

# **Modelle zur Beschreibung der Verkehrssicherheit inner- örtlicher Hauptverkehrsstraßennetze unter besonderer Berücksichtigung der Umfeldnutzung**

Dissertationsschrift

zur Erlangung des akademischen Grades

Doktoringenieur (Dr.-Ing.)

vorgelegt der

Fakultät Verkehrswissenschaften „Friedrich List“  
der Technischen Universität Dresden

von: Allan Aurich  
geboren am 26.07.1976 in Hannover

Gutachter: Prof. Dr.-Ing. Reinhold Maier  
Prof. Dr.-Ing. Markus Friedrich

Hannover, 04.12.2012



## **Vorwort**

Die Arbeit entstand während meiner Tätigkeit als wissenschaftlicher Mitarbeiter an der Professur Straßenverkehrstechnik mit dem Fachbereich Theorie der Verkehrsplanung der Fakultät Verkehrswissenschaften der Technischen Universität Dresden.

Ich bedanke mich herzlichst bei meinem Betreuer Professor Reinhold Maier für die kontinuierliche Förderung und Unterstützung während der Jahre am Lehrstuhl. Die mir eingeräumten - sowohl fachlichen als auch zeitlichen – Freiheiten gingen weit über das erwartbare Maß hinaus.

Ich danke ebenfalls Herrn Professor Markus Friedrich für die Bereitschaft das Zweitreferat in diesem sehr speziellen Themenfeld zu übernehmen.

Ein sehr persönlicher Dank geht an meine ehemaligen Lehrstuhl-Kolleg(inn)en für die gemeinsame Zeit. Nicht allein wegen der wertvollen Erkenntnisse lebhafter Diskussionen, die Eingang in diese Arbeit fanden.

Ich danke Hagen Schüller, Martin Schmotz, Carola Bachmann und meiner Ehefrau für die mühevollen Arbeit des Korrekturlesens und ihre wertvollen Hinweise. Ebenso danke ich Martin Schimpf, Tom Schilling und allen weiteren (ehemaligen) studentischen Hilfskräften für ihren wichtigen Beitrag zum Aufbau der erforderlichen Datengrundlage. Diese wäre im Besonderen auch nicht ohne die freundliche Hilfsbereitschaft des Herrn Ulrich Warkus vom Stadtplanungsamt Dresdens zustande gekommen.

Der bei weitem größte Dank gilt meiner Familie, allen voran meiner Frau Tanja. Ich danke ihr von ganzem Herzen für ihren langen Atem und ihre kurzen Nächte. Ihr Anteil an dieser Arbeit wiegt schwer. Ebenso danke ich unseren Zwillingen Clemens und Bastian - den beiden besten Gründen langsam zu einem Ende zu kommen.



---

# **Inhaltsverzeichnis**

<b>Inhaltsverzeichnis .....</b>	<b>I</b>
<b>Abbildungsverzeichnis.....</b>	<b>IV</b>
<b>Tabellenverzeichnis.....</b>	<b>VII</b>
<b>Abkürzungsverzeichnis.....</b>	<b>XI</b>
<b>1 Einleitung .....</b>	<b>1</b>
1.1 Ausgangslage.....	1
1.2 Zielstellung .....	2
1.3 Vorgehen und Methodik.....	3
<b>2 Verkehrssicherheit in städtischen Straßennetzen.....</b>	<b>6</b>
2.1 Kenngrößen der Straßenverkehrssicherheit.....	6
2.2 Verfahren der Sicherheitsbewertung und –abschätzung in städtischen Straßennetzen	9
2.3 Untersuchungen der Verkehrssicherheit von Stadtstraßen .....	15
2.3.1 Untersuchungen von Streckenabschnitten städtischer Verkehrsstraßen.....	15
2.3.2 Untersuchungen städtischer Knotenpunkte.....	19
2.4 Schlussfolgerungen für das weitere Vorgehen .....	22
<b>3 Multivariate Methoden der Unfallanalyse.....</b>	<b>24</b>
3.1 Statistische Grundlagen der Unfallhäufigkeit.....	24
3.2 Multivariate Unfallhäufigkeitsmodelle .....	25
3.2.1 Klassische lineare Regression .....	25
3.2.2 Verallgemeinerte lineare Modelle (GLM).....	26
3.2.3 Weitere Verfahren .....	29
3.3 Funktionale Form und Schätzung.....	30
<b>4 Untersuchungsraum und Datengrundlagen .....</b>	<b>32</b>
4.1 Datengrundlagen .....	32
4.1.1 Netz- und Flächennutzungsdaten .....	32
4.1.2 Verkehrsstärken .....	33
4.1.3 Mobilitätsdaten .....	33
4.1.4 Sozioökonomische und wirtschaftliche Strukturdaten .....	34
4.1.5 Unfalldaten .....	34
4.2 Überprüfung der Unfalllokalisierung.....	35
4.3 Deskriptive Auswertung des Unfallgeschehens.....	36
<b>5 Differenzierung der Netzelemente .....</b>	<b>40</b>
5.1 Erkenntnisstand.....	40
5.1.1 Knotenpunkte .....	41
5.1.2 Einflussbereiche von Knotenpunkten auf die angrenzenden Strecken.....	43

---

5.1.3 Streckenabschnitte .....	47
5.2 Vorgehen bei der räumlichen Differenzierung.....	49
5.3 Knotenpunkte .....	50
5.4 Streckenabschnitte von Hauptverkehrsstraßen.....	51
5.5 Einflussbereich von Verkehrsknotenpunkten auf angrenzende Strecken .....	53
5.5.1 Vorgehen .....	53
5.5.2 Bestimmung der Einflusslänge.....	57
5.5.3 Anpassung der Streckenlängen.....	62
6 Einflussgrößen des Umfelds .....	63
6.1 Erkenntnisstand .....	64
6.1.1 Untersuchungen des nichtmotorisierten Verkehrsaufkommens .....	64
6.1.2 Umfeldbezogene Determinanten des nichtmotorisierten Verkehrsaufkommens .....	67
6.1.2.1 Einflussbereich des Umfelds.....	67
6.1.2.2 Sozioökonomische Einflussgrößen .....	69
6.1.2.3 Wirtschaftliche Einflussgrößen .....	71
6.1.2.4 Einflussgrößen aus der Flächennutzung und der Siedlungsstruktur .....	71
6.1.2.5 Verkehrsinfrastrukturelle Einflussgrößen.....	75
6.1.2.6 Weitere Einflussgrößen .....	76
6.1.3 Umfeldbezogene Determinanten des Unfallgeschehens .....	77
6.2 Vorgehen .....	81
6.3 Wegelängen im nichtmotorisierten Verkehr .....	82
6.3.1 Ziele und Methodik .....	82
6.3.2 Wege zu Fuß .....	82
6.3.3 Wege mit dem Rad.....	84
6.4 Bevölkerungsstruktur und nichtmotorisierte Verkehrsbeteiligung .....	85
6.4.1 Ziele und Methodik .....	85
6.4.2 Wege zu Fuß .....	87
6.4.3 Wege mit dem Rad.....	89
6.4.4 Mobilitätsraten .....	90
6.5 Kennwertgenerierung .....	92
6.5.1 Georeferenzierte Aufbereitung der Umfelddaten .....	92
6.5.2 Korrelationsanalyse .....	96
6.5.3 Hauptkomponentenanalyse (PCA).....	97
6.5.3.1 Verfahren.....	97
6.5.3.2 Vorgehen .....	98
6.5.3.3 Ergebnisse.....	99
6.5.4 Validierung anhand von Verkehrszählungen.....	102
7 Modelle der Netzelemente .....	105
7.1 Modellbildung.....	105

---

7.1.1 Zielgrößen .....	105
7.1.2 Modellaufbau.....	106
7.1.3 Kriterien der Modellgüte .....	107
<b>7.2 Unfallmodelle für Streckenabschnitte.....</b>	<b>109</b>
7.2.1 Modelle für Unfälle mit Personenschaden auf Streckenabschnitten .....	112
7.2.2 Modelle für Unfälle mit Sachschaden auf Streckenabschnitten.....	118
<b>7.3 Unfallmodelle für Verkehrsknotenpunkte .....</b>	<b>121</b>
7.3.1 Modelle für Unfälle mit Personenschaden an signalgeregelten Verkehrsknotenpunkten.....	124
7.3.2 Modelle für Unfälle mit Sachschaden an signalgeregelten Verkehrsknotenpunkten .....	129
7.3.3 Modelle für Unfälle mit Personenschaden an verkehrszeichengeregelten Verkehrsknotenpunkten .....	129
7.3.4 Modelle für Unfälle mit Sachschaden an verkehrszeichengeregelten Verkehrsknotenpunkten.....	132
<b>7.4 Unfallmodelle für Anschlussknotenpunkte .....</b>	<b>132</b>
7.4.1 Unfallhäufigkeitsmodelle signalgeregelter Anschlussknotenpunkte.....	134
7.4.2 Unfallhäufigkeitsmodelle verkehrszeichengeregelter Anschlussknotenpunkte .....	136
<b>7.5 Unfallhäufigkeitsmodelle für Annäherungsbereiche .....</b>	<b>139</b>
<b>7.6 Gemeinsame Bewertung der Einzelmodelle.....</b>	<b>142</b>
7.6.1 Gegenüberstellung der Einzelmodelle .....	142
7.6.2 Gegenüberstellung der Modelle für beteiligungsfeine Teilkollektive der Unfälle mit Personenschaden .....	144
7.6.3 Einfluss des Umfelds auf die Netzelemente .....	145
7.6.4 Analyse einflussreicher Fälle im Netzzusammenhang .....	147
<b>8 Gemeinsame Modelle zur Berechnung von Teilnetzen .....</b>	<b>150</b>
8.1 Gemeinsame Modelle für Streckenabschnitte und Anschlussknotenpunkte.....	151
8.2 Gemeinsame Modelle für Streckenabschnitte und Annäherungsbereiche .....	156
8.3 Aggregierte Modelle für Teilnetze .....	160
8.4 Unfallkosten .....	162
8.5 Anwendungsbeispiel.....	164
8.6 Schlussfolgerungen für die praktische Anwendung.....	167
<b>9 Zusammenfassung .....</b>	<b>171</b>
9.1 Zusammenfassung der Ergebnisse .....	171
9.2 Ausblick und weiterer Forschungsbedarf .....	173
<b>Literaturverzeichnis .....</b>	<b>176</b>

## Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1-1:	Methodisches Vorgehen.....	4
Abbildung 2-1:	Gegenüberstellung der Risikobestimmung zweier Systeme unter Annahme eines linearen (a) und eines nicht-linearen Zusammenhangs (b) zwischen Unfällen und Exposition (nach Mahalel 1986).....	7
Abbildung 2-2:	Einordnung des HVS in die formalisierten Instrumente der Verkehrssicherheitsarbeit in Bezug auf die Planungs- und Realisierungsprozesse einer Straßenverkehrsanlage (nach Bark et al. 2008).....	11
Abbildung 4-1:	Häufigkeiten und relative Unterschreitungshäufigkeiten der Lokalisierungsfehler in Zufallsstichproben der Unfalltypen LV (Typ 6), AB und EK gemeinsam (Typen 2 u. 3) sowie aller weiteren Typen (Typen 1, 4, 5 u. 7).....	36
Abbildung 4-2:	Tageszeitlicher Verlauf des Unfallgeschehens differenziert nach Unfalltypen und vereinfachter Gang der täglichen Verkehrsstärke nach HBS 2001 (Mittelwerte aus TGw1Ost bis TGw3Ost, [FGSV 2001a]).....	37
Abbildung 5-1:	Grundsätzliche Möglichkeiten des Einflusses von Knotenpunkten auf den Sicherheitsgrad der Knotenpunktzufahrten $UKR_z$ (nach Eckstein & Meewes 2002).....	45
Abbildung 5-2:	Vorgehen bei der Bestimmung der Einflusslänge von Verkehrsknotenpunkten auf das Unfall geschehen der angrenzenden Strecke (nach Baier et al. 2007a).....	46
Abbildung 5-3:	Unterschied zwischen unfallbasierter und geografischer (Knotenbereich bis Haltlinie) Begrenzung des Knotenbereichs am Beispiel des Knotenpunkts Güntzstraße/Striesener Straße in Dresden (Unfallgeschehen 2004 – 2008 aus EUSka, Orthofoto des Landesvermessungsamtes Sachsen).....	50
Abbildung 5-4:	Prozentuale Summenhäufigkeiten der Streckenabschnitte des Hauptverkehrsstraßennetzes Dresdens entsprechend der Differenzierungsmethode (ohne Berücksichtigung von Annäherungsbereichen vor Knotenpunkten).....	52
Abbildung 5-5:	Hypothetischer Verlauf der Unfalldichte des Streckenabschnitts $UD_{fern}$ unter Annahme eines negativen Einflusses des angrenzenden Knotenpunkts auf die Sicherheit in der Zufahrt (in Anlehnung an Eckstein & Meewes 2002).....	54
Abbildung 5-6:	Einfluss von Anschlussknoten auf den hypothetischen Verlauf der Unfalldichte des Streckenabschnitts $UD_{fern}$ unter Annahme eines negativen Einflusses des angrenzenden Knotenpunkts auf die Sicherheit in der Zufahrt (in Anlehnung an Eckstein & Meewes 2002).....	55
Abbildung 5-7:	Zweiseitige Vorgehensweise bei der Ermittlung der Einflusslängen von Verkehrsknotenpunkten (im Fall der Berücksichtigung beider Knotenpunkte).....	56
Abbildung 5-8:	Verlauf der Unfalldichte der freien Strecken außerhalb der Einflussbereiche in Abhängigkeit von der gewählten Einflusslänge (Ordinate geschnitten).....	57

---

Abbildung 5-9: Prozentualer Rückgang der Unfalldichten aller Unfälle, aller Unfälle mit Personenschaden und aller Unfälle mit Sachschaden auf freien Strecken außerhalb der Einflussbereiche mit Zunahme der gewählten Einflusslänge in 10 m-Schritten .....	58
Abbildung 5-10: Prozentualer Rückgang der Unfalldichten der freien Strecken außerhalb des Einflussbereichs in Abhängigkeit vom Unfalltyp mit Zunahme der gewählten Einflusslänge in 10 m-Schritten.....	59
Abbildung 5-11: Prozentualer Rückgang der Unfalldichten des Unfalltyps 6 an lichtsignal- und verkehrszeichen geregelten Knotenpunkten mit Zunahme der gewählten Einflusslänge in 10 m-Schritten.....	59
Abbildung 5-12: Prozentualer Rückgang der Unfalldichten des Unfalltyps 6 auf zwei- und vierstreifigen Abschnitten vor lichtsignalgeregelten Knotenpunkten mit Zunahme der gewählten Einflusslänge in 10 m-Schritten .....	60
Abbildung 5-13: Boxplots der Unfalldichten innerhalb des gewählten Einflussbereichs sowie der freien Strecke bei Einflusslängen von 40 und 50 m; milde Ausreißer außerhalb des 1,5-fachen Interquartilabstands, extreme Ausreißer außerhalb des 3-fachen Interquartilabstands (Ordinate im linken Diagramm geschnitten, beide Ordinaten unterschiedlich skaliert) .....	61
Abbildung 6-1: Zusammenhang der Einflussfaktoren des nichtmotorisierten Verkehrs (nach Porter et al. 1999) .....	66
Abbildung 6-2: Fußgänger- und Radverkehrsaufkommen in Abhängigkeit von der angrenzenden Nutzung (nach Angenendt & Wilken 1997) .....	73
Abbildung 6-3: Häufigkeiten und kumulierte Anteile der Wege zu Fuß („zu Fuß“ als Hauptverkehrsmittel) über die Wegelänge (aus: Wegedatensatz SrV 2008 für Dresden) .....	83
Abbildung 6-4: Häufigkeiten und kumulierte Anteile der Radwege („Rad“ als Hauptverkehrsmittel) über die Wegelänge (Auswertung des Wegedatensatzes SrV 2008 für Dresden).....	84
Abbildung 6-5: Geografische Aufbereitung der Bezirksgrenzen, nutzbaren Bezirksflächen und Schulflächen im GIS.....	93
Abbildung 6-6: Zusammenhang zwischen gewähltem Einflussbereich und Flächenüberlappung für das Hauptverkehrsstraßennetz Dresdens (nur Streckenabschnitte, ohne Annäherungsbereiche).....	94
Abbildung 6-7: Scree-Plot der Eigenwerte aller Faktoren der PCA bei einem 200 m-Einflussbereich für Streckenabschnitte (nicht transformierte Variablen), Parallelanalyse unter Verwendung interpolierter Regressionswerte nach Lautenschlager 1989.....	100
Abbildung 6-8: Faktorladungen nach erfolgter Varimax-Rotation bei einem 200 m-Einflussbereich für Streckenabschnitte .....	101

Abbildung 7-1:	Gegenüberstellung der Kurvenverläufe der längenproportionalen Modelle aller Unfälle mit Personenschaden und ausschließlich Beteiligung motorisierter Verkehrsteilnehmer $U_{\text{mot}}(P)$ .....	115
Abbildung 7-2:	Gegenüberstellung kumulierter Response-Residuen der längenvariablen $(U(S)_{L_{\text{var}}})$ und der längenproportionalen Modelle mit $(U(S)_{L_{\text{pro,di}}})$ und ohne $(U(S)_{L_{\text{pro}}})$ zusätzliche Berücksichtigung der Streckenlänge als dichotome Variable für Unfälle mit Sachschaden auf Streckenabschnitten.....	119
Abbildung 7-3:	Verlauf der Erwartungswerte der Unfälle mit Personenschaden über den Knotenpunkt-DTV bei einem Verkehrsstärkeverhältnis von $DTV_H/DTV_U = 5,94$ an verkehrszeichengeregelten Verkehrsknotenpunkten ohne F-LSA.....	131
Abbildung 7-4:	Verläufe der erwarteten jährlichen Anzahl an Unfällen mit Sachschaden an signalgeregelten Einmündungen und Kreuzungen (Anschlussknotenpunkte).....	136
Abbildung 7-5:	Ausschnitte des Hauptverkehrsstraßennetzes mit auffälligen Streckenabschnitten und Verkehrsknotenpunkten entsprechend der Modelle für $U(P)$ und $U(S)$ (gestrichelt umrahmt dargestellt das ausgeschlossene Teilnetz zur Bildung des reduzierten Netzes).....	148
Abbildung 8-1:	Darstellung der differenziert modellierten Netzelemente und verwendeten Bezugslängen.....	150
Abbildung 8-2:	Zunahme des Erwartungswerts für $U(P)$ auf Streckenabschnitten durch einen Anschlussknotenpunkt in einem gemeinsamen Modell unter Verwendung der AKP-Dichte im Exponenten (durchgezogene schwarze Linie) sowie der Modifikationen 1 (rote gestrichelte Linie) und 2 (blaue Linie) und der um eins erhöhten Anzahl der AKP als Potenzfunktion (schwarze gestrichelte Linie).....	152
Abbildung 8-3:	Gegenüberstellung kumulierter Residuen über den DTV der Streckenabschnitte der gemeinsamen Modelle für Streckenabschnitte mit Anschlussknotenpunkten und für die Addition der Modelle der differenzierten Netzelemente ( $U(P)$ und $U(S)$ ).....	155
Abbildung 8-4:	Gegenüberstellung kumulierter Residuen über den DTV der vollständigen ANB-Modelle und der summierten Erwartungswerte der Streckenanteile und der Zuschlagsmodelle ( $U(P)$ und $U(S)$ ).....	159
Abbildung 8-5:	Gegenüberstellung kumulierter Residuen über den DTV der vier verschiedenen Aggregationsstufen der Modellanwendung ( $U(P)$ und $U(S)$ ).....	161
Abbildung 8-6:	Teilnetz des Anwendungsbeispiels Kesselsdorfer Straße mit seinen Netzelementen.....	165
Abbildung 8-7:	Verkehrsstärkewerte des Ist-Zustands ( $DTV_{\text{Ist}}$ ) und des Prognosefalls ( $DTV_{\text{Prog}}$ ) für das Anwendungs- beispiel Kesselsdorfer Straße.....	165

---

## **Tabellenverzeichnis**

Tabelle 2-1:	Grundunfallkostenraten gUKR für Straßen mit überwiegender Verbindungsfunktion in Abhängigkeit des untersuchten Unfallkollektivs (nach FGSV 2003a).....	9
Tabelle 4-1:	Aufschlüsselung des betrachteten Unfallkollektivs im Untersuchungsnetz der Jahre 2004 bis 2008 nach Unfalltyp und -kategorie .....	37
Tabelle 4-2:	Differenzierung aller Unfälle im Untersuchungsnetz nach Unfallkonstellation (Berücksichtigung der Beteiligten 01 und 02 nach Unfallanzeige) .....	38
Tabelle 6-1:	Einflussbereiche von Infrastruktureinrichtungen mit erhöhten Anforderungen an Gehwege gemäß EFA 02 (FGSV 2002a).....	68
Tabelle 6-2:	Zum Teil zu Fuß zurückgelegte Wege aufgeteilt nach Hauptverkehrsmittel (HVM) in Dresden im Jahr 2008 (Auswertung des Wegedatensatzes SrV 2008 für Dresden) .....	84
Tabelle 6-3:	Unterscheidung verhaltenshomogener Gruppen (VHG) entsprechend dem Verkehrsmodell der Stadt Dresden (Stand 2006).....	85
Tabelle 6-4:	Gegenüberstellung der Teststatistiken und Effektgrößen der Kontingenzanalyse zu Fuß und mit anderen Verkehrsmitteln zurückgelegter Wege mit der Quelle oder dem Ziel „Wohnen“ .....	87
Tabelle 6-5:	Zeilenprozentage der Kontingenztafeln und standardisierte Residuen zu Fuß und mit anderen Verkehrsmitteln zurückgelegter Wege mit der Quelle und mit dem Ziel „Wohnen“ in Abhängigkeit der verhaltenshomogenen Gruppe.....	88
Tabelle 6-6:	Gegenüberstellung der Teststatistiken und Effektgrößen der Kontingenzanalyse mit dem Rad und mit anderen Verkehrsmitteln zurückgelegter Wege mit der Quelle oder dem Ziel „Wohnen“ .....	89
Tabelle 6-7:	Zeilenprozentage der Kontingenztafeln und standardisierte Residuen mit dem Rad und mit anderen Verkehrsmitteln zurückgelegter Wege mit der Quelle und mit dem Ziel „Wohnen“ in Abhängigkeit der verhaltenshomogenen Gruppe .....	90
Tabelle 6-8:	Werktägliche Mobilitätsraten und wohnungsbezogene werktägliche Mobilitätsraten aller Verkehrsbeteiligungsarten gemeinsam sowie für zu Fuß- und mit dem Rad zurückgelegte Wege in Dresden (Auswertung des Wege- und des Personendatensatzes SrV 2008 für Dresden) .....	91
Tabelle 6-9:	Berücksichtigte Variable der Umfeldnutzung .....	95
Tabelle 6-10:	Variablensatz der Hauptkomponentenanalysen und normalisierende Transformationsfunktion.....	100
Tabelle 6-11:	Ergebnisse der Hauptkomponentenanalysen aller drei Einflussbereiche für Streckenabschnitte .....	101

---

Tabelle 6-12:	Korrelationen der Umfeldvariablen mit den Zählwerten für Fußgängerlängs- und -querverkehr sowie Radverkehr in Abhängigkeit des Einflussbereichs (Zählwerte aus Monse 2008; nicht signifikante Werte grau).....	103
Tabelle 7-1:	Untersuchte Variable der Streckenabschnitte .....	110
Tabelle 7-2:	Unfalldichtemodell (Unfälle pro km und Jahr) aller Unfälle mit Personenschaden auf Streckenabschnitten außerhalb von Annäherungsbereichen und ohne Unfälle an Anschlussknotenpunkten ( $U(P)_{L_{pro}}$ ) .....	113
Tabelle 7-3:	Unfalldichtemodell (Unfälle pro km und Jahr) aller Unfälle mit Personenschaden ohne Beteiligung nichtmotorisierter Verkehrsteilnehmer (Zuweisung anhand der Verkehrsbeteiligung der Ordnungsnummern 01 und 02) auf Streckenabschnitten außerhalb von Annäherungsbereichen und ohne Unfälle an Anschlussknotenpunkten ( $U_{mot}(P)_{L_{pro}}$ ) .....	115
Tabelle 7-4:	Unfalldichtemodell (Unfälle pro km und Jahr) aller Unfälle mit Personenschaden mit Fußgängerbeteiligung auf Streckenabschnitten außerhalb von Annäherungsbereichen und ohne Unfälle an Anschlussknotenpunkten ( $U_{Fg}(P)_{L_{pro}}$ ) .....	116
Tabelle 7-5:	Unfalldichtemodell (Unfälle pro km und Jahr) aller Unfälle mit Personenschaden mit Radverkehrsbeteiligung auf Streckenabschnitten außerhalb von Annäherungsbereichen und ohne Unfälle an Anschlussknotenpunkten ( $U_{Rad}(P)_{L_{pro}}$ ) .....	118
Tabelle 7-6:	Unfallhäufigkeitsmodell (Unfälle pro Jahr) aller Unfälle mit Sachschaden auf Streckenabschnitten außerhalb von Annäherungsbereichen und ohne Unfälle an Anschlussknotenpunkten ( $U(S)_{L_{var}}$ ) .....	120
Tabelle 7-7:	Untersuchte Variable signal geregelter Verkehrsknotenpunkte .....	122
Tabelle 7-8:	Untersuchte Variable verkehrszeichengeregelter Verkehrsknotenpunkte .....	124
Tabelle 7-9:	Unfallhäufigkeitsmodell (Unfälle pro Jahr) aller Unfälle mit Personenschaden an signal geregelten Verkehrsknotenpunkten ( $U(P)_{VKP_{sig}}$ ) .....	125
Tabelle 7-10:	Unfallhäufigkeitsmodell (Unfälle pro Jahr) der Unfälle mit Personenschaden mit ausschließlich motorisierter Verkehrsbeteiligung an signal geregelten Verkehrsknotenpunkten ( $U_{mot}(P)_{VKP_{sig}}$ ) .....	126
Tabelle 7-11:	Unfallhäufigkeitsmodell (Unfälle pro Jahr) aller Unfälle mit Personenschaden mit Fußgängerbeteiligung an signal geregelten Verkehrsknotenpunkten ( $U_{Fg}(P)_{VKP_{sig}}$ ) .....	127
Tabelle 7-12:	Unfallhäufigkeitsmodell (Unfälle pro Jahr) aller Unfälle mit Personenschaden mit Radverkehrsbeteiligung an signal geregelten Verkehrsknotenpunkten ( $U_{Rad}(P)_{VKP_{sig}}$ ) .....	128
Tabelle 7-13:	Unfallhäufigkeitsmodell (Unfälle pro Jahr) aller Unfälle mit Sachschaden an signal geregelten Verkehrsknotenpunkten ( $U(S)_{VKP_{sig}}$ ) .....	129
Tabelle 7-14:	Unfallhäufigkeitsmodell (Unfälle pro Jahr) aller Unfälle mit Personenschaden an verkehrszeichengeregelter Verkehrsknotenpunkten ( $U(P)_{VKP_{vz}}$ ) .....	130

---

Tabelle 7-15:	Unfallhäufigkeitsmodell (Unfälle pro Jahr) aller Unfälle mit Sachschaden an verkehrszeichengeregelten Verkehrsknotenpunkten (U(S)_VKP <sub>vz</sub> ) .....132
Tabelle 7-16:	Über die Streckenvariablen hinaus untersuchte Variable der Anschlussknotenpunkte ..... 133
Tabelle 7-17:	Unfallhäufigkeitsmodell (Unfälle pro Jahr) aller Unfälle mit Personenschaden an signalgeregelten Anschlussknotenpunkten (U(P)_AKP <sub>sig</sub> ).....134
Tabelle 7-18:	Unfallhäufigkeitsmodell (Unfälle pro Jahr) aller Unfälle mit Sachschaden an signalgeregelten Anschlussknotenpunkten (U(S)_AKP <sub>sig</sub> ) .....135
Tabelle 7-19:	Unfallhäufigkeitsmodell (Unfälle pro Jahr) aller Unfälle mit Personenschaden an verkehrszeichengeregelten Anschlussknotenpunkten (U(P)_AKP <sub>vz</sub> ) .....137
Tabelle 7-20:	Unfallhäufigkeitsmodell (Unfälle pro Jahr) aller Unfälle mit Sachschaden an verkehrszeichengeregelten Anschlussknotenpunkten (U(S)_AKP <sub>vz</sub> ) .....138
Tabelle 7-21:	Über die Strecken- und Knotenpunktvariablen hinaus untersuchte Variable der Annäherungsbereiche ..... 139
Tabelle 7-22:	Unfallhäufigkeitsmodell (Unfälle pro Jahr) aller Unfälle mit Personenschaden in Annäherungsbereichen vor Verkehrsknotenpunkten (U(P)_ANB) .....140
Tabelle 7-23:	Unfallhäufigkeitsmodell (Unfälle pro Jahr) aller Unfälle mit Sachschaden in Annäherungsbereichen vor Verkehrsknotenpunkten (U(S)_ANB) .....141
Tabelle 7-24:	Gegenüberstellung der Modelle der Netzelemente für Unfälle mit Personenschaden U(P) und Unfälle mit Sachschaden U (S).....143
Tabelle 7-25:	Gegenüberstellung der Modelle für Streckenabschnitte und signalgeregelte Verkehrsknotenpunkte der beteiligungsfeinen U(P)-Kollektive .....144
Tabelle 8-1:	Unfalldichtemodell (Unfälle pro km und Jahr) aller Unfälle mit Personenschaden auf Streckenabschnitten außerhalb von Annäherungsbereichen mit Unfällen an Anschlussknotenpunkten (U(P)_STR & AKP_L <sub>pro</sub> ).....153
Tabelle 8-2:	Unfallhäufigkeitsmodell (Unfälle pro Jahr) aller Unfälle mit Sachschaden auf Streckenabschnitten außerhalb von Annäherungsbereichen und mit Unfällen an Anschlussknotenpunkten (U(S)_STR & AKP_L <sub>var</sub> ) .....153
Tabelle 8-3:	Zuschlagsmodell (Unfälle pro Jahr) der über den Streckenanteil hinausgehenden Unfälle mit Personenschaden in Annäherungsbereichen vor Verkehrsknotenpunkten (U(P)_ANB <sub>zu</sub> ) .....158
Tabelle 8-4:	Zuschlagsmodell (Unfälle pro Jahr) der über den Streckenanteil hinausgehenden Unfälle mit Sachschaden in Annäherungsbereichen vor Verkehrsknotenpunkten (U(S)_ANB <sub>zu</sub> ) .....158
Tabelle 8-5:	Untersuchte Aggregationsstufen der Modellanwendung zur Bestimmung der Unfallhäufigkeit in Teilnetzen .....160
Tabelle 8-6:	Abweichungsmaße der untersuchten Aggregationsstufen der Modellanwendungen für Teilnetze .....162

Tabelle 8-7:	Kostensätze für Unfälle mit Personenschaden (angepasst) und Unfälle mit Sachschaden (pauschal) für Unfälle auf Streckenabschnitten und an Verkehrsknotenpunkten im Hauptverkehrsstraßennetz Dresdens.....	164
Tabelle 8-8:	Erwartungswerte jährlicher Unfallhäufigkeiten und Unfallkosten des Ist-Zustands sowie des Planfalls Variante 1 der Umbaumaßnahme Kesselsdorfer Straße .....	166

## **Abkürzungsverzeichnis**

AB	Unfalltyp „Abbiegen“
AIC	Informationskriterium nach Akaike (engl.: Akaike's information criterion)
AIC <sub>c</sub>	korrigiertes Informationskriterium nach Akaike für finite Stichproben
AKP	Anschlussknotenpunkt
ALM	allgemeines lineares Modell
AMF	Unfallhäufigkeitsfaktor (engl.: accident modification factor)
ANB	Annäherungsbereich
APM	Unfallvorhersagemodell (engl.: accident prediction model)
BAST	Bundesanstalt für Straßenwesen
BauNVO	Baunutzungsverordnung
BIC	Bayesianisches Informationskriterium (auch Schwartz-Kriterium; engl.: Bayesian information criterion)
DLM	digitales Landschaftsmodell (BKG 2005)
DTV	durchschnittlich täglicher Verkehr
DZ	städtebauliche Dichteziffer
EK	Unfalltyp „Einbiegen/Kreuzen“
ESN	Empfehlungen für die Sicherheitsanalyse von Straßennetzen
EUSka	Elektronische Unfalltypen-Steckkarte (PTV 2010)
EWS	Empfehlungen für die Wirtschaftlichkeitsuntersuchung von Straßen
F	Unfalltyp „Fahrunfall“
FGSV	Forschungsgesellschaft für Straßen- und Verkehrswesen
FGÜ	Fußgängerüberweg
FLSA	Fußgängerlichtsignalanlage
FNP	Flächennutzungsplan
GAMM	verallgemeinerte additive gemischte Modelle (engl.: generalized additive mixed models)
GEE	verallgemeinerte lineare Schätzungsgleichungen (engl.: generalized estimating equations)
GIS	geografisches Informationssystem
GLM	verallgemeinerte lineare Modelle (engl.: generalized linear models)
GLMM	verallgemeinerte lineare gemischte Modelle (engl.: generalized linear mixed models)
gUKD	Grundunfallkostendichte
gUKR	Grundunfallkostenrate
ha	Hektar
HVM	Hauptverkehrsmittel eines Weges
i.i.d.	unabhängig und identisch verteilt (engl.: independent and identically distributed)
IWLS	iterativ gewichtete Kleinste-Quadrate-Schätzung (engl.: iterative weighted least squares)

Kat.	Unfallkategorie
KMO	Kaiser-Meyer-Olkin-Kriterium
KONTIV	Kontinuierliche Erhebung zum Verkehrsverhalten
LSA	Lichtsignalanlage
LV	Unfalltyp „Längsverkehr“
MiD	Mobilität in Deutschland
MIV	motorisierter Individualverkehr
MLE	Maximum-Likelihood-Schätzung (engl.: maximum-likelihood estimation)
M Uko	Merkblatt zur Örtlichen Unfalluntersuchung in Unfallkommissionen
NegBin	negative Binomialverteilung (im Zusammenhang mit Modellbezeichnungen)
NHTS	National Travel Household Survey
nMIV	nichtmotorisierter Individualverkehr
OLS	Kleinste-Quadrate-Schätzung (engl.: ordinary least squares)
ÖPNV	öffentlicher Personennahverkehr
PCA	Hauptkomponentenanalyse (engl.: principal components analysis)
$PD_\lambda$	Power-Divergence-Statistik
RASt	Richtlinien für die Anlage von Stadtstraßen
RAS-W	Richtlinien für die Anlage von Straßen – Teil: Wirtschaftlichkeitsuntersuchungen
RIA	Verfahren zur Folgenabschätzung hinsichtlich der Straßenverkehrssicherheit (engl.: Road Safety Impact Assessment)
RIN	Richtlinien für die integrierte Netzgestaltung
RMSE	Wurzel des mittleren quadratischen Fehlers (engl.: root mean square error)
RV	Unfalltyp „Ruhender Verkehr“
SG	Sicherheitsgrad
SIPO	Sicherheitspotenzial nach ESN (FGSV 2003a)
SO	Unfalltyp „Sonstiger Unfall“
sÖPNV	schienengebundener öffentlicher Personennahverkehr
SOZ	soziodemografische Umfeldkomponente
SPF	Unfallhäufigkeitsfunktion (engl.: safety performance function)
Strab	Straßenbahn
SrV	System repräsentativer Verkehrserhebungen
STR	Streckenabschnitte von Hauptverkehrsstraßen
TWLT	in beiden Fahrrichtungen nutzbarer Linksabbiegestreifen (engl.: two way left turn lane)
U	Unfall
U(LS)	Unfall mit leichtem Sachschaden
U(P)	Unfall mit Personenschaden
U(S)	Unfall mit Sachschaden

U(SP)	Unfall mit schwerem Personenschaden
U(SS)	Unfall mit schwerem Sachschaden
UD	Unfalldichte
$U_{Fg}(\cdot)$	Unfall mit Personenschaden mit Beteiligung eines Fußgängers
UHL	Unfallhäufungslinie
UHS	Unfallhäufungsstelle
UK	Unfallkosten
UKD	Unfallkostendichte
UKR	Unfallkostenrate
$U_{mot}(\cdot)$	Unfall mit ausschließlich motorisierter Beteiligung
UR	Unfallrate
$U_{Rad}(\cdot)$	Unfall mit Beteiligung eines Radfahrers
ÜS	Unfalltyp „Überschreiten“
UZ	Umfeldziffer
VHG	verhaltenshomogene Gruppe
VKP	Verkehrsknotenpunkt
WIR	wirtschaftsbezogene Umfeldkomponente
WU( $\cdot$ )	Kostensatz für einen Unfall
$WU_a(\cdot)$	angepasster Kostensatz für einen Unfall
WUS(P)	Kostensatz für Sachschaden bei einem Unfall mit Personenschaden
WV( $\cdot$ )	Kostensatz für einen Verunglückten



# 1 Einleitung

## 1.1 Ausgangslage

Aus verkehrstechnischer Sicht sollen Straßen grundsätzlich zwei Anforderungen genügen: sie müssen eine vorgesehene Qualität des Verkehrsablaufs gewährleisten und möglichst sicher sein. Während sich die Forschung der vergangenen Jahre sowohl Fragen der Verkehrsqualität als auch der Verkehrssicherheit angenommen hat, lassen sich hinsichtlich Aufwand und Bearbeitungstiefe beider Themenfelder deutliche Unterschiede feststellen.

Von jeher wurden große Anstrengungen unternommen, den Verkehrsablauf in seiner Komplexität sowohl auf mikroskopischer als auch auf makroskopischer Ebene modellhaft möglichst genau abbilden zu können. Die daraus hervorgegangenen Modelle gehen meist weit über die Betrachtung und Beschreibung monokausaler Zusammenhänge hinaus.

In Deutschland lässt sich keine vergleichbare Entwicklung in der Verkehrssicherheitsforschung nachzeichnen. Das Gewicht wurde vielmehr auf eine Erarbeitung verhältnismäßig einfacher, praxisorientierter Verfahren zur präventiven (Sicherheitsaudit, Verkehrsschau) sowie nachträglichen Unfallbekämpfung (örtliche Unfalluntersuchung, ESN-Analyse) durch öffentliche Aufgabenträger gelegt.

Die vorhandenen Studien und Forschungsarbeiten folgen einer Vorgehensweise, die sich meist univariater Methoden der deskriptiven Statistik bedient. Eine Verwendung multivariater Analysemethoden findet in diesem Untersuchungsfeld in Deutschland nur in Ausnahmefällen statt (u. a. Hautzinger & Pfeiffer 2009, Hautzinger et al. 2010, Schüller 2010, Maier et al. 2012).

Während die bisherige Entwicklung in Deutschland einerseits ein aufeinander abgestimmtes Bündel an Verfahren für die praktische Sicherheitsarbeit hervorgebracht hat, sind auf der anderen Seite Fragestellungen unbeantwortet geblieben oder gar mögliche Fehlinterpretationen in die bestehenden Verfahren eingeflossen. An dieser Stelle seien exemplarisch drei Aspekte und deren potenzielle Folgen bei der Sicherheitsbewertung genannt:

- Der Sicherheitsgrad einer Straße wird in den meisten Fällen auf Basis von Unfallkostenraten (volkswirtschaftliche Unfallkosten je Kraftfahrzeugkilometer) bestimmt. Die Verwendung dieser Größe setzt jedoch einen linearen Zusammenhang zwischen täglicher Verkehrsstärke und dem Unfallgeschehen voraus. Verschiedene Untersuchungen (u. a. Pfundt 1969, Mahalel 1986, Hauer 1995) legen hingegen einen degressiven Zusammenhang mit dem DTV nahe. Die Folge wäre demnach eine Überschätzung der Unfallzahl bei hohen Belastungen. Eine sich über den DTV ändernde Rate impliziert zudem eine unmittelbare Abhängigkeit der Rate vom Verkehrsstärkebereich der untersuchten Stichprobe.
- Das Zurückführen von Veränderungen auf nur ein Merkmal in univariaten Analysen führt zwangsläufig zu einer Fehleinschätzung der Wirkung dieses Merkmals. Durch die fehlende Kontrolle weiterer Einflussgrößen bleiben Zusammenhänge mit korrelierenden Größen verborgen. Die isolierte Wirkung und letztendlich der Nutzen einer Maßnahme kann nur im Zusammenhang mit weiteren Kontrollgrößen zuverlässig bestimmt werden. Hierzu gehören u. a. Einflüsse aus der Randnutzung.
- Sofern statistische Verfahren der Datenanalyse zum Einsatz kommen, basieren diese in aller Regel auf dem allgemeinen linearen Modell (ALM) bzw. herkömmlichen Regressionsmodellen unter

Anwendung einer Kleinste-Quadrate-Schätzung (OLS). Die damit verbundene Annahme normalverteilter Zielgrößen und Residuen aus der Menge der reellen Zahlen kann als unzutreffend gelten. Unfallhäufigkeiten sind naturgemäß ganzzahlige Größen und können den Wert null nicht unterschreiten. Eine statistische Betrachtung der Unfallhäufigkeit legt nahe, dass sich das zufällige Auftreten von Unfällen im ungestörten Fall - zumindest approximativ - mit Hilfe der Poisson-Verteilung beschreiben lässt. Auch dieser Punkt spricht für mögliche Fehlinterpretationen in bisherigen Untersuchungen.

Sind solche Mängel in den frühen Untersuchungen bis in die achtziger Jahre noch vielfach auf die begrenzten technischen Möglichkeiten zurückzuführen, wurden diese Einschränkungen durch die Verbreitung digitaler Unfallerfassungs- und -verwaltungssysteme sowie leistungsfähiger Statistikprogramme in den letzten Jahren weitgehend behoben. Gemeinsam mit der Verfügbarkeit georeferenzierter Straßendatenbanken und großräumiger Verkehrsmodelle sind heutzutage die Grundlagen für eine flächenhafte Auswertung der Zusammenhänge zwischen Gestalt und Nutzung von Straßen und dem Unfallgeschehen geschaffen.

## 1.2 Zielstellung

Das Ziel dieser Arbeit ist die Entwicklung einer Methodik zur Analyse und modellhaften Beschreibung der Verkehrssicherheit in städtischen Hauptstraßennetzen und deren Anwendung für die Stadt Dresden. Es soll ein Verfahren zur Bewertung der Sicherheit von Netzen unter Berücksichtigung seiner Einzel-elemente und deren gegenseitiger Beeinflussung abgeleitet werden. Daraus sollen mehr Aussagen zur Sicherheit von Straßennetzen als durch kleinräumige Betrachtungen von Einzelelementen gemacht werden können.

Exemplarisch für die Einsatzmöglichkeiten eines solchen Analyseverfahrens für Netze werden zwei Anwendungen genannt:

- Die Abschätzung des Sicherheitsnutzens des Neu- oder Umbaus von Straßenverkehrsanlagen erfolgt derzeit anhand relativ einfacher Verfahren nach EWS (FGSV 1997). Die Nutzenberechnung einzelner Netzelemente wird dabei mittels Unfallkostenraten in Abhängigkeit vom Straßenquerschnitt vorgenommen. Der Einsatz belastbarer Unfallmodelle würde eine genauere Abschätzung des zu erwartenden Sicherheitsnutzens in Abhängigkeit signifikanter Einflussgrößen erlauben. In der Folge wäre eine differenziertere Bewertung von Straßenverkehrsanlagen möglich.
- Die Verknüpfung netzweiter Unfall- sowie entsprechender Verkehrsmodelle würde darüber hinaus einen differenzierten großräumigen Sicherheitsvergleich von Umlegungs- bzw. Aus- und Umbauvarianten ermöglichen. Das Vorgehen entspräche im Kern dem u. a. in der EU-Richtlinie 2008/96/EG (Europäisches Parlament und Rat 2008) beschriebenen Ansatz eines „Road Safety Impact Assessments (RIA)“. Ziel des RIA ist die quantitative Gegenüberstellung von Prognosefällen im Sinne einer strategischen Sicherheitsplanung. Auf diese Weise können unterschiedliche Verkehrsszenarien gegeneinander abgewogen und Belange der Verkehrssicherheit in der langfristigen Verkehrsplanung berücksichtigt werden. Ein solches Verfahren würde das bestehende Sicherheitsinstrumentarium sinnvoll erweitern.

Die zu entwickelnde Methodik soll dem Zusammenwirken unterschiedlicher Einflussgrößen gerecht werden und beruht daher auf einer Verwendung multivariater Verfahren. Die funktionale Form soll einer-

seits den theoretischen Grundlagen der Unfallentstehung (erforderliche Komplexität), andererseits den Anforderungen einer praktikablen Anwendbarkeit (erreichbare Einfachheit) gerecht werden. Die Auswahl der Variablen soll sich an einer im Anwendungsfall zu erwartenden netzweiten Datenverfügbarkeit orientieren.

Unmittelbar berücksichtigt werden verfügbare Daten der Straßengestalt und der Verkehrsbelastung. Zu den im Anwendungsfall grundsätzlich erwarteten Datenumfang gehören u. a. die Verkehrsmengen im motorisierten Verkehr, die Art der Führung des ÖPNV im Straßenraum, Grundinformationen des Straßenquerschnitts (u. a. Fahrstreifenanzahl, Radverkehrsführung) sowie die Betriebsform von Knotenpunkten.

Weitere Einflüsse (bspw. nichtmotorisierte Verkehrsmengen) sollen mittelbar durch Strukturgrößen der Umfeldnutzung im Einflussbereich der Netzelemente substituiert werden. Als Basis zur Ableitung solcher Umfeldgrößen dienen Geo-Daten des Vermessungsamtes und die Datengrundlage des städtischen Verkehrserzeugungsmodells.

Im Ergebnis soll eine Verfahrensweise vorgestellt werden, die eine differenzierte netzweite Sicherheitsbewertung in einem städtischen Hauptverkehrsstraßennetz des Untersuchungsraums Dresdens erlaubt.

### **1.3 Vorgehen und Methodik**

Das methodische Vorgehen und die darauf aufbauende Gliederung der Arbeit sind vereinfachend in Abbildung 1-1 dargestellt.

Aufbauend auf einer Analyse des Erkenntnisstands erfolgt eine Vorauswahl zu berücksichtigender Kenngrößen der Infrastruktur und des Verkehrsablaufs (Kapitel 2) sowie geeigneter statistischer Verfahren für die Modellbildung (Kapitel 3). Unter Berücksichtigung der zuvor gewonnenen Erkenntnisse werden Verkehrs- und Infrastrukturdaten GIS-basiert (MapInfo 8.5<sup>1</sup>) in einem Netzmodell aufbereitet. Das Netz wird anschließend mit den Unfalldaten der Jahre 2004 bis 2008 überlagert. Die Aufbereitung der Daten und deren Quellen werden in Kapitel 4 erläutert.

Einen Schwerpunkt der Arbeit bildet die Unterteilung des Netzes mit dem Ziel einer möglichst belastbaren Beschreibung der Verkehrssicherheit (Kapitel 5). So werden zuerst Netzelemente differenziert, die aufgrund charakteristischer Unterschiede (z. B. Streckenabschnitte und Knotenpunkte) eine eigenständige Entwicklung von Unfallmodellen verlangen. Anschließend werden Streckenabschnitte räumlich in solcher Weise abgegrenzt, dass die Werte der untersuchten Variablen über ihren Verlauf unverändert bleiben (homogene Abschnitte).

Mit dem letztgenannten Schritt soll die Differenzierbarkeit der Effekte bei der statistischen Analyse gewährleistet werden. Gleichzeitig sollen Restriktionen durch die Praktikabilität eines zu entwickelnden Verfahrens (Komplexität) beachtet werden.

