer Eingriffe darin, dass als erstes für jede Zielgröße Unfallmodelle konstruiert wurden, die durch eine äußerst gute Prognosegüte gekennzeichnet sind. Mit Hilfe dieser Modelle konnte der mathematische Nachweis erbracht werden, welche Faktoren einen signifikanten Einfluss auf die Unfallschwere haben. Darüber hinaus konnte abgeschätzt werden, welche Auswirkungen eine Änderung von Einflussfaktoren auf die Verteilung der Unfallschwere hat. Ausgehend von dieser Verteilung konnte mit Hilfe des Benefit-Cost-Ratios beurteilt werden, ob sich die Durchführung einer Verkehrsmaßnahme lohnt. Von derartigen Vorteilen kann jedoch nur dann profitiert werden, wenn folgende Aspekte berücksichtigt werden: Der erste Gesichtspunkt betrifft die zugrunde gelegten Kosten einer Verkehrskontrolle. Um das Risiko einer Fehleinschätzung so gering wie möglich zu halten, empfiehlt es sich, bei der Veranschlagung der Kosten zuverlässige Quellen heranzuziehen. Der zweite Aspekt bezieht sich auf die Notwendigkeit eines eingehend spezifizierten Modells. Modelle für die Unfallschwere sind dadurch charakterisiert, dass jeder Unfall individuell betrachtet wird. Alle mit einem Verkehrsunfall zusammenhängende Faktoren sind typischerweise in die Modellierung miteinzubeziehen. Aus datentechnischen

Gründen standen in dieser Studie nur 6 Einflussfaktoren zur Verfügung. Deshalb ist es im Hinblick auf die Modelltauglichkeit wichtig, wenn bei der Modellierung der Unfallschwere so viele Einzelangaben wie möglich berücksichtigt werden, weil nur auf der Grundlage eines wohl spezifizierten Modells die Zuverlässigkeit von Reduktionsraten gewährleistet wird.

Eine weitere und im Grunde zentrale Voraussetzung, dass von den Erkenntnissen dieser Untersuchung im Rahmen verkehrspolitischer Eingriffe profitiert wird, ist die Evaluierung der Wirksamkeit dieser Maßnahmen. Vor diesem Hintergrund bestand die Zielsetzung des vorletzten Kapitels dieser Arbeit darin, den Nachweis zu erbringen, unter welchen Umständen ein Rückgang von Unfallzahlen auf die Wirksamkeit einer durchgeführten Maßnahme zurückgeführt werden kann. Untersuchungsgegenstand war hierbei das im Jahre 2004 initiierte Forschungsprojekt *PopKo*. Im Rahmen dieses Projektes wurde das Ziel verfolgt, die Effektivität und Effizienz unterschiedlicher polizeilicher Kontrollstrategien zu untersuchen, um daraus allgemeingültige Schlussfolgerungen für eine Verbesserung dieser Strategien abzuleiten. Insgesamt weisen die Untersuchungsergebnisse darauf hin, dass sich diese Interventionsmaßnahmen positiv auf die Unfallzahlen ausgewirkt haben. Die Messung der Wirksamkeit dieser Verkehrsmaßnahme erfolgte mit Hilfe zweier quasi-experimenteller Untersuchungsdesigns, der *Regressions-Diskontinuitätsanalyse* und der *Unterbrochenen Zeitreihenanalyse*. Schwerpunkt der Untersuchung lag auf dem Geschwindigkeitsverhalten der Verkehrsteilnehmer und somit auf der Straßengattung „Landstraße“. Deshalb wurden die Analysen für jeden Straßentyp getrennt durchgeführt. Nachfolgend werden die Voraussetzungen genannt, unter denen die Wirksamkeit dieser Verkehrsmaßnahme nachgewiesen wurde:

Eine erste Voraussetzung war die Einführung einer sogenannten Kontrollgruppe, die keine Maßnahme erhielt. Diese Kontrollgruppe sollte mit der Experimentalregion bestmöglich vergleichbar und räumlich möglichst weit getrennt sein. Mit der Einführung einer derartigen Gruppe sollte der Frage nachgegangen werden, ob die von der Interventionsmaßnahme ausgehenden Effekte sogenannte „Scheineffekte“ sind, die auch ohne diese Maßnahme eingetreten wären. Hierfür wurde der Kreis Kleve gewählt. Weiterhin sollten Unfälle mit Personenschaden möglichst getrennt von Sachschadensunfällen untersucht und eine Kategorisierung nach Schweregraden vorgenommen werden. Auf diese Weise sollte sicher gestellt sein, dass Effekte auf die Verteilung der Unfallschwere erkannt werden können. Eine derartige Trennung nach unterschiedlichen Verletztengraden wurde schon zu Beginn dieser Arbeit vorgenommen. Um ein mögliches Präventionseffekt überhaupt zu erfassen, empfahl sich außerdem, im Rahmen der Interventionsanalyse unterschiedliche Zeitfenster zu betrachten. Deshalb wurden beide Untersuchungen für 5 verschiedene Zeitfenster (6 Jahre, 4 Jahre, 2 Jahre, 1 Jahr und 6 Monate) um den Interventionszeitpunkt durchgeführt. Damit eventuelle Diskontinuitäten verwendeter Variablen im Modell den Verlauf der Unfälle nicht überlagern, wurden diejenigen Parameter, die durch signifikante Diskon-

tinuitäten gekennzeichnet sind, im Rahmen der Interventionsanalyse nicht berücksichtigt.

Unter Berücksichtigung dieser Gesichtspunkte haben die Ergebnisse anhand beider Untersuchungsmethoden gezeigt, dass in dem betrachteten Zeitraum die Zahl der Unfälle in der Kontrollregion Kleve ebenfalls zurückging. Bei einer Gesamtbetrachtung konnte die Hypothese der Wirksamkeit der Kontrollmaßnahme in der Experimentalregion anhand folgender Argumente dennoch bestätigt werden: Die Präventionseffekte in der Kontrollregion wurden nur für Unfälle auf Innerortsstraßen verzeichnet, während auf Außerortsstraßen ein derartiger Rückgang nicht festzustellen war. Demgegenüber wurde ein statistisch abgesicherter Präventionseffekt in der Experimentalregion nur auf Außerortsstraßen verzeichnet und somit bei der Straßengattung, auf die auch im Rahmen dieser Maßnahme der Schwerpunkt gelegt wurde. Somit war der festgestellte Präventionseffekt in der Kontrollregion kein Anhaltspunkt dafür, dass die Hypothese der Wirksamkeit der polizeilichen Maßnahme in der Experimentalregion nicht bestätigt werden kann, da ein Rückgang der Unfallzahlen in der Kontrollregion nur auf Innerortsstraßen nachgewiesen wurde. Ein weiteres Argument liefert die Berücksichtigung anderer sozialer Programme, die unabhängig von diesem verkehrspolitischen Eingriff zwischen Prä- und Postinterventionsabschnitt stattfinden und die Studienergebnisse grundlegend beeinflussen können. Hierzu zählt auch das „Vision Zero“-Programm der Europäischen Union, dem sich die Landesregierung Nordrhein-Westfalen anschloss, um die Zahl der Getöteten und Schwerverletzten bis zum Jahr 2015 auf der Basis von 2004 zu halbieren. Dieses zeitgleiche Programm kann als Ursache dafür gesehen werden, weshalb die Unfallzahlen innerorts in der Kontrollregion Kleve einem Rückwärtstrend folgten. Die Befunde dieser Wirksamkeitsuntersuchung sind deshalb von wichtiger Bedeutung, weil sie eine weitergehende Fundierung des Projektes *PopKo* darstellen, indem die Wirksamkeit des erzielten Präventionseffektes mit Hilfe zweier quasi-experimenteller Untersuchungsdesigns nachgewiesen wurde.

Die im Rahmen der ersten zentralen Untersuchung dieser Arbeit gewonnenen Erkenntnisse zeigen, dass das Unfallgeschehen im Straßenverkehr im Grunde von 5 Faktoren nachweislich beeinflusst wird. Hierbei handelt es sich um die Faktoren Saison, Wetter, Verkehrsaufkommen, Drogenkonsum und Geschwindigkeit. Diese Faktoren zeichnen sich auch dadurch aus, dass sie sich nachweislich gegenseitig beeinflussen. Ausgehend von diesen festgestellten Zusammenhängen bestand das zweite Kernziel dieser Arbeit darin, Möglichkeiten aufzuzeigen, wie festgestellte Zusammenhänge zwischen Unfallzahlen und Einflussfaktoren bei Änderungen der Verkehrssicherheit oder des Verhaltens der Verkehrsteilnehmer und bei verkehrspolitischen Eingriffen mitberücksichtigt werden können. Im Grunde geht es also darum, zum Erreichen quantitativer Reduktionsziele die Qualität von Verkehrsmaßnahmen durch zielgerichtete Handlungsempfehlungen weiterhin zu verbessern.