---

<sup>1</sup> Pitney Bowes Software Inc., URL: <http://www.pbinsight.com/products/location-intelligence/applications/mapping-analytical/mapinfo-professional/>

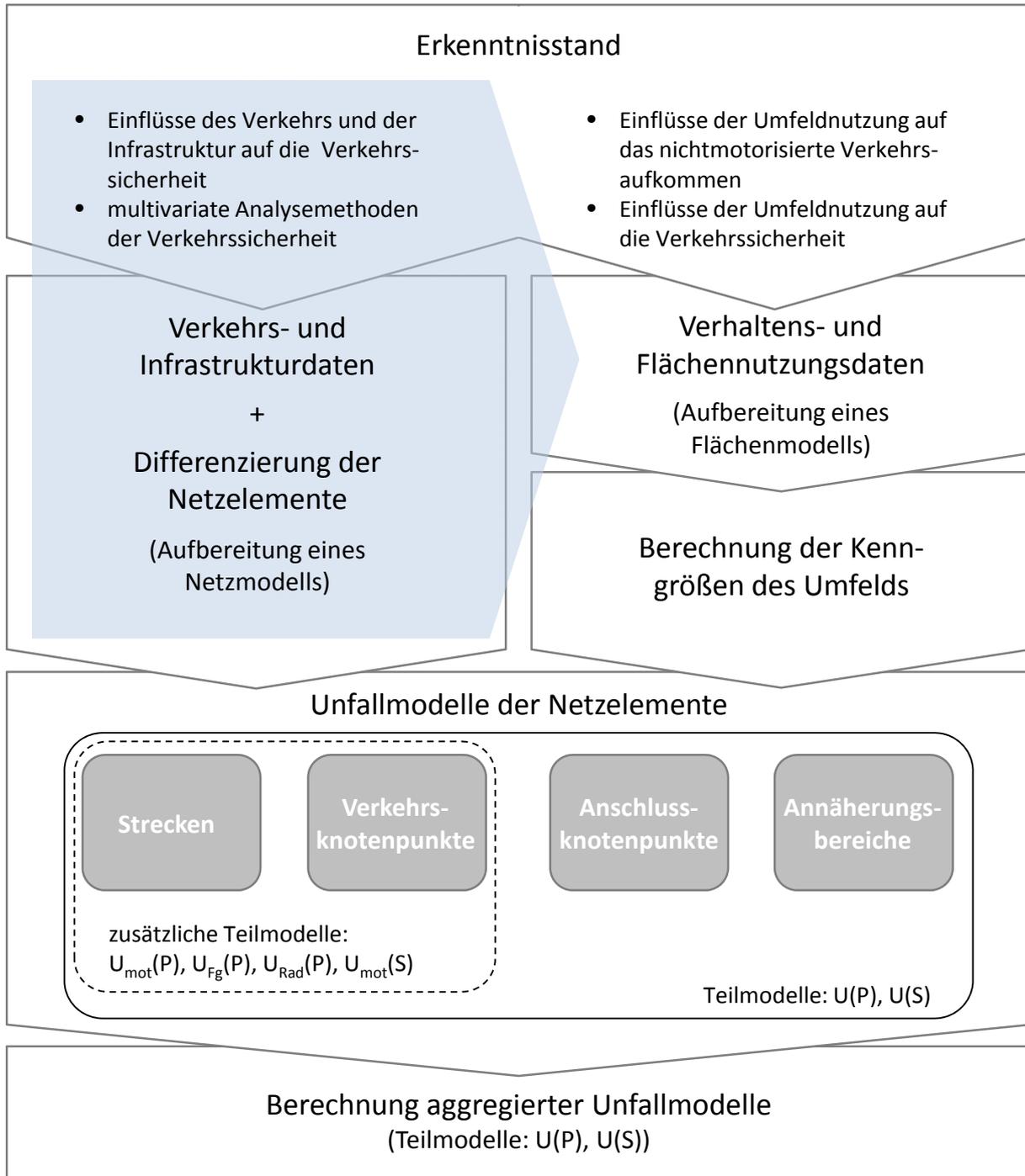


Abbildung 1-1: Methodisches Vorgehen

Dieser erste Weg der Aufbereitung straßen- und verkehrsbezogener Daten weist Lücken aufgrund fehlender Informationen zum Aufkommen des nichtmotorisierten Verkehrs und zur differenzierten Berücksichtigung der Nutzungsansprüche an den Straßenraum auf. Um diese teilweise zu schließen, erfolgt eine Untersuchung sozioökonomischer Größen im Umfeld der Straßen (Kapitel 6). Aufbauend auf einer Analyse des Erkenntnisstands zum Einfluss der Umfeldnutzung auf den nichtmotorisierten Verkehr und auf die Verkehrssicherheit wird eine Auswertung von Daten der Flächennutzung durchgeführt. Eine anschließende statistische Analyse dient der Berechnung von Kenngrößen der Umfeldnutzung. Die Berechnung erfolgt unter Berücksichtigung der Differenzierung der Netzelemente für Streckenabschnitte und Verkehrsknotenpunkte.

Unter Verwendung der Ergebnisse der vorangegangenen Arbeitsschritte werden differenzierte multivariate Unfallhäufigkeitsmodelle für die unterschiedlichen Netzelemente berechnet (Kapitel 7). Die Modellbildung erfolgt im Hinblick auf eine nicht-normale Verteilung des Unfallgeschehens mit verallgemeinerten Regressionsmodellen. Im Rahmen dieser Einzelmodelle werden mögliche Zusammenhänge zwischen den infrastrukturellen, verkehrs- und umfeldbezogenen Variablen und dem Unfallgeschehen untersucht. Es werden eigene Modelle für nach fachlichen Gesichtspunkten differenzierte Unfallkollektive ermittelt.

Aufbauend auf den Einzelmodellen der Netzelemente erfolgt eine Aggregation der Einzelmodelle zu (Teil-)Netzmodellen (Kapitel 8). Hierzu werden verschiedene Wege der Zusammenfassung unter Berücksichtigung der Abhängigkeit der Netzelemente untereinander geprüft. Die statistische Modellbildung wird mit SPSS 18<sup>2</sup> vorgenommen. Die berechneten (Teil-)Netzmodelle sollen als Grundlage zukünftiger Verfahren zur Bewertung des Unfallgeschehens in städtischen Hauptverkehrsstraßennetzen dienen.

---

<sup>2</sup> PASW Advanced Statistics 18, URL: <http://support.spss.com/productsext/statistics/documentation/18/clientindex.html#UManuals>

## 2 Verkehrssicherheit in städtischen Straßennetzen

Es finden sich in der Verkehrsforschung zwei grundsätzliche Vorgehensweisen bei der Beschreibung der Verkehrssicherheit. Entweder werden Unfälle ausgewertet oder aber Ereignisse, die Hinweise auf das Auftreten von Unfällen geben sollen (u. a. Konflikte). Die Wahl des zweitgenannten Wegs ist vornehmlich auf das seltene Eintreten eines Unfallereignisses und den damit verbundenen Schwierigkeiten bei der statistischen Auswertung zurückzuführen. Die bisherigen Arbeiten sind den Nachweis eines unmittelbaren, statistisch belastbaren Zusammenhangs zwischen realem Unfallgeschehen und der Anzahl beobachtbarer Konflikte im Verkehrsablauf jedoch schuldig geblieben (s. Pfundt et al. 1986). Die Eignung der Konflikttheorie für eine quantitative Beschreibung der Straßenverkehrssicherheit ist umstritten. Für eine ausführliche Behandlung dieser und alternativer Verfahren wird auf Bachmann 2008 verwiesen. Die nachfolgenden Arbeitsschritte stützen sich bei der Beschreibung der Straßenverkehrssicherheit allein auf die Analyse empirischer Unfallzahlen.

### 2.1 Kenngrößen der Straßenverkehrssicherheit

Die Quantifizierung der Verkehrssicherheit kann durch absolute oder relative Kenngrößen erfolgen. Während absolute Kenngrößen (bspw. Unfälle in einem Abschnitt) lediglich das Niveau einer Ausprägung wiedergeben, ermöglichen relative Größen eine Vergleichbarkeit durch Normierung auf eine Bezugsgröße (bspw. Unfälle pro Kilometer). Zur Beschreibung der Verkehrssicherheit in Straßennetzen gebräuchliche relative Kenngrößen sind Dichten (Einheit pro Kilometer) und Raten (Einheit pro Fahrleistung). Andere Bezugsgrößen (z. B. Einwohnerzahl, Fläche oder Zeit) werden bei Verkehrsanlagen als nicht zielführend angesehen. Unter Verwendung der Unfallhäufigkeit ergeben sich die jährliche Unfalldichte und die Unfallrate für Streckenabschnitte zu:

$$UD = \frac{U}{L \cdot t} \quad \text{Gleichung 2-1}$$

mit: UD = jährliche Unfalldichte [U/(km·a)]  
L = Länge des Abschnitts [km]  
t = Betrachtungszeitraum [a]

$$UR = \frac{U \cdot 10^6}{365 \cdot DTV \cdot L \cdot t} \quad \text{Gleichung 2-2}$$

mit: UR = Unfallrate [U/(10<sup>6</sup> Kfz·km·a)]  
DTV = durchschnittlicher täglicher Kfz-Verkehr [Kfz/24h]  
L = Länge des Abschnitts [km]  
t = Betrachtungszeitraum [a]

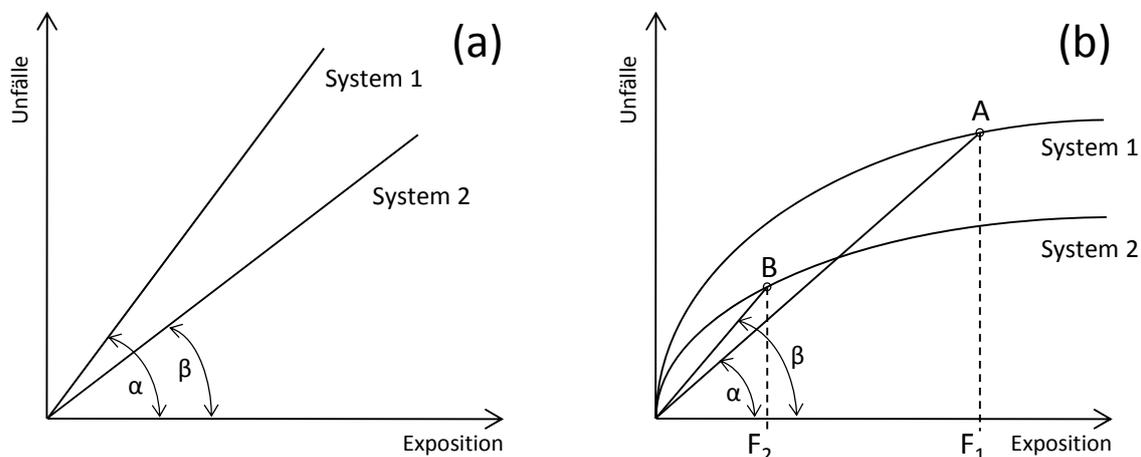
Im Fall einer Berechnung von Dichten und Raten für Knotenpunkte entfällt die Länge im Nenner. Die Dichte bezieht sich in diesem Fall auf einen dimensionslosen Punkt, die Rate auf die Anzahl der Kfz-Überfahrten im Betrachtungszeitraum. Anhand der unterschiedlichen Vorgehensweise bei der Berechnung relativer Unfallkenngrößen werden die inhaltlichen Schwierigkeiten bei der gemeinsamen Behandlung von Knoten und Strecken in einem Netzkontext deutlich.

Die Berechnung einer Unfallrate folgt dem Gedanken der Beschreibung eines Unfallrisikos in Abhängigkeit von der erbrachten Fahrleistung als Expositionsgröße<sup>3</sup>. Die Kenngröße impliziert dabei einen streng linearen Zusammenhang zwischen der Verkehrsstärke und der Unfallhäufigkeit. Die Zulässigkeit einer solchen Annahme und damit auch der Verwendung der Unfallrate wird bereits bei Pfundt 1969 angezweifelt. Auf Basis früherer Untersuchungen beschreibt er einen U-förmigen Verlauf der Unfallrate über die Verkehrsstärke.

Multivariate Analysen des Unfallgeschehens auf Stadtstraßen führen in den meisten Fällen zum Ergebnis eines nicht-linearen Anstiegs der Unfallzahl mit zunehmender Verkehrsstärke (u. a. Bindra et al. 2009, Bonneson & McCoy 1997, El-Basyouny & Sayed 2006, Greibe 2003, Hauer et al. 2004, Lord 2000, Mountain et al. 1996, Sawalha & Sayed 2001, Schüller 2010, Summersgill & Layfield 1996a). In solchen Fällen, in denen Unfälle mit Personenschaden differenziert betrachtet werden, kommen die genannten Untersuchungen übereinstimmend zum Ergebnis eines degressiven Kurvenverlaufs. Die Unfallzahl nimmt demnach unterproportional mit dem DTV zu (gedämpfte Steigung).

Unterschiede zeigen sich hingegen im Verlauf aller Unfälle zusammen oder der Unfälle mit Sachschaden. Während Greibe 2003, Hauer et al. 2004 und Sawalha & Sayed 2001 auch hier einen degressiven Verlauf ermitteln, weisen Bindra et al. 2009 in ihren Modellen einen progressiven bzw. überproportionalen Anstieg der Unfallzahl fest.

Die Folgen der Annahme eines linearen Unfall-Expositions-Zusammenhangs beschreibt Mahalel 1986. Er stellt dazu zwei hypothetische Systeme im Fall linearer und nicht-linearer Zusammenhänge gegenüber (s. Abbildung 2-1).



**Abbildung 2-1: Gegenüberstellung der Risikobestimmung zweier Systeme unter Annahme eines linearen (a) und eines nicht-linearen Zusammenhangs (b) zwischen Unfällen und Exposition (nach Mahalel 1986)**

Der Fall des in (a) dargestellten linearen Zusammenhangs zwischen Unfallzahl und Exposition repräsentiert die der Unfallrate zugrunde liegende Anschauung eines über die Exposition konstanten Risikos. Das System 1 ist dabei unsicherer als das System 2 ( $\alpha > \beta$ ). Einen nicht-linearen (in diesem Fall degressiven) Verlauf der Unfallzahl über die Expositionsgröße vorausgesetzt, ergibt sich in jedem Punkt ein unterschiedliches Risiko (s. Fall (b)). Das Verhältnis der ermittelten Kenngrößen des Unfallrisikos zweier

<sup>3</sup> Maß des „Ausgesetztseins“ bei der Berechnung eines Risikos.

Systeme (bspw. zweier Querschnittstypen) ist damit ebenfalls abhängig vom untersuchten Expositions-niveau. Im dargestellten Beispiel führt die Wahl der Punkte A und B zur Berechnung eines geringeren Risikokennwertes für das System 1 ( $\alpha < \beta$ ), und damit zu einer Fehlinterpretation der realen Verhältnisse. Beruht eine Untersuchung auf einem empirischen Mit-Ohne-Vergleich - wie in der Verkehrssicherheitsarbeit üblich und häufig erforderlich - ist ein solcher Vergleich von Untersuchungsgruppen unterschiedlichen mittleren Expositions-niveaus oft unvermeidlich.

Zu ähnlichen Ergebnissen kommt Hauer 1995 und fordert daher eine sinnvolle Verwendung von Kenngrößen des Unfallgeschehens. Ein Vergleich der Unfallraten zweier Verkehrsstärken-niveaus wird ihm zufolge, einen nicht-linearen Zusammenhang vorausgesetzt, unweigerlich verfälscht (s. Fall (b) in Abbildung 2-1). Werden hingegen zwei Gruppen auf gleichem Verkehrsstärken-niveau verglichen, ist die Verwendung der Rate überflüssig. Zur Quantifizierung des Sicherheitsunterschieds reicht in diesem Fall bereits die Unfalldichte aus.

Über die Verwendung von Unfallhäufigkeiten hinaus erlaubt eine volkswirtschaftliche Monetarisierung der Unfallfolgen eine gemeinsame Betrachtung von Häufigkeit und Schwere (s. FGSV 2003b). Unfallkosten (UK) bemessen die volkswirtschaftlichen Verluste durch Straßenverkehrsunfälle und eignen sich insbesondere für eine Gegenüberstellung von Nutzen und Kosten im Sinne einer Bewertung infrastruktureller Maßnahmen nach EWS (FGSV 1997). Durch die gemeinsame Berücksichtigung von Schwere und Häufigkeit erlauben Unfallkosten - sowie deren abgeleitete relative Kenngrößen - eine zielführende Einordnung und Gegenüberstellung von Netzelementen (u. a. nach ESN, FGSV 2003a).

Analog zu den in den Gleichungen 2-1 und 2-2 beschriebenen Kenngrößen Unfalldichte und Unfallrate lassen sich durch Einsetzen der Unfallkosten anstelle der -häufigkeiten eine Unfallkostendichte (UKD) und -rate (UKR) berechnen. Bei der üblichen Verwendung pauschaler Unfallkosten werden die Unfälle hierzu entsprechend ihrer jeweils schwersten Unfallfolge mit einem zugehörigen Kostensatz gewichtet. Pauschalen Unfallkostensätzen liegt die bundesweit ermittelte Verunglücktenstruktur des jeweiligen Bezugsjahres (Preisstand) zugrunde.

Neben einer pauschalen Ermittlung der Unfallkosten kann diese auch angepasst, auf der Grundlage der Verunglücktenstruktur des Untersuchungskollektivs erfolgen. Die Möglichkeiten einer angepassten Unfallkostenberechnung werden im Kapitel 8.4 näher behandelt. Die Ermittlung angepasster Unfallkosten erfordert bei der Betrachtung städtischer Straßen laut dem Merkblatt für die Auswertung von Straßenverkehrsunfällen (FGSV 2001b, FGSV 2003b) sowie den ESN (FGSV 2003a) ein Kollektiv von mindestens 400 Unfällen mit Personenschaden. Die EWS (FGSV 97) spezifizieren diesen Wert für Straßen unterschiedlicher Funktion. Demzufolge erfordert die Anpassung auf innerörtlichen Hauptverkehrsstraßen lediglich eine Anzahl von 300 U(P).

Abgesehen von den obengenannten Vorteilen führt die Verwendung von Unfallkosten jedoch zu Restriktionen bei der statistischen Auswertung. Während schwere Unfälle seltener sind als leichte, erhalten sie ein erheblich stärkeres Kostengewicht. Infolge einer solchen Verzerrung ist eine Verknüpfung mit dem eigentlichen stochastischen Entstehungsprozess (bspw. mittels Regression) nicht ohne Weiteres möglich. Die Berechnung eines Erwartungswerts für Unfallkosten sollte daher über eine zuvor ermittelte erwartete Unfallhäufigkeit erfolgen.

## 2.2 Verfahren der Sicherheitsbewertung und –abschätzung in städtischen Straßennetzen

Ein Verfahren zur prognostischen Gegenüberstellung der Verkehrssicherheit unterschiedlicher Planungsszenarien ist im deutschen Instrumentarium der Sicherheitsarbeit bisher nur in einfacher Form vorgesehen.

Im Rahmen der Bundesverkehrswegplanung erfolgt die Bewertung anhand einer umfassenden Nutzen-Kosten-Analyse (Birn et al. 2005). Der monetäre Nutzen der erwogenen Straßenbauprojekte infolge einer Erhöhung der Verkehrssicherheit wird dabei mittels angenommener Unfallraten und mittleren Kosten pro Unfall ermittelt.

Ein vergleichbares Vorgehen sieht auch die Wirtschaftlichkeitsuntersuchung nach EWS (FGSV 1997) vor. Die Veränderung des Unfallgeschehens im Straßennetz infolge einer Baumaßnahme wird mit Hilfe standardisierter Unfallkostendichten in Abhängigkeit vom DTV – gleichbedeutend mit Unfallkostenraten – prognostiziert. Bewertet wird dabei die Differenz der standardisierten Ergebnisse des Plan- und des Vergleichsfalls.

Die weiteren Verfahren des straßenverkehrstechnischen Regelwerks in Deutschland basieren auf einer direkten Auswertung des bestehenden Unfallgeschehens. Das Vorgehen bei der Sicherheitsanalyse von Straßennetzen ist dabei in der ESN (FGSV 2003a) geregelt. Das dort beschriebene Verfahren beruht auf der Quantifizierung eines Sicherheitspotenzials (SIPO) von Netzabschnitten. Dieses beschreibt wiederum die vermeidbaren längenbezogenen Unfallkosten. Berechnet werden sie aus der Differenz der empirisch ermittelten Unfallkostendichte und einer Grundunfallkostendichte – abgeleitet aus einer Grundunfallkostenrate -, die auch bei einem richtliniengerechtem Ausbau der Straße noch zu erwarten ist:

$$SIPO = UKD - gUKD \quad \text{Gleichung 2-3}$$

mit: SIPO = Sicherheitspotenzial [1.000 €/(km·a)]  
 UKD = Unfallkostendichte [1.000 €/(km·a)]  
 gUKD = Grundunfallkostendichte [1.000 €/(km·a)]

Für Straßennetze mit überwiegender Verbindungsfunktion erfolgt die Ermittlung der Grundunfallkostendichte durch Multiplikation der auf dem Netzabschnitt erbrachten Fahrleistung mit einer Grundunfallkostenrate. Deren Werte sind aus den EWS (FGSV 1997) entnommen und werden in den ESN in Abhängigkeit vom Straßentyp für den Preisstand des Jahres 2000 angeführt (s. Tabelle 2-1).

**Tabelle 2-1: Grundunfallkostenraten gUKR für Straßen mit überwiegender Verbindungsfunktion in Abhängigkeit des untersuchten Unfallkollektivs (nach FGSV 2003a)**

Straßentyp	P, SS <sup>1)</sup>	P, S <sup>2)</sup>
	[€/(1.000 Kfz·km)]	[€/(1.000 Kfz·km)]
Autobahnen	11	15
Landstraßen <sup>3)</sup>	28	35
Verkehrsstraßen innerorts	29	51

1) ausgewertete Unfallkategorien 1 bis 4 und 6

2) ausgewertete Unfallkategorien 1 bis 6

3) Außerortsstraßen ohne Autobahn

[Preisstand 2000]

Alternative Grundunfallkostenraten finden sich unter anderem für Landstraßen bei Spahn 2011, für Ortsdurchfahrten und –umgehungen bei Dohmen et al. 2010.

Eine Sicherheitsbewertung von Straßennetzen kann laut den ESN ausdrücklich auch auf Basis einer prognostizierten Verkehrsentwicklung erfolgen. Hierzu wird ein prognostiziertes Sicherheitspotenzial (pSIPO) nach Gleichung 2-4 ermittelt.

$$pSIPO = \frac{SIPO \cdot pDTV}{DTV} \qquad \text{Gleichung 2-4}$$

mit: pSIPO = prognostiziertes Sicherheitspotenzial [1.000 €/(km·a)]  
SIPO = Sicherheitspotenzial [1.000 €/(km·a)]  
pDTV = prognostizierter durchschnittlicher täglicher Verkehr [Kfz/24h]  
DTV = durchschnittlicher täglicher Verkehr [Kfz/24h]

Laut Ebersbach & Schüller 2008 hat die Abschnittsbildung einen wesentlichen Einfluss auf das Ergebnis einer ESN-Analyse. Für die dem Verfahren zugrundeliegende Abschnittsbildung gibt das Regelwerk grundsätzlich zwei mögliche Wege vor: eine Abschnittsbildung aufgrund der Netzstruktur sowie eine aufgrund des Unfallgeschehens.

Die Wahl des Weges ist bestimmt durch die Datenverfügbarkeit und die Frage, ob das Unfallgeschehen im Zusammenhang mit Einflussgrößen (bspw. Ausbaustandard der Straße) bewertet werden soll. Der erste Weg (Netzstruktur) ist dann zu wählen, wenn das Unfallgeschehen nicht visualisiert vorliegt und wenn Einflussgrößen berücksichtigt werden sollen. Erfolgt die Bewertung allein aufgrund des Unfallgeschehens und besteht die Möglichkeit der Visualisierung, soll der zweite Weg gewählt werden.

In der Praxis wird diese Empfehlung aus Gründen des Aufwands häufig ignoriert. Das Verfahren anhand der Netzstruktur lässt sich im Gegensatz zur Abgrenzung einer optischen Unfalldichte verhältnismäßig einfach mit Hilfe von Algorithmen umsetzen. Eine Abschnittsbildung allein nach dem Unfallgeschehen erfolgt praktisch nur in wenigen Fällen (u.a. Baier et al. 2005).

In beiden Fällen werden Knotenpunkte den Abschnitten zugewiesen. Bei der Abschnittsbildung nach Netzstruktur werden die Unfälle entsprechend den Unfallangaben zugewiesen, bei der unfallbezogenen Abschnittsbildung soll der Abschnitt mit der größten Dichte der U(SP) gewählt werden.

Die Bewertung der Netzabschnitte untereinander sieht eine Rangfolgebildung mit absteigendem Sicherheitspotenzial vor. Abschnitte mit einem hohen Betrag vermeidbarer volkswirtschaftlicher Unfallkosten nehmen dabei die obersten Ränge ein und signalisieren eine besonders hohe Verbesserungsnotwendigkeit (FGSV 2003a).

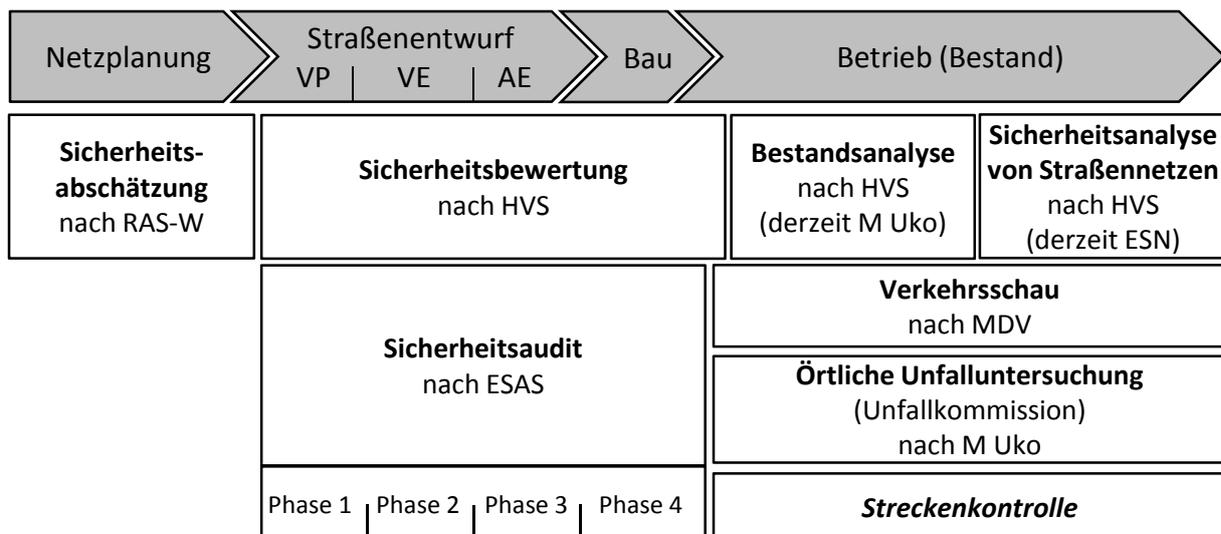
Ebersbach & Schüller 2008 zeigen unter anderem anhand einer Auswertung des Dresdener Hauptverkehrsstraßennetzes den bestimmenden Einfluss der Abschnittsbildung und der sich daraus ergebenden Verteilung der Abschnittslängen auf die Rangfolge. Aufgrund der Bestimmung des Sicherheitspotenzials als relative Kenngröße (1.000 €/(km·a)) ergibt sich bei kurzen Abschnitten durch die Division mit einem Wert deutlich kleiner eins bereits mit relativ geringen Unfallzahlen ein hohes Potenzial. Da schwere Unfälle innerorts selten und deren Häufigkeiten ganzzahlig sind, wird ein kleiner Anteil an kurzen Strecken im Netz mit hoher Wahrscheinlichkeit eine Unfalldichte aufweisen, die sich auf langen Abschnitten auch mit einem hohen Unfallgeschehen nur schwer erreichen lässt. Zum Teil wird diese

Problematik vermieden, indem Abschnitte eine Mindestzahl von drei U(SP) aufweisen sollen. Ansonsten werden diese benachbarten Abschnitten zugewiesen.

In der Folge stellen Ebersbach und Schüller am Beispiel Dresdens fest, dass die ersten 30 Ränge von sehr kurzen Längen (< 400 m) geprägt sind. Als Lösung schlagen sie daher vor, bei der Berechnung des Potentials eine Länge von 500 m anzunehmen, sofern die reale Länge diesen Wert unterschreitet.

Über den genannten Punkt hinaus weisen Ebersbach & Schüller 2008 darauf hin, dass das Verfahren der Abschnittsbildung in der ESN knapp und in einigen Punkten unzureichend beschrieben wird. Ferner führt die Methode der Abschnittsbildung nach Netzstruktur bei Außerortsnetzen zu einer zu differenzierten Einteilung und in der Folge zu „kaum verwertbaren Ergebnissen“.

Zentraler Bestandteil des zukünftigen technischen Regelwerks in Bezug auf die Verkehrssicherheitsarbeit in Deutschland soll das derzeit entstehende Handbuch für die Bewertung der Verkehrssicherheit Straßen (HVS) werden. Es soll zum einen die bestehenden einschlägigen Regelwerke (ESN, M Uko) sowie deren beschriebene Methodik aufnehmen, zum anderen eine standardisierte Sicherheitsbewertung geplanter und bestehender Straßenverkehrsanlagen erlauben. Eine Einordnung der unterschiedlichen Methoden in Bezug auf den Planungs- und Realisierungsprozess von Straßenverkehrsanlagen nach Bark et al. 2008 ist in Abbildung 2-2 dargestellt.



**Abbildung 2-2: Einordnung des HVS in die formalisierten Instrumente der Verkehrssicherheitsarbeit in Bezug auf die Planungs- und Realisierungsprozesse einer Straßenverkehrsanlage (nach Bark et al. 2008)**

Die von Bark et al. 2008 vorgestellte Methodik der Sicherheitsbewertung beruht auf der Auswertung von Sicherheitsgraden in Form von Unfallkostenraten. Ausgehend von einer Grundunfallkostenrate (gUKR) eines richtlinienkonformen Ausbaus des untersuchten Netzelements werden Abweichungen von dieser Norm durch Unfallkostenratenzuschläge berücksichtigt.

Das Verfahren sieht drei aufeinanderfolgende Arbeitsschritte vor:

1. Zuordnung eines Netzelements zu einem Bewertungsfall
2. Berechnung des Sicherheitsgrads für das Netzelement
3. Zuordnung des Sicherheitsgrads zu einer Qualitätsstufe der Verkehrssicherheit

Im Bereich der Stadtstraßen besitzt das Verfahren Gültigkeit für Hauptverkehrsstraßen, im Besonderen sind dies die Straßenkategorien VS II, VS III, HS III und HS IV entsprechend der RIN (FGSV 2008). Als Netzelemente werden grundsätzlich Streckenabschnitte und verkehrsbedeutsame Knotenpunkte unterschieden.

Die Abgrenzung von Streckenabschnitten erfolgt im Fall einer Veränderung der Anzahl durchgehender Fahrstreifen, dem Vorhandensein einer baulichen Mitteltrennung, dem Vorhandensein und der Lage einer Straßenbahn sowie der typischen Entwurfssituation nach den RASt (FGSV 2006). Die Zuordnung der Strecken zum Bewertungsfall erfolgt in Anlehnung an die typische Entwurfssituation.

Knotenpunkte mit Erschließungsstraßen werden als nicht verkehrsbedeutsam angesehen und führen – außer infolge einer merklichen Veränderung der Verkehrsstärke – zu keiner Abschnittsbildung.

Verkehrsbedeutsame plangleiche Knotenpunkte an Stadtstraßen werden in die fünf Gruppen Kreuzungen oder Einmündungen mit Lichtsignalanlage oder vorfahrtregelnden Verkehrszeichen sowie Kreisverkehren unterteilt. Darüber hinaus werden zwei- und vierstreifige zuführende Streckenabschnitte unterschieden.

Jedem Bewertungsfall ist eine Grundunfallkostenrate (gUKR) für ein einzelnes Netzelement zugewiesen. Die korrespondierenden Zuschlagswerte für Abweichungen vom richtliniengerechten Ausbau werden auf Streckenabschnitten in punktuelle (UKR<sub>p,i</sub>) und linienhafte (UKR<sub>L,i</sub>) Zuschläge unterschieden. In Fällen von Knotenpunkten wird zwischen knotenpunktspezifischen (UKR<sub>k,i</sub>) und zufahrtsspezifischen (UKR<sub>z,i</sub>) Zuschlägen differenziert.

Während linienhafte Streckenzuschläge direkt zur Grundunfallkostenrate addiert werden, müssen punktuelle Zuschläge zuvor zu Dichtewerten umgerechnet werden:

$$\Delta UKR_L = \sum_{i=1}^n UKR_{L,i} \quad \text{und} \quad \Delta UKR_p = \sum_{i=1}^n \frac{N \cdot UKR_{p,i}}{L} \quad \text{Gleichung 2-5}$$

mit:  $\Delta UKR_L$  = Zuschlag aus linienhaften Abweichungen [€/ (1.000 Kfz·km)]  
 $UKR_{L,i}$  = Zuschlag der linienhaften Abweichung i [€/ (1.000 Kfz·km)]  
 $\Delta UKR_p$  = Zuschlag aus punktuellen Abweichungen [€/ (1.000 Kfz·km)]  
 $UKR_{p,i}$  = Zuschlag einer punktuellen Abweichung i [€/ (1.000 Kfz·km)]  
 $N$  = Häufigkeit der punktuellen Abweichung i [-]  
 $L$  = Länge des Streckenabschnitts [km]

Die Zuschlagsberechnung für Knotenpunkte erfordert infolge einer Vernachlässigung der Knotenpunkt- ausdehnung keine Dichteberechnung. Während der knotenpunktspezifische Zuschlag als Summe der Einzelwerte berechnet wird, wird der zufahrtsspezifische Zuschlag gewichtet über die betroffenen Zufahrten addiert:

$$\Delta UKR_k = \sum_{i=1}^n UKR_{k,i} \quad \text{und} \quad \Delta UKR_z = \sum_{i=1}^n (N \cdot UKR_{z,i}) \quad \text{Gleichung 2-6}$$

mit:  $\Delta UKR_k$  = Zuschlag aus knotenpunktspezifischen Abweichungen [€/ (1.000 Kfz)]  
 $UKR_{k,i}$  = Zuschlag der knotenpunktspezifischen Abweichung i [€/ (1.000 Kfz)]  
 $\Delta UKR_z$  = Zuschlag aus zufahrtsspezifischen Abweichungen [€/ (1.000 Kfz)]  
 $UKR_{z,i}$  = Zuschlag einer zufahrtsspezifischen Abweichung i [€/ (1.000 Kfz)]  
 $N$  = Anzahl gleichartiger Abweichungen i [-]

Aus der Summe der Grundunfallkostenrate und der Zuschläge ergibt sich für jedes Netzelement ein Sicherheitsgrad SG zu:

$$SG = gUKR + \Delta UKR_L + \Delta UKR_P \quad \text{bzw.} \quad SG = gUKR + \Delta UKR_K + \Delta UKR_Z \quad \text{Gleichung 2-7}$$

mit:	SG	=	Sicherheitsgrad [€/(1.000·Kfz·km) bzw. €/(1.000 Kfz)]
	gUKR	=	Grundunfallkostenrate [€/(1.000·Kfz·km) bzw. €/(1.000 Kfz)]
	$\Delta UKR_L$	=	Zuschlag aus linienhaften Abweichungen [€/(1.000 Kfz·km)]
	$\Delta UKR_P$	=	Zuschlag aus punktuellen Abweichungen [€/(1.000 Kfz·km)]
	$\Delta UKR_K$	=	Zuschlag aus knotenpunktspezifischen Abweichungen [€/(1.000 Kfz)]
	$\Delta UKR_Z$	=	Zuschlag aus zufahrtsspezifischen Abweichungen [€/(1.000 Kfz)]

Im Ergebnis kann so für jedes Netzelement ein Erwartungswert volkswirtschaftlicher Unfallkosten berechnet werden. Anhand der Sicherheitsgrade wird im weiteren Verlauf eine Bewertung entsprechend sechs Qualitätsstufen der Verkehrssicherheit (A bis F) vorgenommen. Der berechnete Sicherheitsgrad ermöglicht einen Vergleich unterschiedlicher Planungsvarianten untereinander, erlaubt jedoch keine direkte Gegenüberstellung mit dem empirischen Unfallgeschehen. Auch werden sich die Grundunfallkostenraten einzelner Netzelemente im Rahmen der Sicherheitsbewertung von den Werten der Sicherheitsanalyse nach ESN (bzw. langfristig nach HVS) unterscheiden.

Die Verwendung von Grundunfallkosten setzt einen linearen Zusammenhang zwischen dem Unfallgeschehen – ausgedrückt in volkswirtschaftlichen Verlusten - und der Verkehrsstärke voraus. Da Unfallkosten sowohl die Unfallhäufigkeit als auch die Unfallschwere wiedergeben, liegt diesem Vorgehen darüber hinaus ebenfalls die Annahme einer über den DTV konstanten Unfallschwere zugrunde. An der Richtigkeit beider Annahmen besteht begründeter Zweifel. So legen unter anderem Park & Lord 2007 eine abnehmende Unfallschwere mit zunehmender Verkehrsstärke nahe. Die möglichen Folgen einer Verletzung der Linearitätsannahme bei der Bewertung der Verkehrssicherheit von Straßenverkehrsanlagen wurden in Kapitel 2.1 behandelt.

Die Addition von Zuschlägen zu einer Grundunfallkostenrate führt insofern zu einem methodischen Problem, als damit von einer Unabhängigkeit des Sicherheitseinflusses einzelner Eigenschaften einer Verkehrsanlage von dessen Sicherheitsniveau ausgegangen wird. So würde beispielsweise eine Unterschreitung der erforderlichen Fahrbahnbreite auf vierstreifigen Straßen zu einer gleichen absoluten Veränderung der Unfallkosten führen, wie auf zweistreifigen Straßen. Plausibel wäre in diesem Fall vielmehr die Veränderung der Unfallzahl in Abhängigkeit einer Grundgefahr und somit einer multiplikativen Berücksichtigung des Sicherheitseinflusses.

An dieser Stelle sei darauf hingewiesen, dass sich das Verfahren noch im Entwicklungsstadium befindet und derzeit Gegenstand eines laufenden fachlichen Diskurses ist. Das Verfahren dient in seiner vorliegenden Form der Abschätzung eines erwartbaren Sicherheitsgrads geplanter Netzelemente, nicht jedoch der Anwendung auf ganze Netze.

Das US-amerikanische Highway Safety Manual (HSM, AASHTO 2010) sieht im Gegensatz zu den bereits genannten Verfahren eine Berechnung von Unfallhäufigkeiten anstelle von Unfallraten bzw. –kostenraten vor. Die angenommene Entwicklung der Verkehrssicherheit unterliegt somit nicht der Beschränkung einer linearen Beziehung von Verkehrsstärke und Unfallgeschehen. Der auf umfangreichen Regressionsanalysen (s. hierzu u. a. Harwood et al. 2007, Harwood et al. 2008 sowie Lyon et al. 2005) beruhen-

den prädiktiven Methode (Teil C des HSM) liegen vielmehr nicht-lineare Potenzfunktionen zur Beschreibung dieses Zusammenhangs zugrunde.

Das Handbuch sieht einen Berechnungsablauf in 18 Schritten vor, dessen Kernstück die Anwendung entsprechender Unfallhäufigkeitsfunktionen (Safety Performance Functions, SPF) und deren Modifikation mit Hilfe von Unfallhäufigkeitsfaktoren (Accident Modification Factors, AMF) ist. Die Berechnung der Erwartungswerte des Unfallgeschehens auf Streckenabschnitten und Knotenpunkten städtischer und suburbaner Hauptverkehrsstraßen erfolgt gemäß Gleichung 2-8.

$$N_{predicted} = ((N_{spf,x} \cdot \prod_{i=1}^y AMF_{i,x}) + N_{ped,x} + N_{bike,x}) \cdot C_x \quad \text{Gleichung 2-8}$$

- mit:
- $N_{predicted}$  = Erwartungswert der Unfallhäufigkeit eines Netzelements des Typs x
  - $N_{spf,x}$  = Erwartungswert der Unfallhäufigkeit eines Netzelements des Typs x gemäß der entsprechenden SPF
  - $AMF_{i,x}$  = Unfallhäufigkeitsfaktor des Einflusses i eines Netzelements des Typs x
  - $N_{ped,x}$  = Erwartungswert der Häufigkeit von Kfz-Fußgänger-Unfällen eines Netzelements des Typs x
  - $N_{bike,x}$  = Erwartungswert der Häufigkeit von Kfz-Radfahrer-Unfällen eines Netzelements des Typs x
  - $C_x$  = Kalibrierungsfaktor für Netzelemente des Typs x

Die verwendeten Unfallhäufigkeitsfunktionen dienen der Quantifizierung für einen Grundzustand. Dieser ist jedoch nicht direkt vergleichbar mit dem theoretisch sicheren Zustand, der einer Grundunfallkostenrate im HVS zugrundeliegt. Als Eingangsgrößen bei der Ermittlung des Grundniveaus dienen die Verkehrsstärke sowie bei Streckenabschnitten die Länge.

Für Streckenabschnitte werden fünf Unfallkollektive differenziert berechnet (Kfz-Unfälle außerhalb von Grundstückszufahrten ohne Alleinunfälle, Kfz-Alleinunfälle, Kfz-Unfälle im Bereich von Grundstückszufahrten ohne Alleinunfälle, Unfälle zwischen Kfz und Fußgängern, Unfälle zwischen Kfz und Radfahrern). Ferner werden bei der Berechnung aller Teilkollektive fünf Querschnittstypen unterschieden.

Knotenpunkte werden jeweils in Einmündungen und Kreuzungen sowie in signalgeregelt und nicht-signalgeregelt Knoten unterschieden. Es werden dabei Erwartungswerte für vier Teilkollektive des Unfallgeschehens (Kfz-Alleinunfälle, weitere Kfz-Unfälle, Unfälle zwischen Kfz und Fußgängern, Unfälle zwischen Kfz und Radfahrern) ermittelt.

Die Berechnung erwarteter Unfallhäufigkeiten geschieht getrennt für Unfälle mit Personenschaden und Unfälle mit Sachschaden. Anschließend erfolgt eine Plausibilisierung anhand der prognostizierten Zahl aller Unfälle gemeinsam. Mit Hilfe dieses Vorgehens wird eine Veränderung der Unfallschwerstruktur über die Verkehrsstärke berücksichtigt.

Die Berücksichtigung eines Kalibrierungsfaktors ( $C_x$ ) erlaubt die Anpassung der Erwartungswerte auf strukturelle regionale Unterschiede des Unfallgeschehens. Die Berechnung dieser Faktoren erfolgt für jeden Typ untersuchter Netzelemente einzeln.

Die Bewertung gesamter Hauptverkehrsnetze wird mittels Addition der Ergebnisse seiner Bestandteile (Streckenabschnitte und Knotenpunkte) vorgenommen. Die Berechnung der Unfallhäufigkeit ist mit dem prädiktiven Verfahren des HSM insgesamt aufwändig und erfordert eine genaue Kenntnis zahlreicher Eigenschaften des untersuchten Netzelements (bspw. die genaue Zahl der Grundstückszufahrten im

Verlauf eines Streckenabschnitts). Eine uneingeschränkte Anwendbarkeit für eine Netzuntersuchung mit Hilfe der zu erwartenden Datenverfügbarkeit zuständiger Stellen erscheint zweifelhaft.

## **2.3 Untersuchungen der Verkehrssicherheit von Stadtstraßen**

Der weitaus größte Teil der Sicherheitsuntersuchungen von Stadtstraßen behandelt entweder Knotenpunkte oder Streckenabschnitte. Sofern die Sicherheit für Netze bestimmt werden soll, lassen sich auch diese Arbeiten in die Untersuchung beider Gruppen aufteilen (u. a. Lord 2000, Greibe 2003).

Zusammenhängende netz- oder gebietsweite Betrachtungen finden sich ausschließlich in Untersuchungen des Umfeldeinflusses auf das großräumige Unfallgeschehen (u. a. Kim & Yamashita 2002, Pawlovich et al. 1998, Wedagama et al. 2006).

Vor dem Hintergrund der erläuterten Zielstellung werden nachfolgend zunächst strecken- und knotenpunktspezifische Einflussgrößen erörtert. Der Einfluss der Umfeldnutzung auf das Unfallgeschehen wird isoliert in Kapitel 6.1.3 behandelt.

### **2.3.1 Untersuchungen von Streckenabschnitten städtischer Verkehrsstraßen**

Das Unfallgeschehen auf Streckenabschnitten von Stadtstraßen wird in der Regel von einer großen Zahl an Einflüssen aus deren Nutzungsansprüchen, deren Gestalt sowie deren Umfeld bestimmt. Eine Vielzahl dieser potenziellen Einflüsse entzieht sich der quantitativen Erfassung. Auf die Erhebung anderer wird häufig aus Gründen des Aufwands verzichtet.

Die in der einschlägigen Fachliteratur untersuchten Einflüsse lassen sich vereinfachend in die Bereiche

- Einfluss der Abschnittslänge,
- Einflüsse des Verkehrs,
- betriebliche Einflüsse,
- Einflüsse der Querschnittsgestalt,
- Einflüsse des Umfelds bzw. der Randnutzung,
- punktuelle Einflüsse und
- Einflüsse der Trassierung

unterteilen.

Eine tabellarische Zusammenstellung der analysierten Literatur und ihrer Datengrundlagen ist der Anlage 1 im Anhang zu entnehmen. Eine ausführliche Behandlung des Einflusses der Rand- bzw. Umfeldnutzung auf das Unfallgeschehen erfolgt in Kapitel 6.1.3.

#### Einfluss der Abschnittslänge

In den meisten Untersuchungen wird ein linearer Zusammenhang zwischen der Abschnittslänge und dem Unfallgeschehen angenommen. Ausnahmen bilden die Untersuchungen von Mountain et al. 1996, Bonneson & McCoy 1997, Sawalha & Sayed 2001, Hauer et al. 2004, Bindra et al. 2009 sowie Schüller 2010. In den genannten Fällen wird die Streckenlänge im Rahmen generalisierter Regressionsmodelle mit einem eigenen Koeffizienten geschätzt. Übereinstimmend weisen die unterschiedlichen Arbeiten einen degressiven Verlauf der Unfallhäufigkeit über die Länge nach. Auf kurzen Abschnitten passieren demzufolge überproportional viele Unfälle.

Hauer et al. 2004 begründen dieses Ergebnis damit, dass kurze Abschnitte im Rahmen quantitativer Untersuchungen durch die Bildung möglichst homogener Streckenabschnitte entstehen. Aus diesem Grund stehen kurze Abschnitte im Zusammenhang mit solchen Straßen, die in kurzen Abständen ihre Charakteristika ändern oder durch sehr kurze Knotenpunktabstände gekennzeichnet sind. Aufgrund der verkehrsgünstigen Lage von Flächen nahe Knotenpunkten würden sich kurze Abschnitte durch intensive Randnutzungen auszeichnen. Sie vermuten daher vielmehr einen Auswahlfehler als einen direkten Einfluss der Länge.

#### Einflüsse des Verkehrs

Der Einfluss der Verkehrsstärke des fließenden Kfz-Verkehrs auf die Verkehrssicherheit wird bereits in im Rahmen der Kenngrößen der Verkehrssicherheit (Kapitel 2.1) behandelt. Darüber hinaus haben auch die Verkehrsstärken anderer Beteiligungsarten einen Einfluss auf das Unfallgeschehen.