Die Herausarbeitung von Handlungsempfehlungen erfolgte derart, dass diese im Sinne der Verkehrspolitik ökonomisch effizient, ökologisch verträglich und sozial ausgewogen sind.

Hierzu wurden Handlungsempfehlungen für die Gestaltung und Durchführung von Verkehrskontrollen, für repressive als auch für aufklärende Maßnahmen herausgearbeitet.

Im Hinblick auf die ökonomische Effizienz können aus den gewonnenen Erkenntnissen folgende Handlungsempfehlungen für verkehrspolitische Eingriffe abgeleitet werden: Die Ergebnisse der ersten zentralen Untersuchung dieser Arbeit haben gezeigt, dass sonniges Wetter und hohe Temperaturen in den Sommermonaten auf die Verkehrsdichte und die Fahrverhaltensweise der Fahrzeugführer einen sehr dominanten Einfluss haben. Hinzu kommt, dass das Wetter als Rahmenbedingung für das Verkehrsgeschehen an Wochenenden sowie Ferien- und Feiertagen weit stärker wirkt als im Berufsverkehr. Darüber hinaus ist die Unfallschwere auf Außerortsstraßen insbesondere im Sommer deutlich höher als im Winter. Des Weiteren hat sich gezeigt, dass die Durchführung einer Alkohol- und Geschwindigkeitskontrolle an Wochenenden unter gewissen Umständen durchaus effizienter sein kann als an anderen Wochentagen. Mit Blick auf diese Erkenntnisse empfiehlt es sich, bei Autofahrern Geschwindigkeitskontrollen auf Außerortsstraßen zu wärmeren Jahreszeiten durchzuführen. Bei Alkoholkontrollen spricht es dafür, diese vor allem an Wochenenden und in der Zeit zwischen 22 Uhr abends und 6 Uhr morgens zu organisieren. Da mit wärmeren Temperaturen auch die Zweiradsaison beginnt, empfiehlt es sich ebenso, Fahrradfahrer verstärkt in den Sommermonaten zu kontrollieren.

Der soziale Aspekt kann bei repressiven Maßnahmen derart berücksichtigt werden, indem Verkehrsordnungswidrigkeiten für bestimmte Gruppen noch strenger geahndet werden. Eine sinnvolle Vorschrift nach Erwerb des Führerscheins zur Kontrolle des Geschwindigkeitsverhalten von Fahranfängern wäre beispielsweise, dass sich Führerschein-Neulinge für eine befristete Zeit (z.B. zwei Jahre) mit einem bestimmten Limit arrangieren müssen. Da ein Großteil alkoholisierter Unfallbeteiligter junge Männer zwischen 18 und 34 Jahre sind, ist eine denkbare repressive Maßnahme, die Bußgelder für diese Beteiligtengruppe höher anzusetzen und eventuell gleich mit Führerscheinentzug zu sanktionieren. Betreffend die Gruppe der Radfahrer hat sich im Rahmen medizinischer Untersuchungen gezeigt, dass im Falle eines Unfalls schwere Schädelverletzungen um zwei Drittel reduziert werden, wenn Fahrradfahrer einen Helm tragen. Da eine allgemeine Helmpflicht Experten zufolge zu einer geringeren Fahrradnutzung und somit zu einer höheren Gefährdung der verbleibenden Radfahrer führt, empfiehlt es sich, eine alters-, orts- oder wetterabhängige Helmpflicht einzuführen¹⁴⁹. Eine Nutzung unterschiedlicher Verkehrsmittel kann ohne eine entsprechende Verkehrs- oder Mobilitätserziehung in der Schule und ohne eine umfassende Verkehrsaufklärung der Erwachsenen nicht gelingen. Hier ist es ratsam, dass die bereits in der Grundschule eingeführte Verkehrs- und Mobilitätserziehung auch systematisch an weiterführenden Schulen fortgesetzt werden sollte. Wichtig ist auch in diesem Zusammenhang, dafür Sorge zu tragen, dass Eltern ihre Aufgaben zur Verkehrserziehung nicht vernachlässigen.

¹⁴⁹Vgl. Johns (2012).

Hinsichtlich der ökologischen Verträglichkeit verkehrspolitischer Programme wurden Vorschläge gemacht, wie auch andere Verkehrsmittel ähnlich intensiv genutzt werden können wie bislang das Auto. Zwar kommt dem Auto weiterhin die Rolle des zentralen Verkehrsträgers zu, aber dennoch geht es darum, auf lange Sicht eine bessere Nutzung aller Verkehrsträger und deren Verknüpfung zu erreichen. Ein weiterer Aspekt, der für das Vordringen der Nutzung verschiedener Verkehrsmittel spricht, ist, dass die Zunahme von Fußgängern und Radfahrern im Verkehr unter gewissen Umständen auch ein Gewinn für die Verkehrssicherheit bedeutet. Eine Integration der einzelnen Verkehrsträger innerhalb eines Weges - beispielsweise durch die Kombination von Fahrrad- und Busfahren - trägt dazu bei, Verkehr effizienter und sicherer abzuwickeln, da das Risiko, im öffentlichen Personennahverkehr zu verunglücken, verhältnismäßig gering ist.

Neben der Entwicklung von Handlungsempfehlungen bei der Planung und Durchführung polizeilicher Maßnahmen lag ein weiteres zentrales Anliegen dieser Arbeit darin, aufzuzeigen, inwieweit Unfallmodelle im Rahmen wirtschaftlicher Vergleichsrechnungen für Verkehrsmaßnahmen miteinbezogen werden können. Damit verbunden bestand ein weiteres Bestreben darin, zu demonstrieren, wie im Rahmen von Kosten-Nutzen-Analysen für öffentliche Investitionsvorhaben betreffend der Verkehrssicherheit der Tendenz zur Schönrechnerei, um die Durchsetzung von Verkehrsprojekten zu erleichtern, Tür und Tor geöffnet wird. Hierfür wurde anhand eines Fallbeispiels im letzten Kapitel erörtert, inwiefern Sicherheitseffekte des Ausbaus von Straßen in Form von Unfallkostensparnissen in die Projektbewertung mitintegriert werden können. Betrachtet wurde hierbei die Kosten-Nutzen-Analyse der geplanten A46 Hemer - Mende - Wickede - Ense - Neheim, die einen vierstreifigen Ausbau mit Standstreifen beinhaltet. Projektziele waren die Entlastung der Ortsdurchfahrten, Minderung der Unfallrisiken und Umweltbelastungen, Erhöhung der Verkehrssicherheit und Abbau von Kapazitätsengpässen. Die Berechnung des Sicherheitseffektes der A46 ergibt sich aus den Unfallkostensparnissen.

Der Fokus für die Berechnung des Sicherheitsvorteils auf der Nutzenseite lag somit auf den Unfallkosten. Um das Risiko potentieller Fehlerquellen bei der Erfassung der Unfallkosten zu vermeiden, wurde dargelegt, welche Annahmen im Hinblick auf die Modellierung und der Datenbasis zugrunde gelegt werden müssen. Anschließend wurde erörtert, inwiefern im Rahmen der Analysen in dieser Arbeit diesen Anforderungen nachgekommen wurde.

Die Ergebnisse dieser Erörterung haben gezeigt, dass im Rahmen der empirischen Analysen dieser Arbeit der Erfassung der vorhandenen integrativen Interdependenzen zwischen verschiedenen Einflussfaktoren auf das Unfallgeschehen dahingehend Rechnung getragen wurde, indem neben der Untersuchung verschiedener Modellkategorien auch verschiedene Datenarten gebildet wurden. Auf diese Weise wurde zum Einen das Risiko reduziert, dass sich verschiedene Effekte überlagern und somit verdeckt bleiben. Zum Anderen wur-

de vor dem Hintergrund der Wirkungsinterdependenzen der einzelnen Elemente auf das Unfallgeschehen auch die Frage geklärt, inwieweit geplante Verkehrsmaßnahmen bei Drittvariableneinflüssen ihren Sinn erfüllen. Während bei einer großen Zahl von Unfällen abschätzbare und hinreichend stabile Tendenzen auftreten, die es ermöglichen statistisch abgesicherte Effekte zu erfassen, ist der einzelne Unfall im Hinblick auf die Modellierung im Ablauf und Auftreten unregelmäßig und unbestimmbar. Damit eine derartige Annahme das Bemühen bei der Modellierung einer geringen Zahl von Unfällen nicht einschränken soll, wurde eine Anwendung von Modellen für Unfallgruppen mit kleineren Fallzahlen vorgestellt. Auf diese Art und Weise wurde es ermöglicht, gewisse Ausschnitte aus der Realität des Unfallgeschehens entweder anhand einer Masse wiederzugeben oder unter Zugrundelegung gewisser Annahmen anhand eines einzelnen Unfalls.

Zusammenfassend hat die Identifikation von Einflussgrößen auf das Unfallgeschehen den Ziel, Sicherheitseffekte von Verkehrsmaßnahmen in Form von Unfallkostensparnissen korrekt zu erfassen, um dann bei der Planung und Umsetzung von Verkehrsmaßnahmen, im Sinne eines optimalen Kosten-Nutzen-Verhältnisses den größtmöglichen Sicherheitsvorteil im Verkehr zu gewährleisten. Die Identifikation von Einflussfaktoren auf Unfälle im Straßenverkehr war Gegenstand zahlreicher nationaler und internationaler Publikationen der jüngeren Vergangenheit. Weniger ausführlich ist in bisherigen Studien darauf eingegangen worden, inwieweit festgestellte Zusammenhänge bei der zielgerichteten Planung von Präventions- und Interventionsmaßnahmen im Bereich der Verkehrssicherheit zu Rate gezogen werden können oder bestimmte von der Politik formulierte Reduktionsziele tatsächlich erreicht werden. Da es sich bei der Durchführung von Verkehrsmaßnahmen um Investitionsentscheidungen der öffentlichen Hand handelt, ist bisher auch ebenso wenig darauf eingegangen worden, inwiefern wirtschaftliche Vergleichsrechnungen in der Lage sind, angesichts der Unschärfe, Intransparenz und oft auch Inkonsistenz staatlicher Zielsetzungen und angesichts der Schwierigkeiten der Erfolgsmessung im Bereich öffentlicher Investitionen, das Spektrum an Erklärungsfaktoren des Unfallgeschehens miteinzubeziehen. Ebenso wenig wurde die Problematik thematisiert, dass es sich bei der Unfallanalyse um ein Forschungsgebiet handelt, bei der den Mittelpunkt des Geschehens das menschliche Verhalten bildet. Deshalb stößt man bei der Zurechnung des Unfallgeschehens auf einen Bereich leicht in die Sphäre des Glaubens und Vermutens.

In dieser Arbeit wurden Einflussfaktoren auf Unfälle anhand von Modellen identifiziert, die die Vorhersagegüte von Unfallmodellen bisheriger Studien bei Weitem übertrafen. Diese Befunde dienen neben dem Zugewinn an wissenschaftlichen Erkenntnissen zum Einen dem Ziel, ein Leitfaden zu geben, unter welchen Umständen die Zahl der Unfälle mit Personenschaden und die Schwere der Unfallfolgen am effektivsten reduziert werden kann. Zum Anderen wird vor Augen geführt, wie erschwerlich es ist, eine Theorie zu entwickeln, in dem das menschliche Verhalten konstitutiv ist und ausgehend von den Erkenntnissen dieser Theorie die Durchsetzung von Verkehrsmaßnahmen auf der Grundlage in monetä-

ren Einheiten geretteter Leben zu erzwingen. Selbstverständlich können der Bewertung menschlichen Lebens moralische und sittliche Bedenken entgegen gehalten werden. Bewertet werden soll hier jedoch im Rahmen wirtschaftlicher Vergleichsrechnungen nicht der Mensch an sich, sondern es sollen vielmehr die gesamtgesellschaftlichen, insbesondere volkswirtschaftlichen Auswirkungen des Verlustes eines Menschen abgeschätzt werden. Es sind lediglich Schätzungen und darauf aufbauende Impulse für künftige Forschungen basierend auf Annahmen und Daten, die unter Umständen einer Verbesserung bedürfen. Vor diesem Hintergrund seien nochmal einige Gesichtspunkte dieser Arbeit aufgegriffen und auf bestehende Forschungsbedarfe hingewiesen:

Wie in allen empirischen Arbeiten ist die Verfügbarkeit umfangreicher Daten eine äußerst wichtige Basis für zuverlässige Ergebnisse. Je besser die Qualität der zugrunde gelegten Daten ist, umso sicherer sind die Ergebnisse und daraus abgeleitete Empfehlungen. Um die Ergebnisse weiter absichern und das Risiko eventueller Verzerrungen verringern zu können, wäre zukünftig die Bereitstellung von Daten mit zahlreichen Einzelangaben äußerst wichtig. Eine umfassende und zuverlässige Datengrundlage ermöglicht es auch, die Frage nach der Generalisierbarkeit der Ergebnisse zu beantworten. Für diese Studie standen die Unfalldaten für das gesamte Bundesland Nordrhein-Westfalen für mehrere Jahre zur Verfügung. Da die Unfallschwere auf Außerortsstraßen durch Merkmale beeinflusst wird, die nicht auf Innerortsstraßen vorhanden sind, erfolgte eine Ausschlüsselung der Daten nach Ortslage. Um diese Ergebnisse absichern zu können, wäre ein Vergleich der Großstädte in NRW von großem Nutzen. Darüber hinaus sollte auch in Untersuchungen eruiert werden, ob Unfälle für bestimmte Subgruppen, die sich eher in ländlicher Umgebung im Straßenverkehr ereignen, ähnliche Einflussfaktoren zeigen wie in Großstädten.

Eine wichtige Erweiterung stellt in diesem Zusammenhang sicherlich auch eine Verbesserung der Modelle der Unfallschwere dahingehend, indem das Verhalten der Unfallbeteiligten mehr zum Gegenstand dieser Modelle wird. Um dieses Verhalten zu verstehen, braucht man zusätzliche Informationen wie beispielsweise Bildungsstand, Beziehungsstatus, Beschäftigtenstatus und auch Kenntnisse über vergangene Verkehrsordnungswidrigkeiten dieser Personen. Hierdurch könnte herausgefunden werden, welche Auswirkungen Informationen auf das Risiko haben, eine Verkehrsordnungswidrigkeit zu begehen. Ebenso wichtig ist auch die Beantwortung Frage, inwieweit die physische Umwelt zum Unfallgeschehen beiträgt, indem sie bestimmte Verhaltensweisen ermöglicht und erleichtert und andere Verhaltensweisen erschwert. Wenn nämlich die physische Umwelt einen starken Einfluss auf das Unfallgeschehen hat, müsste es auf der anderen Seite möglich sein, die physische Umwelt so zu gestalten, dass sie einen positiven Einfluss auf das Verkehrsverhalten hat. Bei Vorschlägen zur Umsetzung von Präventionsmaßnahmen sollte deshalb der Einfluss der physischen Umwelt eine ebenso große Rolle zukommen, wie der weiterhin bestehenden Rolle des Verhalten der Verkehrsbeteiligten.

Schließlich betrifft ein letzter Aspekt die Bereitstellung von Ressourcen für die Überprüfung der Wirksamkeit von Verkehrsmaßnahmen. Um die Verschwendung knapper Ressourcen von vornherein zu verhindern und auf lange Sicht Wissen darüber zu erlangen, welche Maßnahmen besonders gut wirken, sollte die Wirkung von Maßnahmen betreffend der Verkehrssicherheit evaluiert werden. Natürlich wäre die Überprüfung der Wirksamkeit mit zusätzlichen Kosten verbunden; trotzdem kann durchaus angenommen werden, dass der langfristige Nutzen größer ist als die doch eher kurzfristigen Zusatzkosten, denn letzten Endes sind es die Folgen der politischen Willensbildung und die Entscheidungen der öffentlichen Hand, die langfristig darüber entscheiden, wie die Verkehrsumwelt gestaltet wird.