Hiersche & Taubmann 1988 sowie Hauer et al. 2004 berücksichtigen neben dem DTV auch dessen Schwerverkehrsanteil. Im Zusammenhang mit Unfällen auf der Fahrbahn (ohne Abkommen) beschreiben Hauer et al. 2004 einen nicht-linearen, U-förmigen Verlauf der Unfallzahl über den Schwerverkehrsanteil. Bis zu einem Anteil von ca. 10 % nimmt die Zahl der Unfälle zunächst ab und steigt anschließend wieder. Den Anstieg führen sie auf die Entwicklung der Unfälle mit Sachschaden zurück. Die Zahl der Unfälle mit Personenschaden nimmt hingegen bis zu einem Anteil von 15 % ab und bleibt von da an auf niedrigem Niveau nahezu konstant.

Zu gänzlich unterschiedlichen Ergebnissen gelangen Hiersche & Taubmann 1988 im Zuge ihrer Untersuchung der Unfallraten und –kostenraten von Innerortsstraßen. Die Unfallrate sinkt demzufolge progressiv mit zunehmendem SV-Anteil, wohingegen die Unfallkostenrate degressiv steigt. Während die Unfallzahl also über den SV-Anteil sinkt, steigt die Unfallschwere. Neben dem Alter der Untersuchung sollte berücksichtigt werden, dass sich Hiersche & Taubmann 1988 ausschließlich mit Ortsdurchfahrten in Ortschaften kleiner 20.000 Einwohner befassen. Ein direkter Rückschluss auf großstädtischen Verkehr ist ohne Weiteres nicht möglich.

Summersgill & Layfield 1996a weisen in ihrer Untersuchung einbahniger Stadtstraßen in Großbritannien einen degressiven Anstieg der Zahl der Überschreiten-Unfälle mit zunehmender Stärke des Fußgängerquerverkehrs nach. Die Zahl der Fußgänger wird in ihrer Untersuchung mittels 12-Stunden-Zählungen eines jeweils 100 m langen Abschnitts jeder Strecke ermittelt. Der Zählwert wird anschließend über die Streckenlänge des Abschnitts hochgerechnet.

Monse 2008 stellt in seiner Untersuchung der Verkehrsstärken und dem Unfallgeschehen im nichtmotorisierten Verkehr nur schwache Zusammenhänge zwischen Fußgängeraufkommen und –unfällen fest. Er vergleicht hierzu unter anderem Unfalldichten und –kostendichten mit den Zählwerten des Fußgängerquer- und –längsverkehrs.

Einen stärkeren Zusammenhang weist Monse 2008 zwischen dem Radverkehrsaufkommen und dem Unfallgeschehen mit Radverkehrsbeteiligung auf. Eine lineare Regression zwischen Unfalldichte und Radverkehrsstärke lässt einen bedeutsamen Effekt vermuten ( $R^2 = 0,66$ ). Seine Ergebnisse sind vor dem Hintergrund einer geringen Stichprobe von 16 Streckenabschnitten im Verkehrsstraßennetz Dresdens zu betrachten.

Vergleichbare Ergebnisse erhalten auch Alrutz et al. 2009 bei ihrer Untersuchung des Unfallrisikos von Radfahrern auf Stadtstraßen. Sie weisen zum Teil bedeutsame Zusammenhänge zwischen der Dichte der Unfälle mit Radverkehrsbeteiligung und der Radverkehrsstärke nach, während ein Zusammenhang mit dem DTV deutlich schwächer ausgeprägt ist. Diesen Ergebnissen folgend, erfordert eine belastbare quantitative Beschreibung des Unfallrisikos im Radverkehr die Bestimmung der Radverkehrsstärke.

### Betriebliche Einflüsse

Baier et al. 2007a untersuchen die Sicherheitsgrade von Stadtstraßen mit und ohne Straßenbahnführung. Sie vergleichen dazu die Unfallkostenraten und –dichten verschiedener Querschnittstypen - unterschieden nach Anzahl der Fahrstreifen und Führungsform der Straßenbahn – in vier Untersuchungsstädten. Ihren Ergebnissen zufolge sind Streckenabschnitte mit Straßenbahnführung unsicherer als vergleichbare Abschnitte ohne Straßenbahn. Allen Querschnitten mit Straßenbahn sind im Mittel höhere Unfallkostenanteile aus Überschreiten-Unfällen gemein.

Den Einfluss der Geschwindigkeiten des fließenden Kfz-Verkehrs auf das Unfallgeschehen berücksichtigen unter anderem Summersgill & Layfield 1996a, Bindra et al. 2009, Greibe 2003, Hauer et al. 2004 und Schüller 2010. In den meisten Fällen erfolgt die Berücksichtigung mittels Unterscheidung der zulässigen Höchstgeschwindigkeit im Abschnitt. Von den genannten Literaturen untersucht allein Schüller 2010 die mittleren Geschwindigkeiten frei fahrender Kfz.

Die Berücksichtigung der zulässigen Höchstgeschwindigkeit führt in einigen Fällen zu Ergebnissen, die nicht als Wirkungszusammenhang interpretiert werden können. In den Modellen für innerörtliche Verkehrsstraßen von Bindra et al. 2009 geht mit Rückgang der zulässigen Geschwindigkeiten eine Zunahme der Unfallzahl einher. Zu ähnlichen Ergebnissen kommen auch Hauer et al. 2004 bei der Untersuchung einbahniger vierstreifiger Verkehrsstraßen in Stadtgebieten. Sie stellen einen vergleichbaren Zusammenhang bei Modellen für Unfälle mit Verlassen der Fahrbahn fest.

Ein solcher Zusammenhang kann nicht als im Sinne einer Ursache-Wirkung-Beziehung aufgefasst werden sondern ist vielmehr auf einen Auswahlfehler zurückzuführen. Hauer et al. 2004 verweisen darauf, dass insbesondere Streckenabschnitte mit einem auffälligen Unfallgeschehen mit einer Geschwindigkeitsbeschränkung versehen werden. Folglich ist die Geschwindigkeitsbeschränkung in solchen Fällen nicht die Ursache, sondern eine Gegenmaßnahme mit begrenzter Wirkung. Hauer et al. 2004 verweisen ebenfalls auf deutliche Streuungen und Unregelmäßigkeiten im Kollektiv der untersuchten Streckenabschnitte.

Bei Greibe 2003 erweisen sich Straßen mit einer zulässigen Geschwindigkeit 60 km/h als geringfügig unsicherer als Straßen mit  $v_{zul} = 50$  km/h. Abschnitte mit  $v_{zul} = 70$  km/h sind gegenüber beiden Vergleichsfällen wiederum deutlich sicherer. Er argumentiert in diesem Fall mit den geringeren Nutzungsansprüchen aus der Randbebauung in den Fällen mit einer  $v_{zul}$  von 70 km/h. Die Geschwindigkeitsbeschränkung kann in einem solchen Fall als Stellvertretergröße für die Sensitivität des Straßenraums aufgefasst werden.

Schüller 2010 geht einen fachlich sinnvolleren Weg, indem er empirische Beobachtungen der mittleren Geschwindigkeit  $v_m$  frei fahrender Kfz als unabhängige Variable untersucht. Er weist einen signifikanten positiven Zusammenhang ( $p < 0,01$ ) zwischen der mittleren freien Geschwindigkeit und der Zahl an Personenschadenunfällen ohne Beteiligung nichtmotorisierter Verkehrsteilnehmer auf Streckenabschnitten des Dresdener Hauptverkehrsstraßennetzes nach. Mit zunehmender  $v_m$  steigt die Zahl der

U(P). Der Nachteil dieser Vorgehensweise liegt in dem zusätzlichen empirischen Aufwand zur Erfassung freier Geschwindigkeiten.

Eine vertiefende Analyse des Erkenntnisstands zum Einfluss der Geschwindigkeit auf die Verkehrssicherheit ist Schüller 2010 zu entnehmen.

#### Einfluss der Querschnittsaufteilung

Den Arbeiten von El-Basyouny & Sayed 2009 sowie Sawalha & Sayed 2001 zufolge weisen Strecken mit einer Mitteltrennung in etwa eine um 20 % geringe Anzahl an Unfällen auf als Strecken ohne Trennung.

Hauer et al. 2004 weisen auf Straßen ohne bauliche Trennung einen Sicherheitsvorteil von Abschnitten mit einem - im amerikanischen Raum verbreiteten - Mehrzweckstreifen (two way left turn lane, TWLTL) nach. Dieser kann in beiden Fahrtrichtungen von Linksabbiegern genutzt werden, ist für geradeaus-fahrende Fahrzeuge jedoch gesperrt.

Bonneson & McCoy 1997 stellen alle drei Querschnittsaufteilungen (getrennt, ungetrennt, TWLTL) einander gegenüber. Ihren Ergebnissen zufolge sind ungetrennte Straßen ohne ruhenden Verkehr signifikant unsicherer als vergleichbare Abschnitte mit einer Trennung. Die bauliche Mitteltrennung birgt wiederum Sicherheitsvorteile gegenüber dem gemeinsamen Linksabbiegestreifen (TWLTL). Auf Strecken mit parkenden Fahrzeugen am Seitenrand bietet die bauliche Mitteltrennung weiterhin deutliche Sicherheitsvorteile, während zwischen Abschnitten mit und ohne TWLTL kein signifikanter Unterschied im Unfallgeschehen festgestellt werden kann.

Alrutz et al. 2009 unterscheiden in ihrer Arbeit vier verschiedene Führungsformen für den Radverkehr (Radwege mit und ohne Benutzungspflicht, Schutzstreifen sowie Radfahrstreifen, Mischverkehrsführung). Anhand ihrer Ergebnisse lassen sich Sicherheitsvorteile der markierten Führungsformen auf der Fahrbahn gegenüber Radwegen vermuten. Statistisch belastbar sind die Ergebnisse jedoch nicht. Vielmehr sind Alrutz et al. 2009 zufolge baulich-betriebliche Einzelmerkmale der untersuchten Strecken prägend für das Unfallgeschehen.

Den Einfluss des ruhenden Verkehrs auf die Sicherheit untersuchen Baier et al. 2007a, Hauer et al. 2004 sowie Greibe 2003. Aus den Ergebnissen aller drei Studien lässt sich kein eindeutiges Bild ableiten. So kommen Baier et al 2007a zu dem Schluss, dass die Wirkung des ruhenden Verkehrs nur im Zusammenhang mit dem Querschnittstyp und der Radverkehrsanlage beschrieben werden kann. Ein pauschaler Wirkungszusammenhang lässt sich ihren Ergebnissen zufolge nicht formulieren.

Hauer et al. 2004 stellen einen leicht sicherheitserhöhenden Einfluss des ruhenden Verkehrs in Bezug auf Unfälle mit Abkommen von der Fahrbahn fest. Der Zusammenhang ist insofern plausibel, als Fahrzeuge durch den Aufprall auf parkende Fahrzeuge auf der Fahrbahn gehalten werden. Im Zusammenhang mit allen weiteren Unfällen lassen die Ergebnisse keine eindeutige Wirkungsrichtung erkennen.

Greibe 2003 stellt einen unfallerhöhenden Einfluss von Parkbuchten entlang der Straße fest. Dieses Ergebnis wird dadurch konterkariert, dass Streckenabschnitte mit Parkverbot unsicherer sind als solche mit wenig ruhendem Verkehr. Ähnlich wie bei den Geschwindigkeitsbeschränkungen lässt sich ein Parkverbot vermutlich eher als Stellvertretervariable weiterer Einflüsse verstehen.

### Punktuelle Einflüsse

Als gesonderte Einflüsse auf das Fußgängerunfallgeschehen untersuchen Summersgill & Layfield 1996a Fußgängerquerungsanlagen im Streckenverlauf. Sie differenzieren dabei Fußgängerüberwege (Zebra) und signalisierte Querungen (Pelican). Im Vergleich beider Führungsformen erweist sich die nichtsignalisierte Querung an Überwegen um 30 % unsicherer. In beiden Fällen korrespondiert jedoch eine Querungsanlage mit einem erhöhten Fußgängerunfallgeschehen. Dieses widersprüchliche Ergebnis ist vermutlich einem Auswahlfehler geschuldet. So werden Querungsanlagen häufig dort eingerichtet, wo sich eine besondere Gefährdung kreuzender Fußgänger feststellen lässt.

Über die genannten Streckeneigenschaften hinaus untersuchen Bonneson & McCoy 1997, Sawalha & Sayed 2001, Hauer et al. 2004 sowie Bindra et al. 2009 den Einfluss von Grundstückszufahrten im Streckenverlauf (s. Kapitel 6.1.3).

### Einfluss der Trassierung

Trassierungselemente werden in Arbeiten zum Unfallgeschehen auf Stadtstraßen nur selten untersucht. Hauer et al. 2004 bilden insofern eine Ausnahme, als sie in ihrem Kollektiv einen unfallerhöhenden Einfluss sowohl der Kurvigkeit als auch der Querneigung quantifizieren. Der Zusammenhang ist deutlicher bei den Unfällen mit Abkommen von der Fahrbahn ausgeprägt als bei Unfällen auf der Fahrbahn.

## **2.3.2 Untersuchungen städtischer Knotenpunkte**

In Anlehnung an die für Streckenabschnitte gewählte Aufteilung lassen sich vereinfachend folgende Einflüsse auf das Unfallgeschehen städtischer Knotenpunkte unterscheiden:

- Einfluss der Knotenpunktgrundform
- Einflüsse des Verkehrs
- Einfluss der Betriebsform
- Einflüsse der Verkehrsführung / des Querschnitts

### Einfluss der Knotenpunktgrundform

In seiner Auswertung der Sicherheit städtischer Knotenpunkte unterscheidet Voß 1991 sieben Typen hinsichtlich Form und Betrieb. Die im Durchschnitt geringsten Unfallkostenraten weisen signalisierte Einmündungen (11 DM/(1.000 Kfz)) auf, gefolgt von kleinen Kreisverkehren (15 DM/(1.000 Kfz)) und Einmündungen ohne Lichtsignalanlage (19 DM/(1.000 Kfz)). Kreuzungen erreichen im Mittel relativ hohe Kostenraten zwischen 24 (ohne LSA) und 27 DM/(1.000 Kfz) (mit LSA). Die mit Abstand höchsten Raten treten an Kreisverkehren ohne Lichtsignalanlage mit einem Durchmesser größer 50 m auf (UKR = 100 DM/(1.000 Kfz)).

Kreisverkehre spielen im Hauptverkehrsstraßennetz Dresdens eine vernachlässigbare Rolle (2 Fälle). Daher konzentriert sich die Analyse des Erkenntnisstands auf Kreuzungen und Einmündungen mit und ohne Signalsteuerung.

In einem Großteil multivariater Sicherheitsuntersuchungen werden getrennte Modelle für Einmündungen und Kreuzungen berechnet (u. a. Greibe 2003, Lord 2000, Lyon & Persaud 2002, Persaud et al. 2002, Sayed & Rodriguez 1999). Guo et al. 2010 halten dieses Vorgehen insofern für richtig, als sich Einmün-

dungen und Kreuzungen hinsichtlich deren Sicherheitsmechanismen unterscheiden. Eine weitere Begründung dieser Annahme liefern die Autoren nicht.

Im Gegensatz dazu behandeln Mountain & Fawaz 1996, Ruhl 2009 und Shahla et al. 2009 Kreuzungen und Einmündungen in gemeinsamen Modellen. Der Einfluss der Knotenpunktform wird bei Mountain & Fawaz 1996 sowie bei Shahla et al. 2009 allein mittels Verkehrsstärken in den über- und untergeordneten Zufahrten berücksichtigt. Ruhl 2009 verwendet in seinen Modellen alternativ die Anzahl der Knotenpunktarme oder der Fahrstreifen als Variablen.

#### Einfluss des Verkehrs

Der Einfluss der Verkehrsstärke des fließenden Kfz-Verkehrs erweist sich an Knotenpunkten als maßgebend bei der Beschreibung des Unfallgeschehens. Die meisten Arbeiten trennen bei der quantitativen Unfallanalyse zwischen den DTV-Werten der über- und der untergeordneten Zufahrten (u. a. Greibe 2003, Lord 2000, Lord & Persaud 2000, Lyon & Persaud 2002, Mountain & Fawaz 1996, Park & Lord 2007, Sayed & Rodriguez 1999, Shahla et al. 2009, Wang et al. 2009). Abdel-Aty & Wang 2006 sowie Guo et al. 2010 berücksichtigen zudem fahrfstreifenfeine Verkehrsstärken. Guo et al. 2010 trennen dabei nach geradeausfahrenden und linksabbiegenden Kfz.

Eine ähnliche Vorgehensweise findet sich bei Untersuchungen einzelner Unfalltypen, indem ausschließlich die Verkehrsstärken der maßgeblich an den Unfällen beteiligten Ströme verwendet werden. So berücksichtigen Wang et al. 2009 ausschließlich die Verkehrsstärken der Linksabbieger und der entgegenkommen Geradeausfahrer zur Beschreibung von Unfällen mit Linksabbiegern. Poch & Mannering 1996 verwenden jeweils die Stärken der Linksabbieger, Rechtsabbieger und entgegenkommender Kfz zur differenzierten Beschreibung des Auftretens aller Unfälle, aller Auffahrunfälle sowie von Kreuzen- und von Abbiegeunfällen.

Davis et al. 1989 und Lyon & Persaud 2002 untersuchen gezielt Unfälle mit Fußgängerbeteiligung an Knotenpunkten und weisen der Fußgängerverkehrsstärke eine hohe Bedeutung als erklärende Variable nach. Lyon & Persaud 2002 stellen darüber hinaus einen hochsignifikanten Einfluss des Anteils der Linksabbieger am DTV fest.

In ihrer Untersuchung der Unfälle mit Beteiligung des ÖPNV sowie aller Unfälle berücksichtigen Shahla et al. 2009 sowohl die Verkehrsstärke querender Fußgänger als auch die Stärke des ÖPNV. Beide Größen stehen in einen deutlichen Zusammenhang mit der Unfallzahl.

In keiner der analysierten Literaturen wird der Einfluss des Schwerverkehrs auf die Sicherheit von Knotenpunkten untersucht. Ebenso sind auch keine Arbeiten bekannt, die sich gezielt dem Unfallgeschehen und der Stärke des Radverkehrs an Knotenpunkten widmen.

#### Einfluss der Betriebsform

Den Ergebnissen von Voß 1991 zufolge wirkt sich die Wahl der Betriebsform an Einmündungen und Kreuzungen unterschiedlich aus. Während Einmündungen mit Lichtsignalanlage einen deutlich besseren Sicherheitsgrad aufweisen als ohne LSA, scheint sich die Wirkungsrichtung bei Kreuzungen umzukehren. Anstelle eines Wirkungszusammenhangs erscheint in diesem Zusammenhang vielmehr ein Auswahlfehler plausibel. Vermutlich wird das Kollektiv der Kreuzungen mit LSA von komplexen Knotenpunkten mit einer Vielzahl an Nutzungsansprüchen geprägt.

In Fällen multivariater Analysen wird das Unfallgeschehen von Knotenpunkten mit und ohne Lichtsignalanlage häufig mit getrennten Modellen abgebildet (u. a. Greibe 2003, Lord 2000, Lyon & Persaud 2002, Mountain & Fawaz 1996, Persaud et al. 2002). In allen genannten Untersuchungen ergeben sich deutliche Unterschiede in den gefundenen Zusammenhängen der Modelle mit und ohne LSA, sodass eine getrennte Berücksichtigung sinnvoll erscheint.

An lichtsignalgeregelten Knotenpunkten sind – neben den Verkehrsstärken - vor allem Aspekte der Signalsteuerung entscheidend für die Sicherheit. Abdel-Aty & Wang 2006, Mitra et al. 2002 sowie Poch & Mannering 1996 weisen Zusammenhänge zwischen der gesicherten Führung von Linksabbiegern und der Unfallhäufigkeit nach. Bei Abdel-Aty & Wang 2006 zeigt sich eine sicherheitserhöhende Wirkung der gesicherten Führung in der Hauptrichtung, während eine gesicherte Führung in den Nebenrichtungen im Zusammenhang mit höheren Unfallzahlen steht. Sie vermuten den Grund in einer Zunahme der Auffahrunfälle mit steigender Phasenzahl. Knotenpunkte, deren Linksabbieger auch in den untergeordneten Zufahrten gesichert geführt werden, setzen ein mehrphasiges System voraus.

Diese Vermutung wird durch die Ergebnisse von Mitra et al. 2002 gestützt. Sie berücksichtigen in ihren Regressionsmodellen neben der Linksabbiegersicherung auch die Phasenzahl. Während Knotenpunkte mit gesicherter Linksabbiegerführung mit geringen Unfallzahlen korrespondieren, geht mit zunehmender Phasenzahl eine steigende Unfallzahl einher.

Während die Phasenzahl bei Mitra et al. 2002 als stetige Größe eingeht, unterscheiden Poch & Mannering 1996 ausschließlich die drei Gruppen Zwei-Phasen-Steuerung, Acht-Phasen-Steuerung und alle weiteren Fälle. Bei ihnen korrespondieren sowohl sehr einfache (2 Phasen) als auch sehr komplexe Systeme (8 Phasen) mit einer erhöhten Unfallzahl gegenüber anderen Knotenpunkten. Eine weitere Abstufung ist ihnen vermutlich aufgrund eines überschaubaren Stichprobenumfangs von 63 Knotenpunkten nicht möglich.

An signalisierten Knotenpunkten mit Führung des ÖPNV kann auch dessen signaltechnische Bevorrechtigung einen Einfluss auf das Unfallgeschehen ausüben. Shahla et al. 2009 stellen in diesem Zusammenhang eine um ein Viertel höhere Unfallzahl fest als an vergleichbaren Knotenpunkten ohne Bevorrechtigung. Inwiefern dieser Effekt als kausal angenommen werden kann oder die Variable als Stellvertretergröße fungiert, diskutieren die Autoren nicht.

Im Rahmen ihrer Analyse von Straßenzügen stellen Guo et al. 2010 höhere Unfallzahlen an koordinierten Knotenpunkten fest als an anderen.

Desweiteren ist ein Einfluss der zulässigen Höchstgeschwindigkeit auf das Unfallgeschehen wahrscheinlich (u. a. Mitra et al. 2002, Wang et al. 2009, Poch & Mannering 1996, Ruhl 2009). Die genannten Arbeiten kommen übereinstimmend zu dem Ergebnis einer Unfallzunahme mit steigender zulässiger Höchstgeschwindigkeit. Guo et al. 2010, die einen solchen Zusammenhang ebenfalls untersuchen, stellen hingegen einen bestenfalls vernachlässigbaren Einfluss fest.

Mitra et al. 2002 beschreiben darüber hinaus einen deutlich erhöhenden Einfluss einer Rotlichtüberwachung auf die Zahl der Auffahrunfälle. An Knotenpunkten mit Rotlichtüberwachung übersteigt diese die der vergleichbaren Knotenpunkte ohne um nahezu 70 %. Hierbei sollte berücksichtigt werden, dass Rotlichtüberwachungen meist an solchen Stellen eingerichtet werden, an denen es in der Vergangenheit zu einem erhöhten Unfallgeschehen infolge Rotlichtüberfahrten gekommen ist. Den reduzierenden Einfluss auf diesen Teil des Unfallgeschehens behandeln Mitra et al. 2002 nicht.

### Einfluss der Verkehrsführung/des Querschnitts

In Bezug auf die konstruktive Gestalt von Knotenpunkten weisen Davis 1989, Greibe 2003, Guo et al. 2010, Park & Lord 2007, Poch & Mannering 1996, Ruhl 2009, Shahla et al. 2009 sowie Wang et al. 2009 einen signifikanten Zusammenhang zwischen der Fahrstreifenanzahl und der Unfallhäufigkeit nach. Wie allerdings die Ausführungen zur Unterscheidung von Einmündungen und Kreuzungen zeigen, kann gleichzeitig von Abhängigkeiten der Fahrstreifenanzahl und der Knotenpunktform sowie der Verkehrsstärke am Knotenpunkt ausgegangen werden. Eine isolierte Betrachtung des Einflusses der Fahrstreifenanzahl von Knotenpunkten auf das Unfallgeschehen erscheint vor diesem Hintergrund problematisch.

Mitra et al. 2002 unterscheiden Knotenpunkte mit und ohne Mitteltrennung mit einer Breite  $> 2$  m in den Zufahrten. Knotenpunkte mit derart breiten Mitteltrennungen weisen im untersuchten Kollektiv eine erhöhte Unfallzahl auf.

Der Einfluss des öffentlichen Personennahverkehrs auf die Verkehrssicherheit wird nur in wenigen Fällen untersucht. Baier et al. 2007a stellen einander die Unfallkostenraten – unter Verwendung der Unfallkategorien 1 bis 4 - von Verkehrsknotenpunkten mit und ohne Straßenbahnführung gegenüber. Im Schnitt liegen die Raten der Knotenpunkte ohne Straßenbahn um ein Viertel niedriger als die der Knotenpunkte mit Straßenbahnführung (in mindestens zwei Armen).

Shala et al. 2009 unterscheiden in ihrer Analyse Knotenpunkte mit Straßenbahn- und mit Busführung sowie ohne ÖPNV. Ihren Ergebnissen zufolge besitzen Knotenpunkte mit Busführung eine um ein Viertel, Knotenpunkte mit Straßenbahn eine um zwei Drittel höhere Unfalldichte auf als Knotenpunkte ohne ÖPNV.

Neben der Stärke des ÖPNV und dessen signaltechnischer Priorisierung (s. o.) untersuchen Shahla et al. 2009 auch die Einflüsse einer Haltestelle und von Busfahrstreifen auf die Unfallzahl von Knotenpunkten mit ÖPNV. Während Knotenpunkte mit Busfahrstreifen ein geringfügig niedrigeres Unfallniveau aufweisen als solche ohne, ist der Einfluss einer Haltestelle nicht eindeutig.

Mitra et al. 2002 weisen Haltestellen in den Knotenpunktzufahrten hingegen einen verminderten Einfluss auf die Zahl von Kreuzen-Unfällen am Knotenpunkt zu. Ein direkter kausaler Zusammenhang erschließt sich auf den ersten Blick nicht. Vielmehr erscheint hier ein Auswahlfehler wahrscheinlich.

## **2.4 Schlussfolgerungen für das weitere Vorgehen**

Bisherige im deutschsprachigen Raum übliche Verfahren zur Sicherheitsanalyse basieren ausschließlich auf der Annahme eines linearen Zusammenhangs zwischen Verkehrsstärke und –sicherheit. Darüber hinaus sieht das zukünftige Verfahren des HVS voraussichtlich eine Anpassung des Sicherheitsgrads durch additive Zuschläge zur Unfallkostenrate vor. Auf Grundlage des Erkenntnisstands kann dieses Vorgehen aus folgenden Gründen fehlerhaft sein:

- Die Verwendung von Raten setzt einen linearen Zusammenhang zwischen Verkehrsstärke und Unfallgeschehen voraus. Es besteht begründeter Zweifel an dieser Voraussetzung.
- Die Verwendung additiver Zuschläge zu Raten vernachlässigt den möglichen Einfluss unterschiedlicher Ausgangsniveaus der Sicherheit auf die unfallerhöhende Wirkung einer Straßeneigenschaft. In vielen Fällen erscheint die Verwendung von Faktoren plausibler.

In dieser Hinsicht bietet das Verfahren entsprechend dem amerikanischen HSM Vorteile. Der Verfahrensaufbau ist multiplikativ und nicht-linear. Das Vorgehen erlaubt damit eine vermeintlich genauere Wiedergabe des Zusammenhangs zwischen Unfallgeschehen und dem DTV und eine niveauabhängige Berücksichtigung sicherheitsmindernder Einflüsse.

Die Entwicklung eines solchen Verfahrensansatzes setzt in erster Linie eine geeignete Modellform bei der Analyse des Unfallgeschehens voraus. Um die multiplikative Form des Bewertungsverfahrens zu ermöglichen, sollte bereits das Analyseverfahren einem vergleichbaren Aufbau folgen. Die dem HSM zugrundeliegenden Untersuchungen basieren auf verallgemeinerten Regressionsverfahren.

Auf der Grundlage der Auswertung potenzieller Einflüsse auf die Verkehrssicherheit städtischer Straßen wird eine Berücksichtigung bzw. Untersuchung der folgenden Punkte als zielführend angesehen:

- Die stärksten Zusammenhänge sind zwischen Unfallgeschehen und Verkehrsstärke zu erwarten. Vor dem Hintergrund eines Einsatzes des zu entwickelnden Verfahrens zur Bewertung von Umlegungen, kommt einer möglichst korrekten Beschreibung dieser Zusammenhänge eine bedeutende Rolle zu.
- Während die meisten Arbeiten von einer Proportionalität der Länge und der Unfallhäufigkeit von Streckenabschnitten ausgehen, wird in einigen Arbeiten ein nicht-linearer Zusammenhang festgestellt. Es werden beide Möglichkeiten untersucht.
- Die Rechercheergebnisse legen einen Einfluss des ÖPNV auf das Unfallgeschehen von Streckenabschnitten und Knotenpunkten nahe. Insbesondere der Einfluss der Straßenbahnführung auf das Unfallgeschehen wird nachfolgend gezielt untersucht.

### 3 Multivariate Methoden der Unfallanalyse

Zur Beschreibung eines derart komplexen Wirkungsgeflechts wie des innörtlichen Unfallgeschehens bedarf es der Anwendung multivariater Regressionsverfahren. Eine monokausale Untersuchung ist aufgrund der Vernachlässigung gleichzeitig wirkender Einflüsse nicht zielführend und endet mit hoher Wahrscheinlichkeit in einer Fehleinschätzung möglicher Wirkungszusammenhänge.

Ziel der Arbeit ist in erster Linie die Untersuchung der Unfallhäufigkeit. Die Unfallschwere wird dabei anhand eigener Modelle für Unfälle mit und ohne Personenschaden berücksichtigt. Modelle, deren Zielgröße die resultierende Schwere eines Unfallereignisses ist, werden hingegen nicht behandelt. Solche Unfallschweremodelle basieren zumeist auf binären (bspw. Probit-, Logitmodelle) oder ordinalen Regressionsmodellen (bspw. Ordered-Probit-, multinomiale Logitmodelle), die sich zur Quantifizierung der Unfallhäufigkeit kaum eignen. Beispiele solcher Verfahren finden sich u. a. in Duncan et al. 1998, Dissanayake & Lu 2002 und Das et al. 2008.

Auswirkungen baulicher oder betrieblicher Veränderungen des Straßennetzes lassen sich nur im bestehenden Netz ermitteln. Da bauliche Veränderungen verhältnismäßig selten sind, liegt in der Regel keine ausreichend große Stichprobe vor, um Einflüsse auf das Unfallgeschehen mit Hilfe von Vorher-Nachher-Vergleichen zu quantifizieren. Als einzig zielführend erweist sich ein Mit-Ohne-Vergleich.

#### 3.1 Statistische Grundlagen der Unfallhäufigkeit

Unfälle sind seltene, diskrete Ereignisse, deren Häufigkeiten Werte der Menge der nichtnegativen ganzen Zahlen annehmen. Deren statistische Beschreibung erfolgt zumeist mit Hilfe diskreter Verteilungen im Rahmen von Zähldatenmodellen.

Die Unfallentstehung kann vereinfacht als Bernoulli-Prozess aufgefasst werden, bei dem jede Durchfahrt eines Abschnitts einen Versuch mit zwei Alternativen (Unfall/kein Unfall) ungleicher Wahrscheinlichkeiten darstellt. Die Unfallhäufigkeit folgt damit theoretisch einer Binomialverteilung.

Ist die Anzahl der Versuche (Durchfahrten) im Vergleich zur Eintreffenswahrscheinlichkeit des Ereignisses (Unfallwahrscheinlichkeit) sehr groß, kann die rechnerisch aufwändige Bestimmung binomialer Wahrscheinlichkeiten durch eine Poisson-Verteilung angenähert werden. Sachs 2004 zufolge ist eine hinreichend genaue Approximation der Binomialverteilung durch die Poisson-Verteilung bereits bei  $n > 10$  Versuchen und einer Wahrscheinlichkeit von  $p < 0,05$  möglich. Die Annahme Poisson-verteilter Unfallhäufigkeiten ist dieser Bedingung folgend grundsätzlich gut begründet.

Unter Annahme der Poisson-Verteilung ergibt sich die Wahrscheinlichkeit, dass auf einem Abschnitt  $i$  genau  $y_i$  Unfälle passieren für nicht-negative ganze Zahlen zu:

$$P(y_i) = \frac{e^{-\mu_i} \mu_i^{y_i}}{\mu_i!}, \quad i = 1, \dots, n \quad \text{Gleichung 3-1}$$

mit:  $P(y_i)$  = Auftretenswahrscheinlichkeit von  $y_i$  Unfällen auf dem Abschnitt  $i$   
 $\mu_i$  = Poisson-Parameter des Abschnitts  $i$  (entspricht dem Erwartungswert  $E(y_i)$ )  
 $n$  = Anzahl der Abschnitte

Die Poisson-Verteilung besitzt mit  $\mu$  nur einen Parameter. Varianz und Erwartungswert stimmen hierbei überein ( $\mu = \text{Var}(y)$ ).

In der Auswertung empirischer Unfallhäufigkeiten zeigt sich in den wenigsten Fällen eine Übereinstimmung von Varianz und Erwartungswert. Übersteigt die Varianz den Erwartungswert ( $\text{Var}(y) > \mu$ ), spricht man von Überdispersion (bzw. Überzufälligkeit). Im entgegengesetzten Fall eines Unterschreitens ( $\text{Var}(y) < \mu$ ) liegt Unterdispersion (bzw. Unterzufälligkeit) vor. Die Übereinstimmung von Erwartungswert und Varianz ( $\text{Var}(y) = \mu$ ) wird als Äquidispersion bezeichnet.

In den meisten Anwendungsfällen tritt Überdispersion auf. Diesen Varianzüberschuss führen Miaou 1994 sowie Maher & Summersgill 1996 übereinstimmend auf drei potentielle Quellen zurück:

- Unberücksichtigte erklärende Variable (bspw. durch örtliche Einflüsse)
- Fehlerhafte erklärende Variable (bspw. ungenau erhobene Verkehrsstärken)
- Fehlerhafte Modellspezifikation (bspw. ungeeignete funktionale Form)

Lord et al. 2005 weisen anhand von Monte-Carlo-Simulationen nach, dass sich Überdispersion bereits durch Überlagerung verschiedener Bernoulli-Prozesse mit unterschiedlichen Unfallwahrscheinlichkeiten einstellt. Diese Sichtweise beruht auf der nachvollziehbaren Annahme, nicht alle Abschnitte und Verkehrsteilnehmer wiesen die gleiche Unfallwahrscheinlichkeit auf. Der dadurch entstehende Varianzüberschuss ließe sich demzufolge eher auf die Unzulänglichkeit der Poisson-Verteilung zur Beschreibung der Unfallhäufigkeit als auf fehlerhafte Variable zurückführen.

Da die resultierenden Wahrscheinlichkeiten aus einer Überlagerung von Bernoulli-Prozessen unterschiedlicher Ergebniswahrscheinlichkeiten keiner Standard-Verteilung folgen, bleibt die Annahme Poisson-verteilter Erwartungswerte laut Lord et al. 2005 dennoch sinnvoll.

Im Zusammenhang mit der Dispersion ist auch ein häufig auftretendes Problem einer großen Anzahl unfallfreier Abschnitte zu sehen. Lord et al. 2005 führen dieses Problem einerseits auf Zustände geringer Exposition (Verkehrsstärke) bei gleichzeitig hohem Unfallrisiko, andererseits auf die Untersuchung sehr kurzer Abschnitte (im Fall von Strecken) oder Zeiträume zurück.

Die Folgen unterschiedlicher Dispersionseigenschaften und überschüssiger Nullen für die Berechnung von Unfallhäufigkeitsmodellen werden im nachfolgenden Kapitel 3.2 besprochen.

## **3.2 Multivariate Unfallhäufigkeitsmodelle**

### **3.2.1 Klassische lineare Regression**

Frühe Versuche, die Determinanten des Unfallgeschehens mit multivariaten Methoden zu bestimmen, bedienen sich klassischer Regressionsmodelle (s. u. a. Hiersche & Taubmann 1988, Leutzbach & Zoellmer 1988). Die allgemeine Gleichung nimmt eine lineare Form an:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_k x_{ik} + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, n \quad \text{Gleichung 3-2}$$

mit:  $y_i$  = Unfallhäufigkeit des Abschnitts  $i$  (abhängige Variable)  
 $i$  = Index der Abschnitte  
 $\beta$  = Regressionskoeffizient  
 $x$  = Kovariable (unabhängige Variable)  
 $k$  = Index der Kovariablen (unabhängigen Variablen)  
und deren Koeffizienten  
 $\varepsilon$  = zufälliger Fehler (Residuum)  
 $n$  = Anzahl der Abschnitte

Hierbei wird der beobachtete Wert  $y_i$  als lineare Kombination der Kovariablen ( $x_{i1}, \dots, x_{ik}$ ) und der unbekannten Regressionskoeffizienten ( $\beta_0, \dots, \beta_k$ ) unter Berücksichtigung eines stochastischen Fehlers  $\varepsilon_i$  berechnet. Die Schätzung der Koeffizienten erfolgt mit der Methode der kleinsten Quadrate (OLS) unter Minimierung der quadrierten Störgrößen innerhalb der Stichprobe ( $i = 1, \dots, n$ ).

Die Verwendung des allgemeinen linearen Modells (ALM) – und damit auch der klassischen linearen Regression – ist an Voraussetzungen geknüpft, die sich für die Beschreibung des Unfallgeschehens als zu restriktiv erweisen. So setzt das Modell normalverteilte Störgrößen mit einem Mittelwert von null und gleiche Varianzen über alle Erwartungswerte hinweg (Homoskedastizität) voraus.

Bei Verletzung dieser Annahmen erweist sich die verwendete Schätzmethode der kleinsten Quadrate als ungeeignet. Unter Berücksichtigung der theoretisch begründeten Annahme Poisson-verteilter Unfallhäufigkeiten und der damit verbundenen Abhängigkeit von Erwartungswert und Varianz ist die Forderung nach Homoskedastizität nicht praktikabel.

### 3.2.2 Verallgemeinerte lineare Modelle (GLM)

Das Problem einer mangelnden Eignung klassischer Regressionsmodelle kann mit Hilfe verallgemeinerter linearer Modelle (GLM) überwunden werden. GLM beschreiben eine von Nelder & Wedderburn 1972 eingeführte Modellklasse, deren grundlegende Gemeinsamkeit in der Unabhängigkeit von den Restriktionen des allgemeinen linearen Modells besteht. Im Gegensatz zur klassischen Normalregression können mit diesen Modellen auch nicht-normalverteilte Zielvariable in einem methodisch einheitlichen Rahmen behandelt werden.

Die Generalisierung des klassischen linearen Regressionsmodells geschieht über eine Zerlegung in drei Komponenten: eine systematische sowie eine stochastische Komponente und eine Verknüpfungsfunktion („Link“). Die systematische Komponente lässt sich unter Berücksichtigung der Linkfunktion wie folgt formulieren:

$$\mu = h(\eta) \quad \text{bzw.} \quad \eta = g(\mu) \quad \text{Gleichung 3-3}$$

mit:  $\mu$  = Erwartungswert (abhängige Variable)  
 $h(\cdot)$  = Responsefunktion  
 $\eta$  = linearer Prädiktor  
 $g(\cdot)$  = Linkfunktion ( $g(\cdot) = h(\cdot)^{-1}$ )

Die Responsefunktion  $h(\cdot)$  ist die Umkehrfunktion der Linkfunktion  $g(\cdot)$ . Der lineare Prädiktor nimmt eine vergleichbare Form wie im klassischen Regressionsmodell an:

$$\eta = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k$$

Gleichung 3-4

mit:  $\eta$  = linearer Prädiktor  
 $\beta$  = Regressionskoeffizient  
 $x$  = Kovariable (unabhängige Variable)  
 $k$  = Index der Kovariablen und deren Koeffizienten

Eine Voraussetzung des Modells ist, dass sich die Zielvariablen alle in Form einer einparametrischen Exponentialfamilie schreiben lassen (s. u. a. McCullagh & Nelder 1989, Fahrmeir et al. 2009, Gill 2000). Dabei stellen unter anderem die Poisson-Verteilung, sowie auch die negative Binomialverteilung (mit fixiertem Verteilungsparameter) jeweils einparametrische Exponentialfamilien dar. Das Modell eignet sich somit grundsätzlich zur Beschreibung von Unfallhäufigkeiten.

Die Wahl der Link-Funktion hängt von der Verteilungsfunktion des Modells ab. Zu jeder Exponentialfamilie gibt es eine sogenannte kanonische bzw. natürliche Linkfunktion (Fahrmeir et al. 2009). Aufgabe der Linkfunktion ist die Anpassung des linearen Prädiktors an den Ergebnisraum der abhängigen Variablen, in diesem Fall der Unfallhäufigkeit.

Die kanonische Linkfunktion Poisson-verteilter Zielgrößen ist der natürliche Logarithmus. Mit  $\ln(x)^{-1} = e^x$  lässt sich der systematische Zusammenhang wie folgt formulieren:

$$\mu = e^\eta = e^{\beta_0 + \sum \beta_k x_k} = e^{\beta_0} \cdot e^{\beta_1 x_1} \cdot \dots \cdot e^{\beta_k x_k}$$

Gleichung 3-5

mit:  $\mu$  = Erwartungswert (abhängige Variable)  
 $\eta$  = linearer Prädiktor  
 $\beta$  = Regressionskoeffizient  
 $x$  = Kovariable (unabhängige Variable)  
 $k$  = Index der Kovariablen und deren Koeffizienten

Die Erhebung des linearen Prädiktors in den Exponenten stellt positive Erwartungswerte sicher. In der Folge ist das resultierende Modell multiplikativ aufgebaut. Aufgrund der logarithmischen Verknüpfung von Erwartungswert und linearem Prädiktor ( $\ln(\mu) = \eta$ ) werden Zähldatenmodelle dieser Form als log-lineare Modelle bezeichnet.

Die Schätzung der Regressionskoeffizienten erfolgt in GLM mittels Maximum-Likelihood-Schätzung (MLE). Dieses Verfahren setzt einerseits keine Normalverteilungsannahme voraus, erfordert andererseits jedoch eine eindeutige Spezifikation der Zielgrößenverteilung. Nähere Ausführungen hierzu sind der Anlage 2 im Anhang zu entnehmen.

Ausgehend von ersten Anwendungen in Großbritannien (u. a. Maycock & Hall 1984, Maycock & Maher 1986), den USA (u. a. Miaou & Lum 1993, Miaou 1994) und im skandinavischen Raum (u. a. Fridstrøm et al. 1995, Brüde et al. 1998) stellt diese Vorgehensweise in der internationalen Praxis den derzeitigen Stand der Technik dar. Im deutschsprachigen Raum werden GLM hingegen bisher nur vereinzelt angewendet (u. a. bei Hautzinger & Pfeiffer 2009, Ruhl 2010, Schüller 2010, Maier et al. 2012).

Die Regression mit Poisson-Modellen führt in der praktischen Anwendung häufig zu statistischen Problemen. Wie zuvor erwähnt, weisen empirische Unfallzahlen in den meisten Fällen – insbesondere im Bereich innerörtlicher Straßen – Überdispersion auf. Der entsprechend der spezifizierten Zielgrößenver-

teilung nicht vorgesehene Varianzüberschuss kann zu einer Verzerrung der Schätzwerte und deren Standardabweichungen führen.

Um die Signifikanz der Regressionskoeffizienten auch unter diesen Umständen zuverlässig schätzen zu können, besteht eine Möglichkeit in der Anwendung einer Quasi-Maximum-Likelihood-Schätzung. Bei diesem Verfahren wird die Verzerrung der Standardabweichung durch einen Dispersionsfaktor ausgeglichen (näheres siehe Anlage 2).

Eine zweite Möglichkeit stellt die Annahme negativ binomialverteilter Zielgrößen dar (s. u. a. Miaou 1994, Maher & Summersgill 1996, Brüde et al. 1998). Die Begründung dieser Vorgehensweise ergibt sich aus der Anschauung einer negativen Binomialverteilung als Überlagerung einer Poisson-Verteilung durch eine Gammaverteilung. Während der Poisson-Anteil der Varianz dem stochastischen Charakter der Unfallentstehung zugerechnet wird, wird die verbleibende unerklärte Varianz als gammaverteilte Unterschiede nicht erfasster Einflussgrößen zwischen den einzelnen Abschnitten verstanden.

Dieses Vorgehen führt zu keiner weiteren Varianzaufklärung im Sinne eines erklärenden Modells, es ermöglicht vielmehr den Ausschluss überschüssiger Varianz aus der Schätzung der Regressionskoeffizienten. Bei der Schätzung der systematischen Komponente wird demnach ein zusätzlicher Fehlerterm berücksichtigt:

$$\mu = e^{\eta + \varepsilon}$$

Gleichung 3-6

mit:  $\mu$  = Erwartungswert (abhängige Variable)  
 $\eta$  = linearer Prädiktor  
 $\varepsilon$  = Fehlerterm (gammaverteilt um einen Mittelwert  $\bar{\varepsilon} = 1$   
mit einer Varianz  $\text{Var}(\varepsilon) = \alpha$ )

Die zusätzliche Varianz  $\alpha$  wird im Rahmen der Modellanpassung als weiterer Parameter geschätzt. Aufgrund der Berücksichtigung eines zusätzlichen gammaverteilten Fehlers werden – vor allem in der US-amerikanischen Literatur – diese Modelle alternativ auch als Poisson-Gamma-Modelle bezeichnet (s. u. a. Lord & Mannering 2010). In Anlehnung an Winkelmann 2008 wird nachfolgend der Begriff NegBin-Modell verwendet.

Sowohl Poisson-, als auch NegBin-Modelle weisen Schwächen auf, sobald Datensätze mit geringen Mittelwerten oder kleinen Stichproben modelliert werden. Daraus entstehende Folgen für die Modellbildung werden in der Anlage 2 behandelt. Für eine ausführliche Besprechung dieser Thematik wird zudem auf Maher & Summersgill 1996 sowie Lord & Mannering 2010 verwiesen.

Weder Poisson-, noch NegBin-Modelle sind im Fall von Unterdispersion anwendbar. Lord et al. 2008 und Lord et al. 2009 weisen für solche Fälle die Eignung der auf Conway & Maxwell 1961 zurückgehende Conway-Maxwell-Poisson-Verteilung im Kontext eines GLM nach. Alternativ schlagen Ismail & Jemain 2007 in einem vergleichbaren Zusammenhang die Verwendung zweier generalisierter Poisson-Verteilungen vor. Für nähere Informationen wird auf die genannten Literaturen verwiesen. Detaillierte Ausführungen zu GLM, deren Schätzmethoden sowie Belangen der Modellgüte finden sich in der Anlage 2.

### 3.2.3 Weitere Verfahren

Die Wahl anderer Modellgattungen zur Beschreibung der Unfallhäufigkeit erfolgt in den meisten Fällen mit dem Ziel, die bereits genannten Probleme mit GLM zu überkommen. Als solche werden

- die korrekte Berücksichtigung von Überdispersion,
- abhängige/korrelierende Beobachtungen (Verletzung der Unabhängigkeitsannahme) sowie
- eine - der zugrundegelegten Verteilungsannahme folgend – zu große Anzahl unfallfreier Abschnitte (Nullüberschuss)

erkannt.

Der gleichen Anschauung folgend, die zu einer Anwendung der NegBin-Modelle führt, wird in verschiedenen Arbeiten alternativ die Schätzung Poisson-lognormaler Modelle im Fall von Überdispersion vorgeschlagen (s. u. a. Miaou et al. 2003, Lord & Miranda-Moreno 2008). Die Schätzung erfolgt ähnlich wie in Gleichung 3-6, allerdings unter Annahme eines lognormalverteilten Fehlerterms.