Literaturverzeichnis

- [1] G. Aberle. Nutzen-Kosten-Analyse ohne Aussagekraft? *Internationales Verkehrswesen*, Band 62/4, 2010.
- [2] J.D Angrist and J.S. Pischke. *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University Press, 2008.
- [3] G. Arminger, K. Bommert, and T. Bonne. Einfluß der Witterung auf das Unfallgeschehen im Straßenverkehr. *Allgemeines Statistisches Archiv*, 80, Heft 2:181–206, 1996.
- [4] K. Backhaus, B. Erichson, W. Plinke, and R. Weiber. *Multivariate Analysemethoden. Eine anwendungsorientierte Einführung. 11. Auflage*. Springer, 2006.
- [5] G. Bartl and B. Hager. Car Accident Cause Analysis. Technical report, Institute Gute Fahrt, 2006.
- [6] M. Bedard, G. H. Guyatt, M. J. Stones, and J. P. Hireds. The Independent Contribution of Driver, Crash and Vehicle Characteristics to Driver Fatalities. *Accid Anal Prev*, 2002.
- [7] Nouredine Benlagha, Lanouar Charfeddine, and Imen Karaa. Modeling Accident Occurrence in Car Insurance Implementation on Tunisian Data. *Asian-African Journal of Economics and Econometrics*, Volume 12, No.2, p. 395-406, 2012.
- [8] J. Broughton. Forecasting Road Accident Casualties in Great Britain. *Accident Analysis & Prevention*, 23(5):353–362, 10 1991.
- [9] U. Brüde and J. Larsson. Models for predicting accidents at junctions where pedestrians and cyclists are involved. How well do they fit? *Accident Analysis & Prevention*, 25(5):499–509, Oct 1993.
- [10] E. Brühning. Das Unfallgeschehen bei Nacht. *Zeitschrift für Verkehrssicherheit*, 37:17–24, 1991.
- [11] E. Brühning and R. Völker. Unfallrisiko von Kindern und Jugendlichen als Fußgänger und Fahrzeugführer im Straßenverkehr. *Zeitschrift für Verkehrssicherheit*, 25:51–60, 1979.
- [12] E. Brühning and R. Völker. Unterschiede in der Unfallbeteiligung von Jungen und Mädchen als Fußgänger und Radfahrer. *Zeitschrift für Verkehrssicherheit*, 26:6–10, 1980.
- [13] Statistisches Bundesamt. Landstraßen - schön aber gefährlich, Fachserie 8, Reihe 7. Technical report, Statistisches Bundesamt, 2007.

- [14] Statistisches Bundesamt. Unfallentwicklung auf den Deutschen Straßen 2012. Technical report, DESTATIS, 2011.
- [15] Statistisches Bundesamt. Verkehrsunfälle 2013. Technical report, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden, 2014a.
- [16] Statistisches Bundesamt. Verkehrsunfälle 2013 - unfälle unter dem einfluss von alkohol oder anderen berauscheden mittel im straßenverkehr. Technical report, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden, 2014b.
- [17] N. E. Burger, D. T. Kaffine, and B. Yu. Did California’s hand-held cell phone ban reduce accidents? *Transportation Research Part A*, 2014.
- [18] Uwe Burghardt. *Technik und Wirtschaft*. Ullrich Wengenroth (Hrsg.), 1993.
- [19] M. Burman. Überwachung und Ahndung von Verkehrsverstößen. *Deutsches Auto-recht (DAR)*, 1:1–5, 1993.
- [20] K. P. Burnham and D. R. Anderson. Multimodel Inference: Understanding AIC and BIC in Model Selection. *Sociological Methods and Research*, 33:261–304, 2004.
- [21] A. Cameron and P. Trivedi. Econometric Models based on Count Data: Comparisons and Applications of some Estimators and Tests. *Journal of Applied Econometrics*, 1:29–53, 1986.
- [22] A. Cameron and P. Trivedi. Regression-Based Tests for Overdispersion in the Poisson Model. *Journal of Econometrics*, 46:347–364, 1990.
- [23] A. Cameron and P. Trivedi. Count Data Models for Financial Data. in *Maddala, G.S. and Rao, C.S. (eds.), Handbook of Statistics - Statistical Methods in Finance*, 14:363–391, 1996.
- [24] A. Cameron and P. Trivedi. *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge University Press, New York, May 2005.
- [25] A.C. Cameron and P.K. Trivedi. *Regression Analysis of Count Data*. Cambridge University Press, 1998.
- [26] Donald T. Campbell. The Connecticut Crackdown on Speed - Time-Series Data in Quasi-Experimental Analysis. *Law & Society Review*, Vol.3, No.1:33–54, Aug. 1968.
- [27] A. Ceder and M. Livneh. Relationships between road accidents and hourly traffic flow-i: Analyses and interpretation. *Accident Analysis & Prevention*, 14(1):19–34, 2 1982.
- [28] S. Chatterjee and P. Bertram. *Praxis der Regressionsanalyse*. Oldenbourg, 1995.

- [29] D. Coin. Testing Normality in the presence of outliers. *Statistical Methods and Applications*, 17:3–12, 2008.
- [30] Piet de Jong and Gillian Z. Heller. *Generalized Linear Models for Insurance Data*. Cambridge, 2008.
- [31] G. Eggeling. *Die Nutzen-Kosten-Analyse: theoretische Grundlagen und praktische Anwendbarkeit ; dargestellt an einem Straßenbauprojekt*. PhD thesis, Universität Göttingen, Fakultät für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, 1969.
- [32] M. Ehlers, N. Funk, D. Neuenschwander, M. Schäfer, W. Seidel, K. Sever, and E. Steilmann. Analyse von Verunglücktenzahlen in Nordrhein-Westfalen: Jährlicher Verlauf, regionale Struktur, Altersabhängigkeit. *Discussion Papers in Statistics and Quantitative Economics*, Nr. 121:1–61, Juli 2008.
- [33] I. Engström, N. Gregersen, K. Hernetkoski, E. Keskinen, and A. Nyberg. Young novice drivers, driver education and training. *VTI rapport 491A*, page 139, 2003.
- [34] ETSC. Police enforcement strategies to reduce traffic casualties in Europe. Technical report, Brüssel: ETSC - European Transport Safety Council, 1999.
- [35] W. M. Evanco. The Potential Impact of Rural Mayday Systems on Vehicular Crash Fatalities. *Accid Anal Prev*, 1999.
- [36] L. Fahrmeir, A. Hamerle, and G. Tutz. *Multivariate statistische Verfahren*. de Gruyter, 1996.
- [37] L. Fahrmeir, T. Kneib, and S. Lang. *Regression: Modelle, Methoden und Anwendungen, 2. Auflage*. Springer, 2009.
- [38] L. Fahrmeir and G. Tutz. *Multivariate Statistical Modelling based on Generalized Linear Models*. New York, Springer Verlag, 2001.
- [39] M. S. Feldstein. Net Social Benefit Calculation and the Public Investment Decision. *Oxford Economic Papers, Volume 16*, 1964.
- [40] H. E. Fest. Zur gesamtwirtschaftlichen Konsistenz des Entscheidungskriteriums für die Auswahl öffentlicher Investitionen. Ein Beitrag zur theoretischen Grundlegung der gesamtwirtschaftlichen Nutzen-Kosten-Analyse. *Schriftenreihe zur Industrie- und Entwicklungspolitik, Bd. 6*, 1971.
- [41] B. Flyvbjerg, N. Bruzelius, and W. Rothengatter. *Megaprojects and Risk - An Anatomy of Ambition*. Cambridge University Press, 2003.
- [42] Johannes Frerich. *Verkehrssicherheit und Kosten-Nutzen-Analyse*. PhD thesis, Institut für Industrie- und Verkehrspolitik der Universität Bonn, 1979.