Miaou et al. 2003 stellen fest, dass diese Modelle eine bessere Anpassungsgüte aufweisen als vergleichbare NegBin-Modelle. Sie merken jedoch an, dass auch diese Vorgehensweise Probleme in Fällen kleiner Stichproben und kleiner Mittelwerte birgt. Lord & Miranda-Moreno 2008 weisen in dieser Hinsicht eine geringere Empfindlichkeit als bei der Verwendung der negativen Binomialverteilung nach. Diese Probleme treten ihren Ergebnissen zufolge erst bei kleineren Mittelwerten und geringeren Stichprobenumfängen auf, als dies bei vergleichbaren NegBin-Modellen der Fall ist.

Ein maßgeblicher Nachteil dieser Vorgehensweise liegt in der erheblich aufwändigeren Berechnung. Poisson-lognormale Modelle weisen keine geschlossene Form auf, wie negative Binomialmodelle. Deren Schätzung kann daher nicht im Rahmen von GLM vorgenommen werden, sondern basiert auf den Methoden verallgemeinerter linearer gemischter Modelle (GLMM). Für eine ausführliche Beschreibung dieser Modellgattung und ihrer Schätzverfahren wird auf Fahrmeir et al. 2009 verwiesen.

Unter anderem Lord 2000, Agüero-Valverde & Jovanis 2008 und Wang et al. 2008 stellen die Frage nach der Unabhängigkeit der Unfallhäufigkeiten in den Vordergrund und untersuchen in diesem Zusammenhang die Anwendung verallgemeinerter Schätzungsgleichungen (GEE). Diese Modelle erlauben die Berücksichtigung korrelierender Beobachtungen und lösen sich somit von der – auch für GLM gültigen – Voraussetzung unabhängiger Beobachtungen.

Die Arbeiten unterscheiden sich hinsichtlich ihrer Zielsetzung. Während Lord 2000 zeitliche Trends durch die Verwendung einzelner Jahre jedes Abschnitts abzubilden versucht, gilt das Interesse der weiteren genannten Arbeiten der Berücksichtigung räumlicher Abhängigkeiten („spatial correlation“) benachbarter Abschnitte im Straßennetz.

Eine Gegenüberstellung alternativer Modellgattungen zur Berücksichtigung räumlicher Abhängigkeiten findet sich in El-Basyouny & Sayed 2009 und in Guo et al. 2010. Die dort vorgestellten Verfahrensweisen sind zum Teil statistisch komplex und rechenintensiv. Für eine breite Anwendung sind sie ungeeignet.

Die durch die Berücksichtigung korrelierender Einzelbeobachtungen entstehenden Vorteile von GEE werden durch einen Verlust der Schätzgüte erkaufte. Für die Modellgattung existieren keine Maximum-Likelihood-Schätzer. Vielmehr werden die Koeffizienten auf Basis einer Pseudo-Maximum-Likelihood-Schätzung (PMLE) berechnet. Die resultierenden Schätzer sind weniger effizient und weisen deutlich

größere Standardabweichungen auf. Detaillierte Informationen zu diesem Verfahren sind Ziegler 2011 zu entnehmen.

Eine Reihe von Autoren (u. a. Shankar et al. 1997, Lee & Mannering 2002) begegnen dem Problem überzähliger unfallfreier Abschnitte mit der Anwendung sogenannter ZI-Modelle (englisch: „zero-inflated“). Diese Modelle berücksichtigen zwei Zustände, die unabhängig voneinander geschätzt werden: einen sicheren Zustand (null Unfälle erwartet) und einen unsicheren Zustand (mehr als null Unfälle erwartet). Die Einteilung der Fälle in die beiden Zustände erfolgt für gewöhnlich mittels eines binären Modells (meist Logit- oder Probitmodell). Die Berechnung der Erwartungswerte für den unsicheren Zustand wird wiederum anhand von Poisson- (ZIP) oder NegBin-Modellen (ZINB) vorgenommen.

Zwar führt diese Vorgehensweise zu einer Bewältigung des Problems von mehr unfallfreien Abschnitten, als dies mit Hilfe der Poisson-Verteilung oder der negativen Binomialverteilung erklärt werden könnte, jedoch birgt sie gleichzeitig ein Interpretationsproblem. Lord et al. 2005 zufolge entbehrt die Annahme eines langfristigen Mittelwerts von null Unfällen für einen Teil des Kollektivs jeder theoretischen Grundlage und negiert praktisch den Unfallentstehungsprozess.

Eine ähnliche Vorgehensweise, jedoch ohne die Annahme eines langfristigen Erwartungswerts von null, stellen Malyshkina & Mannering 2010 mit der Anwendung – wesentlich komplexerer – „zero-state Markov switching“-Modelle vor. Diese Verfahren lassen eine Veränderung des Zustands eines beobachteten Falls über die Zeit zu. Der Sprung von einem Zustand in den anderen wird dabei als Markov-Prozess abgebildet. Malyshkina & Mannering 2010 führen eine zeitlich differenzierte Analyse des Unfallgeschehens durch und können dabei unsichere Zustände unter anderem mit Niederschlag und niedrigen Temperaturen in Verbindung bringen.

Für eine Zusammenstellung darüber hinausgehender Verfahrensansätze wird auf Lord & Mannering 2010 verwiesen.

### **3.3 Funktionale Form und Schätzung**

Es wird im weiteren Verlauf der Arbeit eine Schätzung der Unfallhäufigkeitsmodelle mit Hilfe verallgemeinerter linearer Modelle vorgenommen. Trotz der obengenannten Schwächen dieser Regressionsmodelle wurde deren Eignung im Kontext mit der Sicherheitsanalyse bereits vielfach bestätigt.

Reurings et al. 2005 unterscheiden im Zusammenhang mit Unfallmodellen zwei grundsätzliche Kategorien erklärender Variablen:

1. Expositionsgrößen und
2. Risikofaktoren.

Expositionsgrößen beschreiben das Maß, einem Risiko ausgesetzt zu sein. Wird die Unfallentstehung als zuvor beschriebener Bernoulli-Prozess verstanden, so entspricht die Zahl der Versuche – also die Zahl der Überfahrten – der Exposition. Werden Streckenabschnitte betrachtet, ist auch die Streckenlänge den Expositionsgrößen zuzurechnen. Der Einfluss der Länge wird in den meisten Fällen als linear angenommen. Ausnahmen bilden hierbei unter anderem Mountain et al. 1996, Bonneson & McCoy 1997, Sawalha & Sayed 2001 sowie Schüller 2010. Beide Vorgehensweise finden sich bei Bindra et al. 2009 sowie bei Hauer et al. 2004.

In solchen Fällen, in denen die Länge mit einem eigenen Koeffizienten geschätzt wird, beschreibt dieser einen degressiven Verlauf ( $\beta < 1$ ). Auf kurzen Abschnitten passieren demnach überproportional viele Unfälle.

Die Theorie der Unfallentstehung als Zufallsprozess impliziert die Randbedingung, dass null Exposition zu null Unfällen führt. Die in diesem Kontext am häufigsten verwendete funktionale Form ist die Potenzfunktion. Weitere erklärende Variable werden als Risikofaktoren aufgefasst und im Normalfall in exponentieller Form im Modell berücksichtigt. Die resultierende Modellform entspricht Gleichung 3-7.

$$\mu = \alpha \cdot \prod X_i^{\beta_i} \cdot e^{\sum \gamma_j z_j} \quad \text{Gleichung 3-7}$$

mit:  $\mu$  = Erwartungswert (abhängige Variable)  
 $\alpha, \beta, \gamma$  = Koeffizienten  
 $i, j$  = Indizes der Expositionsgrößen und Risikofaktoren  
 $X$  = Expositionsgröße  
 $z$  = Risikofaktor

Eine häufig verwendete Form für Unfallhäufigkeitsmodelle von Knotenpunkten sieht ein Aufteilen der Verkehrsstärke in zufließende Ströme der Haupt- und der Nebenzufahrten vor. Beide Werte werden als eigenständige Expositionsgrößen in der Potenzfunktion berücksichtigt (s. u. a. Greibe 2003, Park & Lord 2007 und Persaud et al. 2002). Knotenpunkte werden des Weiteren als dimensionslos angenommen, die Berücksichtigung einer Abschnittslänge entfällt.

Hauer & Bamfo 1997 schlagen auch die Verwendung komplexerer Verkehrsstärkefunktionen vor, sofern deren Wahl begründet ist. Als eine Möglichkeit empfehlen sie die Hoerl-Funktion mit der Form  $X^\alpha \cdot e^{X^\beta}$ . In einem solchen Fall wird die Verkehrsstärke sowohl im Potenz-, als auch im Exponentialterm berücksichtigt. In den Arbeiten von Lord 2000 sowie Persaud et al. 2002 weisen Modelle unter Verwendung der Hoerl-Funktion eine höhere Modellgüte als die Vergleichsmodelle mit einer einfachen Berücksichtigung des DTV auf.

Hauer 2004 empfiehlt bei Streckenmodellen seinerseits die Berücksichtigung eines additiven Terms im Modell. Der Hintergrund ist der unterschiedliche Wirkungsbereich verschiedener Variablen. Im Falle innerörtlicher Streckenabschnitte hätte beispielsweise die Führung einer Straßenbahn – einen Zusammenhang mit dem Unfallgeschehen vorausgesetzt – einen über die gesamte Länge wirksamen Einfluss auf das Unfallgeschehen, während eine Fußgänger-LSA vermutlich nur einen punktuell wirksamen Einfluss ausübte. Während die multiplikative Berücksichtigung der Straßenbahnführung angemessen wäre, müssten Fußgänger-LSA additiv einfließen, um deren Längenunabhängigkeit zu erhalten.

Die funktionale Form der Modelle ist gleichzeitig abhängig von der gewählten Modellgattung. Dabei weisen verallgemeinerte lineare Modelle – wie auch alle weiteren zuvor genannten Ansätze – eine rein multiplikative Form auf. Eine Berücksichtigung additiver Glieder ist mit ihnen ohne weiteres nicht möglich.

## 4 Untersuchungsraum und Datengrundlagen

Als Untersuchungsraum dient der Ortsbereich der Landeshauptstadt Dresden innerhalb seiner Gemeindegrenzen. Es werden nur Hauptverkehrsstraßen berücksichtigt. Deren Klassifizierung erfolgt entsprechend des Verkehrsentwicklungsplans des Jahres 2003<sup>4</sup>. Zum Hauptverkehrsstraßennetz zählen auch Anschlüsse von Erschließungsstraßen.

Die Abgrenzung zum Erschließungsstraßennetz wird aufgrund der Datenlage getroffen. Für das untergeordnete Straßennetz liegen nur in Einzelfällen Verkehrsstärkewerte vor.

### 4.1 Datengrundlagen

#### 4.1.1 Netz- und Flächennutzungsdaten

Das digitale georeferenzierte Straßennetz entstammt dem digitalen Landschaftsmodell des Landesvermessungsamts Sachsen (ATKIS-Basis DLM, Stand 2005, s. BKG 2005). Informationen zur Querschnittsaufteilung werden aus Orthofotos<sup>5</sup> des Stadtgebiets ausgewertet.

Ausgeschlossen werden solche Bereiche, die im Laufe des Untersuchungszeitraums der Jahre 2004 bis 2008 grundsätzlich umgebaut wurden. Inbegriffen sind beispielsweise Änderungen der Betriebsformen von Knotenpunkten oder Änderungen der Fahrstreifenanzahl von Streckenabschnitten.

Ebenso nicht berücksichtigt werden Brücken- und Tunnelstrecken, auf denen keine eindeutige Zuweisung des Unfallgeschehens aufgrund der Überlagerung von Netzelementen möglich ist sowie Netzelemente, die weder dem Kollektiv der Knotenpunkte noch dem der Streckenabschnitte eindeutig zugeordnet werden können.

Neben dem Straßennetz liegen im DLM Grundstücks- und Gebäudegrundflächen georeferenziert vor. Zum Teil sind die Nutzungen der Gebäude codiert, jedoch sind weder Informationen über die Wohnnutzung, noch über die Geschosshöhen vorhanden. Differenzierbar sind hingegen Schulen, Hochschulgebäude und Einkaufszentren. Von insgesamt 85.283 referenzierten Gebäuden im Untersuchungsgebiet sind die Nutzungen für 3.493 Gebäude enthalten. Dies entspricht einem Anteil von lediglich 4 %.

Für die Erfassung der Nutzungsverteilung in der angrenzenden Bebauung werden Online-Tools mit Luftbildern in Schräg- und Horizontalansicht (u. a. „bing maps“<sup>6</sup>, „Google Street View“<sup>7</sup>) verwendet. Die Auswertung der Länge der angrenzenden Bebauung erfolgt wiederum anhand der Orthofotos.

---

<sup>4</sup> „Hauptverkehrsstraßennetz mit Hauptsammelstraßen“, Stand: November 2003, Herausgeber: Landeshauptstadt Dresden, Hauptabteilung Mobilität

<sup>5</sup> Verzerrungsfreie georeferenzierte Luftbilder; Bodenauflösung 0,2 m; Überfliegung im Sommer 2009

<sup>6</sup> Microsoft Corporation, URL: <http://www.bing.com/maps/>

<sup>7</sup> Google Inc., URL: <http://maps.google.de/>

### 4.1.2 Verkehrsstärken

Die Verkehrsmengen werden als DTV-Werte aus den Verkehrsmengenkarten<sup>8</sup> des Untersuchungszeitraums 2004 bis 2008 übertragen. Verwendet werden die im zweijährigen Turnus aktualisierten Verkehrsmengenkarten aus den Jahren 2003, 2005 und 2007. Die Berechnung des Analysewertes erfolgt als gewogenes Mittel der drei Quellen:

$$DTV_{gew} = \frac{DTV_{2003} + 2 \cdot DTV_{2005} + 2 \cdot DTV_{2007}}{5} \quad \text{Gleichung 4-1}$$

mit:  $DTV_{gew}$  = gewogen gemittelter DTV  
 $DTV_{200X}$  = durchschnittlich tägliche Verkehrsstärke  
laut Verkehrsmengenkarte des Jahres 200X

Die Überprüfung der Zusammenhänge zwischen den Kenngrößen der Umfeldnutzung und dem Aufkommen im nichtmotorisierten Verkehr erfolgt anhand der in Monse 2008 vorgestellten Zählraten. Erfasst wurden Fußgängeraufkommen im Längs- und Querverkehr sowie Radverkehraufkommen auf 16 Abschnitten des Hauptverkehrsstraßennetzes in Dresden. Die Zählungen des Fußgängerverkehrs fanden an mittleren Werktagen zwischen 11 und 13 Uhr sowie zwischen 16 und 18 Uhr statt. Die Radverkehrserhebungen blieben auf den nachmittäglichen Zeitraum beschränkt (Monse 2008).

Die Zähltagelagen im Januar 2008. Der Zeitbereich ist den zeitlichen Restriktionen einer studentischen Arbeit geschuldet. Auch wenn aus fachlicher Sicht ein Erhebungszeitraum im Frühling oder Sommer sinnvoller erscheint, wird an dieser Stelle dennoch davon ausgegangen, dass die Wahl eines aufkommensschwachen Wintermonats – sofern Tage ohne Eis oder Schnee gewählt werden - lediglich die Höhe der Zahlen beeinflusst, nicht jedoch die anteiligen Unterschiede zwischen den einzelnen Abschnitten.

### 4.1.3 Mobilitätsdaten

Zur Auswertung der Umfeldnutzung wird der vollständige Datensatz (Haushalts-, Personen- und Wegedatensatz) der SrV-Befragung des Jahres 2008 für die Stadt Dresden herangezogen. Das System repräsentativer Verkehrserhebungen (SrV, aktuell auch „Mobilität in Städten“) umfasst stichtagsbezogene Haushaltsbefragungen zur Erhebung des ortsbezogenen Personenverkehrs der Wohnbevölkerung in Städten. Die Erhebung wird seit 1972 in einem Abstand von in der Regel fünf Jahren durchgeführt (Hubrich 2008).

Erfasst werden sowohl haushalts- als auch personenbezogene Daten. Grundgesamtheit der Stichprobenziehung ist die gemeldete Bevölkerung der untersuchten Stadt. Das Verkehrsverhalten wird mittels Wegetagebuch für einen vorgegebenen Stichtag aufgenommen. Als Stichtage werden ausschließlich Werktage von Dienstag bis Donnerstag außerhalb von Ferien und Feiertagen (mittlere Werktage) abgefragt.

Der vorliegende Datensatz Dresdens umfasst 7.543 Wege von 2.641 Personen aus 1.323 Haushalten im Stadtgebiet. Für den gewählten Stichtag werden die zurückgelegten Wege zwischen Quelle und Ziel abgefragt. Die einzelnen Teilwege können mit unterschiedlichen Verkehrsmitteln zurückgelegt werden, jedoch wird dem gesamten Weg ein Hauptverkehrsmittel zugewiesen. Die Zuweisung erfolgt in der

<sup>8</sup> Herausgeber: Landeshauptstadt Dresden, Hauptabteilung Mobilität

Reihenfolge ÖPNV-MIV-Rad-Fuß. Die mit dieser Vorgehensweise verbundenen Schwierigkeiten bei der Bestimmung der mittleren Länge zu Fuß zurückgelegter Wege wird in Kapitel 6.3 behandelt.

#### 4.1.4 Sozioökonomische und wirtschaftliche Strukturdaten

Die Auswertung sozioökonomischer und wirtschaftlicher Größen beruht auf den verkehrsbezirksfeinen Daten der Hauptabteilung Mobilität (mittlerweile Stadtplanungsamt) der Stadt Dresden, die wiederum als Grundlage für das Dresdener Verkehrsmodell dienen (Stand 2006). Dem Verkehrsmodell liegt eine Unterteilung des Stadtbereichs in 529 Verkehrsbezirke zugrunde, die sich an den statistischen Bezirken Dresdens orientieren. Diese wurden, je nach Bedeutung für die Verkehrserzeugung, in bis zu fünf Bereiche unterteilt (s. Abbildung A-5, Anlage 4).

Die Flächen der einzelnen Verkehrsbezirke streuen zwischen etwa drei und 4.820 ha um einen Mittelwert von ca. 62 ha. Die großflächigen Bezirke befinden sich vor allem in Randlage mit geringer Bebauungsdichte bzw. schließen weitläufige Grünflächen (u. a. Dresdner Heide) ein. Inwiefern eine derart grobe Einteilung einen Nutzen bei der Bestimmung von Einflussgrößen auf das Unfallgeschehen besitzen kann, wird im Laufe der Modellierung zu klären sein. In den wichtigen Bereichen hoher Nutzungsdichten ist die Einteilung deutlich differenzierter.

Folgende Daten liegen als Strukturgrößen in den einzelnen Verkehrsbezirken vor:

- Einwohnerzahlen aufgeteilt in acht verhaltenshomogene Gruppen, Zahlen Erwerbstätiger und Studenten;
- Arbeitsplätze insgesamt und unterteilt für den primären und sekundären (gemeinsam) sowie den tertiären Arbeitssektor;
- Schulplätze differenziert nach Schulart, Kindergartenplätze, Studienplätze;
- Verkaufsflächen in m<sup>2</sup>;
- Pkw-Bestand.

Eine tabellarische Datensatzbeschreibung enthält Tabelle A-8 in der Anlage 4. Die Aufbereitung und Zusammenführung auf Netzebene in einem GIS wird in Kapitel 6.5.1 erläutert. Die im Datensatz vorgenommene Bildung verhaltenshomogener Gruppen erfolgt entsprechend der Tabelle 6-3 in Kapitel 6.4.1 nach Altersklasse, Erwerbstätigkeit und Kfz-Verfügbarkeit.

Die Datenqualität ist im Rahmen dieser Arbeit nur in Teilen überprüfbar. Als Vergleichsdaten können die Schülerzahlen der einzelnen Schulen Dresdens aus der sächsischen Schuldatenbank<sup>9</sup> herangezogen werden. Die Schülerzahlen werden aufbauend auf diesen Informationen für den Stand 2007 plausibilisiert (ältestes gemeinsam verfügbares Schuljahr). Weitere Vergleichsdaten liegen aus anderen Quellen nicht vor, sodass dies der einzige Plausibilisierungsschritt bleibt.

#### 4.1.5 Unfalldaten

Als Zielgröße der Untersuchung dienen die Unfälle der Jahre 2004 bis einschließlich 2008. Die Wahl eines Fünf-Jahres-Zeitraum stellt einen Kompromiss zwischen einer möglichst hohen Stabilität der Mittelwerte und der Vermeidung eines konfundierenden Effekts durch einen zeitlichen Trend in der Unfallentwicklung dar.

---

<sup>9</sup> Abruf über Schulporträts, URL: <http://www-db.sn.schule.de/output/>

Die Daten entstammen der EUSka<sup>10</sup>-Datenbank der Polizeidirektion Dresden. Die Lokalisierung der Unfälle beruht auf der Verwendung einer map&guide<sup>11</sup>-Vektorkarte und weist - neben möglichen inhaltlichen Fehlern bei der Verortung - geografische Unterschiede gegenüber dem weiteren verwendeten Kartenmaterial auf. In der Vektorkarte werden Straßen als aufgeweitete Fahrbahnachsen dargestellt, deren relative Breiten mit dem Zoomfaktor variieren. Geografische Bezüge zu den Bordstein- oder Grundstückskanten fehlen ebenso wie georeferenzierte Luftbilder (Orthofotos). Eine Abschätzung der dadurch beeinflussten Lokalisierungsgenauigkeit erfolgt in Kapitel 4.2.

Einbezogen werden alle Unfälle des Untersuchungszeitraums mit Sachschaden und mit Personenschaden. Die in das geografische Netzmodell (GIS) übernommenen Informationen enthalten unter anderem den Unfalltyp und die –kategorie sowie die Verkehrsbeteiligungsarten der am Unfall beteiligten Unfallgegner. Eine deskriptive Auswertung des Unfallgeschehens erfolgt in Kapitel 4.3.

## 4.2 Überprüfung der Unfalllokalisierung

Zur Überprüfung des zu erwartenden geografischen Fehlers der Unfalllokalisierung wird eine Stichprobe von 300 Unfällen getrennt nach Unfalltyp gezogen und deren Verortung anhand von Unfalltexten auf Basis des DLM geprüft. Abweichungen zwischen der in EUSka hinterlegten Georeferenzierung und der Nachlokalisierung können zwei Gründe haben:

1. Unterschiede zwischen den verwendeten Kartengrundlagen (EUSka und DLM).
2. Falsche Verortung durch Fehlinterpretation der Unfallinformationen.

Aus den drei Kollektiven

- Längsverkehrsunfälle (Typ 6),
- Abbiegeunfälle und Einbiegen-/Kreuzen-Unfälle gemeinsam (Typen 2 und 3) und
- weitere Unfälle (Typen 1, 4, 5 und 7)

werden jeweils 100 Unfälle als Zufallsstichprobe gezogen.

Für 71 dieser Unfälle reichen die vorliegenden Informationen nicht für eine eindeutige Lokalisierung aus (fehlende oder unvollständige Unfalltexte)<sup>12</sup>. Für die übrigen Unfälle wird der Abstand zwischen der übernommenen und der nachträglichen Lokalisierung auf Grundlage des DLM in 10 m-Klassen ausgewertet (s. Abbildung 4-1).

Die größten Diskrepanzen zeigen sich bei den untersuchten Längsverkehrsunfällen (Typ 6), von denen 28 % mit einem Fehler größer 20 m verortet wurden. Dieser Zusammenhang ist insofern nachvollziehbar, als sich diese Unfälle zum überwiegenden Teil an Haltlinien von Knotenpunkten ereignen. In diesen Bereichen machen sich gleichzeitig die größten Verzerrungen im Vergleich zur Darstellung der Straßen als aufgeweitete Achsen bemerkbar. Im Streckenverlauf hingegen erfolgt die Lokalisierung häufig mit Hilfe der in der Vektorkarte hinterlegten Hausnummer.

<sup>10</sup> Elektronische Unfalltypensteckkarte, PTV AG

<sup>11</sup> PTV AG

<sup>12</sup> Der Polizei liegen zusätzliche Informationen vor, die in solchen Fällen der Lokalisierung dienen.

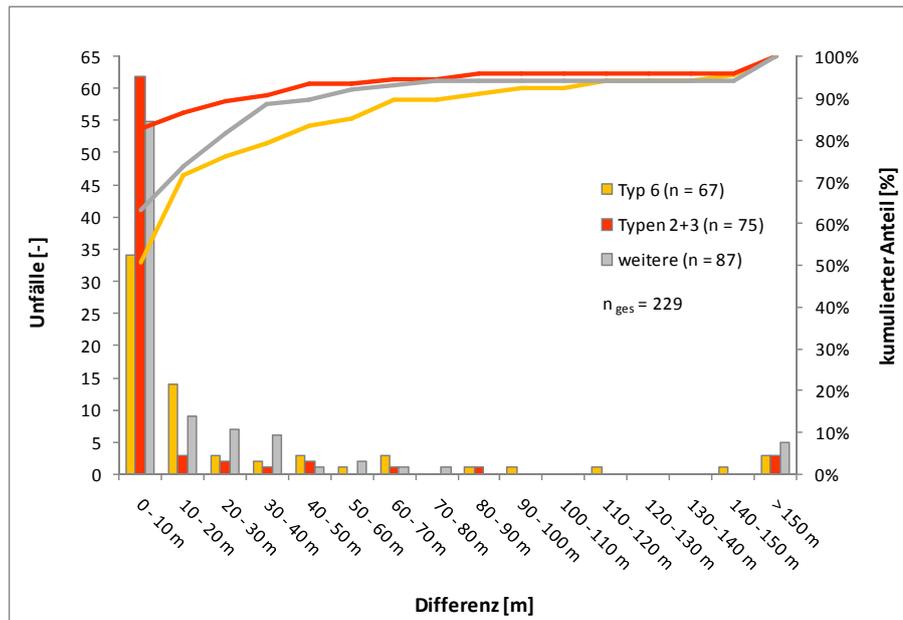


Abbildung 4-1: Häufigkeiten und relative Unterschreitungshäufigkeiten der Lokalisierungsfehler in Zufallsstichproben der Unfalltypen LV (Typ 6), AB und EK gemeinsam (Typen 2 u. 3) sowie aller weiteren Typen (Typen 1, 4, 5 u. 7)

Die Unfälle der Kategorien 2 und 3 sind größtenteils den richtigen Knotenpunkten bzw. Grundstückszufahrten zugeordnet. Der Lokalisierungsfehler liegt in 83 % der Fälle unter 10 m. Abweichungen dieser Größenordnung werden für die weitere Analyse als unproblematisch angesehen, da sie zumeist auf die Verortung innerhalb des Knotenbereichs zurückzuführen sind und Knoten als Ganzes analysiert werden. Ohne eine Unterscheidung nach Zufahrt oder Teilknoten sind Fehler dieser Art unerheblich für die Modellergebnisse.

Die weiteren Unfalltypen bewegen sich hinsichtlich ihrer Lokalisierungsgenauigkeit zwischen den Längsverkehrs- und den Vorfahrtunfällen. Nahezu zwei Drittel der überprüfbaren Unfälle weisen keine oder vernachlässigbare Differenzen auf (63 %, 0 – 10 m). Der Anteil der Unfälle mit Fehlern unter 20 m liegt bei ca. drei Vierteln (74 %).

Ein Teil der Unfälle aller drei Kollektive weist Differenzen auf, die nicht auf einen kartenbasierten Unterschied zurückzuführen sind. In einzelnen Fällen betragen diese mehr als einen Kilometer (bis zu 6,6 km). Ein Grenzwert zur Unterscheidung kartenbasierter und weiterer Fehler ist nicht eindeutig bestimmbar und auch nicht Gegenstand der Untersuchung. Die Ergebnisse dieses Arbeitsschritts werden im Rahmen der räumlichen Differenzierung der Netzelemente berücksichtigt.

### 4.3 Deskriptive Auswertung des Unfallgeschehens

Von den 73.254 gemeldeten Unfällen im Stadtgebiet Dresdens im Zeitraum 2004 bis 2008 ereigneten sich 39.562 Unfälle im untersuchten Hauptverkehrsstraßennetz<sup>13</sup>. Das Kollektiv lässt sich in 7.408 Unfälle mit Personen- (U(P)) und 32.194 Unfälle mit Sachschaden (U(S)) unterscheiden. Der Anteil der Unfälle mit Personenschaden am gesamten Unfallgeschehen beträgt demnach etwa 19 %. Eine Differenzierung nach Unfallkategorien und -typen ist Tabelle 4-1 zu entnehmen.

<sup>13</sup> Hierin sind aufgrund von Veränderungen im Untersuchungszeitraum ausgeschlossene Abschnitte des Netzes bereits nicht mehr berücksichtigt (s. Kapitel 5.4).

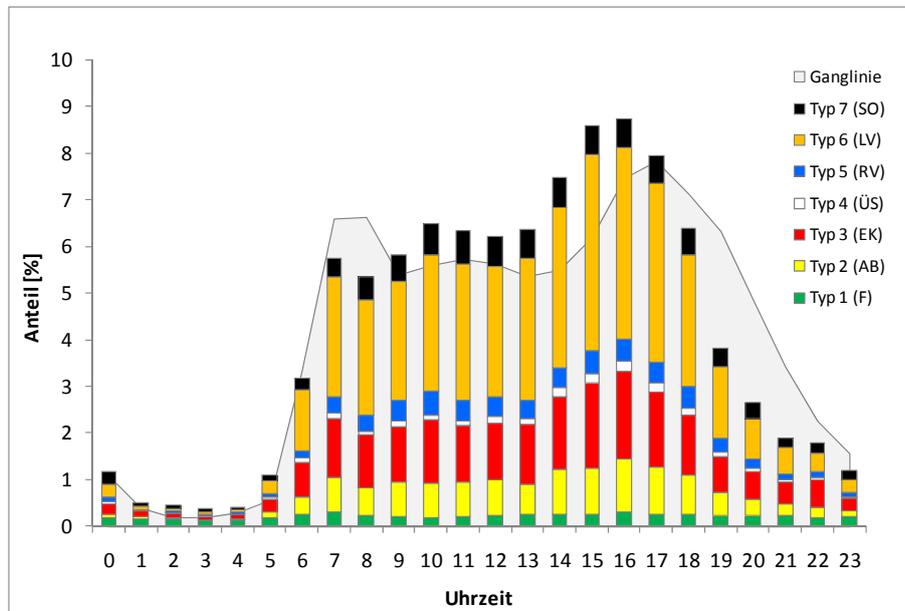
**Tabelle 4-1: Aufschlüsselung des betrachteten Unfallkollektivs im Untersuchungsnetz der Jahre 2004 bis 2008 nach Unfalltyp und -kategorie**

		Unfalltyp							Σ	
		1 (F)	2 (AB)	3 (EK)	4 (ÜS)	5 (RV)	6 (LV)	7 (SO)		
Unfallkategorie	U(P)	1 (GT)	9	4	5	21	1	4	3	47
		2 (SV)	198	191	374	316	26	150	69	1.324
		3 (LV)	495	944	2.124	469	97	1.616	292	6.037
	U(S)	4 (SS)	261	379	1.208	1	29	258	92	2.228
		5 (LS)	1.053	3.181	4.579	99	2.397	15.029	3.235	29.573
		6 (SS)	60	36	58	13	16	133	37	353
Σ		2.076	4.735	8.348	919	2.566	17.190	3.728	39.562	

Eine Auswertung der Tabelle 4-1 führt zu folgenden Erkenntnissen:

- Der Längsverkehrsunfall (Typ 6) ist der häufigste Typ Unfalltyp (43 % aller Unfälle). Gleichzeitig weisen diese Unfälle eine unterdurchschnittliche Schwere auf. Der Anteil der Unfälle mit Personenschaden an allen Längsverkehrsunfällen beträgt lediglich 10 %.
- Etwa ein Drittel aller Unfälle im Untersuchungsnetz sind auf Vorfahrtverstöße zurückzuführen (Unfalltypen 2 und 3 gemeinsam). Die Schwere dieser Unfälle liegt mit einem Anteil der Personenschadenunfälle von 28 % über dem Durchschnitt.
- Zwei Prozent der Unfälle sind Überschreiten-Unfälle. Die durchschnittliche Unfallschwere dieses Typs 4 übersteigt die aller anderen Typen deutlich. Etwa 88 % dieser Unfälle hatten einen Personenschaden, 37 % eine schwere Verletzung oder sogar den Tod zu Folge. Damit entfallen auf zwei Prozent aller Unfälle knapp ein Viertel der Schwerverletzten und nahezu die Hälfte der Getöteten.

Die zeitliche Verteilung der Unfälle nach Typen über den Tag ist in Abbildung 4-2 dargestellt.



**Abbildung 4-2: Tageszeitlicher Verlauf des Unfallgeschehens differenziert nach Unfalltypen und vereinfachter Gang der täglichen Verkehrsstärke nach HBS 2001 (Mittelwerte aus TGw1Ost bis TGw3Ost, [FGSV 2001a])**

Die Gesamtzahl der Unfälle folgt tageszeitlich qualitativ der dargestellten typischen Ganglinie der Verkehrsstärke auf Stadtstraßen. Diese ist als Mittelwert der drei typischen Ganglinien TGw1Ost bis

TGw3Ost des HBS 2001 (FGSV 2001a) berechnet und dient an dieser Stelle als vereinfachter Anhaltswert für Stadtstraßen in den neuen Bundesländern.

Der zeitliche Versatz der Ganglinie und des Unfallgeschehens im Bereich zwischen 14 und 22 Uhr ist vermutlich der Verwendung eines verallgemeinerten Gangs der Verkehrsstärke geschuldet und soll an dieser Stelle nicht weiter thematisiert werden. Auffällig ist das Fehlen der Morgenspitze im Verlauf der Unfallzahlen. Ein solcher Zusammenhang ist bereits mehrfach festgestellt worden und kann vermutlich auf Unterschiede zwischen der menschlichen Leistungsfähigkeit morgens und nachmittags bzw. abends zurückgeführt werden (s. u. a. Folkard 1997, Williamson et al. 2011). Eine tageszeitliche Abhängigkeit des Unfallrisikos und damit der Unfallraten ist also nicht auszuschließen. Eine Untersuchung dieses Zusammenhangs ist im Rahmen dieser Arbeit nicht vorgesehen.

Ein deutlicher Einfluss der Verkehrsstärke zeigt sich sowohl bei den Vorfahrt- (Typen 2 und 3) als auch den Längsverkehrsunfällen (Typ 6). Im Gegensatz dazu verteilen sich Fahrurfälle (Typ 1) relativ gleichmäßig über den Tag. Der Rückgang des Unfallrisikos durch die Abnahme des Verkehrs wird in diesen Fällen vermutlich durch eine zusätzliche Gefährdung infolge einer geringeren Verkehrsdichte und den damit verbundenen höheren Geschwindigkeiten kompensiert. Dies führt möglicherweise zu der Überschreitung der Verkehrsstärkeganglinie durch die Unfallhäufigkeit im Zeitraum zwischen zwei und drei Uhr.

Zur Analyse am Unfallgeschehen beteiligter Arten der Verkehrsteilnahme sind in Tabelle 4-2 die Unfälle im Untersuchungsnetz nach Unfallkonstellationen differenziert. Die Abgrenzung erfolgt auf Basis der Beteiligungsarten der Beteiligten 01 und 02 laut Unfallanzeige. Die Gruppe der Sonstigen (Son) umfasst dabei neben solchen Beteiligungsarten, die nicht den anderen Gruppen zugeordnet werden können, auch unbekanntes Daten (bspw. bei Unfallflucht).

**Tabelle 4-2: Differenzierung aller Unfälle im Untersuchungsnetz nach Unfallkonstellation (Berücksichtigung der Beteiligten 01 und 02 nach Unfallanzeige)**

	Pkw	Rad	Fuß	Gfz	Krad	Mofa	Strab	Bus	Son	allein	Σ Bet
Pkw	24.351	2.504	812	4.634	994	183	584	485	884	1.495	36.926
Rad		150	129	200	27	4	48	35	66	255	3.418
Fuß			12	53	35	5	89	41	12	0	1.188
Gfz				376	72	10	84	81	68	347	5.925
Krad					15	6	2	11	12	110	1.284
Mofa						2	0	2	3	9	224
Strab							2	4	22	14	849
Bus								9	14	21	703
Son									6	173	1.260

Die Konstellationen werden nicht nach Hauptverursacher getrennt (bspw. Rad-Fuß und Fuß-Rad), da diese Unterscheidung für die Sicherheitsarbeit aus Sicht der Infrastruktur wenig Relevanz besitzt. Weitere Unfallbeteiligte (Ordnungsnummern > 2) werden in dieser Auswertung nicht berücksichtigt. Es wird die vereinfachende Annahme getroffen, dass weitere Unfallbeteiligte das Zustandekommen des Unfalls nicht maßgeblich beeinflussen. In Anbetracht einer mittleren Anzahl Unfallbeteiligter je Unfall von 2,03 erscheint der entstehende Fehler vernachlässigbar. Dies führt zu einem Ausschluss von 3.455 Unfallbeteiligten aus der Betrachtung.

Eine Auswertung der beteiligungsfeinen Unfallkonstellationen führt zu den folgenden Ergebnissen:

- Bei 93 % aller Unfälle im Untersuchungsnetz sind Pkw unter den ersten beiden Beteiligten. Mit einem Anteil von 62 % an allen Unfällen stellen Unfälle zwischen Pkw die mit Abstand häufigste Konstellation dar.
- Mit nahezu 6.000 Unfällen (ca. 15 %) weisen Güterkraftfahrzeuge die zweithöchste Beteiligungshäufigkeit am Unfallgeschehen auf. Darauf folgen Radfahrer (3.418, entspricht 9 %).
- Der Anteil der Allein-Unfälle am Unfallgeschehen beträgt etwa sechs Prozent (2.424 Unfälle). Umgekehrt sind ca. 94 % aller Unfälle auf Konflikte zwischen zwei oder mehr Verkehrsteilnehmern zurückzuführen.
- Nichtmotorisierte Verkehrsteilnehmer sind an insgesamt etwa 4.500 Unfällen beteiligt. Deren Anteil liegt insgesamt bei lediglich 11 %.
- Der Anteil an Unfälle mit Straßenbahnen am gesamten Unfallgeschehen liegt bei 2 %.

Bei vergleichender Auswertung der Unfälle mit Personenschaden zeigen sich in Bezug auf die Verkehrsbeteiligung folgende deutliche Unterschiede (s. Tabellen A-9 bis A-11, Anlage 5):

- Bei 60 % aller 1.371 Unfälle mit schwerem Personenschaden sind Fußgänger oder Radfahrer unter den ersten beiden Unfallbeteiligten. Der Anteil liegt bei allen Personenschadenunfällen (7.408) mit einem Wert von 47 % darunter.
- Der Großteil der Unfälle mit Personenschaden und nichtmotorisierter Verkehrsbeteiligung ist auf Kollisionen mit Pkw zurückzuführen.
- Der Anteil der Unfälle mit Beteiligung von Güterkraftfahrzeugen an allen U(P) beträgt sowohl bei Unfällen mit schwerem Personenschaden als auch bei allen Unfällen mit Personenschaden ca. acht Prozent.
- Unfälle mit Beteiligung von Straßenbahnen weisen eine überdurchschnittliche Unfallschwere auf. Deren Anteil an allen Unfällen beträgt 2 %, während er bei den Unfällen mit schwerem Personenschaden bei 7 % liegt. Bei 56 % der Unfälle mit schwerem Personenschaden und Beteiligung von Straßenbahnen waren Fußgänger oder Radfahrer die Unfallgegner.

Für das weitere Vorgehen führt die beteiligungsfeine Analyse des Unfallgeschehens zu folgenden Schlüssen:

- Aufgrund des bedeutenden Anteils nichtmotorisierter Verkehrsteilnehmer am Unfallgeschehen mit Personenschaden erscheint deren differenzierte Betrachtung bei der Modellbildung sinnvoll.
- Eine differenzierte Betrachtung von Unfällen mit Sachschaden mit nichtmotorisierter Verkehrsbeteiligung führt zu kleinen Kollektiven und erscheint für die Modellbildung als nicht zielführend.

## 5 Differenzierung der Netzelemente

Ziel der Netzeinteilung ist die Zerlegung des Hauptverkehrsstraßennetzes in charakteristische Netzelemente, um diese wiederum eigenständig analysieren und modellieren zu können. Die Differenzierung der Bestandteile führt zwangsläufig zu einem Zielkonflikt zwischen erreichbarer Genauigkeit und den Problemen kleiner Kollektive sowie eines erhöhten Berechnungsaufwands. Das Vorgehen ist dabei an einem großräumigen Untersuchungsansatz ausgerichtet. Die räumliche Disaggregation kann für ein Netz mit mehreren hundert Kilometern Streckenlänge nur bis zu einem vertretbaren Maß betrieben werden, um sich für die praktische Anwendung zu eignen. Die Grenzen werden maßgeblich durch die vorliegende (s. Kapitel 4.1) sowie die in weiteren Untersuchungsgebieten zu erwartende Datenverfügbarkeit gesetzt.

### 5.1 Erkenntnisstand

Eine gebräuchliche Unterteilung von Netzen in ihre Elemente sieht eine Unterscheidung von Strecken und Knotenpunkten vor. Bei Sicherheitsuntersuchungen werden aber auch andere Herangehensweisen verfolgt. So sieht die Sicherheitsanalyse von Straßennetzen nach den ESN (FGSV 2003a) eine Aufteilung des Netzes in Abschnitte vor, deren Längen sich aus der „optischen Unfalldichte“ ergeben. Eine Bedingung ist dabei, dass ein Mindestwert von vier Unfällen mit schwerem Personenschaden in drei Jahren pro Abschnitt nicht unterschritten wird (s. auch Kapitel 2.2). Eine weitere Unterteilung der Abschnitte soll darüber hinaus im Falle großer Verkehrsstärkedifferenzen vorgenommen werden. Bis auf das Kriterium einer minimalen Dichte der Unfälle mit schwerem Personenschaden werden die weiteren Grenzen nicht quantifiziert. Ebersbach & Schüller 2008 wählen in ihrer Untersuchung der Abschnittsbildung eine Veränderung von 25 % des DTV als Schwellenwert.

Beiden Methoden ist gemein, dass Knotenpunkte nicht als eigenständige Netzelemente berücksichtigt werden, sondern deren Unfälle mit denen angrenzender Streckenabschnitte zusammengeführt werden. Das Verfahren gemäß ESN dient dem Auffinden auffällig unfallbelasteter Bereiche, während bei der Modellbildung die Untersuchung der Zusammenhänge zwischen Einflussgrößen und dem Unfallgeschehen im Vordergrund steht. Den Ansprüchen einer differenzierten statistischen Betrachtung der Einflüsse der Verkehrssicherheit genügt eine derart grobe Einteilung nicht, da sie bedeutende Unterschiede in den Verkehrs- und Unfallabläufen an Knotenpunkten und Streckenabschnitten vernachlässigt.

Sowohl Lord 2000 (darauf basieren auch Lord & Persaud 2000, Lord 2002, Lord & Persaud 2004), als auch Greibe 2003 stellen in ihren Arbeiten Unfallvorhersagemodelle für städtische Straßennetze vor. In beiden Fällen entwickeln die Autoren unabhängige Modelle für Knotenpunkte und Streckenabschnitte. Ein vergleichbares Vorgehen liegt auch der prädiktiven Methodik des HSM zugrunde (AASHTO 2010).

Neben den Grundelementen Knoten und Strecke berücksichtigen einige Arbeiten den über den geometrischen Bereich hinausreichenden Einfluss von Knotenpunkten auf angrenzende Streckenabschnitte (u. a. Eckstein & Meewes 2002, Baier et al. 2007a, Wang et al. 2008). Dieser Einfluss- oder Annäherungsbereich wird, je nach Betrachtungsweise, bei der Sicherheitsbewertung entweder aus der Untersuchung ausgeschlossen oder dem Knotenpunkt zugewiesen.

### 5.1.1 Knotenpunkte

#### Kategorisierung von Knotenpunkten:

Bei der Untersuchung von Hauptverkehrsstraßennetzen hängt die Behandlung von Knotenpunkten als eigenständige Netzelemente von deren Funktion ab. In den meisten Untersuchungen städtischer Netzelemente werden Verkehrs- und Anschlussknotenpunkte unterschieden. Verkehrsknotenpunkte sind Schnittpunkte von Hauptverkehrsstraßen, während Anschlussknotenpunkte Schnittpunkte von Erschließungsstraßen mit Hauptverkehrsstraßen sind. Diese funktionale Unterscheidung beruht auf folgenden Überlegungen:

- Im Gegensatz zu Verkehrsknotenpunkten liegen für die untergeordneten Zufahrten von Anschlussknotenpunkten oftmals Verkehrsstärkewerte nicht flächendeckend vor. Für diese untergeordneten Knotenpunkte können daher nur vereinfachte Ansätze unter Verwendung der Verkehrsstärken in den Hauptrichtungen untersucht werden. Gemeinsame Modelle aller Knotenpunkte erweisen sich in solchen Fällen als nicht sinnvoll, da die prädiktive Kraft zur Beschreibung des Unfallgeschehens an Verkehrsknotenpunkten durch die begrenzte Datenverfügbarkeit der Anschlussknoten beschränkt wird.
- Anschlussknotenpunkte werden überwiegend verkehrszeichengeregelt mit Bevorrechtigung der Hauptverkehrsstraße betrieben. Geradeausfahrende Fahrzeuge aus den Hauptrichtungen durchfahren solche Knotenpunkte im Normalfall ohne Beeinträchtigung mit unverminderter Geschwindigkeit. Es ist anzunehmen, dass sich an Anschlussknotenpunkten - anders als an Verkehrsknotenpunkten - Einflüsse der Strecke und des Knotenpunkts überlagern. Anschlussknotenpunkte könnten in diesem Fall als Teil der Streckencharakteristik aufgefasst werden.

Die von Maier 1984 eingeführte Unterscheidung von Verkehrs- und Anschlussknotenpunkten erfolgt auf verschiedenen Wegen:

- Baier et al. 2007a (darauf aufbauend auch Berger 2008) orientieren sich in ihrem Vorgehen an der Definition von Knotenpunkten, wie sie in Baier 2006 für die Bewertung der Verkehrsqualität auf Streckenabschnitten von Hauptverkehrsstraßen eingeführt wird. Sie unterscheiden Verkehrs- (Kreuzungen und Einmündungen gleichrangiger Hauptverkehrsstraßen) und Anschlussknoten (Kreuzungen und Einmündungen einer Hauptverkehrsstraße mit Erschließungsstraßen) hinsichtlich der Netzfunktion der verknüpften Straßen.
- Greibe 2003 grenzt Anschlussknoten (minor intersections) anhand der zufließenden Verkehrsstärke aus den untergeordneten Zufahrten ab. Liegt dieser Zufluss im Mittel unter 250 Kfz/24h, wird der Knotenpunkt als Anschlussknoten klassifiziert und als Teil der Strecke behandelt. Diese Vorgehensweise beruht auf dem Wunsch nach einer Minimierung des Modellierungsaufwands trotz umfassender Datenverfügbarkeit.
- Sawalha & Sayed 2001 sowie El-Basyouny & Sayed 2006 unterscheiden Knotenpunkte anhand ihrer Betriebsform. Während lichtsignalgeregelt Knoten als eigenständige Netzelemente berücksichtigt werden, stufen sie verkehrszeichengeregelte als untergeordnet und damit als Teil der Strecke ein. Diese Vorgehensweise lässt sich anhand des oben beschriebenen Verkehrsablaufs sachlich begründen, erfordert wiederum Kenntnisse über die Verkehrsstärken untergeordneter Knotenpunktzufahrten, sofern diese lichtsignalgeregelt sind.