- [43] L. Fridstrøm, J. Ifver, S. Ingebrigtsen, and L. Kulmala, R Thomas. Explaining the Variation in Road Accident Counts. *European Cooperation in the Yield of Scientific and Technical Research*, 329, 1993.
- [44] L. Fridstrøm, J. Ifver, S. Ingebrigtsen, R. Kulmala, and L. K. Thomsen. Measuring the contribution of randomness, exposure, weather, and daylight to the variation in road accident counts. *Accid Anal Prev*, 27(1):1–20, Feb 1995.
- [45] L Fridstrøm and S Ingebrigtsen. An Aggregate Accident Model based on pooled, regional time-series data. *Accid Anal Prev*, 23(5), 363:378, 1991.
- [46] Bundesanstalt für Straßenwesen. Volkswirtschaftliche Kosten durch Straßenverkehrsunfälle in Deutschland. Technical report, Bast, 2010.
- [47] C. Gelau, P. Fischer, and M. Pfeiffer. Methodological Guidelines for Evaluation Police Enforcement Projects. *The „Escape“ Project. European Commission.*, 2000.
- [48] C. Gelau, V. Gitelman, and M. Pfeiffer. Methodological Recommendations for the Evaluation of Traffic Police Enforcement. *The „Escape“ Project. European Commission.*, 2001a.
- [49] C. Gelau and M. Pfeiffer. Methoden für die Evaluation von Maßnahmen der polizeilichen Überwachung. *Zeitschrift für Verkehrssicherheit*, 2001b.
- [50] F. Ghilain. Conditions météorologiques et sécurité routière. *AGHN / SETRA*, 1992.
- [51] W. H. Greene. *Econometric Analysis (4. Auflage)*. Prentice Hall, Upper Saddle River, N.J., 2000.
- [52] T. Hastie, R. Tibshirani, and J. Friedman. *The Elements of Statistical Learning - Data Mining, Inference, and Prediction*. Springer, 2009.
- [53] Ruth Bergel Hayat, Mohammed Debbarih, Constantinos Antoniou, and George Yanis. Explaining the road accident risk: Weather effects. *Accid Anal Prev*, 60, p. 456-465, 2013.
- [54] H. Hesse and V. Arnold. Nutzen-Kosten-Analyse für städtische Verkehrsprojekte - Dargestellt am Beispiel der Unterpflasterbahn in Hannover. *Kyklos, Volume 23, Issue 3, pages 520-557*, 1970.
- [55] Joseph M. Hilbe. *Negative Binomial Regression, Second Edition*. Cambridge University Press, 2011.
- [56] E. Jacobi and Danner M. Das Phänomen Verkehrsunfall aus technologischer Sicht. *Zeitschrift für Verkehrssicherheit*, 22. Jg., 1976.

- [57] P. Johansson. Speed Limitation and Motorway Casualties: A Time Series Count Data Regression Approach. *Accident Analysis & Prevention*, 28(1):73–87, Jan 1996.
- [58] R. Johns. A cost-benefit analysis of BCs bicycle helmet law. Technical report, Velo City Global, 2012.
- [59] N.L. Johnson, S. Kotz, and A.W. Kemp. *Univariate discrete distributions, 2nd edition* New York. John Wiley & Son, 1993.
- [60] G. G. Judge, W. E. Griffith, R. C. Hill, and H. Lütkepohl. *The Theory and Practice of Econometrics*. Wiley, New York, 1988.
- [61] A. J. Khattak, R. R. Pawlovich, R. R. Souleyrette, and S. L. Hallmark. Factors Related to more Severe older Driver Traffic Crahs Injuries. *Journal of Transportation Engineering*, 2002.
- [62] G. King. Variance Specification in Event Count Models: From Restrictive Assumptions to a Generalized Estimator. *American Journal of Political Science*, 33:762–784, 1989.
- [63] K. Kockelman and Y. J. Kweon. Driver injury severity: An application of ordered probit models. *Accid Anal Prev*, 2002.
- [64] A. J. Krull, A. J. Khattak, and F. M. Council. Injury Effects of Rollovers and Events Sequence in single vehicle crashes. *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*, 2003.
- [65] Steffen Kühnel and Dagmar Krebs. *Statistik für die Sozialwissenschaften: Grundlagen, Methoden, Anwendungen*. Rowohlt-Taschenbuch-Verlag, 2001.
- [66] P. Le Breton and F. Vervialle. Instruments d’analyse de l’Évolution de la securité routiere. Technical report, SETRA - CSTR, 1994.
- [67] Ned Levine, Karl E. Kim, Nitz, and Lawrence H. Daily fluctuations in Honolulu motor vehicle accidents. *Accident Analysis & Prevention*, 27(6):785–796, 12 1995.
- [68] James K. Lindsey. *Applying Generalized Linear Models*. Springer, 1997.
- [69] M. J. Maher and I. Summersgill. A Comprehensive Methodology for the Fitting of Predictive Accident Models. *Accident Analysis & Prevention*, 28(3):281–96, May 1996.
- [70] Gert Marte. Stellungnahme zur Nutzen-Kosten-Analyse der geplanten A46 Hemer - Menden - Wickede/Wimbern - Ense - Neheim. Technical report, Universität Bremen, Institut für Informatik und Verkehr, 2011.

- [71] M.A. Martin and S. Roberts. An Evaluation of Bootstrap methods for Outlier Detection in Least Squares Regression. *Journal of Applied Statistics*, 33:703–720, 2006.
- [72] David McDowall, Richard McCleary, Errol E. Meidinger, and Jr. Richard A. Hay. *Interrupted Time Series Analysis*. SAGE PUBLICATIONS, 1980.
- [73] J.N. Morgan and J.A. Sonquist. Problems in the Analysis of Survey Data, and a Proposal. *Journal of the American Statistical Association*, 58:415–434, 1963.
- [74] W. Oliver Morgan, Clare Griffiths, and Azeem Majeed. Interrupted Time-Series Analysis of Regulations to Reduce Paracetamol (Acetaminophen) Poisoning. *Plos Medicine*, Volume 4 , Issue 4:654–659, 2007.
- [75] T. F. Nas. *Cost-Benefit Analysis: Theory and Application*. Thousand Oaks, 1996.
- [76] W. A. Niskanen. Measures of Effectiveness Analysis. *Goldman, T. A.*, 1967.
- [77] C. J. O’Donnell and D. H. Connor. Predicting the severity of motor vehicle accident injuries using models of ordered multiple choice. *Accid Anal Prev*, 1996.
- [78] Hülya Olmus and Semra Erbas. Analysis of Traffic Accidents caused by Drivers by using Log-Linear Models. *Promet - Traffic & Transportation*, Vol.24, 2012, No.6 495-504, 2012.
- [79] Adriaan Perrels, Athanasios Votsis, Väinö Nurmi, and Karoliina Pilli-Sihvola. Weather Conditions, Weather Information and Car Crashes. *ISPRS International Journal of Geo-Information*, Volume 4, p. 2681-2703, 2014.
- [80] H. Pruscha. *Angewandte Methoden der mathematischen Statistik*. Stuttgart, Teubner-Verlag, 1989.
- [81] Mohammed A. Quddus. Time series count data models: An empirical application to traffic accidents. *Accident Analysis & Prevention*, 40(5):1732–41, Sep 2008.
- [82] G. Ronning. *Mikroökonomie*. Springer-Verlag, Berlin, 1991.
- [83] Miguel Santolino and Jean-Philippe Boucher. Modeling the disability severity score in motor insurance claims: an application to the Spanish case. *Research Institute of Applied Economics*, 2009.
- [84] T. Sarrazin, F. Spreer, and F. Tietzel. Rationale Infrastrukturplanung, Probleme und Methoden. *Diskussionspapiere - Gesellschaft für Wirtschafts- und Verkehrswissenschaftliche Forschung*, 1975.

- [85] S. P. Satterthwaite. An Assessment of Seasonal and Weather Effects on the Frequency of Road Accidents in California. *Accident Analysis & Prevention*, 8(2):87–96, 6 1976.
- [86] G. Sawitzki. Statistical Computing - Einführung in R. Technical report, Universität Heidelberg, 2008.
- [87] S. Siegrist, J. Baechli-Bietry, and S. Vaucher. Polizeikontrollen und Verkehrssicherheit. Erhebung der Kontrolltätigkeit. Befragung von Fahrzeuglenkern und Polizeibeamten. Optimierungsvorschläge. Technical report, Bfu-Report Nr. 16. Bern: Schweizerische Beratungsstelle für Unfallverhütung bfu, 2001.
- [88] Adam Smith. *Über den Wohlstand der Nationen: Eine Untersuchung über seine Natur und seine Ursachen*. Beck Verlag, München, 1974.
- [89] G. Strassert and G. Turowski. Nutzwertanalyse - Ein Verfahren zur Beurteilung regionalpolitischer Projekte. *Informationen des Instituts für Raumordnung*, 21. Jg., 1971.
- [90] Manfred Tietzel. *Die Effizienz staatlicher Investitionsentscheidungen im Verkehrssektor. Eine Analyse methodischer und praktischer Probleme staatlicher Allokationsentscheidungen im Verkehrssektor*. Peter Lang, 1972.
- [91] Ahmet Tortum, Muhammed Yasin Codur, and Burhanettin Kilinc. Modeling Traffic Accidents in Turkey Using Regression Analysis. *Igdir Univ. J. Inst. Sci. & Techn. Volume 2, Issue 3 pp. 66-78*, 2012.
- [92] G. Tutz. *Die Analyse kategorialer Daten - Anwendungsorientierte Einführung in Logit-Modellierung und kategoriale Regression*. R. Oldenbourg Verlag München Wien, 2000.
- [93] D. F. Vitaliano and J. Held. Road Accident External Effects: An Empirical Assessment. *Applied Economics*, 1991.
- [94] Siegbert A. Warwitz. *Wie entsteht ein Unfall*. Baltmannsweiler 6. Auflage, 2009.
- [95] F. Wegman. Implementing, monitoring, evaluating an updating a road safety programme. *Leidschendam, SWOV*, 2003.
- [96] H. White. A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity. *Econometrica*, 1980.
- [97] G. J. S. Wilde. The theory of risk-homeostatic: Implications for Safety and Health. *Risk Analysis*, 2:209–255, 1982.