Bei der Behandlung von Anschlussknotenpunkten in den Netz- und Streckenmodellen zur Quantifizierung der Sicherheit lassen sich grundsätzlich zwei Vorgehensweisen unterscheiden:

1. Behandlung als eigenständige Netzelemente.
2. Berücksichtigung als Teil der Strecke.

Der erste Weg wird unter anderem von Summersgill & Layfield 1996 gewählt. Eine Unterscheidung ist in ihrer Untersuchung nicht erforderlich, da die Bearbeiter für alle in der Auswertung berücksichtigten Knotenpunkte entweder über Verkehrsstärkedaten verfügen oder diese erheben. Die zweite Vorgehensweise findet sich unter anderem bei Mountain et al. 1996, Lord 2000, Sawalha & Sayed 2001, Greibe 2003, El-Basyouny & Sayed 2006, Baier et al. 2007a, Berger 2008 und Bindra et al. 2009. In diesen Fällen werden die Knotenpunkte im Modell entweder als Anzahl in jedem Streckenabschnitt oder als Dichtewert (Knoten pro km) berücksichtigt. Bindra et al. 2009 schlagen in ihrer Arbeit einen weiteren Weg ein. Sie substituieren die über den Streckenverlauf an Anschlussknoten zufließenden Ströme durch Größen der angrenzenden Flächennutzung unter Verwendung eines vereinfachten Erzeugungsmodells (Verkehrserzeugung entsprechend ITE 2004). Ein direkter Bezug zu den untergeordneten Knotenpunkten ist ihren Ergebnissen zufolge damit vernachlässigbar.

#### Abgrenzung des Knotenpunktbereichs:

Die geometrische Abgrenzung der Knotenpunkte geschieht in Sicherheitsuntersuchungen in Abhängigkeit vom Unfallgeschehen bzw. dessen Datenerhebung und -haltung. In den Arbeiten von Mountain et al. 1996 und Summersgill & Layfield 1996 werden alle Unfälle innerhalb eines Bereichs von 20 m um die Schnittpunkte der Bordfluchten der über- und untergeordneten Arme zum Knoten gezählt. Diese Definition von Knotenpunktunfällen ist laut Mountain et al. 1996 in Großbritannien landesweit üblich und daher bereits in den verfügbaren Datenbanken hinterlegt.

In amerikanischen Untersuchungen erfolgt die Zuweisung von Unfällen zum Knotenbereich häufig mittels eines festen Abstands, ausgehend von der Knotenmitte. Die Festlegung beruht zumeist auf bundesstaatlichen Regelwerten. So werden beispielsweise in Florida alle Unfälle im Radius von 50 ft (15,4 m) als Knotenunfälle deklariert. Wang et al. 2008 weisen in ihrer Untersuchung von 177 lichtsignalgeregelten Kreuzungen nach, dass eine Zuweisung mittels eines festen Werts für alle Knotenpunkte zu Fehlern in der Sicherheitsbewertung führt. Mit Hilfe eines Entscheidungsbaums können die Autoren auf der Grundlage von  $\chi^2$ -Unabhängigkeitstests signifikante Unterschiede zwischen Knotenbereichsgrößen in Abhängigkeit der Fahrstreifenanzahl, des Kreuzungswinkels und der Straßenklasse (Staatsstraße oder nicht) quantifizieren. Ausgehend vom Knotenmittelpunkt bewegen sich ihren Erkenntnissen zufolge die relevanten Knotenbereiche in Abständen zwischen ca. 15 m und 33 m. Wang et al. 2008 empfehlen auf Basis dieser Ergebnisse eine variable Zuweisung der Knotenbereiche entsprechend der von ihnen differenzierten Klassen.

Die beschriebenen Vorgehensweisen einer Zuweisung der Unfälle in Abhängigkeit vom geometrischen Knotenbereich sind nur dann sinnvoll, wenn eine unmittelbare Vergleichbarkeit der geografischen Verortung von Knotenpunkten und Unfällen gegeben ist. Dieser Fall ist dann gewährleistet, wenn Netz- und Unfalldatenerhebung auf der gleichen, oder einer kongruenten Kartengrundlage erfolgt. Wie bereits in Kapitel 4.1.5 erläutert, ist diese Voraussetzung in Dresden nicht erfüllt.

Um mögliche Einflüsse einer sachlich falschen Berücksichtigung von Knotenpunktunfällen zu vermeiden, gehen Baier et al. 2007a den Weg, den Knotenbereich in Abhängigkeit vom Unfallgeschehen zu begren-

zen. Ausgehend von der Knotenmitte endet der relevante Bereich in jeder Zufahrt direkt in Anschluss an den letzten Unfall, der mit hoher Wahrscheinlichkeit nicht im angrenzenden Streckenbereich passiert ist. Als solche werden

- Einbiegen-/Kreuzen-Unfälle (EK),
- Abbiegeunfälle (AB), sowie
- alle Überschreitenunfälle (ÜS), die eindeutig einer Furt des Knotenpunkts zugewiesen werden können

berücksichtigt.

Unfälle, die vor der Haltlinie jeder Zufahrt geschehen, werden – eine korrekte Verortung durch die Polizei vorausgesetzt - mit diesem Vorgehen ausgeschlossen und der angrenzenden Strecke bzw. dem Einflussbereich des Knotens auf die Strecke zugewiesen. Diese Methodik führt einerseits zu einer sachlich logischen Differenzierung des Unfallgeschehens, andererseits jedoch zu einer Verzerrung der Streckenlängen, da diese nicht mehr von den geometrisch Haltlinien (oder Bordfortführungen) begrenzt werden.

### **5.1.2 Einflussbereiche von Knotenpunkten auf die angrenzenden Strecken**

Die Überlegungen, die zu einer Berücksichtigung eines Einflussbereichs von Knotenpunkten innerorts führen, ergeben sich aus einer Veränderung des Verkehrsablaufs in der Annäherung an Knotenpunkte (u. a. Brems- und Beschleunigungsvorgänge, Fahrstreifenwechsel) sowie der Querschnittsaufteilung (u. a. zusätzliche Abbiegestreifen) gegenüber der freien Strecke und deren Folgen für das Unfallgeschehen. Für die isolierte Beschreibung des Einflussbereichs von Verkehrsknotenpunkten auf angrenzende Streckenabschnitte sprechen die folgenden Gründe:

- Die Stärke des Einflusses variiert mit der Länge des Streckenabschnitts und beeinträchtigt kurze Abschnitte in größerem Maße. Dieser Effekt wirkt sich auf Regressionskoeffizienten der Streckenmodelle aus.
- Es ist zu erwarten, dass der Einfluss des Knotens von seiner Gestalt und Betriebsform bestimmt wird. In diesem Fall würde das Unfallgeschehen der Strecke mit Parametern des Knotenpunkts korrelieren, die wiederum im Streckenmodell berücksichtigt werden müssten. Die Trennung der Einflussbereiche von den Strecken führt zu einer größeren Homogenität der Streckenkollektive und erleichtert deren statistische Behandlung.

Die Bestimmung des Einflussbereichs von Knotenpunkten auf die Strecke kann entweder aus Sicht des Verkehrsablaufs oder der Verkehrssicherheit erfolgen. Baier et al. 2003 sowie Baier 2006 untersuchen im Zuge der Entwicklung eines Qualitätsstufenverfahrens zur Bemessung von Hauptverkehrsstraßen den relevanten Einfluss von Verkehrsknotenpunkten auf den Verkehrsablauf auf angrenzenden Streckenabschnitten. Laut Baier et al. 2003 ist der Einflussbereich eines Knotenpunkts allgemein abhängig von

- der baulichen Grundform und Steuerung des Knotenpunkts,
- den Verkehrsstärken in den stromauf- und -abwärtigen Streckenabschnitten und am Knotenpunkt,
- der Kapazität sowie der Kapazitätsreserve des Knotenpunkts und der sich hieraus ergebenden Rückstaulängen,
- der Querschnittsgestalt und Linienführung der angrenzenden Streckenabschnitte sowie
- der verkehrsrechtlichen Regelungen, insbesondere im Zulauf zum Knotenpunkt.

Im Fall der von Baier 2006 untersuchten vierstreifigen Hauptverkehrsstraßen sind vor allem die Einflüsse der Knotenpunktgestalt sowie –steuerung und die sich daraus ergebende Kapazität bzw. Kapazitätsreserve maßgebend. Die Linienführung der angrenzenden Strecken erweist sich als nicht relevant.

Der Einfluss von Knotenpunkten wird in beiden Untersuchungen mittels Analyse von Geschwindigkeitsprofilen auf dem jeweiligen Streckenabschnitt bestimmt. Der räumliche Einfluss ist als der Wegabstand zwischen dem Punkt, an dem der Fahrzeugführer seine ideale Geschwindigkeit der freien Strecke in der Zufahrt unterschreitet und dem Punkt, an dem er diese in der Ausfahrt wieder erreicht, definiert (Baier 2006). Die Geschwindigkeitsprofile zur Bestimmung eines mittleren Einflussbereichs entstammen 312 Messfahrten auf vier Hauptverkehrsstraßen. Im Mittel beträgt der daraus abgeleitete räumliche Einfluss von Knotenpunkten gleichrangiger Hauptverkehrsstraßen in der Zufahrt 170 m, in der Ausfahrt 125 m. Die Festlegung des Einflussbereichs erfolgt richtungsgetreunt.

Den Erkenntnissen von Baier et al. 2003 und Baier 2006 folgend erfordert eine Festlegung der Einflussbereiche neben der Kenntnis entwurfs- und betriebstechnischer Attribute und der sich daraus ergebenden Leistungsfähigkeit des Knotens ebenfalls die Berücksichtigung der Verkehrsstärken. Theoretisch folgt aus dieser Betrachtung für den Einflussbereich somit kein fester, sondern vielmehr ein über die Zeit und den Verkehrszustand veränderlicher Wert.

Zur Abgrenzung des Einflussbereichs auf Basis des Unfallgeschehens werden in Untersuchungen aus dem US-amerikanischen Raum häufig neben Knotenpunktunfällen (intersection accidents) auch knotenpunktbezogene Unfälle (intersection-related accidents) unterschieden. Während die erste Gruppe dem inneren Knotenpunktbereich zugewiesen werden kann, lassen sich die knotenpunktbezogenen Unfälle als durch den Verkehrsablauf am Knotenpunkt verursachte Unfälle auf einem angrenzenden Streckenabschnitt auffassen.

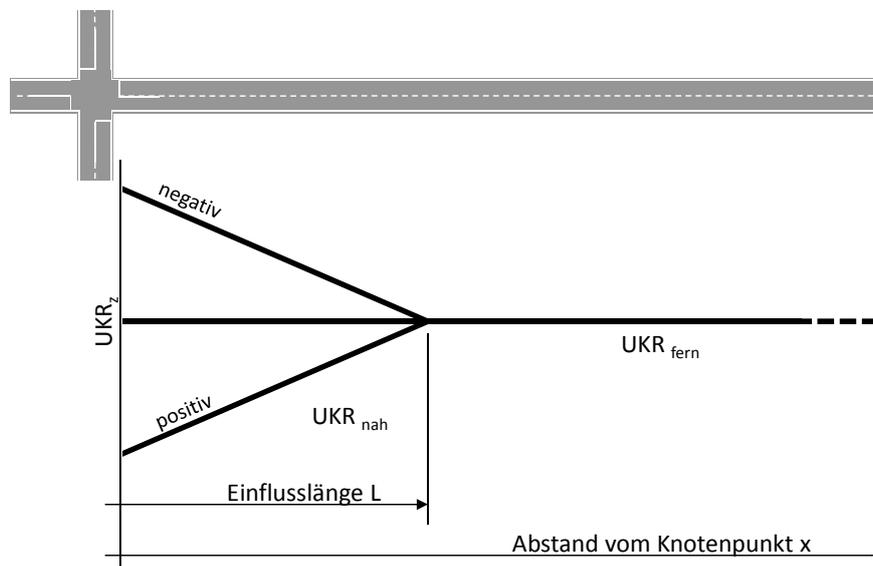
Die Zuweisung eines Unfalls zum Kollektiv knotenpunktbezogener Unfälle erfolgt selten anhand des Unfallablaufs. In den meisten Fällen wird vielmehr – wie auch bei den Knotenunfällen (s. Kap. 5.1.1) – ein festes Längenkriterium verwendet (Wang et al. 2008). Das verwendete Längenkriterium orientiert sich meist am Abstand zur Knotenpunktmitte und variiert zum Teil deutlich. Den Einflussbereich im Abstand zur Knotenpunktmitte wählen Lyon et al. 2005 mit 20 m, Persaud et al. 2005 mit bis zu 45 m (Auffahrunfälle) und Hall & Polanco de Hurtado 1992 mit 61 m. Am häufigsten wird in den einschlägigen Veröffentlichungen der Einflussbereich in einem Radius von 250 ft (ca. 76 m) um den Mittelpunkt des Knotenpunkts gewählt (u. a. Vogt & Bared 1998, Harwood et al. 2003, Wang & Abdel-Aty 2006, Wang et al. 2006, Abdel-Aty & Wang 2006).

Die Werte sind im Normalfall auf die Festlegungen des zugrundeliegenden Unfalldatensatzes zurückzuführen und werden in den genannten Untersuchungen lediglich übernommen. Wang et al. 2008 hingegen untersuchen den realen Einfluss vierarmiger lichtsignalgeregelter Knotenpunkte, indem sie in den Zufahrten von 177 Knotenpunkten die knotenpunktbezogenen Unfälle nachträglich bestimmen. Die Kategorisierung erfolgt auf der Grundlage zur Verfügung stehender Unfallinformationen. Mit Hilfe eines Entscheidungsbaums werden anschließend die Einflussbereiche in Abhängigkeit relevanter Kriterien bestimmt. Die Analyse basiert auf dem Mittelwert der Entfernung zwischen der Haltlinie und dem entferntesten knotenpunktbezogenen Unfall in jedem Teilkollektiv der insgesamt 623 Knotenpunktzufahrten. Als statistisch signifikante Differenzierungskriterien erweisen sich hierfür Verkehrsstärke, die zulässige Höchstgeschwindigkeit und das Vorhandensein von Rechtsabbiegefahrstreifen. Die von Wang et al. 2008 ermittelten Werte für den Einflussbereich liegen zwischen 11 m (zuführender DTV < 5.569 Fz/24 h,

$V_{zul} \leq 40$  km/h) und 143 m (zuführender DTV < 5.569 Fz/24 h,  $V_{zul} > 50$  km/h). Hierbei sollte beachtet werden, dass der letzte Wert lediglich auf 11 Zufahrten beruht. Der Mittelwert über alle 623 Zufahrten beträgt ca. 64 m.

Die in Großbritannien übliche Definition von Knotenpunkunfällen in einem 20 m Radius um die Schnittpunkte der Bordfluchten (s. Summersgill & Layfield 1996a, Mountain et al. 1996) kann ebenfalls als Einflussbereich des Knotenpunkts aufgefasst werden. Während Mountain et al. 1996 das Unfallgeschehen der Anschlussknotenpunkte den Strecken zuweisen, wird die Aufteilung mit dem 20 m-Kriterium von Summersgill & Layfield 1996 bei allen Knotenpunkten angewendet. Als Folge ihres Vorgehens enden Streckenabschnitte 20 m vor Anschlussknoten und Verkehrsknotenpunkten. Diese Einteilung ist einerseits sachlich nachvollziehbar, führt andererseits jedoch zu einem verhältnismäßig großen Kollektiv kurzer Abschnittslängen mit kleinen Erwartungswerten der Unfallzahlen.

Eckstein & Meewes 2002 stellen in ihrer Arbeit über die Sicherheit von Landstraßenknotenpunkten ein eigenes Verfahren zur Ermittlung der Einflusslänge von Knotenpunkten auf das Unfallgeschehen der Strecke vor. Das Vorgehen stützt sich auf einen Vergleich der Unfallkostenraten eines angrenzenden Streckenabschnitts ( $UKR_{fern}$ ) bei unterschiedlichen Einflusslängen. Besitzt der Knotenpunkt einen messbaren Einfluss auf das Unfallgeschehen in der Zufahrt, verändert sich die  $UKR_{fern}$  mit zunehmender Länge eines geschätzten Einflussbereichs, bis dessen reale Länge schließlich erreicht wird (s. Abbildung 5-1). Ab diesem Punkt stagniert sie bei einer weiteren Zunahme der gewählten Einflusslänge auf dem unbeeinflussten Wert der Strecke.

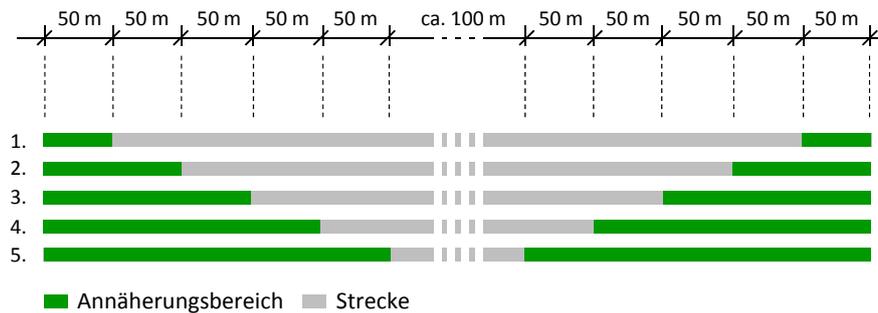


**Abbildung 5-1: Grundsätzliche Möglichkeiten des Einflusses von Knotenpunkten auf den Sicherheitsgrad der Knotenpunktzufahrten  $UKR_z$  (nach Eckstein & Meewes 2002)**

Eckstein & Meewes 2002 analysieren Einzelabschnitte von Landstraßen mit einer Mindestlänge von 2.000 m zwischen den Knotenpunkten und werten das Unfallgeschehen von mindestens drei Jahren (je nach Datenverfügbarkeit bis zu fünf Jahren) aus. Sie beziffern die Einflusslänge von Knotenpunkten auf den Streckenabschnitt von Landstraßen mit durchschnittlich 500 m, ohne klar erkennbare Unterschiede nach Betriebsform der Knotenpunkte festzustellen. Die Unfallkostenrate des Annäherungsbereichs liegt im Mittel unter der Streckenkostenrate  $UKR_{fern}$ . Knotenpunkte haben auf Landstraßen demnach meist einen positiven Einfluss auf die Sicherheit des angrenzenden Streckenbereichs. Der positive Effekt resul-

tiert im Untersuchungskollektiv allein aus einer Abnahme der Unfallschwere, die Unfallrate bleibt hingegen unverändert.

Die grundsätzliche Vorgehensweise einer Auswertung der Unfallkostenraten bei variierender Einflusslänge wird von Baier et al. 2007a übernommen und bei der Untersuchung von Stadtstraßen mit und ohne schienengebundenen ÖPNV angewandt. Die Ermittlung der Einflusslängen erfolgt auf zehn Streckenabschnitten (Länge jeweils ca. 600 m) mit beidseits angrenzenden Knotenpunkten im Hauptverkehrsstraßennetz Berlins. Ausgewertet werden beide Zufahrten jeder Strecke in fünf 50 m-Schritten bis zu einer maximalen potentiellen Einflusslänge von 250 m (s. Abbildung 5-2). Als Datengrundlage dient das Unfallgeschehen der Jahre 2003 bis 2005.



**Abbildung 5-2: Vorgehen bei der Bestimmung der Einflusslänge von Verkehrsknotenpunkten auf das Unfallgeschehen der angrenzenden Strecke (nach Baier et al. 2007a)**

Der Einfluss der Knotenpunkte auf die Unfallkostenrate erstreckt sich den Ergebnissen zufolge im Mittel über 50 m. Dabei weisen diese Annäherungsbereiche in der Regel eine deutlich höhere Unfallkostenrate auf als die angrenzende Strecke. Entgegen den von Eckstein & Meewes 2002 für Landstraßen gewonnenen Ergebnissen besitzen Hauptverkehrsknotenpunkte innerorts demzufolge einen unfallerhöhenden Einfluss auf die angrenzende Strecke.

Der Verlauf der Unfallkostenraten der Einzelabschnitte variiert erheblich. Dieser Umstand ist zum einen der relativ geringen verbleibenden Streckenlänge - ca. 100 m im Fall des maximalen Einflusses von 250 m - geschuldet, zum anderen auf den vereinfachten Untersuchungsaufbau zurückzuführen. Im Rahmen der Analyse wurden außer dem DTV keine wesentlichen Streckenmerkmale berücksichtigt. Auch wird das Vorhandensein von Anschlussknotenpunkten im Streckenverlauf vernachlässigt, indem das entsprechende Unfallgeschehen der Strecke zugewiesen wird.

Die für städtische Hauptstraßen ermittelte Einflusslänge von 50 m wurde in einer weiteren Untersuchung durch Maier & Enke 2009 auch für Ortsdurchfahrten bestätigt und liegt den Ergebnissen von Dohmen et al. 2010 zugrunde.

Berger 2008 nimmt eine Weiterentwicklung der in Baier et al. 2007a angewandten Methodik zur Differenzierung städtischer Hauptstraßennetze vor. In diesem Zusammenhang untersucht er auch die Einflusslänge auf Grundlage des Hauptverkehrsstraßennetzes Dresdens und des Unfallgeschehens der Jahre 2004 bis 2006. In seiner Arbeit unterscheidet Berger 2008 unter anderem den Querschnittstyp der untersuchten Strecken sowie die Betriebsform der Hauptverkehrsknotenpunkte. Er grenzt darüber hinaus Anschlussknotenpunkte ab, um deren Einfluss auf das Unfallgeschehen der Strecke sowie die Einflusslänge von Verkehrsknoten bestimmen zu können.

Im Grundsatz wird durch Berger 2008 eine Einflusslänge von 50 m im städtischen Hauptverkehrsstraßennetz bestätigt. Unter Nichtberücksichtigung des Unfallgeschehens im Bereich von Anschlussknotenpunkten ist ein unfallbegünstigender Einfluss im Mittel bis zu einer Länge zwischen 40 und 60 m nachweisbar. Die Grenzen dieses Bereichs sind der Vorgehensweise einer Auswertung in 20 m-Schritten geschuldet.

Der größte Einfluss ist auf den ersten 20 Metern feststellbar und auf Längsverkehrsunfälle vor der Haltlinie an Lichtsignalgeregelten Knotenpunkten zurückzuführen. Unterstützt werden diese Ergebnisse durch einen weitaus geringeren Einfluss verkehrszeichengeregelter Knotenpunkten auf angrenzende bevorrechtigte Streckenabschnitte. Damit kann Berger 2008 auch einen Einfluss der Betriebsform des Verkehrsknotenpunkts nachweisen.

Einen gänzlich unterschiedlichen Weg bei der Bestimmung des Einflusses von Knotenpunkten auf das Unfallgeschehen angrenzender Strecken wählen Das et al. 2008. In der Entwicklung von Modellen zur Bestimmung der Sicherheit auf städtischen Hauptstraßenzügen beschäftigen sich die Verfasser mit der Schwere von Streckenunfällen in Abhängigkeit von der Entfernung zum nächsten Knotenpunkt. Hierzu werden Unfallschwere und -lage (Unterscheidung zwischen Strecke oder Knotenpunkt) für unterschiedliche Einflussbereiche jeweils simultan modelliert (Ordered-Probit-Modelle). Die Einflussbereiche werden in Einzelschritten von etwa 15 m (50 ft) zwischen null und 61 m (200 ft) Abstand zum Knoten definiert. Das et al. 2008 zufolge ist diese simultane Vorgehensweise notwendig, da von Korrelationen der Lage mit weiteren unfallschwererelevanten Faktoren auszugehen ist.

Eine Analyse der Zusammenhänge zwischen Lage und Schwere mit Hilfe von  $\chi^2$ -Unabhängigkeitstests ergibt für die Bereiche bis ca. 30 m (100 ft) keine signifikante Korrelation der Fehlerterme des Lage- und des Schweremodells. Daraus schließen die Verfasser, dass bei Annahme eines Einflussbereichs von 30 m vor Knotenpunkten die Lage der Unfälle bei der Modellierung der Unfallschwere nicht im Modell berücksichtigt werden muss. Im Umkehrschluss bedeutet dies, dass sich die Unfallschwere von Knoten- und Streckenunfällen innerhalb eines 30 m-Einflussbereichs strukturell nicht unterscheidet. Der Einfluss des Knotenpunkts auf die Unfallhäufigkeit kann mit Hilfe dieses Vorgehens nicht untersucht werden.

### 5.1.3 Streckenabschnitte

Die Verfahrensweise der Abschnittsbildung bestimmt die Längenverhältnisse im Untersuchungskollektiv. Hierbei gilt es grundsätzlich zwei Aspekte zu beachten und deren Folgen gegeneinander abzuwägen:

- Um verzerrende Einflüsse zu minimieren, sollten die gebildeten Kollektive möglichst homogen hinsichtlich ihrer untersuchten Eigenschaften sein. Je größer die Anzahl untersuchter Streckeneigenschaften, desto kürzere Teilabschnitte werden gebildet.
- Geringe Erwartungswerte und Abschnitte ohne Unfall innerhalb des Betrachtungszeitraums können zu Problemen bei der statistischen Modellbildung führen (s. Kapitel 3.1). Die Lösung dieses Problems führt zu einer höheren Aggregation der Streckenabschnitte.

Es gilt daher einen Differenzierungsgrad zu wählen, der beiden Anforderungen gerecht wird. Entscheidend ist demzufolge die Differenzierung relevanter und unwichtiger Streckenvariablen. Die Notwendigkeit einer Unterteilung entsprechend der Einflussgrößen lässt sich unter anderem aus den Arbeiten von Thomas 1996 sowie Okamoto & Koshi 1989 ableiten:

- Thomas 1996 variiert in ihrer Untersuchung des Autobahnnetzes Belgiens die Längen der Teilabschnitte in 100 m-Schritten zwischen 100 und 4.900 m. Die Unfallzahlen der 100 m-Abschnitte fol-

gen annähernd einer Poisson-Verteilung, während Abschnitte mit Längen größer 2.200 m annähernd normalverteilte Unfallhäufigkeiten aufweisen. Im Bereich zwischen 200 und 2.100 m liegen empirische Mischverteilungen vor, die sich weder der einen noch der anderen Form klar zuweisen lassen. Thomas schließt aus ihren Ergebnissen, dass Unfallanalysen von Streckenabschnitten ohne Kenntnis der Abschnittslängen nicht vergleichbar sind. Sie führt es darauf zurück, dass durch die Aggregation über Längen die Verteilungseigenschaften überlagert und verdeckt werden.

- Okamoto & Koshi 1989 stellen anhand ihrer Untersuchung japanischer Autobahnabschnitte ebenfalls fest, dass Unfallraten (ebenso wie Unfallzahlen) von zufälligen Fehlern überlagert werden, die es im Rahmen einer Regression möglichst zu kontrollieren gilt. Sie schlagen daher eine Längenaufteilung vor, die ähnliche Größenordnungen zufälliger Fehler auf den einzelnen Streckenabschnitten gewährleistet. Eine zweite Forderung sind verhältnismäßig kleine Fehler im Vergleich zur jeweiligen Rate. Eine theoretische Vorgehensweise sowie Grenzwerte zur Überprüfung der Eignung von Abschnittslängen präsentieren die Autoren jedoch nicht.
- Koorey 2009 und Rengarasu et al. 2009 bilden Unfallmodelle sowohl auf Basis von Streckenabschnitten von Landstraßen gleicher Länge als auch kriteriell differenzierter Abschnitte. Beide Arbeiten kommen zu dem Ergebnis einer besseren Eignung der kriteriellen Abschnittsbildung im Hinblick auf eine spätere Modellgüte.

Die Begrenzung der Streckenabschnitte ergibt sich zuallererst aus der vorausgehenden Differenzierung der Knotenpunkte sowie der möglichen Berücksichtigung eines Einflussbereichs von Knotenpunkten. Im Fall einer Unterscheidung zwischen Verkehrs- und Anschlussknotenpunkten werden Anschlussknotenpunkte im Normalfall als Teil der Strecke betrachtet, die durch übergeordnete Knotenpunkte begrenzt wird. Werden Knotenpunkte hingegen nicht unterschieden, enden Streckenabschnitte an Knotenpunkten unabhängig von deren Funktion. Diese Art der Aufteilung ist genauer, führt im Fall städtischer Straßennetze jedoch zu einer großen Zahl sehr kurzer Streckenabschnitte.

Koorey 2009 schlägt für Landstraßen eine Unterteilung der Abschnitte zwischen Knotenpunkten in zwei Schritten vor: zuerst eine Differenzierung anhand der horizontalen Linienführung in Kurven und Geraden, anschließend schlägt er eine weitere Unterscheidung der Querschnittsaufteilung und zulässiger Höchstgeschwindigkeiten vor. Eine vergleichbare Differenzierung von Geraden und Kurvenabschnitten findet sich auch bei Rengarasu et al. 2009.

Baier et al. 2007a trennen Stadtstraßen an solchen Stellen in Teilabschnitte auf, an denen sich die Verkehrsstärke der Kfz oder die Querschnittsaufteilung bedeutend ändern. Sie klassieren Strecken hierzu mit einer Breite von jeweils 10.000 Kfz/24h. Die Wahl der Klassenbreite ist dabei auf die Gewährleistung belastbarer Streckenlängen in den Kollektiven zurückzuführen. Ebenso unterscheiden sie sieben Querschnittstypen (vier mit Straßenbahnführung, drei ohne).

Die räumliche Differenzierung der von ihnen untersuchten vierstreifigen Hauptverkehrsstraßen nehmen Hauer et al. 2004 anhand aller berücksichtigten fahrbahnseitigen sowie verkehrsstärkebezogenen Attribute vor (s. Tabelle A-2, Anlage 1). In der Folge weisen lediglich 20 % der so gebildeten Abschnitte eine Länge größer 320 m (0,2 Meilen) auf, während 7 % Längen von höchstens 30 m besitzen. Die Durchsetzung des Kollektivs mit sehr kurzen Abschnitten führt laut den Verfassern zu dem Fehler, dass Unfälle, die einem kurzen Abschnitt zugewiesen sind, unter Umständen eigentlich auf einem angrenzenden Abschnitt passiert sind (s. hierzu Kapitel 4.2). Der Einfluss dieser Fehler auf die Modellierung ist laut Hauer et al. 2004 schwer nachvollziehbar. Er wird ihrer Meinung nach hinsichtlich der Untersuchung des

Effekts der Verkehrsstärke, des Schwerverkehrsanteils und der Fahrstreifenbreite - also aller über die mehrere Teilabschnitte hinweg stabilen Größen - jedoch eher gering ausfallen.

In verschiedenen Arbeiten wird aufgrund der statistischen Unsicherheit bei der Behandlung kurzer Abschnitte eine Mindestlänge eingeführt. Für die Analyse von Landstraßen wählen Rengarasu et al. 2009 eine Mindestlänge von 200 m, Vogt & Bared 1998 von 160 m und Koorey 2009 von 50 m. Summersgill & Layfield 1996a betrachten nur Stadtstraßenabschnitte, die länger als 20 m sind. Eine Gegenüberstellung unterschiedlicher Mindestlängen erfolgt in keiner der vier Arbeiten. Während in den meisten Fällen Abschnitte geringerer Länge aus dem Untersuchungskollektiv ausgeschlossen werden, schlägt Koorey 2009 die Zusammenfassung mit einem direkt angrenzenden Streckenabschnitt vor.

## 5.2 Vorgehen bei der räumlichen Differenzierung

Die Differenzierungsmethodik soll zur Bildung möglichst homogener Kollektive von Netzelementen führen und eine statistisch belastbare Modellierung unterstützen. Da in Dresden nur für das Hauptverkehrsstraßennetz Angaben zum DTV vorliegen, wird über die Einteilung in Knoten und Strecken hinaus eine Differenzierung in Anschlussknotenpunkte (Verknüpfungen von Erschließungsstraßen mit Hauptverkehrsstraßen) und Verkehrsknotenpunkte (Verknüpfungen von Hauptverkehrsstraßen) vorgenommen.

Der in einigen bisherigen Arbeiten nachgewiesene unfallerhöhende Einfluss von Verkehrsknotenpunkten auf das Unfallgeschehen angrenzender Streckenabschnitte (u. a. Baier et al. 2007a, Berger 2008, Wang et al. 2008) wird als Annäherungsbereich längenmäßig quantifiziert (s. Kapitel 5.5). Das Kollektiv dieser Bereiche wird im weiteren Verlauf der Arbeit separat behandelt und anschließend gemeinsam mit den übrigen Netzelementen in einem Gesamtmodell zusammengeführt.

Eine Unterscheidung von Annäherungsbereich und Strecke erfolgt nur bei Verkehrsknotenpunkten, nicht bei Anschlussknoten. Auch wenn ein Einfluss dieser Knoten mit dem untergeordneten Netz auf die Strecke nicht ausgeschlossen werden kann, wäre dessen Bestimmung mit methodischen Problemen sowie einem hohem Aufwand verbunden. Die methodischen Schwierigkeiten sind hierbei vor allem auf die unterschiedlichen Kartengrundlagen der Netz- und der Unfalldaten und den damit verbundenen Unsicherheiten bei der Festlegung dieser Bereiche zurückzuführen (s. Kapitel 5.3).

Zur Abschätzung der durch ein derart vereinfachtes Vorgehen zu erwartenden Fehler bei der Modellierung sind folgende Punkte zu berücksichtigen:

- Eine Abgrenzung der Annäherungsbereiche hätte bei der großen Anzahl an Anschlussknotenpunkten im Netz eine deutliche Reduktion der betrachteten Gesamtlänge der Streckenabschnitte zur Folge. Gleichzeitig würde die Zahl sehr kurzer Streckenabschnitte zunehmen. Die daraus resultierende hohe Zahl unfallfreier Abschnitte führt im Allgemeinen zu Problemen bei der statistischen Modellierung (s. Kapitel 3.2).
- In der überwiegenden Anzahl der Fälle sind Anschlussknotenpunkte verkehrszeichengeregt. Dabei ist im Normalfall von einer Bevorrechtigung der Hauptverkehrsstraße und folglich einem verminderten Einfluss auf die betreffende Strecke auszugehen (Berger 2008).
- In den Fällen lichtsignalgeregtelter Anschlussknotenpunkte besteht Grund zur Annahme, dass eine Nichtberücksichtigung der Annäherungsbereiche zu Verzerrungen im Modell führen kann. Dieser

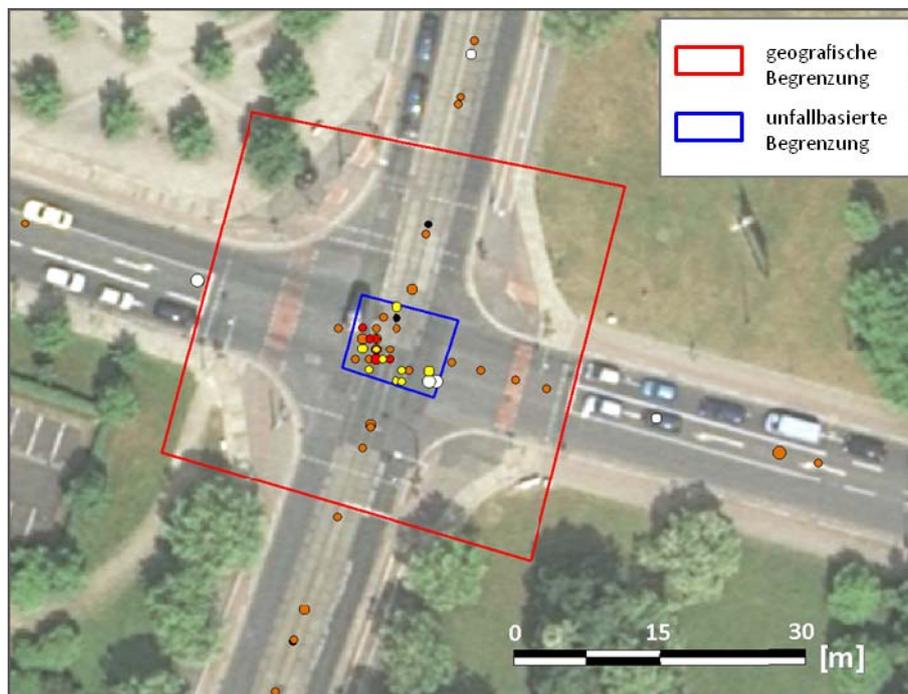
Punkt wird im weiteren Verlauf im Rahmen der Zusammenführung der Einzelmodelle zu einem Netzmodell berücksichtigt.

Punktuelle Einrichtungen (bspw. Haltestellen des ÖPNV, Fußgänger-LSA) werden nicht separat modelliert sondern ebenfalls als Streckenattribute erhoben. Diese Vorgehensweise ist der vorhandenen Datenlage und dem Erhebungsaufwand geschuldet. Da solche punktuellen Einrichtungen nicht in der Kartengrundlage des Unfallerfassungsprogramms EUSka vermerkt sind, ist auch die Verortung der Unfälle durch die zuständigen Polizisten nicht einheitlich. Eine direkte räumliche Zuweisung des Unfallgeschehens ist somit auch in der Auswertung kaum möglich. Eine Zuweisung auf Grundlage entsprechender Sondermerkmale der Unfallanzeigen erscheint ebenso wenig zielführend. Exemplarisch werden hierzu die Ergebnisse von Baier et al. 2007b genannt, die bei der Auswertung des Unfallgeschehens an Haltestellen eine unzureichende Zuweisung dieses Merkmals feststellen.

Eine Beschreibung der aufgenommenen Variablen erfolgt in Kapitel 7.2.

### 5.3 Knotenpunkte

Die Abgrenzung der Verkehrsknotenpunkte erfolgt - wie bereits bei Baier et al. 2007a - anhand des Unfallgeschehens. Eine rein geometrische Abgrenzung anhand von Grundstückskanten, Furtbegrenzungen oder Bordfortführungen ist aufgrund der bereits beschriebenen Unterschiede in der Verortung der Netzelemente und der Unfälle (s. Kapitel 4.1.5) nicht sinnvoll (s. Abbildung 5-3).



**Abbildung 5-3: Unterschied zwischen unfallbasierter und geografischer (Knotenbereich bis Haltlinie) Begrenzung des Knotenbereichs am Beispiel des Knotenpunkts Güntzstraße/Striesener Straße in Dresden (Unfallgeschehen 2004 – 2008 aus EUSka, Orthofoto des Landesvermessungsamtes Sachsen)**

Die räumlichen Unterschiede zwischen den Knotenpunktbegrenzungen entsprechend der Luftbilder und der digitalen Kartengrundlage variieren mit der Anzahl der Fahrstreifen und weiteren örtlichen Gegebenheiten. Eine Festlegung von Knotenpunkten anhand der Luftbilder führt in der Folge zu unterschied-

lichen Voraussetzungen bei der Zuweisung des Unfallgeschehens und damit zu möglichen Verzerrungen bei der Quantifizierung von Wirkungszusammenhängen.

Die unfallbasierte Abgrenzung erfolgt unter Berücksichtigung aller Einbiegen-/Kreuzen-, Abbiegen- und Überschreitenunfälle (sofern diese eindeutig dem Knotenpunkt bzw. einer Furt zugewiesen werden können). Auffahrunfälle, die vor der Haltlinie passieren, werden damit weitgehend aus dem Kollektiv der Knotenpunktunfälle ausgeschlossen (s. Abbildung 5-3).

Die Abgrenzung der Anschlussknotenpunkte erfolgt ebenfalls in Abhängigkeit vom Unfallgeschehen, sofern sie Unfälle im Betrachtungszeitraum aufweisen. Anschlussknoten ohne Unfälle werden auf Basis der Luftbilder anhand der Schnittpunkte der Fahrbahnachse mit den (gedachten) Bordfortführungen der untergeordneten Zufahrten begrenzt.

Nach Ausschluss aller Verkehrsknotenpunkte, die im Untersuchungszeitraum grundlegend umgebaut wurden (z. B. Errichtung einer Lichtsignalanlage), verbleiben 207 Knoten im Untersuchungskollektiv. Die Zahl der Anschlussknotenpunkte beläuft sich auf 1.216.

Zur Überprüfung des Einflusses der unterschiedlichen Georeferenzierung in EUSka sowie in dem digitalen Landschaftsmodell (DLM) des Landesvermessungsamtes erfolgt parallel eine geografisch korrekte Abgrenzung auf Basis der Orthofotos (s. Abbildung 5-3). Lichtsignalgeregelte Knotenpunkte werden in dem Fall durch die Haltlinien begrenzt, verkehrszeichengeregelte Knotenpunkte durch die Borde der Zufahrten. Im Netz Dresdens führt die unfallbasierte Begrenzung der Knotenpunkte grundsätzlich zur Bildung eines kleineren Bereichs als die geografische. Die Annahme einer geringeren Knotenpunktausdehnung hat zwangsläufig eine Überschätzung der angrenzenden Streckenabschnittslängen zur Folge.

#### **5.4 Streckenabschnitte von Hauptverkehrsstraßen**

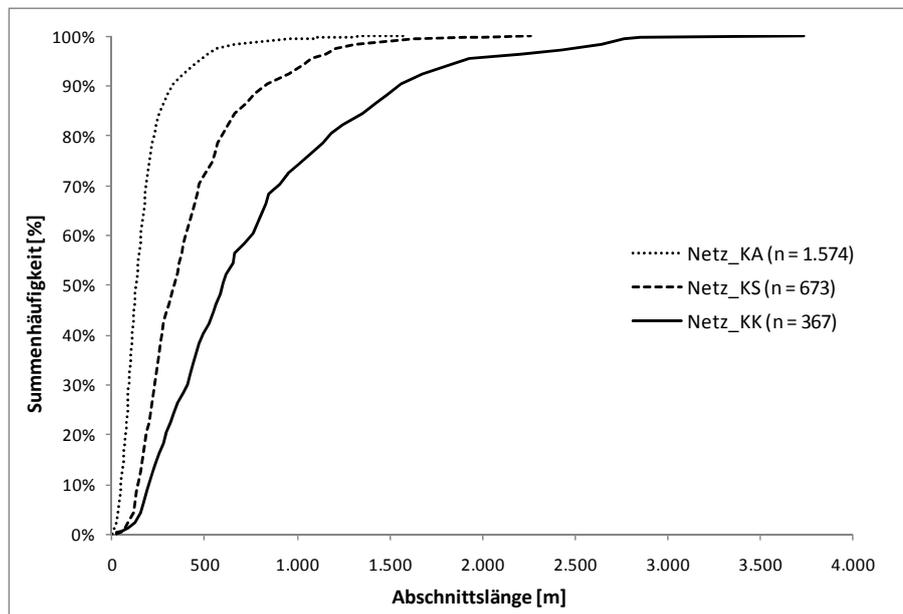
Für die Abschnittsbildung der freien Strecke kommen drei Vorgehensweisen in Betracht, aus denen unterschiedliche Aggregationsstufen resultieren:

- Netz\_KK: Begrenzung der Streckenabschnitte durch die Annäherungsbereiche angrenzender Verkehrsknotenpunkte
- Netz\_KS: Begrenzung der Streckenabschnitte durch die Annäherungsbereiche angrenzender Verkehrsknotenpunkte sowie Teilabschnittsbildung infolge einer Veränderung untersuchter Variablen im Streckenverlauf (s. Tabelle 7-1 bzw. Tabellen A-17 und A-18 in Anlage 9)
- Netz\_KA: Begrenzung der Streckenabschnitte sowohl durch die Annäherungsbereiche angrenzender Verkehrsknotenpunkte als auch durch Anschlussknotenpunkte

Während die Aufteilung im ersten und im dritten Fall ausschließlich anhand angrenzender Knotenpunkte oder deren Einflussbereich vorgenommen wird, erfolgt die Teilabschnittsbildung nach dem zweiten Vorgehen anhand der Veränderung relevanter Kriterien des Verkehrsablaufs und der Infrastruktur. In Abbildung 5-4 sind die Längenverhältnisse der drei resultierenden Abschnittskollektive einander gegenübergestellt.

Sowohl im Netz\_KK als auch im Netz\_KS sind Anschlussknoten als Teil der Strecke enthalten. Die Streckengesamtlänge beläuft sich in beiden Fällen auf 282,7 km. Im Netz\_KA werden Anschlussknotenpunkte auch geometrisch als eigenständige Netzelemente abgetrennt. Die Streckengesamtlänge redu-

ziert sich in der Folge auf 268,1 km. Die Längenangaben gelten ohne Berücksichtigung von Annäherungsbereichen vor Knotenpunkten.



**Abbildung 5-4: Prozentuale Summenhäufigkeiten der Streckenabschnitte des Hauptverkehrsstraßennetzes Dresdens entsprechend der Differenzierungsmethode (ohne Berücksichtigung von Annäherungsbereichen vor Knotenpunkten)**

Im Hinblick auf eine Abschnittsbildung der freien Strecke lassen sich die folgenden Schlüsse ziehen:

- Das Netz mit dem geringsten Differenzierungsgrad (Netz\_KK) weist 367 Abschnitte mit einer mittleren Länge von 770 m auf. Die Zahl der Abschnitte wird als ausreichend eingeschätzt, um für die Datenanalyse eine geringe Zahl an Teilkollektiven zu bilden. Aufgrund der großen Einzellängen ist jedoch davon auszugehen, dass sich nur wenige Einflussgrößen als konstant über den gesamten Abschnitt erweisen werden. In der Folge kann daher nur eine begrenzte Zahl an Variablen differenziert untersucht werden, oder aber eine längenmäßige Wichtung der Ausprägungen vorgenommen werden.
- Die weiterführende Teilabschnittsbildung anhand der relevanten Streckenattribute führt zu einer Aufteilung in 673 Abschnitte mit einer mittleren Länge von 420 m. Lediglich zwei dieser Abschnitte weisen eine Länge unter 50 m auf. Die kriterielle Abschnittsbildung stellt eine homogene Unterteilung hinsichtlich der untersuchten verkehrlichen und infrastrukturellen Variablen sicher. Die Zahl von 673 Abschnitten lässt aller Voraussicht nach eine ausreichend detaillierte Aufteilung in Teilkollektive zu.
- Eine Begrenzung der Strecken durch Verkehrs- und Anschlussknotenpunkte führt zur Bildung von 1.574 Abschnitten, von denen 165 Abschnitte eine Länge unter 50 m aufweisen. Die Gesamtlänge dieser sehr kurzen Strecken beläuft sich auf 5,2 km. Die mittlere Abschnittslänge beträgt 170 m. Insgesamt 124 Abschnitte weisen keine Unfälle im Untersuchungszeitraum (5 Jahre) auf, 630 Abschnitte (40 %) keine Unfälle mit Personenschaden. Eine nach Unfallschwere getrennte statistische Modellbildung für Streckenabschnitte ist unter diesen Bedingungen nur schwer möglich.

Die Vorgehensweise einer Differenzierung der Streckenabschnitte an allen Knotenpunkten, unabhängig von deren Funktion im Netz, führt folglich zu einer großen Zahl kurzer Abschnitte mit geringen Erwar-

tungswerten des Unfallgeschehens. Inhaltlich ist eine eigenständige Betrachtung derart abgegrenzter Streckenabschnitte nicht sinnvoll. Sofern Abschnitte der gleichen Straße vor und hinter einem Anschlussknotenpunkt die gleichen Eigenschaften besitzen, gibt es keinen Grund anzunehmen, deren Unfallgeschehen unterschiede sich. In einem solchen Fall ließen sich diese Abschnitte zusammenfassen und die Probleme unfallfreier Abschnitte vermindern.