- [98] R. Winkelmann. *Econometric Analysis of Count Data, 3rd revised and enlarged Edition*. Springer-Verlag, Berlin, 2000.
- [99] R. Winkelmann and S. Boes. *Analysis of Microdata*. Springer, 2005.
- [100] J. Winter. Ökonometrische Verfahren für Zähldaten und Verweildauern. Technical report, Universität Mannheim, Institut für Statistik, 2001.
- [101] P. Wittenberg, K. Sever, S. Knoth, N. Sahin, and J. Bondarenko. Determining quantitative road safety targets by applying statistical prediction techniques and a multi-stage adjustment procedure. *Accid Anal Prev*, 2012.
- [102] H. Wolff. Zusammenhang zwischen Wetterbedingungen und Verkehrsunfällen. *Forschungsvereinigung Automobiltechnik e.v. (FAT), Frankfurt am Main*, 1992.
- [103] Jeffrey M. Woolridge. *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. South-Western College Pub., 2003.
- [104] B. Yazici and S. Yolacan. A comparison of various tests of Normality. *Journal of Statistical Computation and Simulation*, 77:175–183, 2007.
- [105] Hong Zhang. *Identifying and Quantifying Factors affecting Traffic Crash Severity in Louisiana*. PhD thesis, Louisiana State University, 2010.
- [106] Christian Zimmermann. *PopKo - Psychologisch optimierte polizeiliche Kontrollstrategie - Abschlussbericht*. PhD thesis, Universität zu Köln, Psychologisches Institut - Direktor Prof. Dr. E. Stephan, Juli 2007.

Abbildungsverzeichnis

1	Prozentuale Verteilung der Verkehrsunfälle mit Personen- und Sachschaden und unter dem Einfluss berauschender Mittel über die Jahre 2001 bis 2013.	5
2	Verkehrsunfälle innerorts, außerorts einschließlich Bundesautobahnen über die Jahre 2001 bis 2013 für Nordrhein-Westfalen.	6
3	Prozentuale Verteilung der Unfälle mit Sach- und Personenschaden und unter Drogeneinfluss nach Ortslagen für das Jahr 2013.	7
4	Prozentuale Verteilung der Verkehrsunfälle nach Unfallschwere und Ortslagen für das Jahr 2013.	8
5	Verteilung der Unfälle mit Personenschaden nach Wochentagen innerorts, außerorts einschließlich BAB für das Jahr 2013.	9
6	Prozentuale Verteilung der Unfälle mit Personenschaden nach Wochentagen innerorts, außerorts einschließlich BAB für das Jahr 2013.	9
7	Unfälle mit Personen- und Sachschaden (absolut und prozentual) nach Monaten für das Jahr 2013.	11
8	Das Diagramm visualisiert die Unfallhäufigkeitszahlen pro Jahr im Regionenvergleich für alle Ortslagen (innerorts, außerorts, Autobahnen) zusammen.	15
9	Die Karte von Nordrhein-Westfalen zeigt eine farbliche Einteilung in regionale Strukturen.	17
10	Fehlervarianzen für die Dummies Wochenendverkehr und Winter.	37
11	Residuen im Zeitablauf und Autokorrelationsfunktion.	41
12	Streudiagramm der Residuen ε_t in Abhängigkeit von den zeitlich vorangehenden Residuen ε_{t-1}	42
13	QQ-Plot der standardisierten Residuen.	43
14	Histogramm der standardisierten Residuen mit der entsprechenden Normalverteilung.	43
15	Beobachtete und geschätzte Unfälle mit und ohne Ausreißer.	46
16	Beobachtete und geschätzte log. Unfälle mit Leichtverletzten innerorts zu Winter am Wochenende zu Schulferien und Feiertagen.	48
17	Schätzergebnisse für Unfälle mit Getöteten am Wochenende.	56
18	Schätzergebnisse für Unfälle mit Leichtverletzten.	61
19	Überdispersion.	63
20	Schätzergebnisse für Unfälle mit Getöteten am Wochenende.	66
21	Schätzergebnisse für Unfälle mit Getöteten am Wochenende.	66
22	Verkehrsaufkommen und Unfälle pro Tag in Abhängigkeit von Kalendereffekten für das gesamte Bundesland Nordrhein-Westfalen.	73
23	Tatsächliches und geschätztes Verkehrsaufkommen pro Tag.	75
24	Prozentuale Verteilung der Unfälle pro Tag nach Ortslage.	77
25	Geschätzte Unfälle mit Schwerverletzten und Prognosegüte für die beste Teilauswahl aufgeschlüsselt nach Verkehrsart und Ortslage.	101
26	R^2 -Werte für alle Unfallarten mit Schwerverletzten außerorts.	117

27	R ² -Werte für alle Unfallarten mit Getöteten außerorts.	117
28	RSE-Werte für alle Unfallarten mit Schwerverletzten außerorts.	118
29	RSE-Werte für alle Unfallarten mit Getöteten außerorts.	118
30	Plot - (logarithmierte) Niederschlagshöhe und maximale Tagestemperatur versus Unfälle mit Leichtverletzten	133
31	Plot - transformiertes Verkehrsaufkommen versus Unfälle mit Leichtver- letzten innerorts.	133
32	Plot - Eis versus Unfälle mit Leichtverletzten innerorts.	134
33	Boxplots für die Verteilung der einzelnen Wettervariablen.	134
34	Residuenplot für das Grundmodell für Unfälle mit Leichtverletzten auf In- nerortsstraßen - GMLVIO	136
35	ACF für das Grundmodell für Unfälle mit Leichtverletzten auf Innerortss- traßen - GMLVIO	137
36	Residuenplot für das Grundmodell für Unfälle mit Leichtverletzten auf In- nerortsstraßen mit Trend - GMLVIO2	137
37	Plot für die Residuen der Modelle GMLVIO und GMLVIO2	138
38	ACF für das Grundmodell für Unfälle mit Leichtverletzten auf Innerortss- traßen mit Trend - GMLVIO2	138
39	ACF für das Grundmodell mit Trend und erklärenden Variablen vom Vor- tag - GMLVIO3	139
40	Beobachtete und geschätzte Unfälle mit Leichtverletzten innerorts auf Basis der Modelle GMLVIO2 und GMLVIO4 für das Jahr 2005.	141
41	Beobachtete und geschätzte Unfälle mit Leichtverletzten innerorts auf Basis der Modelle GMLVIO2 und GMLVIO4 für das Jahr 2008.	141
42	ACF für das reduzierte Grundmodell mit Trend - GMLVIO4	142
43	Plot für die Residuen des Endmodells GMLVIO5	142
44	ACF für das Endmodell GMLVIO5	143
45	Beobachtete und geschätzte Unfälle mit Leichtverletzten innerorts auf Basis der Modelle GMLVIO und GMLVIO5 für das Jahr 2005.	143
46	Beobachtete und geschätzte Unfälle mit Leichtverletzten innerorts auf Basis der Modelle GMLVIO und GMLVIO5 für das Jahr 2008.	144
47	Beobachtete und geschätzte Unfälle mit Leichtverletzten innerorts auf Basis der Modelle MLVIO und GMLVIO5 für das Jahr 2005.	145
48	Beobachtete und geschätzte Unfälle mit Leichtverletzten innerorts auf Basis der Modelle MLVIO und GMLVIO5 für das Jahr 2008.	145
49	Residuenplot für das Grundmodell für Unfälle mit Leichtverletzten auf Au- ßerortsstraßen - GMLVAO	146
50	ACF für das Grundmodell für Unfälle mit Leichtverletzten auf Außerorts- straßen - GMLVAO	147
51	Residuenplot für das Grundmodell mit Trend für Unfälle mit Leichtverletz- ten auf Außerortsstraßen - GMLVAO2	147

52	ACF für das Grundmodell mit Trend für Unfälle mit Leichtverletzten auf Außerortsstraßen - GMLVAO2	148
53	ACF für das Endmodell für Unfälle mit Leichtverletzten auf Außerortsstraßen - GMLVAO3	149
54	Beobachtete und geschätzte Unfälle mit Leichtverletzten außerorts auf Basis der Modelle GMLVAO und GMLVAO3 für das Jahr 2001.	149
55	Beobachtete und geschätzte Unfälle mit Leichtverletzten außerorts auf Basis der Modelle GMLVAO und GMLVAO3 für das Jahr 2004.	150
56	Beobachtete und geschätzte Unfälle mit Leichtverletzten außerorts auf Basis der Modelle MLVAO und GMLVAO3 für das Jahr 2001.	151
57	Beobachtete und geschätzte Unfälle mit Leichtverletzten außerorts auf Basis der Modelle MLVAO und GMLVAO3 für das Jahr 2004.	151
58	Residuenplot für das Grundmodell für Unfälle mit Schwerverletzten auf Innerortsstraßen - GMSVIO	152
59	ACF für das Grundmodell für Unfälle mit Schwerverletzten auf Innerortsstraßen - GMSVIO	153
60	Residuenplot für das Grundmodell mit Trend für Unfälle mit Schwerverletzten auf Innerortsstraßen - GMSVIO2	153
61	ACF für das Grundmodell mit Trend für Unfälle mit Schwerverletzten auf Innerortsstraßen - GMSVIO2	154
62	ACF für das Endmodell für Unfälle mit Schwerverletzten auf Innerortsstraßen - GMSVIO3	155
63	Beobachtete und geschätzte Unfälle mit Schwerverletzten innerorts auf Basis der Modelle GMSVIO und GMSVIO3 für das Jahr 2004.	155
64	Beobachtete und geschätzte Unfälle mit Schwerverletzten innerorts auf Basis der Modelle GMSVIO und GMSVIO3 für das Jahr 2008.	156
65	Beobachtete und geschätzte Unfälle mit Schwerverletzten innerorts auf Basis der Modelle MSVIO und GMSVIO3 für das Jahr 2004.	157
66	Beobachtete und geschätzte Unfälle mit Schwerverletzten innerorts auf Basis der Modelle MSVIO und GMSVIO3 für das Jahr 2008.	157
67	Residuenplot für das Grundmodell für Unfälle mit Schwerverletzten auf Außerortsstraßen - GMSVAO	158
68	ACF für das Grundmodell für Unfälle mit Schwerverletzten auf Außerortsstraßen - GMSVAO	159
69	Residuenplot für das Grundmodell mit Trend für Unfälle mit Schwerverletzten auf Außerortsstraßen - GMSVAO2	159
70	ACF für das Grundmodell mit Trend für Unfälle mit Schwerverletzten auf Außerortsstraßen - GMSVAO2	160
71	ACF für das Endmodell für Unfälle mit Schwerverletzten auf Außerortsstraßen - GMSVAO3	161

72	Beobachtete und geschätzte Unfälle mit Schwerverletzten außerorts auf Basis der Modelle GMSVAO und GMSVAO3 für das Jahr 2008.	161
73	Beobachtete und geschätzte Unfälle mit Schwerverletzten außerorts auf Basis der Modelle GMSVAO und GMSVAO3 für das Jahr 2010.	162
74	Beobachtete und geschätzte Unfälle mit Schwerverletzten außerorts auf Basis der Modelle MSVAO und GMSVAO3 für das Jahr 2008.	163
75	Beobachtete und geschätzte Unfälle mit Schwerverletzten außerorts auf Basis der Modelle MSVAO und GMSVAO3 für das Jahr 2010.	163
76	Residuenplot für das Grundmodell für Unfälle mit Getöteten auf Außerortsstraßen an Schulferien- und Feiertagen- GMGETAO	164
77	ACF für das Grundmodell für Unfälle mit Getöteten auf Außerortsstraßen an Schulferien- und Feiertagen- GMGETAO	165
78	Beobachtete und geschätzte Unfälle mit Getöteten außerorts an Schulferien- und Feiertagen auf Basis des Modells GMGETAO	165
79	Residuenplot für das Modell für Unfälle mit Getöteten auf Außerortsstraßen - Gesamtverkehr - GMGETAO2	166
80	ACF für das Modell für Unfälle mit Getöteten auf Außerortsstraßen - Gesamtverkehr - GMGETAO2	166
81	Residuenplot für das Poissonmodell für Unfälle mit Getöteten auf Außerortsstraßen - Gesamtverkehr - GMGETAO3	167
82	Modellierung der Überdispersion des Modells - GMGETAO3	168
83	Modellvergleich für Unfälle mit Getöteten außerorts an Schulferien- und Feiertagen auf Basis der Modelle GMGETAO2 , GMGETAO3 und GMGETAO4 für die Jahre 2001 bis 2013.	168
84	Residuenplot für das Grundmodell für Unfälle mit Getöteten auf Innerortsstraßen an Schulferien- und Feiertagen - GMGETIO	170
85	ACF für das Grundmodell für Unfälle mit Getöteten auf Innerortsstraßen an Schulferien- und Feiertagen - GMGETIO	171
86	Modellvergleich für Unfälle mit Getöteten innerorts an Schulferien- und Feiertagen auf Basis des Modells GMGETIO für die Jahre 2001 bis 2013.	171
87	Residuenplot für das Modell für Unfälle mit Getöteten auf Innerortsstraßen - Gesamtverkehr - GMGETIO2	172
88	ACF für das Modell für Unfälle mit Getöteten auf Innerortsstraßen - Gesamtverkehr - GMGETIO2	172
89	Residuenplot für das Poissonmodell für Unfälle mit Getöteten auf Innerortsstraßen - Gesamtverkehr - GMGETIO3	173
90	Modellierung der Überdispersion des Modells - GMGETIO3	174
91	Modellvergleich für Unfälle mit Getöteten innerorts an Schulferien- und Feiertagen auf Basis der Modelle GMGETIO2 , GMGETIO3 und GMGETIO4 für die Jahre 2001 bis 2013.	174
92	Vergleich der Untersuchungsergebnisse mit anderen Studien.	177

93	Prozentuale Verteilung der Alkoholunfälle in NRW, 2006 bis 2013.	201
94	Prozentuale Verteilung der Unfälle nach Wochentagen 2013.	202
95	Prozentuale Verteilung der Drogenunfälle nach Wochentagen 2013.	202
96	Prozentuale Verteilung der Unfallschwere nach Ortslage 2013.	204
97	Unfallhäufigkeitszahlen pro Tag im Zeitraum 01-2002 bis 12-2005.	222
98	Witterungseffekte im Zeitraum 01-2002 bis 12-2005.	222
99	Logarithmierte Benzinpreise von 01-2002 bis 12-2005.	223
100	Logarithmierte Dieselpreise von 01-2002 bis 12-2005.	223
101	Diskontinuitäten am Cutoff-Point c	228
102	Alkoholunfälle, 2013.	243
103	Unfälle mit Personenschaden innerorts und außerorts, 2013.	244
104	Beteiligte an Alkoholunfällen nach der Art der Verkehrsbeteiligung in %, 2013.	244
105	Alkoholisierte Beteiligte an Unfällen mit Personenschaden 2013 nach Altersgruppen und Geschlecht.	245