Strecken werden daher in einem ersten Schritt als Abschnitte von Hauptverkehrsstraßen zwischen zwei Verkehrsknotenpunkten definiert (Netz\_KK). Nachfolgend werden an solchen Stellen Teilabschnitte gebildet, an denen sich relevante Attribute im Streckenverlauf ändern (Netz\_KS). Anschlussknotenpunkte werden zunächst eigenständig ausgewertet und modelliert. Auf Basis der differenzierten Modellergebnisse der Streckenabschnitte und Anschlussknotenpunkte werden anschließend Möglichkeiten einer gemeinsamen Betrachtung in einem Modell geprüft.

Das aggregierte Streckennetz „KK“ dient nachfolgend als Grundlage zur Ermittlung des Einflussbereichs angrenzender Verkehrsknotenpunkte. Die Modellbildung baut hingegen auf dem kriteriell aufgeteilten Streckennetz „KS“ auf.

## **5.5 Einflussbereich von Verkehrsknotenpunkten auf angrenzende Strecken**

### **5.5.1 Vorgehen**

Wie die Analyse der einschlägigen Fachliteratur zeigt, ist ein Einfluss von Hauptverkehrsknotenpunkten auf das Unfallgeschehen angrenzender Streckenabschnitte sehr wahrscheinlich. Dieser kann sich sowohl in der Unfallohäufigkeit als auch der Unfallschwere bemerkbar machen.

Die Bestimmung der Einflusslänge orientiert sich an der Methodik von Eckstein & Meewes 2002 sowie deren Anpassung für Stadtstraßen durch Baier et al. 2007a und Berger 2008. Von den vorgestellten Verfahrensweisen erscheint diese vor dem Hintergrund der Datenverfügbarkeit sowie der inhaltlichen Zielstellung zweckmäßig.

Das Vorgehen von Wang et al. 2008 wird als nicht praktikabel eingeschätzt. Deren Methode setzt eine Festlegung knotenpunktbezogener Unfälle anhand detaillierter Informationen über den Unfallablauf voraus. Eine Aufbereitung dieser Daten ist zeitintensiv und erfordert eine in vielen Fällen nicht verfügbare Informationstiefe (s. hierzu Ruhl 2010). Eine spätere Übertragung des Modells auf andere Netze würde dadurch erschwert.

Die von Das et al. 2008 beschriebene Vorgehensweise beschränkt sich auf die Betrachtung der Unfallschwere und eignet sich nicht für eine erschöpfende Behandlung der gestellten Aufgabe. Die Berücksichtigung der Schwere erfolgt vielmehr – in Übereinstimmung mit dem Vorgehen bei der Sicherheitsmodellierung - durch eine getrennte Auswertung des Unfallgeschehens mit Personen- (U(P)) und mit Sachschaden (U(S)). Im Gegensatz zum Verfahren von Eckstein & Meewes 2002 wird keine monetäre Bewertung der Unfallschwere, sondern eine Betrachtung der Unfalldichten vorgenommen. Die Unfalldichten werden jeweils als Quotient der Kollektivsummen der Unfall- und der Bezugswerte berechnet (s. Gleichung 5-1). Die so berechnete Unfalldichte entspricht dem gewogenen arithmetischen Mittelwert der Einzelwerte.

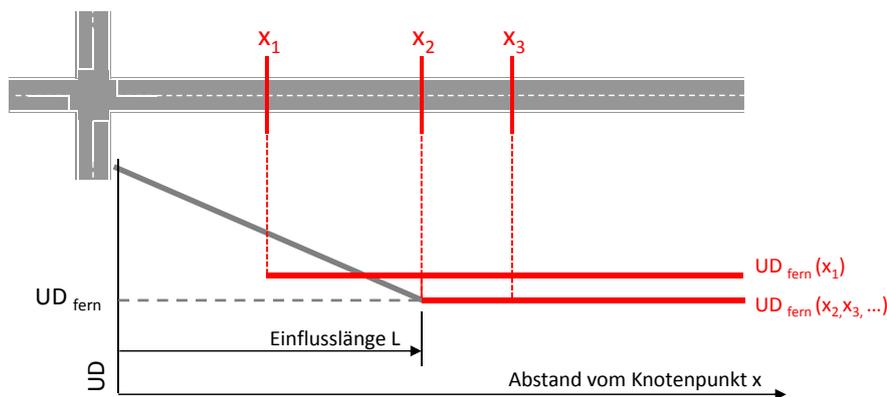
$$UD = \frac{\sum U}{\sum L}$$

Gleichung 5-1

mit: UD = Unfalldichte [U/(km·a)]  
U = Unfälle  
L = Streckenlänge [km]

Abweichend von der ursprünglichen Verfahrensweise werden die Einflüsse von Anschlussknotenpunkten sowie geringer Abschnittslängen angrenzender Strecken berücksichtigt. Das Problem des Einflusses von Anschlussknotenpunkten auf die Berechnung der Unfallkenngrößen der Streckenabschnitte außerhalb des Einflussbereiches der Hauptverkehrsknotenpunkte soll anhand von Abbildung 5-5 und Abbildung 5-6 verdeutlicht werden.

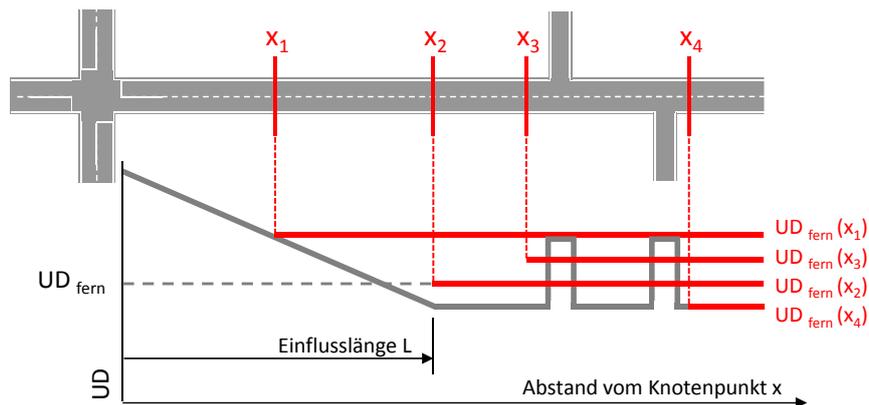
Unter der Annahme eines Streckenverlaufs ohne Anschlüsse an das untergeordnete Netz lässt sich der Einflussbereich, wie von Eckstein & Meewes 2002 beschrieben, anhand des Unfalldichteverlaufs mit zunehmender gewählter Einflusslänge berechnen (s. Abbildung 5-5). Unter der Annahme eines unfall-erhöhenden Einflusses des Knotenpunkts auf die Strecke (vereinfachend dargestellt als stetiger Verlauf der Unfalldichte) überschreitet die berechnete Streckenunfalldichte bei Wahl einer zu kurzen Einflusslänge  $x_1$  ( $UD_{fern}(x_1)$ ) die reale Dichte ( $UD_{fern}$ ). Ab Erreichen der realen Einflusslänge ( $x_2$ ) nimmt die Unfalldichte - unter Vernachlässigung zufälliger Schwankungen - nicht weiter ab ( $UD_{fern}(x_2, x_3, \dots)$ ).



**Abbildung 5-5: Hypothetischer Verlauf der Unfalldichte des Streckenabschnitts  $UD_{fern}$  unter Annahme eines negativen Einflusses des angrenzenden Knotenpunkts auf die Sicherheit in der Zufahrt (in Anlehnung an Eckstein & Meewes 2002)**

Sind - unter ansonsten gleichen Randbedingungen – unfallbelastete Anschlussknoten im Streckenverlauf vorhanden, ist eine derart eindeutige Bestimmung nicht mehr möglich (s. Abbildung 5-6). Je nach Lage der Anschlussknoten und Wahl der Einflusslänge streuen die berechneten Streckenunfalldichten auch nach Erreichen der realen Einflusslänge ( $x_2 - x_4$ ).

Um Verzerrungen dieser Art zu vermeiden, erfolgt die Auswertung unter Ausschluss des Unfallgeschehens an Anschlussknotenpunkten. Die Streckenlängen im Bereich der Anschlussknoten werden hingegen nicht subtrahiert. Der dadurch entstehende Fehler wird aufgrund der kurzen Längen dieser Bereiche als vernachlässigbar angesehen. Ein vergleichbares Vorgehen hat sich bereits bei Berger 2008 bewährt.



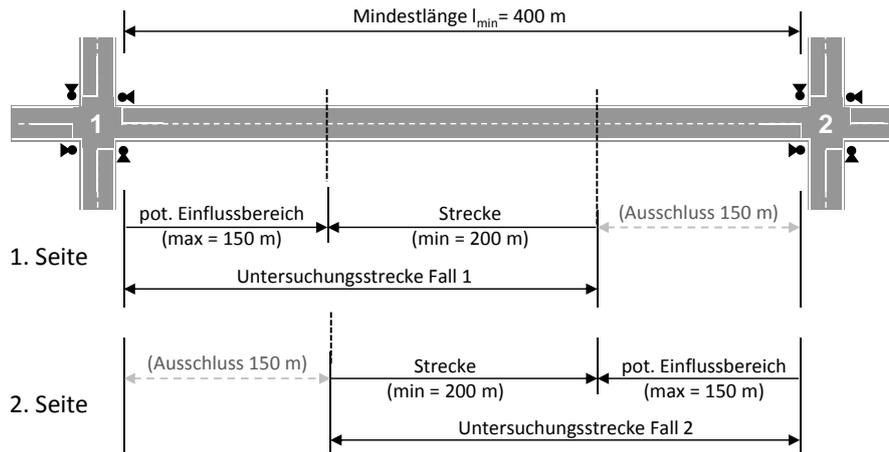
**Abbildung 5-6:** Einfluss von Anschlussknoten auf den hypothetischen Verlauf der Unfalldichte des Streckenabschnitts  $UD_{fern}$  unter Annahme eines negativen Einflusses des angrenzenden Knotenpunkts auf die Sicherheit in der Zufahrt (in Anlehnung an Eckstein & Meewes 2002)

Während Eckstein & Meewes 2002 Abschnitte von Landstraßen mit einer Mindestlänge von 2 km untersuchen, weisen Streckenabschnitte zwischen innerörtlichen HVS-Knotenpunkten in den meisten Fällen Längen unter 600 m auf (s. Abbildung 5-4). Um eine möglichst aussagefähige Restlänge zu wahren, erfolgt die Ermittlung anhand von Streckenabschnitten zwischen zwei Verkehrsknotenpunkten (Netz\_KK). Veränderungen der untersuchten Variablen im Streckenverlauf (Netz\_KS) bleiben aus diesem Grund unberücksichtigt. Es werden darüber hinaus ausschließlich Streckenabschnitte untersucht, die eine Mindestlänge von 500 m zwischen den begrenzenden Verkehrsknotenpunkten aufweisen.

Die Modifikation der potenziellen Einflusslänge erfolgt beim Vergleich der Streckenunfalldichte und -rate in 10 m-Schritten bis zu einem Maximalwert von 150 m. Der Höchstwert kann aufgrund der Untersuchungsergebnisse von Berger 2008 an einem Teilkollektiv des Dresdener Hauptverkehrsstraßennetzes als ausreichend angesehen werden.

Um Abhängigkeiten der Einflusslänge von der Betriebsform des angrenzenden Knotenpunkts untersuchen zu können, erfolgt im Normalfall eine zweiseitige Betrachtung jedes Streckenabschnitts. Hierbei wird der Einflussbereich beider angrenzenden Verkehrsknotenpunkte anhand deren verbleibender Reststrecken untersucht, die sich zwangsläufig in beiden Fällen größtenteils überdecken. Um den Einfluss des gegenüberliegenden Knotenpunkts ausschließen zu können, werden in jedem der beiden Fälle ein Bereich von jeweils 150 m vor diesem ausgeschlossen. Das Vorgehen wird anhand der Abbildung 5-7 veranschaulicht:

- Im ersten Fall (Einflussbereich des Knotenpunkts 1) erfolgt eine sukzessive Berücksichtigung der Untersuchungsstrecke abzüglich eines in jedem Schritt um 10 m zunehmenden potentiellen Einflussbereichs. Der Maximalwert des Einflussbereichs wird dabei mit 150 m festgesetzt.
- Um einen Einfluss des gegenüberliegenden Knotenpunkts (2) ausschließen zu können, bleibt dessen maximaler potentieller Einflussbereich (150 m) bei der Berechnung unberücksichtigt.
- Für den gegenüberliegenden Knotenpunkt (rechter Knotenpunkt) erfolgt parallel eine seitenverkehrte Betrachtungsweise.



**Abbildung 5-7: Zweiseitige Vorgehensweise bei der Ermittlung der Einflusslängen von Verkehrsknotenpunkten (im Fall der Berücksichtigung beider Knotenpunkte)**

Die zweiseitige Betrachtung entfällt, wenn einer der beiden Verkehrsknotenpunkte nicht dem Untersuchungskollektiv angehört. Dies ist entweder dann der Fall, wenn sich der entsprechende Knotenpunkt außerhalb des Untersuchungsgebiets befindet (Stadtgebiet), oder wenn der Knotenpunkt aufgrund seiner besonderen Gestalt oder eines Wechsels der Betriebsform im Laufe des Untersuchungszeitraums aus dem Kollektiv ausgeschlossen wurde. Aufgrund der ersten Bedingung sind Abschnitte in Stadtrandlage bei der Ermittlung des Einflussbereichs tendenziell in geringem Maße unterrepräsentiert.

Die Mindestlänge des Gesamtabschnitts von 500 m zwischen beiden Knotenpunkten gewährleistet die Berechnung der Streckenunfalldichte (bzw. -rate) unter Berücksichtigung von mindestens 200 m freier Strecke bei maximaler Festlegung des Annäherungsbereichs. Annäherungsbereiche umfassen Unfälle in der Knotenzufahrt sowie in der -ausfahrt. Die Betrachtung wird aus folgenden Gründen nicht fahrtrichtungsgetreunt durchgeführt:

- Das Unfallgeschehen lässt sich nicht ohne Weiteres entsprechend differenzieren. Neben einem erheblichen Auswertungsaufwand spricht auch die unklare Zuordnung im Fall von Unfällen im Gegenverkehr dagegen.
- Die Berücksichtigung unterschiedlicher Einflusslängen in der Zufahrt und der Ausfahrt führt in der weiteren Netzmodellierung zu Problemen bei der Bestimmung der Streckenlängen. Den Unfällen beider Richtungen müssten im Zweifel verschiedene Längen zugrundegelegt werden.
- Im vorliegenden Fall – wie auch vermutlich in den meisten potenziellen Anwendungsfällen - liegen die Verkehrsstärkewerte nicht fahrtrichtungsgetreunt vor. Aufgrund der Bedeutung der Verkehrsstärke als Expositionsgröße ist eine fahrtrichtungsgetreunte Modellierung der Unfallzahl nicht zweckmäßig.

Das Verfahren beruht auf der in Kapitel 5.3 beschriebenen räumlichen Abgrenzung von Knotenpunkten. Jedem Unfall werden die Abstände zu beiden angrenzenden HVS-Knotenpunkten zugewiesen. Die Abstandsberechnung erfolgt automatisiert über eine lotrechte Projektion der Unfallkoordinaten auf die Streckenachse. Der Abstandswert basiert auf der Streckenführung und schließt mögliche Verzerrungen einer luftlinienbezogenen Betrachtung aus.

Die Auswertung der Dichteverläufe über die gewählte Einflusslänge erfolgt sowohl für alle Strecken und Unfälle gemeinsam als auch differenziert nach

- Unfallschwere (Unterscheidung U(P) und U(S)),
- Unfalltypen (Typ 6, Typen 2 und 3 gemeinsam und alle weiteren Typen gemeinsam),
- Betriebsform des angrenzenden HVS-Knotens (LSA oder Verkehrszeichen) sowie
- Anzahl der Fahrstreifen im Streckenquerschnitt (zwei- und vierstreifig).

Die letzte Differenzierung wird nur im Kollektiv der an lichtsignalgeregelte Knotenpunkte angrenzenden Strecken vorgenommen, um Überlagerungen mit Effekten der Betriebsform zu vermeiden.

### 5.5.2 Bestimmung der Einflusslänge

Der Verlauf der Unfalldichte aller Strecken gemeinsam variiert über die gewählte Einflusslänge zwischen null und 150 m in verhältnismäßig engen Grenzen zwischen 11,6 und 10,3 Unfällen pro Kilometer und Jahr (s. Abbildung 5-8). Die Stabilität des Verlaufs ist vor allen Dingen auf die verhältnismäßig langen Reststrecken (im Mittel 800 m) und die Nichtberücksichtigung der Unfälle im Bereich von Anschlussknotenpunkten zurückzuführen.

Der Verlauf der Dichte nimmt zwischen null und 20 m deutlich ab und verstetigt sich bis zu einer Länge von ca. 50 m. Anschließend weist die Kurve ein geringes Gefälle bis zur Länge von 120 m auf. Der Bereich zwischen 120 und 150 m deutet wiederum auf ein unverändertes Unfallniveau hin. Verkehrsknotenpunkte besitzen demnach einen unfallerhöhenden Einfluss auf die angrenzende Strecke.

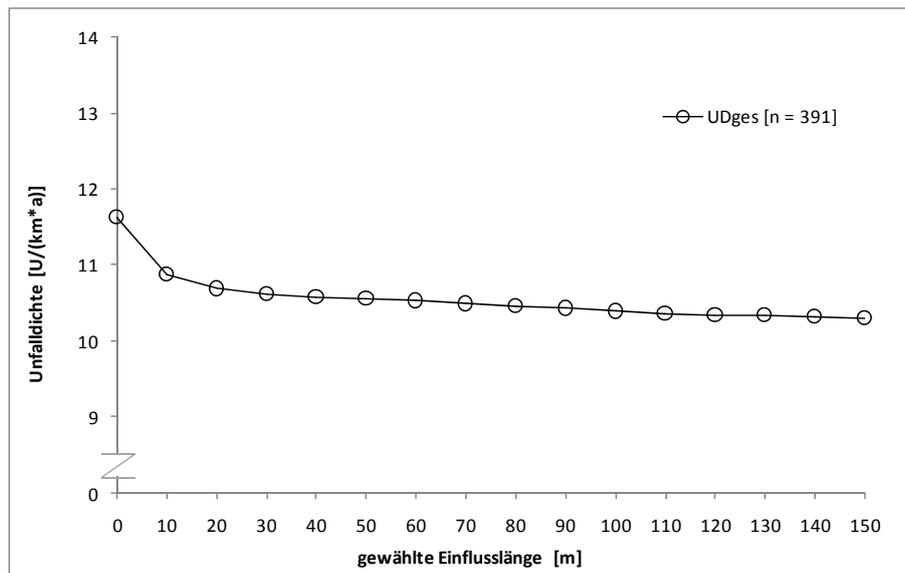
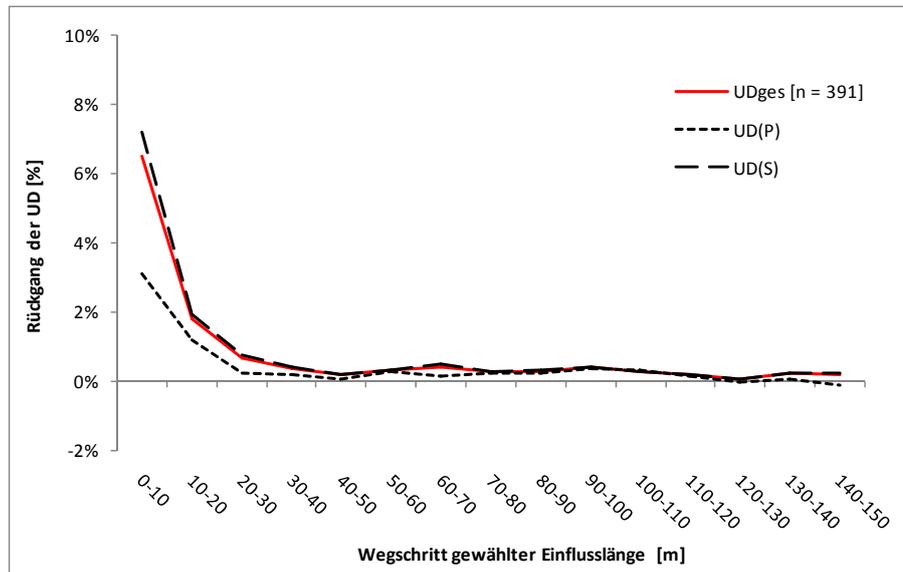


Abbildung 5-8: Verlauf der Unfalldichte der freien Strecken außerhalb der Einflussbereiche in Abhängigkeit von der gewählten Einflusslänge (Ordinate geschnitten)

Der Kenngrößenverlauf lässt sich anhand der Rückgänge innerhalb der einzelnen Schritte der Einflusslängenwahl verdeutlichen. Ausgewertet werden hierbei die prozentualen Rückgänge der Unfalldichte bei der Wahl eines um 10 m längeren Einflussbereichs (s. Abbildung 5-9). Ein positiver Wert bedeutet hierbei einen Rückgang der Unfalldichte, ein negativer einen Zuwachs innerhalb eines 10 m-Schritts.

Der Dichteverlauf aller Unfälle deckt sich nahezu mit dem der Unfälle mit Sachschaden. Die Rückgänge liegen bis zu einer Einflusslänge von 40 m im positiven Bereich. Bei einer Zunahme der gewählten Einflusslänge von 40 auf 50 m verändert sich die Dichte praktisch nicht. Danach liegen die Rückgänge bis

120 m wieder im schwach positiven Bereich, korrespondierend mit dem leichten Abfall der Kurve in Abbildung 5-8.



**Abbildung 5-9: Prozentualer Rückgang der Unfalldichten aller Unfälle, aller Unfälle mit Personenschaden und aller Unfälle mit Sachschaden auf freien Strecken außerhalb der Einflussbereiche mit Zunahme der gewählten Einflusslänge in 10 m-Schritten**

Der Kurvenverlauf der Unfalldichterückgänge mit Personenschaden unterscheidet sich gegenüber dem der Unfälle mit Sachschaden. Der unfallerhöhende Einfluss des Knotenpunkts auf die Strecke ist sowohl in seiner Höhe als auch in seiner Länge geringer ausgeprägt. Ab einer Einflusslänge von 50 m decken sich die Kurven aller drei Verläufe wieder nahezu. Allein unter Berücksichtigung einer Unterscheidung von Personen- und Sachschadensunfällen liegt die mittlere Unfallschwere aller Unfälle innerhalb der an den Knotenpunkt angrenzenden 50 m folglich unter der des Unfallgeschehens auf der freien Strecke.

Ein solcher Vergleich ist zulässig, sofern die zu vergleichenden Verläufe derselben Grundgesamtheit entstammen (wie in Abbildung 5-9) oder beide Kollektive annähernd gleiche (mittlere) Längen der Grundstrecken aufweisen. Eine Übertragung der Ergebnisse auf andere Untersuchungen ist, zumindest hinsichtlich deren Höhe, nicht ohne weiteres möglich. Ebenso wäre auch die Festlegung eines fixen Prozentsatzes als Grenzwert für die Bedeutsamkeit eines Knoteneinflusses nicht sinnvoll. Die Auswertung des qualitativen Verlaufs und seiner Vorzeichen wird hingegen als zweckmäßig für die Ermittlung der Einflusslänge erachtet.

Der unfallerhöhende Knoteneinfluss lässt sich vorrangig auf eine Zunahme von Längsverkehrsunfällen (Unfalltyp 6) im Annäherungsbereich zurückführen (s. Abbildung 5-10). Mit dem Schritt einer Erhöhung der angenommenen Einflusslänge von 0 auf 10 m sinkt die Unfalldichte dieses Typs um nahezu 12 %. Eine weitere Reduktion lässt sich bis zu einer Einflusslänge von 120 m nachweisen. Dieser Rückgang verbleibt ab ca. 50 m auf einem gleichbleibend niedrigen Niveau.

Infolge des Ausschlusses der Unfälle an Anschlussknotenpunkten ergibt sich ein gleichförmiger (niedriger) Verlauf der Vorfahrtunfälle (Typen 2 und 3) über die betrachtete Strecke. Ein unfallerhöhender Einfluss des angrenzenden Knotenpunkts ist lediglich bis maximal 20 m vor dem Knotenpunkt und auch nur in geringem Maß festzustellen. Dieser Einfluss ist vermutlich geometrischen Unstimmigkeiten bei Unfallverortung bzw. der Knotenpunktabgrenzung geschuldet. Es ist davon auszugehen, dass diese

Unfälle eher den Knotenpunkten zuzurechnen sind. Möglich ist auch ein Einfluss des Unfallgeschehens an Grundstückszufahrten, jedoch sind diese unmittelbar vor Verkehrsknotenpunkten selten. Der mögliche Fehler durch eine falsche Verortung wird als vernachlässigbar eingeschätzt (s. Kapitel 4.2), eine Neuverortung der Unfälle wird nicht durchgeführt.

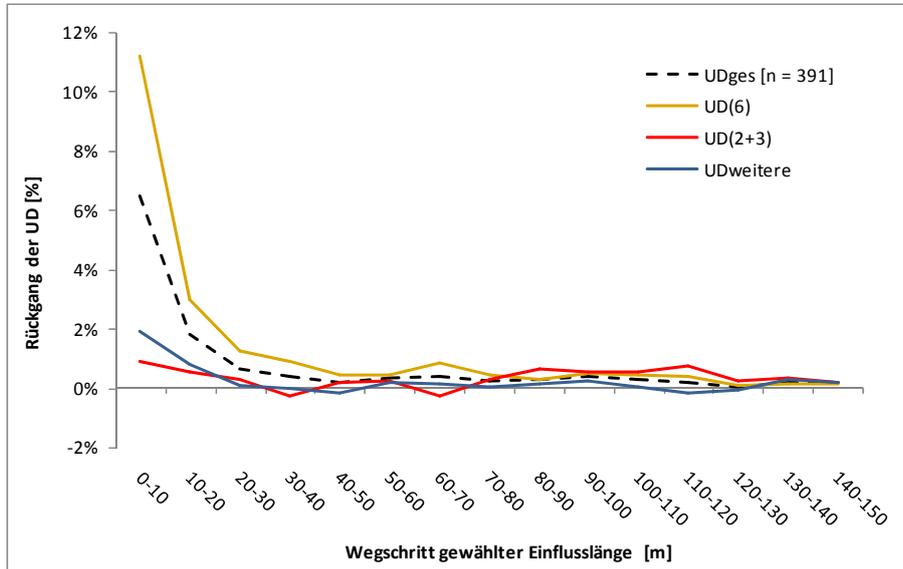


Abbildung 5-10: Prozentualer Rückgang der Unfalldichten der freien Strecken außerhalb des Einflussbereichs in Abhängigkeit vom Unfalltyp mit Zunahme der gewählten Einflusslänge in 10 m-Schritten

Der Einfluss auf die Gruppe der weiteren Unfälle (Typen 1, 4, 5 und 7) ist bis zu einem Abstand von 20 m nachweisbar. Anschließend verändert sich deren Dichte nur in vernachlässigbarem Maße.

Anhand des Unfallgeschehens im Längsverkehr lassen sich auch deutliche Unterschiede zwischen dem Einfluss lichtsignal- und verkehrszeichengeregelter Knotenpunkte auf angrenzende Streckenabschnitte nachweisen (s. Abbildung 5-11).

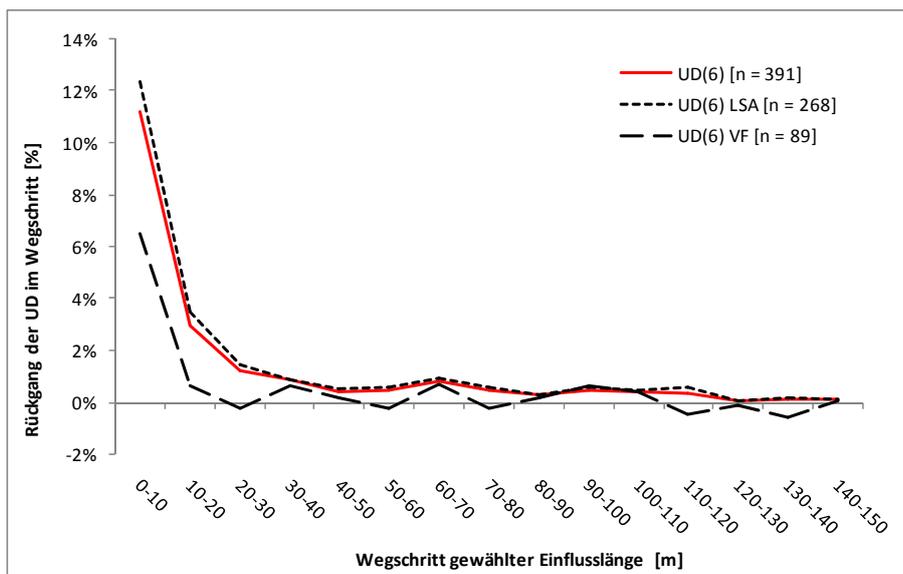
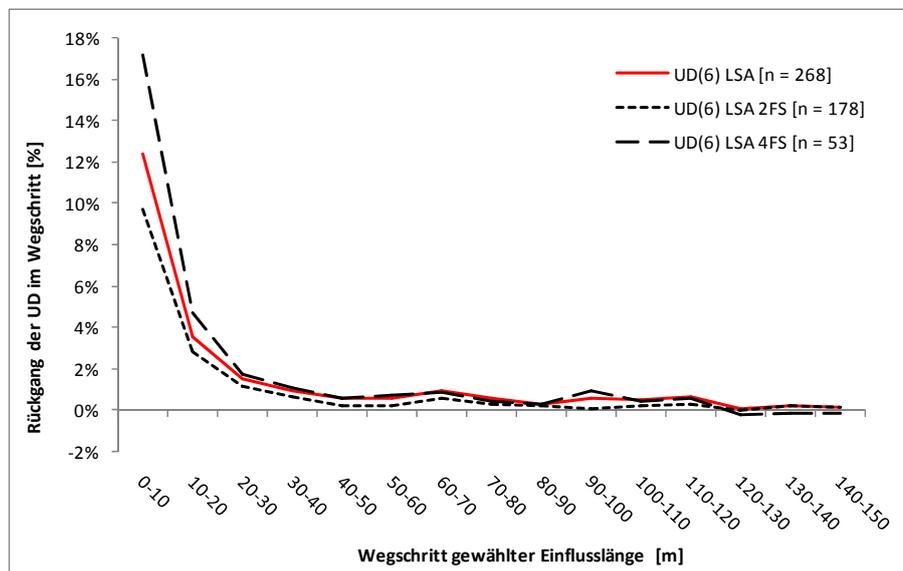


Abbildung 5-11: Prozentualer Rückgang der Unfalldichten des Unfalltyps 6 an lichtsignal- und verkehrszeichengeregelten Knotenpunkten mit Zunahme der gewählten Einflusslänge in 10 m-Schritten

In der Annäherung an verkehrszeichengeregelten Knotenpunkten ist ein erhöhender Einfluss auf die Dichte der Längsverkehrsunfälle im Bereich von 10 m vor dem Knotenpunkt eindeutig nachweisbar. Mit zunehmendem Abstand liegt die korrespondierende Unfalldichte nahe null. Dahingegen decken sich die prozentualen Verläufe der Dichten aller Unfälle des Typs 6 und auf Strecken im Anschluss an lichtsignalgeregelte Knotenpunkten nahezu. Der in Abbildung 5-10 dargestellte Verlauf wird somit maßgeblich von dem Unfallgeschehen vor Lichtsignalanlagen bestimmt. Ein Vergleich beider Verläufe ist in Anbetracht nahezu gleicher mittlerer Längen der Grundstrecken von 794 m (LSA) bzw. 792 m (Verkehrszeichenregelung) zulässig.

Die Dichteverläufe der Längsverkehrsunfälle vor lichtsignalgeregelten Knotenpunkten unterscheiden sich auf Abschnitten mit vier und mit zwei Fahrstreifen in ihrer Höhe, weisen jedoch nahezu parallele Verläufe auf (s. Abbildung 5-12).



**Abbildung 5-12: Prozentualer Rückgang der Unfalldichten des Unfalltyps 6 auf zwei- und vierstreifigen Abschnitten vor lichtsignalgeregelten Knotenpunkten mit Zunahme der gewählten Einflusslänge in 10 m-Schritten**

Die Kurve zweistreifiger Abschnitte weist zwischen 40 und 50 m keinen weiteren Rückgang der Dichten auf, erst wieder ab 60 m einen sehr geringen. Der im Gesamtverlauf der Unfalldichten beobachtete geringfügige Rückgang bis zu einer gewählten Einflusslänge von 120 m ist demzufolge auf das Unfallgeschehen auf vierstreifigen Abschnitten zurückzuführen. Dieser Zusammenhang kann jedoch nur vermutet werden, ein direkter Vergleich der Höhe der Rückgänge ist aufgrund der deutlich unterschiedlichen Grundstreckenlängen beider Kollektive (zweistreifig = 844 m, vierstreifig = 532 m) kaum möglich.

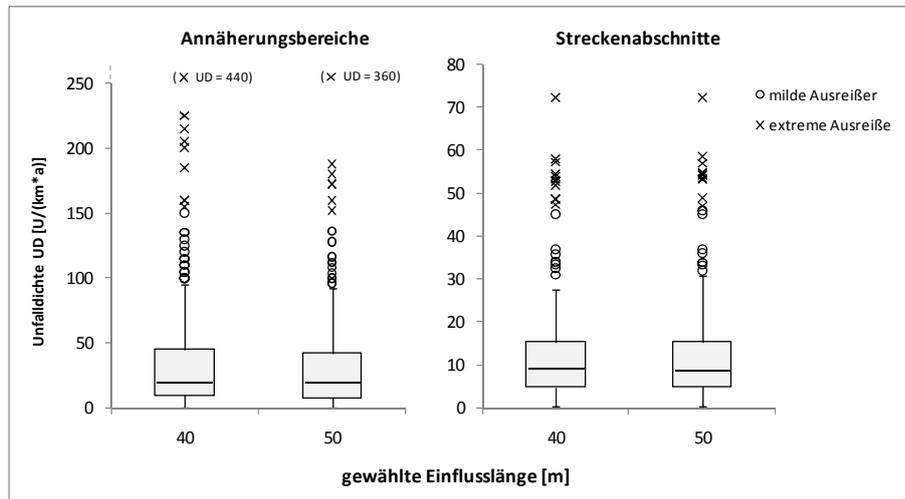
Zusammenfassend lassen sich aus den Auswertungen zum Einfluss von Verkehrsknotenpunkten auf angrenzende Streckenabschnitte folgende Erkenntnisse gewinnen:

- Im Gesamtkollektiv sowie auch in den meisten Untergruppen beschränkt sich der größte Einfluss von Verkehrsknotenpunkten auf die ersten 20 m der angrenzenden Strecke. Die Unfalldichte verbleibt anschließend bis zu einem Abstand von etwa 40 bis 50 m auf einem konstanten Niveau. Ab einem Abstand von ca. 40 – 50 m folgt ein schwacher Rückgang bis zu einer Entfernung von 120 m.

- Während sich der Einfluss auf den ersten 20 Metern in den meisten Teilkollektiven wiederfindet, ist der weiträumigere Einfluss vorrangig auf die Entwicklung des Unfallgeschehens im Längsverkehr vor Lichtsignalanlagen zurückzuführen.
- Eine Berücksichtigung des weiträumigen Einflusses bis 120 m vor dem Knotenpunkt würde zu einer Bildung verhältnismäßig kurzer Abschnitte und den damit verbundenen Problemen hoher Streuungen im Streckenkollektiv bei geringen Erwartungswerten des Unfallgeschehens führen.

Auf Basis der Entwicklung der Unfalldichten im Längsverkehr wird der bedeutsame Einflussbereich zwischen 40 und 50 m eingeordnet. Eine Beschränkung des Einflussbereichs auf 20 m erscheint aufgrund des in Kapitel 4.2 festgestellten Lokalisierungsfehlers aller Unfälle, sowie der Längsverkehrsunfälle im Besonderen, nicht ratsam.

Für die Wahl der Einflusslänge zwischen 40 oder 50 m erfolgt eine Gegenüberstellung der Unfalldichteverteilungen innerhalb der entsprechenden Kollektive der Annäherungsbereiche und der freien Strecken (s. Abbildung 5-13). Die ausführlichen Verteilungen über den potentiellen Einflussbereich sind den Abbildungen A-6 und A-7 in der Anlage 6 zu entnehmen.



**Abbildung 5-13: Boxplots der Unfalldichten innerhalb des gewählten Einflussbereichs sowie der freien Strecke bei Einflusslängen von 40 und 50 m; milde Ausreißer außerhalb des 1,5-fachen Interquartilabstands, extreme Ausreißer außerhalb des 3-fachen Interquartilabstands (Ordinate im linken Diagramm geschnitten, beide Ordinaten unterschiedlich skaliert)**

Im Vergleich der Boxplots beider Einflusslängen ergeben sich zwischen beiden Streckenabschnitten keine nennenswerten Veränderungen. Der Einfluss auf die statistische Analyse der Streckenabschnitte wird demnach voraussichtlich unbedeutend sein. Bei den Annäherungsbereichen führt die Wahl eines 50 m-Annäherungsbereichs zu einer Begrenzung der Ausreißer sowie zu einer Weitung des 2. Quartils (Bereich zwischen unterem Rand der Box bis zum Median). Der Bereich zwischen Minimum und Median weist folglich eine gleichmäßigere Verteilung auf.

Auf Grundlage dieser Ergebnisse wird die Einflusslänge von Verkehrsknoten auf angrenzende Streckenabschnitte im weiteren Vorgehen mit 50 m beziffert. In der nachfolgenden Netzaufbereitung sowie den späteren Analyseschritten wird dieser Annäherungsbereich unabhängig von der Betriebsform der Knotenpunkte oder der Querschnittsaufteilung der Streckenabschnitte abgegrenzt. Dieses vereinfachende Vorgehen wird aufgrund folgender praktischer Erwägungen als sinnvoll erachtet:

- Im Hinblick auf eine spätere Nutzung des Modells auf Basis eines GIS bietet eine einheitliche Abschnittsbildung Vorteile für die Bedienung und die Fehlervermeidung. Unter Berücksichtigung unterschiedlicher Einflusslängen in Abhängigkeit von der Betriebsform würde ein Vergleich zweier Knotenvarianten eine physische Veränderung des Netzmodells erfordern. Erfahrungsgemäß kann dies zu Problemen in der Datenhaltung führen.
- Eine unterschiedliche Abgrenzung der Annäherungsbereiche zwischen einzelnen Teilmodellen (bspw. U(P)-Modelle und U(S)-Modelle) sollte auf jeden Fall vermieden werden. Eine solche Vorgehensweise würde das Aufbereiten und Vorhalten unterschiedlicher Netzmodelle erfordern und die bereits genannten Probleme zusätzlich begünstigen.
- Annäherungsbereiche mit einer Länge unter 50 m führen zu erheblichen Streuungen der Unfallkenngrößen.

### **5.5.3 Anpassung der Streckenlängen**

Die Berücksichtigung der Annäherungsbereiche bei der Netzdifferenzierung führt zu einer Veränderung der Längenverhältnisse der Streckenkollektive. Die Auswirkungen unterscheiden sich nach Art der Streckenunterteilung:

- Netz\_KK: Sieben Abschnitte entfallen, da sie außerhalb des Einflussbereichs angrenzender Verkehrsknotenpunkte keine unbeeinflusste Streckenlänge aufweisen. Es verbleiben 360 Abschnitte. Die mittlere Streckenlänge reduziert sich von 770 auf 691 m.
- Netz\_KS: Es entfallen ebenfalls sieben Abschnitte, wodurch sich deren Anzahl auf 666 reduziert. Die mittlere Länge sinkt von 420 auf 373 m.

## 6 Einflussgrößen des Umfelds

Wie in der Diskussion der Expositionsgrößen zur Beschreibung des Unfallrisikos ausgeführt wurde, ist eine alleinige Berücksichtigung der Verkehrsstärken im motorisierten Individualverkehr nicht erschöpfend. Angesichts eines erheblichen Anteils nichtmotorisierter Verkehrsteilnehmer an den Unfallbeteiligten sowie Verunglückten in städtischen Hauptverkehrsstraßennetzen führt die Nichtberücksichtigung der zugehörigen Verkehrsmengen zu einem bedeutsamen Informationsverlust. Alrutz et al. 2009 können bei der Untersuchung des Unfallrisikos verschiedener Führungsformen des Radverkehrs beispielsweise keinen belastbaren Zusammenhang zwischen dem DTV und der Dichte aller Unfälle mit Radverkehrsbeteiligung auf den untersuchten Streckenabschnitten feststellen. Eine Zunahme der Dichte mit der mittleren Radverkehrsstärke ist in ihren Daten hingegen eindeutig nachweisbar.

Belastbare Kenngrößen des Verkehrsaufkommens liegen für den nichtmotorisierten Verkehr - insbesondere auf Netzebene - jedoch nur selten vor. Die aktuelle Datenlage lässt sich vereinfachend darauf zurückführen, dass

- die Erhebung aufwändig und erst mit neuen Entwicklungen der letzten Jahre teilweise automatisierbar ist,
- für die Hochrechnung von Kurzzeitzählungen bislang keine belastbaren Verfahren vorliegen<sup>14</sup> und
- bisher nur wenige differenzierte Ansätze zur Modellierung der nichtmotorisierten Verkehrsnachfrage entwickelt wurden - wohl auch aufgrund mangelnder Nachfrage seitens der Praxis, schwer zu prognostizierende Einflussgrößen (u. a. Witterung) sowie erheblicher Schwierigkeiten bei der Beschreibung der Routenwahl.

Um die fehlenden Zahlen des nichtmotorisierten Verkehrsaufkommens im Rahmen der Modellbildung zum Teil kompensieren zu können, werden Möglichkeiten untersucht, diese anhand von aussagefähigen Kenngrößen der Umfeldnutzung zu substituieren. Diesem Vorgehen liegt die Annahme zugrunde, dass die baulichen Eigenschaften der angrenzenden Siedlungsflächen und deren Nutzungsstrukturen unmittelbaren Einfluss auf die Verkehrsnachfrage und somit auch auf das nichtmotorisierte Verkehrsaufkommen (Fußgänger und Radverkehr) haben.

Unter dem Begriff der Kenngrößen der Umfeldnutzung bzw. des Umfelds werden in diesem Zusammenhang alle relevanten soziökonomischen, wirtschaftlichen und flächennutzungsbezogenen Attribute innerhalb eines zu definierenden Einflussbereichs eines Netzelements subsummiert.

Über den genannten Zusammenhang mit dem nichtmotorisierten Verkehr hinaus lassen verschiedene Untersuchungen auf einen Einfluss des Umfelds auf das weitere Verkehrs- und somit auch auf das Unfallgeschehen von Netzelementen schließen. So ist in Bereichen mit dominierender Einzelhandelsnutzung beispielsweise mit einem höheren Anteil an Parksuchverkehr und mit mehr Ein- und Ausparkvorgängen pro Stellplatz zu rechnen als in einem reinen Wohngebiet. Um auch diesen Aspekt zu berücksichtigen, werden Umfeldgrößen ebenfalls vor dem Hintergrund ihres Einflusses auf die Verkehrssicherheit aller Beteiligungsarten und nicht ausschließlich bei der Beschreibung des Unfallgeschehens mit nichtmotorisierter Verkehrsbeteiligung untersucht.

---

<sup>14</sup> Ein erstes Hochrechnungsverfahren für den Radverkehr wurde kürzlich von Schiller et al. 2011 entwickelt. Mit einer flächendeckenden Anwendung ist erst im Laufe der nächsten Jahre zu rechnen.

Zusammenfassend lässt sich die weitere Untersuchung des Umfelds der Netzabschnitte auf zwei Ziele zurückführen:

1. Substitution fehlender Aufkommenszahlen des nichtmotorisierten Verkehrs sowie
2. Berücksichtigung nutzungsstrukturell bedingter Unterschiede im Verkehrs- und Unfallgeschehen.

Die Untersuchung des Zusammenhangs zwischen der Umfeldnutzung, dem Verkehrsaufkommen und dem Unfallgeschehen erfolgt in vier Schritten:

1. Aufbereitung des aktuellen Kenntnisstandes über die Zusammenhänge zwischen der Umfeldnutzung und dem nichtmotorisiertem Verkehrsaufkommen sowie dem Unfallgeschehen,
2. Analyse der SrV-Daten für das Untersuchungsgebiet Dresden zur Erfassung der Struktur der nichtmotorisierten Verkehrsnachfrage,
3. Aufbereitung des Datenbestandes der Landeshauptstadt Dresden und statistische Analyse der Nutzungsdaten im Hauptverkehrsstraßennetz und
4. Generierung von Kenngrößen der Umfeldnutzung für eine Berücksichtigung im Rahmen der Modellbildung und der Verfahrensentwicklung.

Die Quantifizierung der Zusammenhänge zwischen den Kenngrößen und dem Unfallgeschehen sowie deren weitere Verwendung in den Modellen erfolgt im Zuge der Regressionsrechnungen in den Kapiteln 7 und 8.

## **6.1 Erkenntnisstand**

### **6.1.1 Untersuchungen des nichtmotorisierten Verkehrsaufkommens**

In einfachen Fällen erfolgt die Analyse der Determinanten des nichtmotorisierten Verkehrsaufkommens anhand einer deskriptiven Auswertung von Befragungsdaten. So werten Brög & Erl 1999 Erhebungsdaten der Haushaltsbefragung KONTIV aus dem Jahr 1995 im Hinblick auf Kenngrößen des Fußgänger- und Radverkehrs aus. Die Autoren beschränken sich hierbei auf eine Auswertung der Wegelängen und der Nutzungsanteile nach demografischen Gesichtspunkten, ohne weitere Schlussfolgerungen im Hinblick auf eine Entwicklung quantitativer Modelle anzugeben.

In den meisten Fällen werden die Determinanten des nichtmotorisierten Verkehrsaufkommens im Zusammenhang mit der Formulierung nichtmotorisierter Verkehrsmodelle untersucht. Hierbei kann zwischen unimodalen Ansätzen (entweder Fußgänger oder Radfahrer) und solchen, die nichtmotorisierte Verkehre gemeinsam betrachten, unterschieden werden. Eine Zusammenstellung der Quellen und der jeweiligen Untersuchungsgegenstände findet sich in Tabelle A-12 in der Anlage 7.

Laut Porter et al. 1999 sowie FHWA 1999a können anhand der Bezugsebene grundsätzlich disaggregierte und aggregierte Ansätze unterschieden werden. Disaggregierte Verfahren beschreiben das nichtmotorisierte Verkehrsaufkommen auf personenbezogener Ebene. Dabei wird das Verkehrsverhalten einzelner Personen anhand soziodemografischer und –ökonomischer Informationen bestimmt. Aggregierte Modelle bilden hingegen das Aufkommen von Gebieten oder auf Netzabschnitten (u. a. Knotenpunkte, Streckenabschnitte) auf Basis struktureller Größen der umgebenden Fläche ab.

An & Chen 2007 hingegen teilen die bestehenden Modelle des nichtmotorisierten Verkehrsaufkommens ein in die drei Klassen

1. Vier-Stufen-Nachfragemodelle,
2. „Trip-Rate“-Modelle (Wege-Raten-Modelle) und
3. „Trip-Flow“-Modelle (Wege-Strom-Modelle).

Diese Unterteilung gilt sowohl für unimodale Modelle (Fußgänger oder Radverkehr) als auch die gemeinsame Berücksichtigung.

Turner et al. 1997 unterscheiden in ihrer Analyse vorhandener Verfahren Vier-Stufen-Modelle in eigenständige Modelle des nichtmotorisierten Verkehrsaufkommens einerseits und die Anpassung bestehender Nachfragemodelle zur Berücksichtigung nichtmotorisierter Modi andererseits.

In Anlehnung an Porter et al. 1999 erscheint es sinnvoll, beide Verfahrensweisen unter dem Begriff der diskreten Entscheidungsmodelle zu subsumieren. Neben der Tatsache, dass einige Arbeiten lediglich einzelne Modellstufen formulieren, wird damit auch dem Umstand Rechnung getragen, dass die ursprünglich starre Einteilung in vier Modellstufen aufgrund aktueller Entwicklungen (u. a. simultane Modelle, Zeitwahl als fünfte Stufe) als überholt erscheint. Darüber hinaus weisen Turner et al. 1997 darauf hin, dass bisher keine validen Umlegungsmodelle für den nichtmotorisierten Verkehr vorliegen. Alle recherchierten diskreten Entscheidungsmodelle lassen lediglich Berechnungen aller oder einzelner der drei Modellstufen Erzeugung, Verteilung und Aufteilung zu.

Beispiele eigenständiger diskreter Entscheidungsmodelle für den nichtmotorisierten Verkehr finden sich unter anderem bei Otto 1980 (Fußgänger) und Ridgeway 1995 (Radverkehr).

Im Unterschied zu den personen- und wegefeinen Entscheidungsmodellen basieren Trip-Rate-Modelle laut An & Chen 2007 auf großräumigen Untersuchungen ganzer Städte oder bspw. amerikanischer „census tracts“<sup>15</sup>. Turner et al. 1997 sowie Porter et al. 1999 bezeichnen die Gruppe als aggregierte oder vereinfachte Nachfragemodelle.

Methodisch ist diesen Verfahren gemein, dass sie entweder das Verkehrsaufkommen oder den Anteil des nichtmotorisierten Verkehrs am gesamten Aufkommen anhand von personen- und haushaltsbezogenen Daten und weiteren großräumig in der Fläche erhobenen Informationen in einem Modellschritt vereinfacht abbilden. Laut An & Chen 2007 beruht die Modellbildung in den meisten Fällen auf Korrelationsanalysen oder multivariaten linearen Regressionen (s. u. a. NCTCOG 1996, Barnes & Krizek 2005, Targa & Clifton 2005, Kim 2005).

Die beschriebene Vorgehensweise eignet sich laut An & Chen 2007 zwar zur Quantifizierung eines nichtmotorisierten Potentials von Siedlungsgebieten, ist im Allgemeinen aufgrund der hohen räumlichen Aggregation jedoch nicht in der Lage, die nichtmotorisierte Verkehrsnachfrage für kleinräumige Planungen zu prognostizieren. Diesen Umstand nehmen die Autoren zum Anlass, ihrerseits ein Trip-Rate-Modell auf der räumlich feiner differenzierten Ebene von „census-blocks“<sup>16</sup> zu formulieren.

Trip-Flow-Modelle beziehen das nichtmotorisierte Verkehrsaufkommen einzelner Netzelemente auf sozioökonomische und flächennutzungsbezogene Informationen eines angrenzenden Einflussbereichs.

---

<sup>15</sup> Räumlich relativ unveränderliche Erhebungsgebiete mit Einwohnerzahlen zwischen 2.500 und 8.000. Ursprünglich mit dem Ziel abgegrenzt, im Hinblick auf Bevölkerungscharakteristiken, ökonomischen Status und Lebensumstände möglichst homogen zu sein. (URL: [http://www.census.gov/geo/www/geo\\_defn.html](http://www.census.gov/geo/www/geo_defn.html))

<sup>16</sup> Kleinstes räumliches Erhebungsgebiet für Zensus in den Vereinigten Staaten. Die räumliche Ausdehnung variiert stark. In Städten ist der census block häufig deckungsgleich mit einem Straßenblock. (URL: [http://www.census.gov/geo/www/geo\\_defn.html](http://www.census.gov/geo/www/geo_defn.html))

Turner et al. 1998 bezeichnen diese Gruppe ihrerseits als „Facility-Locator“-Modelle. In diesen werden die einzelnen Netzabschnitte (Streckenabschnitte oder Knotenpunkte) als Ziele nichtmotorisierter Wege betrachtet. „Trip-Flow“-Modelle finden sich u. a. bei Pushkarev & Zupan 1975, Goldsmith 1996, Desyllas et al. 2003, Pulugurtha et al. 2006 und Schneider et al. 2009.

Im weiteren Sinn können auch die Arbeiten von Alrutz & Bohle 1999 sowie Monse 2008 dieser Gruppe zugeordnet werden. In der erstgenannten Arbeit wird der Einfluss angrenzender Bebauungen und Nutzungen auf das Fußgängeraufkommen auf städtischen Straßenabschnitten anhand einer Korrelationsanalyse untersucht, ohne dabei quantitative Modelle zu formulieren. Monse 2008 untersucht die Zusammenhänge zwischen Fußgänger- und Radverkehrsaufkommen sowie dem Unfallgeschehen mit nichtmotorisierter Verkehrsbeteiligung und der angrenzenden Bebauung mit Hilfe linearer Einfachregressionen.

Die beschriebenen Ansätze lassen sich sowohl zur Bestimmung des Fußgänger- als auch des Radverkehrsaufkommens verwenden. Laut FHWA 1999a ergeben sich jedoch drei grundsätzliche Unterschiede zwischen beiden Modi, die in der Modellierung zu berücksichtigen sind:

- Zu Fuß zurückgelegte Wege sind in der Regel kürzer als Wege mit dem Rad. Daraus ergeben sich Konsequenzen bei der Berücksichtigung des Einflussbereichs des betrachteten Gebiets bzw. des Netzelements.
- Ein großer Anteil der zu Fuß zurückgelegten Wege dient dem Zugang zu einem weiteren Verkehrsmittel (bspw. zu Fuß zur ÖPNV-Haltestelle). Mit dem Rad zurückgelegte Wege sind zum größten Teil eigenständige Wege, die unimodal zurückgelegt werden.
- Die Entscheidung, mit dem Rad zu fahren, hängt von anderen Einflüssen ab und zeigt eine deutlichere Abhängigkeit von der Einstellung des Nutzers, als die Entscheidung zu Fuß zu gehen. Laut FHWA 1999a „ist jeder ein Fußgänger aber nicht jeder ein Radfahrer“. Der Zugang zum Rad ist von mehreren Bedingungen abhängig (u. a. von der Verfügbarkeit eines Fahrrads).

Aufbauend auf den Ergebnissen ihrer Literaturlauswertung formulieren Porter et al. 1999 ein gedankliches Modell zur Veranschaulichung der Einflussfaktoren des nichtmotorisierten Verkehrs (s. Abbildung 6-1). Die nachfolgend diskutierten Einflussgrößen des Umfeldes lassen sich den grau markierten Bereichen zuordnen.

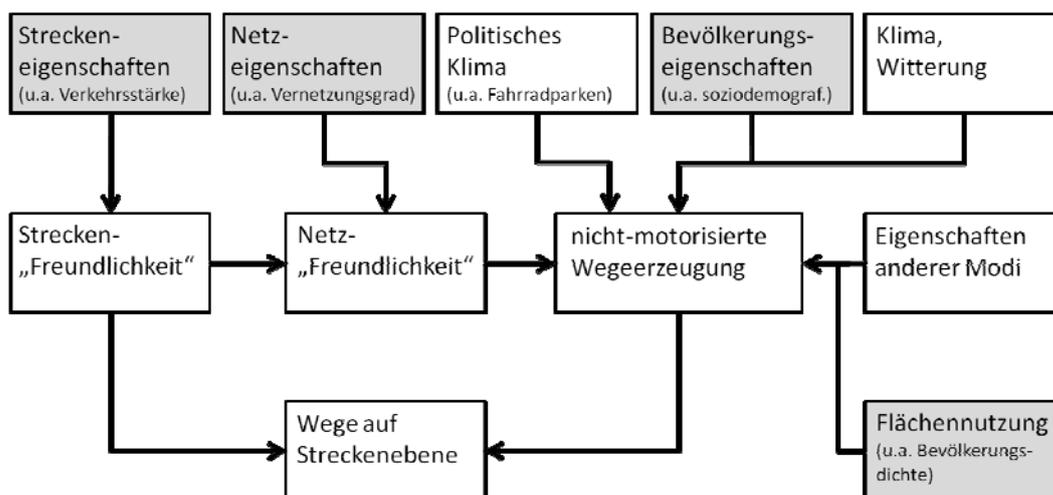


Abbildung 6-1: Zusammenhang der Einflussfaktoren des nichtmotorisierten Verkehrs (nach Porter et al. 1999)

## **6.1.2 Umfeldbezogene Determinanten des nichtmotorisierten Verkehrsaufkommens**

Der Begriff des Umfelds wird im Rahmen dieser Untersuchung als Zusammenfassung aller sozioökonomischen, wirtschaftlichen, verkehrsinfrastrukturellen und flächennutzungsbezogenen Attribute innerhalb des Einflussbereichs der betrachteten Netzelemente definiert.

Unter sozioökonomischen Größen werden dabei soziodemografische sowie ergänzende haushaltsbezogene wirtschaftliche Kennwerte (z. B. PKW-Bestand) verstanden. Die Abgrenzung zu den wirtschaftlichen Größen des Umfelds erfolgt anhand des Haushaltsbezugs. So wird hier beispielsweise die Erwerbstätigkeit den sozioökonomischen Größen zugerechnet, während die Zahl der Arbeitsplätze im Einflussbereich als wirtschaftliche Größe gilt.

Verkehrsrelevante soziodemografische Kenngrößen werden im Normalfall aus personen- oder haushaltsbezogenen Befragungsdaten abgeleitet. Für eine spätere Berechnung des Aufkommens werden diese bezirksweise über die Fläche aggregiert und mit wirtschaftlichen, flächennutzungsbezogenen und verkehrsinfrastrukturellen Informationen in einem GIS zusammengeführt.

### **6.1.2.1 Einflussbereich des Umfelds**

Wird das Verkehrsaufkommen für einzelne Netzabschnitte auf Basis soziodemografischer oder flächennutzungsbezogener Informationen bestimmt (Trip-Flow-Modelle, Vergleichsstudien), stellt sich die Frage nach einem relevanten Einflussbereich. Der Einflussbereich bewegt sich in den ausgewerteten Untersuchungen des Fußgängeraufkommens zwischen 160 m (Schneider et al. 2009), und 800 m (Hess et al. 1999).

In den meisten Fällen wird der Einflussbereich einmal gewählt und nicht weiter überprüft. Schneider et al. 2009 hingegen variieren in ihrer Untersuchung des Fußgängeraufkommens an 50 Knotenpunkten in Alameda County den potentiellen Einflussbereich in drei Schritten (160 m, 400 m und 800 m) und wählen die so gewonnenen Variablen nach Signifikanz der Modelleffekte und der Anpassungsgüte von insgesamt drei Regressionsmodellen aus. Eine auf planerischen Gesichtspunkten beruhende Herleitung eines angemessenen Einflussbereichs erfolgt nicht. Obwohl die Überprüfung verschiedener Einflussbereiche grundsätzlich sinnvoll erscheint, führt die Verwendung variierender Bereiche zu Schwierigkeiten bei der Interpretation der Modelle.

Pulgurtha et al. 2006 führen eine vergleichbare Studie des Fußgängeraufkommens an 15 Knotenpunkten und Streckenabschnitten in Las Vegas durch und generieren die umfeldbezogenen Kennwerte dabei in einem Radius von etwa 400 m um den betrachteten Netzabschnitt. Die Distanz von 400 m beruht auf der Annahme einer maximalen Gehzeit von fünf Minuten pro Weg im Untersuchungsbereich.

Hess et al. 1999 verwenden bei ihrer Mit-Ohne-Untersuchung des Einflusses der Netzstruktur auf das Fußgängeraufkommen in suburbanen Gebieten rund um Seattle einen Einzugsbereich von 800 m. Sie nehmen die umfeldbezogenen Werte als Kontrollvariable auf, um Gebiete ähnlicher Struktur miteinander vergleichen zu können.

Im Zuge der Feststellung eines erhöhten Anforderungsbedarfs im Gehwegenetz machen die EFA 02 (FGSV 2002a) Angaben zu Einflussbereichen relevanter Infrastruktureinrichtungen (s. Tabelle 6-1). Die Entfernungsangaben lassen Rückschlüsse auf die Größenordnung von Einflussbereichen im Fußgänger-verkehr zu. Die meisten Entfernungen bewegen sich im Bereich von 200 oder 300 m. Altenheime, Bahn-

höfe und Hochschulen stellen einen weiträumigeren Anspruch von 400 m bzw. 500 m an ein hochwertiges Gehwegenetz.

**Tabelle 6-1: Einflussbereiche von Infrastruktureinrichtungen mit erhöhten Anforderungen an Gehwege gemäß EFA 02 (FGSV 2002a)**

Art der Einrichtung	Einflussbereich
Wohnen	
- Wohnheime	200 m
- Altenheime	500 m
Schulen	
- Kindergärten/Grundschulen	200 m
- weiterführende Schulen	300 m
- Hochschulen	400 m
Dienstleistung	
- Verbrauchermärkte (lokale Bedeutung)	200 m
- Einkaufszentrum	300 m
- Gebäude mit Büro-, Verwaltungs- und Praxisräumen (z. B. Rathaus, Post, Bank, Ärztehaus)	300 m
Versammlungsstätten, Sport- und Freizeiteinrichtungen	
- Spiel-, Sportanlagen, öffentliche Bäder	200 m
- Hotels, Pensionen, Kurheime	300 m
- Museen, Denkmäler, Gebäude mit überörtlicher Bedeutung	200 m
- ÖPNV-Haltestelle	200 m
- Bahnhof	500 m
- städtisches Krankenhaus	200 m
- Pflegeheime	300 m

Goldsmith 1996 wiederum untersucht das Aufkommen auf Radverkehrsanlagen und verwendet die beidseitig angrenzenden „census-tracts“ als Einflussbereich. Ähnlich gehen Pushkarev & Zupan 1975 vor, die das mittägliche und abendliche Fußgänger aufkommen auf Gehwegabschnitten des wirtschaftlichen Zentrums Manhattans untersuchen. Im Gegensatz zu Goldsmith 1996 (Radverkehr) weisen diese Blöcke jedoch aufgrund des gleichmäßigen Straßenrasters ähnliche Grundflächen und Bebauungsdichten auf.

Während bei den zuvor besprochenen Untersuchungen der Einfluss der Umfeldnutzung auf das Verkehrsaufkommen innerhalb des gewählten Bereichs als entfernungsunabhängig angenommen wird, verwendet Landis 1996 in seinem Radverkehrsmodell zur Beschreibung einer potentiellen Radverkehrsnachfrage („Latent Demand Score“) eine Widerstandsfunktion. Die Vorgehensweise leitet er als Modifikation herkömmlicher Gravitationsverfahren für den Radverkehr ab. Sie dient der Berücksichtigung einer mit der Entfernung abnehmenden Attraktivität des betrachteten Streckenabschnitts.

Bei Angenendt & Wilken 1997, Alrutz & Bohle 1999, Desyllas et al. 2003 und Monse 2008 werden die Einflussgrößen aus der Nutzung der angrenzenden Bebauung generiert. Eine flächenhafte Betrachtung erfolgt in diesen Untersuchungen nicht, da auch die Tiefe der Bebauung nicht einfließt.

An & Chen 2007 definieren ausgehend von dem Mittelpunkt jedes „census blocks“ einen Nachbarschaftsbereich mit einem Radius von einer Meile (ca. 1.600 m), um den Radverkehr innerhalb des Blocks zu bestimmen. Die gewählte Einflusslänge beruht auf einer Auswertung der Wegelängen im Radverkehr, wonach 85 % aller nichtmotorisierten Wege diesen Wert nicht überschreiten. Damit wird dem Umstand

Rechnung getragen, dass das Aufkommen des nichtmotorisierten Verkehrs ebenfalls durch Quellen und Ziele außerhalb des Gebiets beeinflusst wird.

Die Bestimmung der Verkehrsnachfrage funktioniert bei diskreten Entscheidungsmodellen – ähnlich wie Trip-Rate-Modelle – über die Aggregation personen- bzw. haushaltsbezogener Daten innerhalb von Verkehrsbezirken. Im Falle einer Berechnung der Verkehrsverteilung müssen zwangsläufig Quellen und Ziele in anderen Bezirken berücksichtigt werden.

Da Penha Sanchez & Serra de Arruda 2002 berücksichtigen den Einflussbereich in ihrem diskreten Entscheidungsmodell (binäres Logit-Modell) indirekt, in dem sie die Wegelänge als unabhängige Variable berücksichtigen. Ihren Ergebnissen zufolge liegt die Wahrscheinlichkeit, einen Weg zu Fuß zurückzulegen, ab einer Entfernung von 4 km nahe null.

Zur Quantifizierung des Fußgängeraufkommens ermittelt Otto 1980 die Verkehrsgunst für Berufspendler der einzelnen Verkehrszellen mit Hilfe von Isochronen um den Zellenmittelpunkt. Er geht dabei iterativ in Schritten von  $\Delta R = 250$  m vor. Zielseitig werden alle Arbeitsplätze und quelseitig alle Erwerbstätigen innerhalb des überdeckten Bereichs summiert. Eine Mehrfachregression ergibt unter Verwendung eines Radius von 1.000 m die besten Ergebnisse.

#### **6.1.2.2 Sozioökonomische Einflussgrößen**

Soziodemografische Kenngrößen der Verkehrsmittelwahl werden meist aus personen- oder haushaltsbezogenen Befragungsdaten abgeleitet. Die Ergebnisse der Auswertungen von Haushaltsbefragungen sind grundsätzlich vor dem Hintergrund des Erhebungsdesigns zu betrachten. Es ist allgemeine Praxis (so auch bei den deutschen Haushaltsbefragungen KONTIV, MiD und SrV) stichtagsbezogen Wege abzufragen. Während Einzelwege des gesamten Weges mit unterschiedlichen Verkehrsmitteln zurückgelegt werden können (z. B. zu Fuß zur Haltestelle und von dort aus mit der Straßenbahn weiter), wird dem Weg ein Hauptverkehrsmittel zugewiesen. Die Zuordnung erfolgt nach einer Prioritätenreihung, meist in der Reihenfolge ÖV – MIV – nMIV. Da der Großteil der Zuwege zum Hauptverkehrsmittel nichtmotorisiert erfolgt (z. B. zu Fuß zur Haltestelle), bleiben bei der Auswertung nach Hauptverkehrsmittel eine bedeutende Anzahl an kurzen Wegen im unmittelbaren Umfeld der Quellen und Ziele der Wege unberücksichtigt.

In einer Auswertung einer aktuelleren Haushaltbefragung nach dem „neuen KONTIV-Design“ des Analysejahres 1995 machen Brög & Erl 1999 Unterschiede in der Verkehrsbeteiligung am Alter und Geschlecht der Person fest. So liegt der Anteil der Wege, die zu Fuß zurückgelegt werden, in der Altersklasse über 75 Jahren im Bereich von 85 % und damit weit über dem Wert der übrigen Altersklassen. Dabei weisen Frauen über alle Altersklassen hinweg einen höheren Anteil auf als Männer.

Einen direkten Rückschluss auf das Fußgängeraufkommen lassen diese Angaben nicht zu, da keine Auskunft über die Verteilung der Wegelängen sowie die Anzahl der zurückgelegten Wege über die Altersklassen bzw. das Geschlecht gegeben wird.

Sowohl Targa & Clifton 2005 als auch da Penha Sanchez & Serra de Arruda 2002 berücksichtigen in ihren Modellen das Alter als stetige Größe. Diese hat als unabhängige Variable einen mindernden Einfluss auf die nichtmotorisierte Wegeerzeugung bzw. Verkehrsmittelwahl.

Andere Untersuchungen beschränken sich auf relevante Altersgruppen als unabhängige Variable:

- In den vom NCTCOG 1996 (North Central Texas Council of Governments) veröffentlichten Trip-Rate-Modellen zur Bestimmung des Verkehrsanteils der Wege zu Fuß sowie mit dem Rad wird die Bevölkerungsdichte der unter 16-jährigen des untersuchten Verkehrsbezirks berücksichtigt.
- Schneider et al. 2009 nehmen ihrerseits den Bevölkerungsanteil der unter 18-jährigen innerhalb des gewählten Einflussbereichs ( $R = 400$  m) zur Prognose des Fußgängeraufkommens an Knotenpunkten auf.
- An & Chen 2007 berücksichtigen ein ähnliches Altersspektrum, indem sie die Zahl der Schüler und Studenten im „Nachbarschaftsbereich“ der betrachteten Blöcke in ihrem Regressionsmodell verwenden.

In allen genannten Fällen wirkt sich eine Erhöhung der Anzahl bzw. des Anteils von Kindern oder Jugendlichen nachfrageerhöhend bezüglich des nichtmotorisierten Verkehrs aus.

Neben der Altersverteilung weist in vielen Fällen die Erwerbstätigkeit einen signifikanten Zusammenhang mit dem nichtmotorisierten Verkehr auf:

- Targa & Clifton 2005 berücksichtigen die Erwerbstätigkeit personenbezogen als dichotome Variable.
- NCTCOG 1996, Kockelman 1997 sowie Schneider et al. 2009 berücksichtigen entweder den Bevölkerungsanteil Erwerbstätiger oder deren Anzahl.
- Otto 1980 unterscheidet in seinem Modell für das Aufkommen nichtmotorisierter Berufspendler die Erwerbstätigkeit nach Wirtschaftssektor.

Sowohl der Anteil nichtmotorisierter Wege an der Gesamtzahl als auch das Verkehrsaufkommen nehmen mit steigender Zahl Erwerbstätiger zu.

Otto 1980, Pulugurtha et al. 2006 sowie An & Chen 2007 berücksichtigen in ihren Arbeiten darüber hinaus das mittlere Haushaltseinkommen im Einflussbereich. Während Pulugurtha et al. 2006 das Aufkommen unabhängig vom Wegezweck berechnen, betrachten Otto 1980 und An & Chen 2007 ausschließlich Wege mit der Arbeit als Quelle oder Ziel. Dennoch kommen alle drei Studien übereinstimmend zu dem Ergebnis, dass sich das nichtmotorisierte Verkehrsaufkommen mit steigendem Haushaltseinkommen vermindert. Diesen Zusammenhang berücksichtigt auch NCTCOG 1996.

Shafizadeh & Niemeier 1997 weisen dem Einkommen im Rahmen ihrer Nutzerbefragung hingegen einen positiven Einfluss auf die mittlere Reisezeit bzw. –weite der Radfahrer auf dem Weg zur Arbeit zu. Dieser Effekt kann durch das Erhebungsdesign beeinflusst sein. Die Verfasser befragen die Nutzer von fünf Radwegen im zentralen Bereich Seattles. Die längeren Reiseweiten können daher auf eine mögliche Zunahme der Immobilienpreise mit wachsender Entfernung zum Zentrum bedingt sein.

Neben unterschiedlichen Teilkollektiven besitzt auch die gesamte Bevölkerungszahl oder –dichte innerhalb des betrachteten Einflussbereichs einen Einfluss auf das nichtmotorisierte Verkehrsaufkommen, da mit steigender Personenzahl automatisch die Zahl potentieller nichtmotorisierter Verkehrsteilnehmer steigt. In den meisten Untersuchungen erweist sich diese Größe als signifikant zur Beschreibung der Nachfrage (u. a. NCTCOG 1996, Schneider 2009).

Targa & Clifton 2005 berücksichtigen als weitere sozioökonomische Variable den Pkw-Bestand pro Haushalt, den Führerscheinbesitz sowie auch das Bildungsniveau des betreffenden Personenkreises. Während die Zunahme der Pkw-Verfügbarkeit und der Führerscheinbesitz zu einer Abnahme der nicht-

motorisierten Verkehrsteilnahme führen, steigt sie mit dem Bildungsniveau (Unterscheidung ob Hochschulabschluss oder nicht).

### **6.1.2.3 Wirtschaftliche Einflussgrößen**

In dem Aufkommensmodell für die Wege zwischen Wohnung und Arbeit berücksichtigt Otto 1980 die Anzahl der Arbeitsplätze zur Bestimmung des zweiseitigen Aufkommens. An & Chen 2007 sowie das NCTCOG 1996 (Fußgänger- und Radverkehrsmodell) verwenden die Arbeitsplatzdichte. In allen Modellen haben die Größen einen erhöhenden Einfluss auf den nichtmotorisierten Anteil am Verkehrsaufkommen.

In den NCTCOG-Modellen erweisen sich überdies die mittleren Wochenarbeitsstunden im betrachteten Bezirk als signifikante Einflussgröße. Mit zunehmender wöchentlicher Arbeitszeit sinkt der Anteil nichtmotorisierter Modi am Gesamtaufkommen (NCTCOG 1996).

### **6.1.2.4 Einflussgrößen aus der Flächennutzung und der Siedlungsstruktur**

Die einfachsten Größen der Flächennutzung sind die Flächenanteile bestimmter Nutzungen innerhalb des Betrachtungsraums. Beispiele finden sich hierfür bei Pushkarev & Zupan 1975, NCTCOG 1996, Pulugurtha et al. 2006 und Schneider et al. 2009:

- Pulugurtha et al. 2006 und NCTCOG 1996 berücksichtigen die Grundstücksflächen mit Wohnnutzung zur Bestimmung des Fußgängeraufkommens. Pulugurtha et al. 2006 transformieren die Größe dazu logarithmisch. Im NCTCOG 1996 erweisen sich darüber hinaus die Grundstücksflächen mit der Nutzung „Büro/Arbeit“ als signifikant.
- Schneider et al. 2009 können hingegen keinen signifikanten Einfluss der Wohnnutzung mit dem Fußgängeraufkommen nachweisen. In deren Modell erweisen sich einzig kommerziell genutzte Flächen als aussagefähig.
- Pushkarev & Zupan 1975 (Fußgänger) berücksichtigen in ihrem Modell die Geschossflächen relevanter Nutzungen (Restaurants, Büros und Einzelhandel) angrenzender Straßenblocks.
- Im Radverkehrsmodell des NCTCOG 1996 erweist sich die Wohnfläche als nicht signifikant, ein Zusammenhang mit der Nutzung „Büro/Arbeit“ lässt sich jedoch auch hier feststellen.

In anderen Arbeiten wird der Versuch unternommen, die Durchmischung der Flächennutzung zur Erklärung der nichtmotorisierten Verkehrsnachfrage heranzuziehen.

- Targa & Clifton 2005 berechnen einen Durchmischungsindex auf dem räumlichen Niveau von „census-blocks“. Der Index kann Werte zwischen null und eins annehmen und erweist sich als signifikante Einflussgröße, auf seine Berechnung gehen die Autoren jedoch nicht ein.
- Hess et al. 1999 verwenden Art und Mischung der Flächennutzung als Kontrollvariable zur Durchführung ihrer Mit-Ohne-Studie. Sie liefern jedoch keine Beschreibung der Kriterien, anhand derer vergleichbare Gebiete kategorisiert werden.

Kockelman 1997 quantifiziert in ihren Modellen den Einfluss der Durchmischung sowie des Gleichgewichts der Flächennutzung unter anderem auf die nichtmotorisierte Verkehrsmittelwahl innerhalb von „census-tracts“. Die Berechnung der Kenngrößen erfolgt auf Basis einer Einteilung der statistischen Bezirke in ein Raster von quadratischen Parzellen mit einer Fläche von jeweils einem Hektar. Zur Quanti-

fizierung der Durchmischung wird die Nutzung jeder einzelnen Parzelle mit den Flächennutzungen der acht angrenzenden Parzellen verglichen. Der Durchmischungsindex (hier DI) ergibt sich zu:

$$DI_i = \sum_{k=1}^K \frac{1}{K_i} \sum_{j=1}^8 \frac{X_{jk}}{8} \quad \text{Gleichung 6-1}$$

mit:  $DI_i$  = Durchmischungsindex des Bezirks  $i$   
 $K_i$  = Anzahl der Parzellen im Bezirk  $i$   
 $X_{jk}$  = Vergleichsfaktor der Parzelle  $k$  mit der angrenzenden Parzelle  $j$  (Wert 0 oder 1)

Unterscheiden sich die Nutzungen der Parzellen  $k$  und  $j$ , nimmt  $X_{jk}$  den Wert 1 an, weisen beide die gleiche Nutzung auf, den Wert 0. Der Wertebereich des Durchmischungsindex  $DI$  liegt somit zwischen null und eins.

Kockelman 1997 berechnet die Durchmischung sowohl detailliert, beruhend auf einer Unterscheidung von elf Nutzungsarten, sowie in allgemeinerer Form auf Basis von vier Nutzungsarten. Im Ergebnis erweist sich die allgemeinere Form des Durchmischungsindex als aussagefähiger bei der Zielgrößenberechnung. Eine möglichst feine Unterscheidung der Flächennutzungen führt daher nicht zwangsläufig zu einem Mehrwert bei einer Verbesserung der Beschreibung des Einflusses auf das Verkehrsaufkommen.

Das Maß für die Beschreibung des Gleichgewichts der Flächennutzungen leitet Kockelmann 1997 aus der Entropie ab. Die Entropie  $E$  eines Bezirks  $i$  berechnet sich über  $J$  verschiedene Flächennutzungen zu:

$$E_i = - \sum_{j=1}^J \frac{P_{ij} \cdot \ln(P_{ij})}{\ln(J)} \quad \text{Gleichung 6-2}$$

mit:  $E_i$  = Entropie des Bezirks  $i$   
 $P_{ij}$  = Anteil der Flächennutzung  $j$  im Bezirk  $i$   
 $J$  = Anzahl der berücksichtigten Flächennutzungen

Da sich die Flächen der einzelnen Bezirke zum Teil deutlich unterscheiden, kann die Berechnung der Entropie zu Fehlern bei der Berücksichtigung kleiner Bezirke führen. Je kleiner ein Bereich ist, desto unwahrscheinlicher ist eine gleichmäßige Aufteilung der Fläche über die betrachteten Nutzungen. Im hypothetischen Extremfall eines Bezirks mit nur einem Grundstück kann der Bezirk folglich auch nur mit einem Flächennutzungstypen belegt sein.

Um den Fehler bei der Ermittlung der Entropie für unterschiedlich große Bezirke zu berücksichtigen, berechnet Kockelman 1997 eine mittlere Entropie auf Basis der Ein-Hektar-Parzellen jedes Bezirks. Der Entropie-Index wird für jede Parzelle einzeln berechnet, indem die Flächennutzung innerhalb der Parzelle einschließlich des Bereichs innerhalb eines Radius von 800 m um die Parzellengrenze betrachtet wird. Die mittlere Entropie  $E$  wird schließlich als arithmetisches Mittel über alle Ein-Hektar-Parzellen jedes Bezirks berechnet:

$$\bar{E}_i = - \sum_{k=1}^K \frac{\sum_{j=1}^J \frac{P_{ijk} \cdot \ln(P_{ijk})}{\ln(J)}}{K_i}$$

Gleichung 6-3

- mit:  $\bar{E}_i$  = mittlere Entropie des Bezirks i  
 $P_{jk}$  = Anteil der Flächennutzung j in der Parzelle k des Bezirks i  
 J = Anzahl der berücksichtigten Flächennutzungen  
 $K_i$  = Summe der Parzellen im Bezirk i

Zur Beschreibung der nichtmotorisierten Verkehrsmittelwahl berechnet Kockelman 1997 die mittlere Entropie auf Basis nicht-arbeitsbezogener Flächennutzungen. Im Rahmen des Entscheidungsmodells wird die Entropie für jeden Weg sowohl quell- als auch zieleitig berechnet. Eine Zunahme des Variablenwerts führt zu einer signifikanten Erhöhung der Wahrscheinlichkeit, einen Weg nichtmotorisiert zurückzulegen.

Da Penha Sanchez & Serra de Arruda 2002 greifen die Ergebnisse Kockelmans auf und berechnen ihrerseits die Entropie in ihrem nichtmotorisierten Entscheidungsmodell. Sie verwenden dabei die Gleichung 6-2 ohne Mittelwertbildung über einzelne Parzellen der Bezirke. Die Entropie erweist sich auch in ihrem Fall als signifikant erhöhende Einflussgröße.

Angenendt & Wilken 1997, Alrutz & Bohle 1999, Desyllas et al. 2003 und Monse 2008 unterscheiden bei ihren Ansätzen zur Untersuchung des nichtmotorisierten Aufkommens auf einem Streckenabschnitt lediglich die Nutzung der direkt angrenzenden Bebauung (s. Kapitel 6.1.2.1). Desyllas et al. 2003 berücksichtigen in ihrem nichtmotorisierten Nachfragemodell den Anteil der Bebauungslänge mit Verkaufsnutzung im Erdgeschoss an der gesamten Bebauungslänge. Die Variable weist einen positiven Zusammenhang mit dem Fußgänger- und Radverkehrsaufkommen im Streckenabschnitt auf.

Angenendt & Wilken 1997 teilen die angrenzende Bebauung entsprechend der vorhandenen Wohn- und Geschäftsnutzung ein. Sie unterscheiden in ihrem Kollektiv von 25 Straßenabschnitten vier verschiedene Nutzungstypen und werten für diese die Verkehrsstärkebereiche des Rad- und Fußgängerverkehrs aus (stündliches Aufkommen einer Straßenseite, s. Abbildung 6-2).

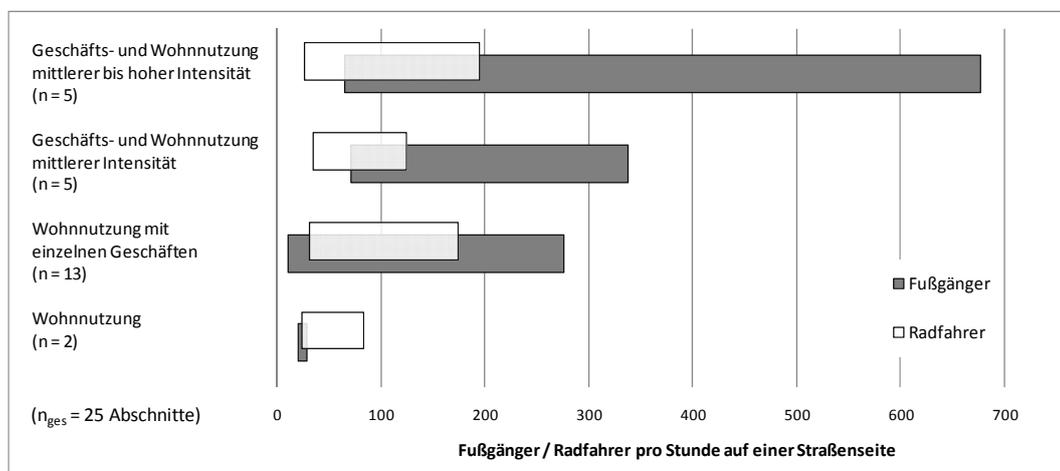


Abbildung 6-2: Fußgänger- und Radverkehrsaufkommen in Abhängigkeit von der angrenzenden Nutzung (nach Angenendt & Wilken 1997)

Die Ergebnisse von Angenendt & Wilken 1997 lassen auf einen positiven Einfluss des Geschäftsbesatzes der angrenzenden Bebauung auf das Fußgängeraufkommen schließen. Eine klare Abgrenzung der Nutzungsintensität ist jedoch nicht möglich, da sich zum einen die Bereiche der Aufkommenszahlen deutlich überschneiden und zum anderen die Kollektive mit 2 bis 13 Abschnitten sehr geringe Umfänge aufweisen. Der Einfluss auf das Radverkehrsaufkommen ist schwächer ausgeprägt. Ein direkter Zusammenhang zwischen angrenzender Bebauung einer Strecke und deren Radverkehrsaufkommen wird anhand dieser Daten nicht deutlich.

Alrutz & Bohle 1999 verwenden ebenfalls den Geschäftsanteil auf Basis der Erdgeschossnutzung. In ihrer Studie erheben sie das Fußgängerlängsaufkommen auf Abschnitten mit einer Länge von jeweils 30 m. Zur Bestimmung des Einflusses der angrenzenden Bebauung werten sie diese zusätzlich zum Bereich der Zählstrecke auch 150 m davor und dahinter entlang des Streckenabschnitts aus. Fußgängeraufkommen und Geschäftsanteil korrelieren stark ( $r = 0,79$ ). Gleichzeitig stellen Alrutz & Bohle 1999 jedoch fest, dass die Einzelwerte der Fußgängerzahlen auf Abschnitten mit hohem Geschäftsanteil deutlich mehr streuen.

Ferner berechnen sie eine städtebauliche Dichteziffer (hier DZ) zu:

$$DZ = \frac{\sum L_{Beb}}{\sum L_{Gr}} \cdot GZ \qquad \text{Gleichung 6-4}$$

mit: DZ = städtebauliche Dichteziffer  
L<sub>Beb</sub> = Bebauungslänge  
L<sub>Gr</sub> = Grundstückslänge  
GZ = mittlere Geschosshöhe im Umfeld des Abschnitts

Das Verhältnis aus Bebauungslänge und Länge der Grundstücke kann als Maß für die Geschlossenheit der Bebauung angesehen werden. Als Geschosshöhe wird die im Gebiet vorherrschende verwendet.

Der Verlauf des Fußgängeraufkommens über die städtebauliche Dichteziffer lässt auf einen positiven Zusammenhang schließen. Dieser ist jedoch mit einem Koeffizienten von  $r = 0,56$  schwächer ausgeprägt als der mit dem Geschäftsanteil (Alrutz & Bohle 1999).

Im Ergebnis schlagen Alrutz & Bohle 1999 die Verwendung des Längenanteils des publikumsorientierten Einzelhandels als Primärmerkmal zur Typisierung des Straßenraums im Hinblick auf das Fußgängeraufkommen vor. Darauf aufbauend gelangen sie zu der folgenden überschlägigen Einteilung des Umfelds in vier Kategorien:

- Wohnen (mit einem Einzelhandelsanteil der Bebauung von ca. 10 %)
- Gemischte Wohn- und Einzelhandelsnutzungen (Einzelhandelsanteil ca. 10 – 35 %)
- Einzelhandel mit Wohn- und Tertiärfunktion (Einzelhandelsanteil ca. 40 – 70 %)
- Zentrale Einzelhandelslagen (Einzelhandelsanteil ca. 65 – 100 %)

Monse 2008 greift bei seiner Untersuchung des nichtmotorisierten Verkehrsaufkommens sowie des Unfallgeschehens mit nichtmotorisierter Verkehrsbeteiligung unter anderem beide von Alrutz & Bohle 1999 verwendeten Größen bei gleichem Erhebungsdesign auf und kommt bei seiner Untersuchung von 16 Abschnitten im Hauptverkehrsstraßennetz Dresden zu vergleichbaren Ergebnissen. Fußgängeraufkommen und Geschäftsanteil korrelieren mit  $r = 0,66$ , Fußgängeraufkommen und Dichteziffer mit  $r = 0,56$ . Die Korrelation mit dem Geschäftsanteil zeigt dabei eine schwächere Ausprägung als bei

Alrutz & Bohle 1999, während das Maß für den Zusammenhang mit der städtebaulichen Dichte bestätigt wird.

In einem weiteren Schritt verknüpft Monse 2008 beide Größen durch Multiplikation zu einer Umfeldziffer (hier UZ):

$$UZ = \frac{\sum L_{Beb,EHE}}{\sum L_{Gr}} \cdot GZ \quad \text{Gleichung 6-5}$$

mit: UZ = Umfeldziffer  
L<sub>Beb,EHE</sub> = Bebauungslänge mit Einzelhandel im Erdgeschoss  
L<sub>Gr</sub> = Grundstückslänge  
GZ = mittlere Geschoszahl im Umfeld des Abschnitts

Im Vergleich zur Dichteziffer verwendet er ausschließlich die Länge der Bebauung mit Einzelhandel anstelle der gesamten Bebauungslänge. Die so berechnete Variable weist mit einem Korrelationskoeffizienten  $r = 0,83$  den besten Zusammenhang mit der Fußgängernachfrage auf. Die Reststreuung der Fußgängerzahlen nimmt ab.

Monse 2008 nutzt die Kenngrößen ferner zur Untersuchung des Radverkehrsaufkommens. Während Geschäftsanteil und Radverkehrsaufkommen lediglich mit  $r = 0,53$  korrelieren, steigt der Koeffizient für den Zusammenhang von Radverkehr und Dichteziffer auf  $r = 0,69$ . Die Umfeldziffer weist wiederum den stärksten Zusammenhang mit  $r = 0,75$  auf. Die Effektgrößen sind stets vor dem Hintergrund der sehr kleinen Stichprobe von 16 Querschnitten zu bewerten. Die Signifikanzen der Korrelationen wurden nicht überprüft.

Die Ergebnisse lassen den Schluss zu, dass das Radverkehrsaufkommen nicht im gleichen Maße über die angrenzende Geschäftsbebauung beschrieben werden kann wie die Fußgängernachfrage. Gleichzeitig ist mit zunehmender städtebaulicher Dichte auch vermehrt mit Radverkehr zu rechnen.

#### 6.1.2.5 Verkehrsinfrastrukturelle Einflussgrößen

In den Arbeiten, in denen das Verkehrsaufkommen gesamter Gebiete bestimmt wird, erfolgt die Berücksichtigung der Verkehrsinfrastruktur ebenfalls aggregiert auf Gebietsebene.

- Kim 2005 sowie Hess et al. 1999 berechnen die Straßendichte im Gebiet. In beiden Untersuchungen geht eine höhere Dichte mit einer Zunahme der Verkehrsteilnahme als Fußgänger einher.
- Hess et al. 1999 berücksichtigen neben der Straßendichte auch die Gehwegdichte als separate Größe. Im Zusammenhang mit Regressionsanalysen erscheint dieses Vorgehen nicht sinnvoll, da beide Größen hoch korrelieren und zu Multikollinearitäten im Modell führen können.
- An & Chen 2007 berücksichtigen die Netzdichte anhand der mittleren Gehweglänge innerhalb des Einflussbereichs. Eine dichte Vernetzung führt unweigerlich zu kurzen mittleren Längen der einzelnen Gehwegsegmente.

Pushkarev & Zupan 1975 verwenden in ihrem Regressionsmodell die Gehwegfläche eines Abschnitts als erklärende Variable. Die abhängige Zielgröße ist dabei die Anzahl an Fußgängern auf einem Gehwegabschnitt, erfasst durch die Auswertung von Luftbildern. Dieses Vorgehen entspricht einer Berücksichtigung der Gehwegbreite zur Erklärung querschnittsbezogener Fußgängerverkehrsstärken, wie sie

Desyllas et al. 2003 vornehmen. In ihrem abschnittsbezogenen Modell stellen diese einen positiven Zusammenhang zwischen dem Fußgängeraufkommen und der Gehwegbreite fest. Eine Diskussion über die Frage, welche der beiden Größen die Ursache und welche die Wirkung beschreibt, führen sie nicht.

Die verkehrsinfrastrukturelle Vernetzung drückt sich in dem Modell von Desyllas et al. 2003 auch bei der Bestimmung der Erreichbarkeit der U-Bahn für jeden Abschnitt aus. Diese wird nicht durch die euklidische Distanz zur nächsten Station berechnet, sondern mittels einer aus der Graphentheorie entlehnten Komplexität des Weges. Die Komplexität wird dabei anhand der notwendigen Richtungswechsel bis zum Erreichen der Haltestelle bestimmt. In der Folge bedeutet dies, dass die Erreichbarkeit einer U-Bahn-Station trotz einer verhältnismäßig kurzen Entfernung schlecht bewertet werden kann, sofern Weg zu Fuß dorthin mehrere Richtungswechsel verlangt.

Alrutz & Bohle 1999 unterscheiden lediglich, ob sich eine Haltestelle des ÖPNV innerhalb des Streckenabschnitts befindet oder nicht und stellen in diesen Fällen ein höheres Aufkommen fest. Schneider et al. 2009 berücksichtigen sowohl die Anzahl der Regionalbahnhaltestellen in einem Umkreis von 800 m sowie der Bushaltestellen innerhalb eines Radius von 400 m. Beide Variablen führen zu einer Zunahme der Fußgängernachfrage.

Pulugurtha et al. 2006 berücksichtigen als einzige die Anzahl an Fahrstreifen im Querschnitt. Ihren Modellen zufolge treten an mehrstreifigen Streckenabschnitten höhere Fußgängerzahlen auf. Diese Beziehung ist voraussichtlich durch nicht näher beschriebene mittelbare Abhängigkeiten zu erklären, jedoch nicht als Ursache-Wirkungs-Zusammenhang zu verstehen. Wahrscheinlicher ist eine Zunahme mehrstreifiger Straßen in zentralen städtischen Bereichen oder aber eine Häufung von Zielen bedingt durch die verkehrsgünstige Lage. Die Variable besitzt daher eher die Funktion einer Stellvertretergröße.

Monse 2008 stellt in einem ähnlichen Zusammenhang fest, dass mit zunehmenden DTV das Verhältnis von Fußgängerlängsverkehr zum -querverkehr steigt. Der DTV kann demzufolge auch als Größe zur Beschreibung der Trennfunktion von Straßen aufgefasst werden. In seiner Untersuchung kann Monse 2008 jedoch nur einen schwachen Zusammenhang nachweisen.

#### **6.1.2.6 Weitere Einflussgrößen**

Targa & Clifton 2005 verwenden zusätzlich zu den standardmäßig in der amerikanischen Haushaltsbefragung erhobenen sozioökonomischen Variablen weitere verhaltens- bzw. einstellungsbezogene Daten aus einer erweiterten Befragung. Die Informationen umfassen persönliche Einstellungen zu Staus, Verkehrsunfällen, betrunkenen Fahrern, zum Benzinpreis sowie zu schlechten Gehwegen, klassiert über eine fünfstufige Skala. Der praktische Nutzen dieser Einflussgrößen ist insgesamt begrenzt, da diese Daten in den wenigsten Fällen vorliegen.

In seiner Untersuchung der Nachfrage im zu Fuß zurückgelegten Pendlerverkehr stellt Otto 1980 einen signifikanten Einfluss der Lage des Verkehrsbezirks zur Kernstadt fest. Je zentraler gelegen ein Bezirk ist, desto eher wird ein Weg zur Arbeit zu Fuß zurückgelegt. Die Variable kann vermutlich als Stellvertretergröße für die Flächennutzung (Bebauungsdichte, Nutzungsdurchmischung), die Verkehrsinfrastruktur (Netzdichte) und andere Einflüsse (Pkw-Verfügbarkeit, Stellplatzmöglichkeiten) aufgefasst werden.

Barnes & Krizek 2005 weisen auf eine allgemeine Problematik bei der Bestimmung des Radverkehrsaufkommens hin. Auswertungen großräumiger Untersuchungen wie der amerikanischen Haushaltsbefragung NHTS (National Household Travel Survey, s. hierzu FHA 2011) zeigen deutliche Unterschiede im

Aufkommen in Regionen mit vergleichbaren Strukturen und ähnlichen Witterungsverhältnissen. Die Auswertungen führen zu der begründeten Annahme bestimmender Faktoren, die sich vermutlich einer quantitativen Erhebung entziehen. In der Folge erscheint eine Verallgemeinerung bestehender Modelle für die Berechnung anderer Regionen oder Städte aktuell nicht möglich.

### 6.1.3 Umfeldbezogene Determinanten des Unfallgeschehens

Ähnlich wie bei den Untersuchungen des nichtmotorisierten Verkehrsaufkommens lassen sich auch die Ansätze zur Untersuchung des Umfeldeinflusses auf das Unfallgeschehen hinsichtlich ihrer räumlichen Betrachtungsebene unterscheiden. Während strecken- oder knotenpunktbezogene Untersuchungen des Unfallgeschehens den Einfluss des Umfeldes bis auf wenige Ausnahmen (u. a. Ivan et al. 2000, Monse 2008, Bindra et al. 2009, Schüller 2010) lediglich am Rand oder gar nicht behandeln, nimmt dieser bei Ansätzen zur Beschreibung des Unfallgeschehens ganzer Gebiete (u. a. Pawlovich et al. 1998, Kim & Yamashita 2002, Wedagama et al. 2006, Naderan & Shahi 2010) eine zentrale Rolle ein.