Tabellenverzeichnis

1	Regressionsparameter und p -Werte für die einzelnen Untersuchungsgruppen.	76
2	Geschätzte Unfälle nach Ortslage.	79
3	Geschätzte Unfälle nach Ortslage.	80
4	Bestimmtheitsmaße für die Unfallmodelle - Berufsverkehr.	92
5	Bestimmtheitsmaße für die Unfallmodelle - Wochenendverkehr.	94
6	Bestimmtheitsmaße.	96
7	Bestimmtheitsmaße für die Unfallmodelle - Wochenendverkehr.	97
8	Bestimmtheitsmaße.	98
9	Bestimmtheitsmaße für die Unfallmodelle - Wochenendverkehr.	99
10	Bestimmtheitsmaße.	100
11	Bestimmtheitsgrade, p -Werte für den F -Test, Parametereffekte bei Vorhersage des Verkehrsaufkommens anhand des Wetters.	105
12	Gegenüberstellung der geschätzten Unfälle sowie Bestimmtheitsgrade der jeweiligen Modelle für den Berufsverkehr.	108
13	Gegenüberstellung der p -Werte des F -Tests sowie Bestimmtheitsgrade der jeweiligen Modelle.	109
14	Jahresspezifische ($\Delta(t)$) und wetterbereinigte jahresspezifische Kennzahlen ($\Delta^*(t)$) - außerörtliches Wochenendverkehr.	123
15	Kennzahlenvergleich - Jahresspezifische Kennzahl ($\Delta(t)$), wetterbereinigte jahresspezifische Kennzahl ($\Delta^*(t)$), saisonbereinigte jahresspezifische Kennzahl ($\Delta^\diamond(t)$) und wetter- und saisonbereinigte jahresspezifische Kennzahl ($\Delta^\diamond(t)$) - außerörtliches Wochenendverkehr.	127
16	Prozentuale Verteilung der Unfälle jeder Unfallkategorie an der Gesamtzahl der Unfälle nach Jahren.	188
17	Erklärende Variablen und ihre Kodierung.	189
18	Bestimmtheitsmaße der einzelnen Unfallschwere-Modelle für jede Verkehrsart.	192
19	Vorhersage-Performance der einzelnen Unfallschwere-Modelle für jede Verkehrsart (Gesamtverkehr, Berufsverkehr , Wochenendverkehr , Ferien- und Feiertagsverkehr) - Multinomiales-Logit-Modell.	193
20	Bestimmtheitsmaße der einzelnen Unfallschwere-Modelle für jede Verkehrsart.	194
21	Vorhersage-Performance der einzelnen Unfallschwere-Modelle für jede Verkehrsart - Ordered-Probit-Modell.	195
22	Bestimmtheitsmaße der einzelnen Unfallschwere-Modelle für jede Verkehrsart.	196
23	Vorhersage-Performance der einzelnen Unfallschwere-Modelle für jede Verkehrsart - Ordered-Logit-Modell.	197
24	R_{McF}^2 für jede Modellart.	198
25	Vorhersage-Performance für jede Modellart und für jede Verkehrsart. . . .	198
26	Prozentualer Rückgang der Unfallschwere durch eine Reduktion der Drogenunfälle um 10%.	203

27	Prozentualer Rückgang der Unfallschwere durch eine Reduktion der Wochenend-Drogenunfälle um 10%.	203
28	Prozentualer Rückgang der Unfallschwere durch eine Reduktion der Geschwindigkeitsobergrenze um 10%.	205
29	Prozentualer Rückgang der Unfallschwere durch eine Reduktion der Geschwindigkeitsobergrenze um 10%.	206
30	Personalschadenkosten je verunglückter Person in Euro.	207
31	Saisonale Verteilung der Unfälle mit Personenschaden 2013.	236
32	Kosten-Nutzen-Rechnung für den Ausbau der A46 (BMVBW, 2003).	256

Abkürzungs- und Symbolverzeichnis

Nachfolgend werden die wichtigsten Bezeichnungen von Variablen, Funktionen und Parametern sowie regelmäßig wiederkehrende Abkürzungen aufgeführt. Matrizen und Vektoren werden in Fettschrift dargestellt.

Verwendete Abkürzungen

ACF	empirische Autokorrelationsfunktion
AIC	Informationskriterium nach Akaike
AO	außerorts
autumn	Dummy-Vektor für Herbst
BAB	Bundesautobahnen
B_T	Bevölkerungszahl
BIC	Informationskriterium nach Bayes
bv	Dummy-Vektor für Berufsverkehr
D^*	Devianz-Kriterium
D^0	Devianz des Modells mit $M = 0$ Parametern
GET	Getötete
et al.	et alii (=und andere)
ft	Dummy-Vektor für Feiertagsverkehr
IO	innerorts
km^2	Quadratkilometer
LR	Likelihood-Ratio-Teststatistik
LV	Leichtverletzte
NRW	Nordrhein-Westfalen
PKW	Personenkraftwagen
QQ-Plot	Quantile-Quantile-Plot
R^2	Bestimmtheitsmaß
\bar{R}^2	korrigiertes Bestimmtheitsmaß
R^2_{adj}	adjustiertes Bestimmtheitsmaß
R^2_{dev}	devianzbasiertes Bestimmtheitsmaß
R^2_j	Bestimmtheitsmaß für die Kovariable x_j
R^2_{McF}	Bestimmtheitsmaß nach McFadden
R^2_{McFk}	korrigiertes Bestimmtheitsmaß nach McFadden
sf	Dummy-Vektor für Schulferienverkehr
spring	Dummy-Vektor für Frühling
summer	Dummy-Vektor für Sommer
SV	Schwerverletzte
T	Getötete
U_T	absolute Unfallzahl
UHZ_T	Unfallhäufigkeitszahl
VIF	Varianzinflationsfaktor
wev	Dummy-Vektor für Wochenendverkehr
winter	Dummy-Vektor für Winter

Lateinische Buchstaben

a_i	tabellierte Koeffizienten beim Shapiro-Wilk-Test
$\text{Cov}(\varepsilon_t)$	Kovarianz des Parameters ε_t
d_i	i -te Komponente der Devianz
DW	Teststatistik beim Durbin-Watson-Test
$E(\varepsilon_t)$	Erwartungswert des Parameters ε_t
$\exp(y_t)$	Exponentialfunktion von y_t
$g(\mu_t)$	Linkfunktion von μ_t
I	Einheitsmatrix
J	nominalskalierte Werte im Multinomialen Logit-Modell
$l(\cdot)$	Log-Likelihood bei Generalisierten Linearen Modellen
k	Anzahl erfolgreicher Versuche bei der negativen Binomialverteilung
K	Anzahl der Variablen im Multinomialen Logit-, geordneten Logit- und Probit-Modell
$\log \mathcal{L}(\beta)$	logarithmierte Likelihood mit Parameter β
$\log(y_t)$	Logarithmusfunktion von y_t
m	Anzahl der Versuche, die nötig waren, um k Erfolge zu erzielen
M	Anzahl der erklärenden Variablen im linearen Unfallmodell
$N(0, \sigma^2)$	Dichtefunktion der Normalverteilung mit Erwartungswert 0 und Varianz σ^2
$\text{negB}(k, p)$	Dichtefunktion der Negativ- Binomialverteilung mit den Parametern k und p
NH	Vektor für die Niederschlagshöhe
p	Anzahl der ausgewählten Variablen inklusive Intercept
\mathbb{R}	Menge der reellen Zahlen
r_t^D	Devianz-Residuum
r_t^P	Pearson-Residuum
$\text{rg}(\mathbf{X})$	Rang der Matrix \mathbf{X}
$\text{sgn}(\cdot)$	Vorzeichenfunktion
T	Stichprobenumfang
T_W	Teststatistik für den Wald-Test
$\text{Var}(\varepsilon_t)$	Varianz des Parameters ε_t
v_t	Parameter für das Verkehrsaufkommen
W	Teststatistik für den Shapiro-Wilk-Test
\mathbf{x}_t	Vektor für erklärende Variablen
y_t	Anzahl der täglichen Unfälle
\hat{y}_t	Anzahl der geschätzten täglichen Unfälle
\bar{y}	arithmetisches Mittel der Zahl der täglichen Unfälle

Griechische Buchstaben

α	nominales Signifikanzniveau
β_0	Regressionskonstante
β_t	Regressionskoeffizienten
ε_t	Störgrößen
$\hat{\varepsilon}_t$	geschätzte Residuen
η	systematische Komponente im GLM
θ_t	kanonische Linkfunktion im GLM
λ_t	Mittelwert bzw. Varianz zum Zeitpunkt t
μ_t	Erwartungswert
ξ	Parameter im Wald-Test
π	Wahrscheinlichkeit für das Auswählen der Kategorie j von Individuum i
$\hat{\rho}$	empirischer Korrelationskoeffizient
σ^2	Varianz der Störgrößen
ϕ	Überdispersionsparameter
χ^2	Chi-Quadrat-Verteilung