Bereits Maier 1984 stellt in seinen Untersuchungen zur Fußgängersicherheit in Städten fest, dass Art und Ausprägung der baulichen Nutzung am Rand von Verkehrsstraßen möglicherweise ein indirektes Maß des Fußgängerquerverkehrs sind und damit ein Einfluss auf das Unfallgeschehen naheliegt. Die Höhe dieses Einflusses wird im Rahmen der Arbeit nicht quantifiziert.

Pawlovich et al. 1998 berechnen, unter Berücksichtigung der Fahrleistung auf den im Block vorhandenen Straßenteilnetzen, auf Blockniveau aggregierte Unfallraten. Mit Hilfe einer linearen Mehrfachregression untersuchen sie den Einfluss der in den Blöcken erhobenen sozioökonomischen Daten (aggregierte Zensus-Daten). In ihrem Modell erweisen sich insgesamt 25 Variablen als signifikant auf einem Niveau von 95 %. Die gewählten Variablen erscheinen jedoch vielfach zu speziell und überschneiden sich in einigen Fällen unter Bildung von Teilmengen (u. a. in Fall von Familien). Eindeutige Tendenzen sind in der Wirkungsrichtung unterschiedlicher Altersklassen ebenso wenig erkennbar. Der Interpretierbarkeit und der Anwendbarkeit des Modells erscheinen daher enge Grenzen gesetzt.

In einem weiteren Schritt führen Pawlovich et al. 1998 eine Hauptkomponentenanalyse (PCA) über 27 Variable durch. Sie extrahieren sieben Komponenten, von denen sich lediglich zwei als signifikant in einem linearen Regressionsmodell unzureichender Anpassungsgüte ( $R^2 = 0,08$ ) erweisen. Eine ausführliche Interpretation der Komponenten liefern die Autoren nicht.

Kim & Yamashita 2002 gehen in ihrer empirischen Analyse des flächenbezogenen Unfallgeschehens Honolulu mit Umland den Fragen nach, ob bestimmte Nutzungen überproportional Unfälle generieren, und ob sich die Einflüsse hinsichtlich Typen der Unfallbeteiligung und der Unfallschwere unterscheiden. Sie differenzieren dazu elf Flächennutzungstypen, die den Unfällen entsprechend ihrer Lage zugewiesen werden. So werden bei Knotenpunktunfällen die Nutzungen der vier angrenzenden Flächen ausgewertet. Stimmen mindestens drei der vier Nutzungen überein, wird diese dem Unfall zugewiesen. Andernfalls wird, ebenso wie bei Streckenunfällen, der Flächennutzungstyp fahrtrichtungsbezogen zugewiesen. Anschließend erfolgt die nutzungsspezifische Auswertung der Unfälle pro „acre“ (entspricht 0,4 ha).

Die höchsten Unfallbelastungen mit nichtmotorisierter Verkehrsbeteiligung (sowohl Fußgänger als auch Radfahrer) weisen die touristisch bewohnten Flächen auf, gefolgt von kommerziell genutzten Flächen. Insgesamt weisen kommerziell genutzte Flächen mit 1,65 Unfällen pro Jahr und Hektar die höchste Belastung aller Unfälle auf, gefolgt von touristisch bewohnten Gebieten (1,29 U/(a·ha)). Eine ebenfalls

verhältnismäßig hohe Unfallbelastung weisen industriell genutzte Flächen auf (0,92 U/(a·ha)). Der Mittelwert über alle Nutzungen liegt bei 0,08 U/(a·ha), dieser ist jedoch durch den großen Anteil an freien (45 %) und landwirtschaftlich genutzten Flächen (30 %) geprägt.

Für eine Bewertung der Straßenverkehrssicherheit sind die Ergebnisse von Kim & Yamashita 2002 nur bedingt geeignet, da Straßennetz und Fahrleistung nicht berücksichtigt werden. So kann damit gerechnet werden, dass die kommerziell genutzten Bereiche oftmals zentrumsnah gelegen sind und ein relativ dichtes Straßennetz mit hohem Aufkommen im Kfz-Verkehr aufweisen.

Wedagama et al. 2006 untersuchen den Zusammenhang zwischen Flächennutzung und der Zahl nicht-motorisierter Verunglückter. Dazu werten sie zwei Bereiche der Stadt Newcastle upon Tyne auf der räumlichen Ebene statistischer Bezirke (im Mittel 12 ha/Bezirk) aus. Die Verfasser trennen in ihrer Analyse die Zeitbereiche „Arbeitszeit“ (Mo. bis Fr. 7:00 bis 19:00 Uhr) und „nicht-Arbeitszeit“ (Mo. bis Fr. 19:00 bis 7:00 Uhr) und werten für diese jeweils verunglückte Fußgänger und Radfahrer getrennt aus. Da die so gebildeten Modelle (Poisson) Überdispersion aufweisen, trennen die Autoren noch einmal zwischen verunglückten Kindern (bis 16 Jahre) und Erwachsenen (über 16 Jahre).

Aufgrund der Vielzahl der berechneten Modelle und der feinen Disaggregation der Verunglücktenzahlen (zwei Stadtbereiche, zwei Zeiträume, zwei Verkehrsbeteiligungsarten und zwei Altersklassen) weisen die Koeffizienten der Variablen sowie deren Signifikanzen zwischen den Modellen teilweise erhebliche Schwankungen auf und ändern dabei in vielen Fällen ihr Vorzeichen. Zusammenfassend kommen Wedagama et al. 2006 zu den Ergebnissen, dass

- zwischen der Anzahl verunglückter Fußgänger und dem Flächenanteil mit Einzelhandelsnutzung der stärkste Zusammenhang besteht,
- ein Zusammenhang zwischen Einzelhandelsnutzung und verunglückten Radfahrern lediglich während der Arbeitszeit besteht und auch nur in einem der beiden Ortsbereiche und
- die Bevölkerungsdichte nur bei verunglückten Fußgängern signifikant in Erscheinung tritt, während ein signifikanter Einfluss auf die Zahl verunglückter Radfahrer in keinem Kollektiv nachweisbar ist.

Den letzten Punkt erklären Wedagama et al. 2006 mit der größeren Reiseweite von Radfahrern und dem damit fehlenden direkten Bezug zur Flächennutzung des jeweiligen Bezirks. Da Radfahrer auf ihrem Weg mehrere Bezirke durchfahren, muss der Bezirk, in dem sie verunglücken, nicht die Quelle oder das Ziel des Weges enthalten.

Die in einigen streckenbezogenen Modellen (u. a. Hauer et al. 2004, Vogt & Bared 1998, Abdel-Aty & Wang 2006) verwendete Variable der Anzahl an Zufahrten kann im weiteren Sinn auch als Stellvertretergröße der Umfeldnutzung verstanden werden. Unter Zufahrten werden für gewöhnlich Anschlüsse an das untergeordnete Netz verstanden, in einigen Fällen auch bedeutende Grundstückszufahrten.

Ivan et al. 2000 berücksichtigen den Einfluss der angrenzenden Flächennutzung auf das Unfallgeschehen auf zweistreifigen Landstraßen, in dem sie die Zufahrten nach der angeschlossenen Nutzung differenzieren. Sie unterscheiden dabei Einfamilienhäuser, Mehrfamilienhäuser mit mehr als vier Wohneinheiten, Tankstellen, Einzelhandel, Gewerbe, Büros sowie sonstige. Die Variablen werden getrennt für Allein-Unfälle und solche mit mindestens zwei Beteiligten ermittelt. Bei den Alleinunfällen erweist sich eine Unterscheidung in Tankstellen, Mehrfamilienhäuser und weitere Nutzung als sinnvoll hinsichtlich der statistischen Signifikanz im Modell. Dabei nimmt die Zahl der Alleinunfälle mit Zunahme von Tank-

stellenzufahrten im Streckenabschnitt ab. Unfälle mit mindestens zwei Beteiligten hingegen nehmen mit der Zahl der Zufahrten zu. Die größten Koeffizienten weisen dabei Gewerbezufahrten und die Gruppe der weiteren Zufahrten auf, während die Werte kommerzieller und Zufahrten von Wohnflächen darunter liegen.

Bindra et al. 2009 untersuchen Möglichkeiten, fehlende Informationen über die Stärke zu- und abfließender Ströme mit Hilfe der Kenngrößen der Flächennutzung in den direkt angrenzenden Verkehrsbezirken zu substituieren. Sie formulieren dazu eine Reihe verallgemeinerter linearer Modelle (GLM) zur Beschreibung knotenpunktsbezogener Streckenunfälle („segment-intersection-accidents“). Hierzu zählen Bindra et al. 2009 alle Einbiegen/Kreuzen-, Abbiege-, Auffahr- und Fußgängerunfälle auf Streckenabschnitten außerhalb der Bereiche von ca. 76 m (250 Fuß) Entfernung zu den Mittelpunkten der angrenzenden Hauptverkehrsknotenpunkte.

Als Kenngrößen der Flächennutzung berücksichtigen Bindra et al. 2009 die Einwohnerzahl, die Anzahl der Arbeitsplätze im Einzelhandel sowie die Zahl der weiteren Arbeitsplätze in den zugewiesenen Bezirken und berechnen daraus ein streckenspezifisches Verkehrsaufkommen. Die Methodik bei der Zuweisung der Verkehrsbezirke ist in Jonsson et al. 2006 beschrieben. Die Berechnung des Verkehrsaufkommens erfolgt einerseits nach ITE 2003 und andererseits in einem zweiten Ansatz durch direkte Berücksichtigung der drei Kennwerte als additiver Term im Regressionsmodell.

In allen Fällen erzielen die Modelle mit Verwendung der Flächennutzungsdaten bessere Ergebnisse als solche unter Verwendung der Anzahl an Zufahrten. Auch weisen die Modelle mit direkter Verwendung der Einwohner- und Arbeitsplatzzahlen eine bessere Anpassungsgüte auf als die Modelle unter Berücksichtigung des nach ITE 2003 berechneten Verkehrsaufkommens. Die Verwendung relevanter Flächennutzungsgrößen eignet sich daher durchaus als Ersatz für nicht verfügbare Verkehrsstärkedaten untergeordneter Zufahrten.

Eine mit dem Vorgehen von Kim & Yamashita 2002 vergleichbare Zuweisung der Flächennutzung nimmt Monse 2008 in einer flächendeckenden Auswertung des Unfallgeschehens mit nichtmotorisierter Verkehrsbeteiligung im Dresdener Hauptverkehrsstraßennetz vor. Er weist dabei den betrachteten Streckenabschnitten (n = 447) unter anderem die Nutzungen entsprechend dem Flächennutzungsplan beidseits der Straße zu.

Allen voran weisen Streckenabschnitte mit anliegenden gemischten Bauflächen (Wohnen, Einzelhandel, Büros) mit hohem Arbeitsstättenanteil (Wohnanteil max. 20 %) die höchsten Unfallkostendichten (UKD) sowohl bei den Radverkehrs- als auch bei den Fußgängerunfällen auf. Bei gemeinsamer Betrachtung mit der Art der Bebauung erweist sich eine geschlossene Bauweise mit drei bis fünf Vollgeschossen (bspw. Gründerzeitgebiete) über alle Nutzungsarten hinweg als unfallauffällig im nichtmotorisierten Verkehr. Die höchsten Werte weisen auch bei dieser Bauform wiederum die gemischten Nutzungen auf.

Darüber hinaus untersucht Monse 2008 die Zusammenhänge zwischen Einwohnerdichte, Arbeitsplatzdichte sowie Verkaufsfläche (aggregiert für 400 statistische Bezirke in Dresden und klassiert in sechs Stufen) und den Unfallkostendichten (UKD) und -raten (UKR) der angrenzenden bzw. im Bezirk gelegenen Streckenabschnitte. Zusammenfassend lassen sich die folgenden Schlüsse ziehen:

- Ein eindeutiger Zusammenhang zwischen Einwohnerdichte und Fußgänger-UKD sowie -UKR kann nicht nachgewiesen werden. Dieser scheint im Fall des Unfallgeschehens mit Radverkehrsbeteili-

gung deutlicher ausgeprägt und ist positiv. Die Kontrolle der Kfz-Verkehrsstärke mittels Verwendung der UKR erweist sich hierbei als aussagefähiger als die alleinige Betrachtung der UKD.

- Es besteht ein klar erkennbarer positiver Zusammenhang zwischen Arbeitsplatzdichte und den Kenngrößen des Unfallgeschehens mit nichtmotorisierter Verkehrsbeteiligung (sowohl Radverkehr als auch Fußgänger). Die Verläufe der UKD zeigen dabei einen eindeutigeren Verlauf als die der UKR.
- Ebenso lässt sich beim Unfallgeschehen beider Verkehrsbeteiligungsarten ein deutlicher positiver Einfluss der Verkaufsfläche feststellen. Während in den ersten vier Klassen lediglich ein leichter Anstieg der Unfallkenngrößen zu verzeichnen ist, nimmt dieser in den letzten beiden Klassen deutlich zu.

In einer vertieften Analyse der Zusammenhänge zwischen nichtmotorisiertem Unfallgeschehen und Umfeldnutzung wertet Monse 2008 für ein Teilkollektiv von 54 Streckenabschnitten die im Rahmen der Untersuchung des Verkehrsaufkommens (s. Kapitel 6.1.2.4) vorgestellten Größen Geschäftsanteil an der Bebauungslänge, städtebauliche Dichteziffer DZ (Gleichung 6-4) und Umfeldziffer UZ (Gleichung 6-5) aus.

Die Zusammenhänge zwischen den Kenngrößen des Unfallgeschehens mit Fußgängerbeteiligung und den Kenngrößen der Umfeldnutzung quantifiziert Monse 2008 mit Hilfe linearer Einfachregressionen. Im Ergebnis zeigt er, dass

- von den drei Größen die Umfeldziffer den größten Varianzanteil der Kostendichte der Unfälle mit Fußgängerbeteiligung erklärt ( $R^2 = 0,70$ ), während deren Bestandteile Geschäftsanteil ( $R^2 = 0,48$ ) und DZ ( $R^2 = 0,44$ ) jeweils schwächere, aber dennoch bedeutsame Zusammenhänge aufweisen und
- die Zusammenhänge aller drei Größen mit der Kostendichte der Radverkehrsunfälle deutlich schwächer ausgeprägt sind, wobei auch hier UZ ( $R^2 = 0,33$ ) ein größeres Bestimmtheitsmaß annimmt als der Geschäftsanteil ( $R^2 = 0,23$ ) und DZ ( $R^2 = 0,29$ ).

Die Ergebnisse hinsichtlich des Unfallgeschehens mit Radverkehrsbeteiligung decken sich auf den ersten Blick mit den Erkenntnissen von Wedagama et al. 2006. Diese stellen ebenfalls einen schwächeren Bezug des Radverkehrs zur anliegenden Umfeldnutzung gegenüber dem Fußgängerverkehr aufgrund der höheren Reiseweiten fest. Jedoch zeigen bei Monse 2008 die Kenngrößen einen stärkeren Zusammenhang mit dem Radverkehrsaufkommen als mit dem korrespondierenden Unfallgeschehen. Neben den interpretatorischen Einschränkungen, die sich durch die unterschiedlichen Stichprobengrößen ergeben, deutet dieser Vergleich auf eine stärkere Abhängigkeit des Unfallgeschehens mit Radverkehrsbeteiligung mit anderen Einflussgrößen als den umfeldbezogenen hin.

Einschränkend ist zu den Ergebnissen Monses (Monse 2008) festzuhalten, dass Unfallkostendichten und -raten im Verhältnis zum reinen Unfallaufkommen durch die Wichtung der Unfallschwere mit Hilfe von Kostensätzen eine Verzerrung erfahren. Der primäre Prozess der Unfallentstehung kann daher selbst im günstigsten Fall eines linearen Zusammenhangs zwischen Unfallzahl und erklärender Variable nicht wiedergegeben werden. Zudem wird die lineare Einfachregression der in Kapitel 3.1 behandelten Annahme einer Poisson-verteilten Fehlerstruktur nicht gerecht. Dennoch liefern die Ergebnisse deutliche Hinweise auf einen wirksamen Zusammenhang der untersuchten Größen.

Beruhend auf den Erkenntnissen von Monse 2008 erweitert Schüller 2010 die Betrachtung der angrenzenden Bebauung dahingehend, dass er die Nutzungen feiner differenziert. Die mittlere Geschosshöhe berücksichtigt er hingegen nicht. Er beschreibt die Umfeldnutzung im Rahmen von Verallgemeinerten

linearen Modellen (Poisson- und NegBin-Modelle) zur Beschreibung des Einflusses des Geschwindigkeitsverhaltens auf das Unfallgeschehen auf Stadtstraßen mit Hilfe eines Umfeldfaktors KLF:

$$KLF = \frac{2 \cdot \sum L_{Beb,W} + 2 \cdot \sum L_{Beb,E} + 3 \cdot \sum L_{Beb,WE} + \sum L_{Beb,G}}{L_{Bez}} \quad \text{Gleichung 6-6}$$

mit: KLF = Kenngröße der Umfeldnutzung  
L<sub>Beb,W</sub> = Bebauungslänge mit reiner Wohnnutzung  
L<sub>Beb,E</sub> = Bebauungslänge mit ausschließlichem Geschäftsbesatz  
L<sub>Beb,WE</sub> = Länge der Wohnbebauung mit Geschäftsbesatz  
L<sub>Beb,G</sub> = Bebauungslänge mit sonstiger gewerblicher Nutzung  
L<sub>Bez</sub> = Bezugslänge (doppelte Länge des Straßenzugs zwischen zwei Hauptverkehrsknotenpunkten)

Hierbei wird die bebaute Länge nach den Nutzungen Wohnen, Einzelhandel, Wohnen mit Einzelhandel und sonstigem Gewerbe unterschieden. Die Gewichte der einzelnen Nutzungen schätzt Schüller 2010 iterativ im Rahmen der Modellanpassung. Die Berücksichtigung der Kenngröße als stetige Variable ergibt in der Arbeit keine signifikanten Ergebnisse, sodass sie im weiteren Verlauf als kategoriale Variable in drei Klassen verwendet wird. Die klassierte Größe erweist sich sowohl hinsichtlich der Unfälle aller Beteiligungsarten als auch der Unfälle mit reiner Kfz-Beteiligung als signifikant ( $p < 0,05$ ).

## 6.2 Vorgehen

Eine Berücksichtigung des Umfeldeinflusses im Sicherheitsmodell erfordert eine räumliche Zuweisung entsprechend der zugrundeliegenden Netzdifferenzierung. Die Bestimmung des Umfeldeinflusses zur Substitution des Einflusses des nichtmotorisierten Verkehrs erfolgt daher netzabschnittsweise. Im Sinne der in Kapitel 6.1.1 genannten Ansätze entspricht dieses Vorgehen am ehesten der Formulierung eines Facility-Locator-Modells.

Ein eigenständiges Nachfragemodell ist im Rahmen der gestellten Aufgabe nicht zielführend. Es sollen vielmehr Kenngrößen des Umfelds ermittelt werden, die sich im Rahmen der späteren Regressionsmodelle als varianzerklärend und fachlich zielführend erweisen. Der Umweg über ein Nachfragemodell bedeutete lediglich einen zusätzlichen Vereinfachungsschritt, der sich im Zweifelsfall negativ auf die Güte der Unfallmodelle auswirkte. Eine bessere Eignung direkt im Unfallmodell verwendeter Größen gegenüber vereinfachten geschätzten Aufkommenswerten stellen auch Bindra et al. 2009 fest.

Die von Kockelman 1997 beschriebenen Vorgehensweisen zur Berechnung eines Durchmischungsindezes sowie der Entropie der Flächennutzung sind aufgrund der vorhandenen Datenlage nicht durchführbar. Hierzu reichen sowohl der räumliche, als auch der inhaltliche Differenzierungsgrad der verfügbaren Informationen zur Flächennutzung nicht aus.

Aufbauend auf den Ergebnissen der Literaturanalyse werden zwei unterschiedliche Wege verfolgt:

1. Aufbereitung und Verwendung des auf Monse 2008 und Schüller 2010 beruhenden Umfeldfaktors auf Basis nutzungsfeiner Längenteile der angrenzenden Bebauung.
2. Aufbereitung vorhandener soziodemografischer und wirtschaftlicher Datengrundlagen und GIS-gestützte Ableitung relevanter Kenngrößen des nichtmotorisierten Nutzungspotentials.

Der beschriebene Umfeldfaktor kann aufgrund der bisherigen Arbeiten als geeignet angesehen werden, um den Einfluss fehlender Informationen über das nichtmotorisierte Verkehrsaufkommen teilweise zu substituieren. Im Sinne eines praxistauglichen Netzmodells eignet sich dieses Vorgehen nur bedingt, da dessen Berechnung im Normalfall einen nennenswerten zusätzlichen Erhebungsaufwand erfordert. Aus diesem Grund wird zusätzlich der zweite Weg verfolgt.

Die zweite Vorgehensweise (nichtmotorisiertes Nutzungspotenzial) verlangt die Festlegung eines aussagefähigen Einflussbereichs. Die Abgrenzung eines Einflussbereichs soll einer zutreffenden Quantifizierung des nichtmotorisierten Nutzungspotentials für die einzelnen Netzelemente dienen. Er soll einerseits ausreichend groß sein, um eine möglichst vollständige Erfassung der potentiellen Nutzer zu gewährleisten. Andererseits soll er möglichst so klein gewählt werden, dass eine mehrfache Berücksichtigung einzelner Siedlungsflächen nicht zu einer mangelnden Differenzierbarkeit gegenüber den Einflussgrößen benachbarter Netzelemente führt. Je größer der Einflussbereich gewählt wird, umso größer ist der Anteil mehrfach berücksichtigter Flächen und umso geringer ist die Varianz einer ermittelten Kenngröße der Umfeldnutzung. Da diese jedoch mit dem Ziel ermittelt wird, die Varianz des nichtmotorisierten Unfallgeschehens zu erklären, schwindet gleichsam deren prädiktive Kraft.

Diese Fragestellung wird zum einen im Zusammenhang mit der Auswertung nichtmotorisierter Wegelängen (s. Kapitel 6.3), zum anderen im Rahmen der Kennwertgenerierung (s. Kapitel 6.5) behandelt.

Die Auswertung und Berechnung der flächenhaften Umfeldgrößen erfolgt in Abhängigkeit der verfügbaren Datengrundlage (s. Kapitel 4.1).

## **6.3 Wegelängen im nichtmotorisierten Verkehr**

### **6.3.1 Ziele und Methodik**

Die Untersuchung der Wegelängen dient der Bestimmung des Einflussbereichs der Umfeldnutzung. Als Obergrenze wird hierzu der Median der Wegelängenverteilung verwendet. Außerhalb dieses Bereichs liegt das Verhältnis der potenziellen Nutzer, die den Abschnitt nichtmotorisiert erreichen gegenüber denen, die ihn nicht erreichen im Mittel unter eins. Bei jedem zusätzlich erfassten potenziellen Nutzer überwiegt ab diesem Punkt die Wahrscheinlichkeit, dass er den Abschnitt nichtmotorisiert nicht erreicht.

Zur Abschätzung der Erfassung potenzieller Nutzer erfolgt eine Auswertung der Reiseweiten im nichtmotorisierten Verkehr anhand von SrV-Daten.

### **6.3.2 Wege zu Fuß**

Eine Bestimmung mittlerer Längen zu Fuß zurückgelegter Wege ist in Dresden mit den vorliegenden Informationen aufgrund des Erhebungsdesigns nur bedingt möglich. Die Längen stehen nur für die ganzen Wege zur Verfügung, einzelne Teilabschnitte werden längenmäßig nicht differenziert.

Zu Fuß werden häufig Teile eines Weges zurückgelegt, während der Großteil der gesamten Wegelänge mit einem anderen Verkehrsmittel erbracht wird (bspw. mit dem ÖPNV). Diese zumeist kurzen Wege, die außerdem häufig im direkten Wohnumfeld zurückgelegt werden (bspw. von der Wohnung zur Haltestelle des ÖPNV), können daher nicht direkt berücksichtigt werden.

Eine Auswertung aller (entsprechend dem Hauptverkehrsmittel) zu Fuß zurückgelegten Wege führt zu den in Abbildung 6-3 dargestellten Ergebnissen.

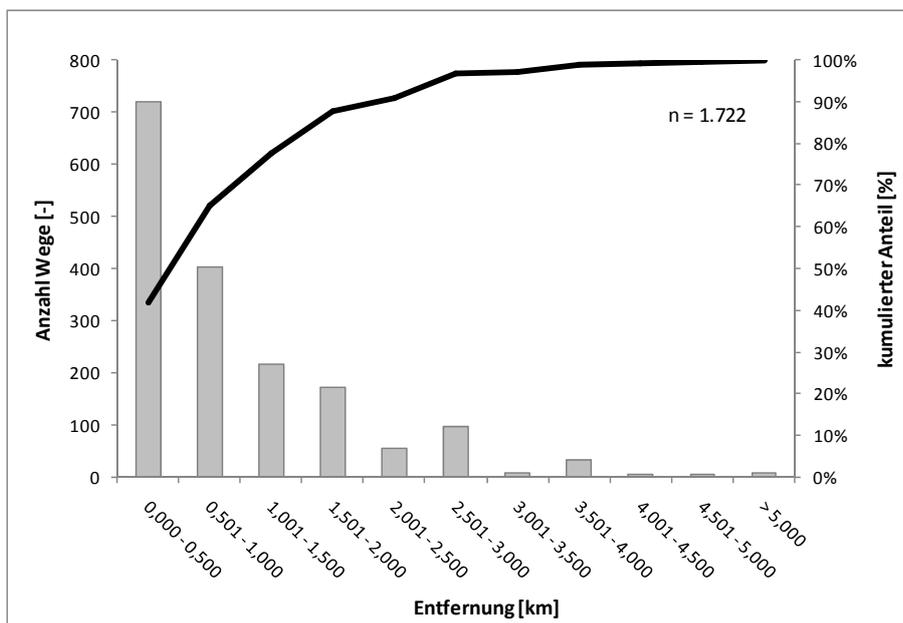


Abbildung 6-3: Häufigkeiten und kumulierte Anteile der Wege zu Fuß („zu Fuß“ als Hauptverkehrsmittel) über die Wegelänge (aus: Wegedatensatz SrV 2008 für Dresden)

Dem Diagramm liegen 1.722 erhobene Wege mit verwertbaren Angaben zur Wegelänge in Dresden zugrunde (35 Wege ohne Angabe). Hierbei werden alle Wege ab einer Länge von fünf Kilometern in einer Klasse zusammengefasst. Für die ausschließlich zu Fuß zurückgelegten Wege ergibt sich eine mittlere Reiseweite von 1,15 Kilometern.

Etwa zwei Drittel der ausschließlich zu Fuß zurückgelegten Wege weisen eine Länge unter einem Kilometer auf, nahezu 80 % unterschreiten 1,5 Kilometer. Der weiteste Weg zu Fuß beträgt 20 Kilometer. Eine Auswertung der Wege nach Ziel- bzw. Quellbezug zeigt eine um etwa 200 m geringere mittlere Länge arbeitsplatz- und einkaufsbezogener Wege (0,97 und 0,93 km) gegenüber wohnungs- und bildungsbezogener Wege (1,15 und 1,13 km).

Neben diesen Wegen ausschließlich zu Fuß wird in weiteren 1.584 Wegen zumindest ein Teil der Strecke zu Fuß zurückgelegt. Wie erwähnt, entziehen sich diese Teilwege einer längenmäßigen Auswertung, sodass hier nur begründete Vermutungen angestellt werden können. Bei einem Anteil von 82 % dieser Wege ist eine ÖPNV-Haltestelle entweder Ziel oder Quelle (Strab oder Bus als HVM, s. Tabelle 6-2). Erfahrungsgemäß wird bei der Planung des öffentlichen Nahverkehrs eine größtmögliche Abdeckung des Stadtgebiets mit 500 m-Isochronen ausgehend von den Haltestellen angestrebt. Eine Umsetzung dieser Regel vorausgesetzt läge die mittlere Wegelänge zum Erreichen der Haltestelle – unter der vereinfachenden Annahme normalverteilter Längen - bei ca. 250 m.

Die übrigen 18 % der teilweise zu Fuß zurückgelegten Wege verteilen sich hinsichtlich des Hauptverkehrsmittels des Wegs auf Fahrten im Pkw (8 %), im schienengebundenen Nah- und Fernverkehr (8 %) und Fahrten mit dem Rad (2 %).

**Tabelle 6-2: Zum Teil zu Fuß zurückgelegte Wege aufgeteilt nach Hauptverkehrsmittel (HVM) in Dresden im Jahr 2008 (Auswertung des Wegedatensatzes SrV 2008 für Dresden)**

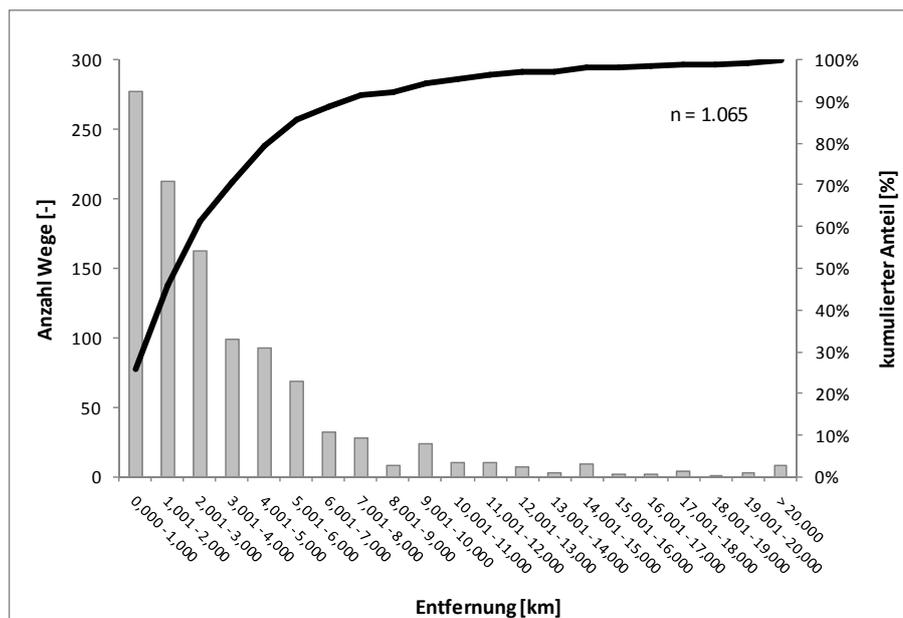
HVM	alle Wege mit Anteil zu Fuß		nur zum Teil zu Fuß zurückgelegt	
	Anzahl	Anteil	Anzahl	Anteil
Fuß	1.757	53%	-	-
Strab	941	28%	941	59%
Bus	364	11%	364	23%
Pkw-Fahrer	93	3%	93	6%
S-Bahn	74	2%	74	5%
Pkw-Mitfahrer	39	1%	39	2%
Rad	31	1%	31	2%
Nahverkehrszug	29	1%	29	2%
Fernzug	13	0%	13	1%
Summe	3.341	100%	1.584	100%

Unter der Annahme einer mittleren Länge der zu Fuß zurückgelegten Teilwege von 250 m ergibt sich über alle Wege zu Fuß ein Median von etwa 300 m. Die Obergrenze des Einflussbereichs von Netzelementen zur Berücksichtigung des Fußgängerpotentials wird daher mit 300 m festgesetzt.

In der Tendenz bestätigt dieses Ergebnis die in der EFA 2002 genannten Werte für den Einflussbereich von Infrastruktureinrichtungen im Hinblick auf eine erhöhte Anforderung an Gehwege (s. Tabelle 6-1).

### 6.3.3 Wege mit dem Rad

Im Vergleich zu den Wegen zu Fuß weisen die mit dem Rad zurückgelegten Wege mit etwa 3,7 km eine deutlich größere durchschnittliche Länge auf (s. Abbildung 6-4). Nahezu die Hälfte (46 %) aller Wege unterschreitet dabei zwei Kilometer, 80 % aller Wege besitzen eine maximale Länge von fünf Kilometern.



**Abbildung 6-4: Häufigkeiten und kumulierte Anteile der Radwege („Rad“ als Hauptverkehrsmittel) über die Wegelänge (Auswertung des Wegedatensatzes SrV 2008 für Dresden)**

Die längsten durchschnittlichen Reiseweiten werden mit dem Rad auf Wegen zum Arbeitsplatz oder auf dem Rückweg zurückgelegt (L = 4,8 km). Einkaufsbezogene Wege sind hingegen im Mittel lediglich halb so lang (L = 2,4 km).

Neben den 1.065 Wegen, die mit dem Rad als Hauptverkehrsmittel zurückgelegt wurden, sind lediglich 25 weitere Wege zum Teil mit Rad bewältigt worden. Der Einfluss dieser Teilwege auf die mittlere Wegelänge sowie den Median ist vernachlässigbar.

Der Median der Wegelängen liegt im Radverkehr bei 2,5 Kilometer. Erst ab Erreichen dieses Wertes würde demnach bei der Bemessung des Einflussbereichs das Verhältnis von erreichbaren zu nicht erreichbaren Radnutzern unter eins sinken.

In Anbetracht der unterschiedlichen mittleren Wegelängen sowie der dazugehörigen Mediane ist mit einem weitaus stärkeren Zusammenhang zwischen Umfeldnutzung eines Streckenabschnitts und dem Fußgängeraufkommen zu rechnen als dem Aufkommen im Radverkehr. Neben der räumlichen Entfernung zwischen Quellen und Zielen und dem betreffenden Abschnitt gehen größere Reiseweiten gleichsam mit einer geringeren Empfindlichkeit gegenüber Umwegen einher. Ein Radfahrer wird sich - ein entsprechendes Angebot vorausgesetzt - bei der Wahl seiner Route eher an der infrastrukturellen Angebotsqualität orientieren als ein Fußgänger. Im Ergebnis wird die Obergrenze des Einflussbereichs anhand der Wegelängen mit 300 m gewählt.

## 6.4 Bevölkerungsstruktur und nichtmotorisierte Verkehrsbeteiligung

### 6.4.1 Ziele und Methodik

Anhand der Auswertung der Bevölkerungsstruktur sollen Bevölkerungsgruppen identifiziert werden, die sich vorrangig nichtmotorisiert fortbewegen. Die Unterscheidung und Klassierung sozioökonomischer Kriterien orientiert sich dabei an der Datengrundlage des Verkehrsmodells Dresdens aus dem Jahr 2006.

Um die Daten des Verkehrsmodells bei der Kennwertgenerierung direkt nutzen zu können, erfolgt eine Auswertung der SrV-Wegedaten unter Verwendung der verkehrsmodellspezifischen Definition verhaltenshomogener Gruppen sowie deren zugrundeliegender Eigenschaften Alter, Erwerbstätigkeit und Kfz-Verfügbarkeit (s. Tabelle 6-3).

**Tabelle 6-3: Unterscheidung verhaltenshomogener Gruppen (VHG) entsprechend dem Verkehrsmodell der Stadt Dresden (Stand 2006)**

Gruppe	Alter	Erwerbstätigkeit	Kfz-Verfügbarkeit
VHG 1	0 - 5 J.	nicht erwerbstätig	nicht verfügbar
VHG 2	6 - 17 J.		
VHG 3	18 - 64 J.		
VHG 4		erwerbstätig	nicht verfügbar
VHG 5			verfügbar
VHG 6		≥ 65 J.	unbestimmt
VHG 7	verfügbar		
VHG 8			

Die Kennwerte der Verkehrsmittelwahl sowie der Verkehrsbeteiligten liegen als kategoriale Variable vor. Die Untersuchung möglicher Zusammenhänge zwischen den Strukturgrößen der Bevölkerung und der

nichtmotorisierten Verkehrsmittelwahl erfolgt mit den Mitteln der Kontingenzanalyse auf Basis von  $\chi^2$ -Unabhängigkeitstests. Das Verfahren wird nachfolgend in seinen Grundzügen beschrieben, eine ausführliche Erläuterung der Kontingenzanalyse erfolgt in der Anlage 2 im Anhang.

Die Kontingenzanalyse dient der Untersuchung und Quantifizierung der Zusammenhänge zweier nominal skaliert Variablen. Dabei entspricht das Vorgehen zunächst einem Hypothesentest gegen die Null-Hypothese ( $H_0$ ) unabhängiger Variablen (gleichverteilte Merkmalsalternativen). Die Signifikanz wird anhand einer  $\chi^2$ -Verteilung mit  $(I-1) \cdot (J-1)$  Freiheitsgraden bestimmt, wobei I und J der Anzahl der Merkmalsausprägungen beider Variablen und damit der Anzahl der Zeilen und Spalten in der Kontingenztafel entsprechen (ohne Berücksichtigung der Summenzeile und –spalte).

Bei großen Stichproben können bereits schwache Abhängigkeiten signifikant werden, weshalb eine Bewertung darüber hinaus die Betrachtung einer Effektgröße erfordert. Die Stärke des Zusammenhangs wird im Folgenden anhand von drei Größen quantifiziert:

- dem  $\phi$ -Koeffizienten,
- dem Kontingenzkoeffizienten C sowie
- Goodman und Kruskals  $\lambda_B$ .

In Anlehnung an die von Cohen 1988 eingeführte Bewertung von Effektgrößen deutet ein Wert ab 0,3 auf einem mittleren, ab 0,5 auf einen starken Effekt hin (s. u. a. Bortz 2005). Werte zwischen 0,1 und 0,3 lassen auf einen schwachen Effekt schließen.

Eine Abschätzung der Zusammenhänge innerhalb der einzelnen Merkmalsausprägungen kann durch Auswertung der Residuen bzw. der standardisierten Residuen erfolgen. Letztere können aufgrund ihrer Standardisierung als z-Werte interpretiert werden (s. hierzu Field 2009) und lassen einen direkten Rückschluss auf die Signifikanz des betreffenden Teilzusammenhangs zu. Residuen mit einem Betrag größer gleich 1,96 beschreiben einen signifikanten Unterschied zum Niveau von 95 %, Werte mit einem Betrag größer gleich 2,58 zu einem Niveau von 99 %.

Grundvoraussetzung der Kontingenzanalyse ist die Unabhängigkeit der Beobachtungen. Jedes untersuchte Objekt muss einer der beiden Merkmalsalternativen eindeutig zugeordnet werden können. Vor dem Hintergrund dieser Vorgabe und der Zielstellung der Analyse wird der folgende Aufbau gewählt:

- Es werden nur Wege mit dem Ziel oder der Quelle „Wohnen“ berücksichtigt, da der Zusammenhang im weiteren Verlauf zur Beschreibung des Einflusses der Wohnbevölkerung auf die nichtmotorisierte Verkehrsnachfrage verwendet werden soll.
- Für jede soziodemografische Variable werden parallel Kontingenztafeln für Wege mit dem Ziel und mit der Quelle „Wohnen“ ausgewertet. Ein Vergleich beider Analysen erfolgt anhand der Signifikanzen sowie der Effektgrößen  $\phi$ , C und  $\lambda_B$  (Verkehrsmittel als abhängige Variable) und dessen Konfidenzintervallen (95 %).
- In jeder Kontingenztafel wird für jede Person nur ein Weg aufgenommen (Unabhängigkeit der Beobachtungen). Dazu wird bei den quellbezogenen Tafeln jeweils der erste entsprechende Weg am Stichtag, bei den zielbezogenen Wegen der letzte aufgenommen.
- Für die Bestimmung des Verkehrsmittels wird entweder der erste („Wohnen“ als Quelle) oder der letzte Teilweg des Wegs („Wohnen“ als Ziel) berücksichtigt.

Bei der getrennten Betrachtung der quell- („Wohnen“ als Quelle) und zieleitigen („Wohnen“ als Ziel) Wege ist aufgrund der Berücksichtigung des ersten sowie des letzten Wegs dieser Art des Tages durchaus mit Unterschieden in der Verkehrsmittelwahl zu rechnen. Eine tägliche Wegerate größer zwei vorausgesetzt, handelt es sich bei dem zieleitigen Weg am Ende des Tages in vielen Fällen nicht um den korrespondierenden Rückweg zum quellseitig berücksichtigten Weg.

Analysiert werden auf diese Weise 2.115 Wege mit der Quelle „Wohnen“, von denen 916 zu Fuß und 297 mit dem Rad zurückgelegt wurden. Die Zahl der Wege mit dem Ziel „Wohnen“ liegt mit 2.095 Wegen geringfügig darunter (933 Wege zu Fuß, 289 Wege mit dem Rad).

#### 6.4.2 Wege zu Fuß

Die Untersuchungen der Zusammenhänge zwischen den sozioökonomischen Variablen und der Verkehrsmittelwahl „zu Fuß“ führt in allen Fällen zu hochsignifikanten Ergebnissen. Der hohe Grad der Signifikanz ist vor allem auf den großen Stichprobenumfang zurückzuführen.

Im Vergleich der drei Einzelkriterien weist der Zusammenhang der Kfz-Verfügbarkeit mit der Verkehrsmittelwahl beim entscheidenden Teilweg (s. Tabelle 6-4) den bedeutsamsten Effekt auf. Die Effektgrößen  $\phi$  und C lassen sowohl quell- als auch zieleitig auf einen mittelgroßen Effekt schließen ( $\phi = 0,37$  und  $0,33$ ;  $C = 0,35$  und  $0,31$ ). Der Zusammenhang ist – wie auch in allen anderen Vergleichen – zieleitig geringfügig schwächer ausgeprägt.

**Tabelle 6-4: Gegenüberstellung der Teststatistiken und Effektgrößen der Kontingenzanalyse zu Fuß und mit anderen Verkehrsmitteln zurückgelegter Wege mit der Quelle oder dem Ziel „Wohnen“**

Kategorie	Wohnen	$\chi^2$	df	p	$\phi$ <sup>1)</sup>	C	$\lambda_B$ <sup>2)</sup>	$\sigma_{\lambda_B}^2$	KI <sub>95%</sub> ( $\lambda_B$ )
Kfz-Verfügbarkeit	Quelle	286,88	1	< 0,0001	0,37	0,35	0,29	0,0007	[0,240 ; 0,343]
	Ziel	230,30	1	< 0,0001	0,33	0,31	0,27	0,0007	[0,215 ; 0,317]
Erwerbstätigkeit	Quelle	148,59	1	< 0,0001	0,27	0,26	0,12	0,0013	[0,055 ; 0,194]
	Ziel	123,13	1	< 0,0001	0,24	0,24	0,13	0,0012	[0,061 ; 0,196]
Altersgruppen	Quelle	129,93	3	< 0,0001	0,25	0,24	0,16	0,0007	[0,104 ; 0,211]
	Ziel	108,63	3	< 0,0001	0,23	0,22	0,15	0,0007	[0,102 ; 0,207]
verhaltenshomogene Gruppen (VHG)	Quelle	428,34	7	< 0,0001	0,45	0,41	0,34	0,0005	[0,290 ; 0,382]
	Ziel	341,91	7	< 0,0001	0,40	0,37	0,29	0,0006	[0,240 ; 0,333]

1) entspricht hier gleichzeitig Cramers Index CI

2) Verkehrsmittel des Teilwegs als abhängige Variable

Die Effektgröße zur Abschätzung der prädiktiven Eignung der Kfz-Verfügbarkeit zur Bestimmung der Verkehrsmittelwahl  $\lambda_B$  liegt nahe der unteren Grenze zum mittleren Effekt (0,29 und 0,27). Die Unterschiede zwischen den quell- sowie den zieleitigen wohnungsbezogenen Wegen erscheinen dabei vernachlässigbar. Ein Ursprung beider Größen aus unterschiedlichen Grundgesamtheiten ist aufgrund des großen Überdeckungsbereichs der Konfidenzintervalle sehr unwahrscheinlich.

Die Differenzierung der Personen nach Erwerbstätigkeit sowie auch nach Altersklasse lässt in beiden Fällen auf geringfügig schwächere Zusammenhänge mit der Verkehrsmittelwahl schließen. Alle drei Effektgrößen weisen Werte unterhalb des Grenzwerts von 0,3 auf, die Abhängigkeiten bleiben jedoch in signifikantem Maße nachweisbar. Deshalb erfolgt deren Berücksichtigung nachfolgend mit Hilfe der verhaltenshomogenen Gruppen

Die Unterscheidung verhaltenshomogener Gruppen VHG 1 bis VHG 8 weist den stärksten Zusammenhang mit der Wahl, einen wohnungsbezogenen Teilweg zu Fuß zurückzulegen, auf. Der Kontingenzkoeffizient deutet sowohl quell- als auch zielseitig auf einen Zusammenhang mittlerer Stärke hin ( $C \approx 0,4$ ). Ebenso liegt der Wert für  $\lambda_B$  quellseitig über einem Wert von 0,3 ( $\lambda_B = 0,34$ ), zielseitig knapp darunter ( $\lambda_B = 0,29$ ).

Zusammenhänge einzelner verhaltenshomogener Gruppen und der Verkehrsmittelwahl lassen sich anhand der Zeilenprozentage der Kontingenztafeln und der standardisierten Residuen näher untersuchen (s. Tabelle 6-5).

**Tabelle 6-5: Zeilenprozentage der Kontingenztafeln und standardisierte Residuen zu Fuß und mit anderen Verkehrsmitteln zurückgelegter Wege mit der Quelle und mit dem Ziel „Wohnen“ in Abhängigkeit der verhaltenshomogenen Gruppe**

Wege zu Fuß und andere Wege mit Quelle "Wohnen"

VHG <sup>1)</sup>	Zeilenprozentage		stand. Residuen $r_{ij}$ <sup>4)</sup>	
	Wege zu Fuß <sup>2)</sup>	andere	Wege zu Fuß <sup>2)</sup>	andere
VHG 1	32%	68%	-1,85	1,62
VHG 2	66%	34%	<b>4,85</b>	<b>-4,24</b>
VHG 3	72%	28%	<b>5,04</b>	<b>-4,40</b>
VHG 4	38%	62%	-1,17	1,03
VHG 5	61%	39%	<b>3,43</b>	<b>-3,00</b>
VHG 6	21%	79%	<b>-9,23</b>	<b>8,06</b>
VHG 7	88%	12%	<b>9,56</b>	<b>-8,36</b>
VHG 8	40%	60%	-0,89	0,78

Wege zu Fuß und andere Wege mit Ziel "Wohnen"

VHG <sup>1)</sup>	Zeilenprozentage		stand. Residuen $r_{ij}$ <sup>4)</sup>	
	Wege zu Fuß <sup>3)</sup>	andere	Wege zu Fuß <sup>3)</sup>	andere
VHG 1	41%	59%	-0,49	0,44
VHG 2	63%	37%	<b>3,77</b>	<b>-3,38</b>
VHG 3	63%	37%	<b>3,20</b>	<b>-2,87</b>
VHG 4	40%	60%	-1,04	0,93
VHG 5	59%	41%	<b>2,86</b>	<b>-2,56</b>
VHG 6	24%	76%	<b>-8,18</b>	<b>7,33</b>
VHG 7	90%	10%	<b>9,39</b>	<b>-8,41</b>
VHG 8	42%	58%	-0,78	0,70

1) verhaltenshomogene Gruppen nach Tabelle 6-3

2) erster Weg jeder Person, Weg zu Fuß erster Teilweg

3) letzter Weg jeder Person, Weg zu Fuß letzter Teilweg

4) fett markierte Werte signifikant (95 %)

Die Ergebnisse decken sich weitgehend mit der Auswertung der Kfz-Verfügbarkeit. Abgesehen von den Kindern im Vorschulalter (VHG 1) überschreiten alle Personengruppen, die nicht über ein Kfz verfügen, den Erwartungswert der Anzahl an Wegen zu Fuß. Signifikante Abhängigkeiten zeigen sich in diesem Zusammenhang bei den verhaltenshomogenen Gruppen 2 und 3 (Kinder im schulfähigen Alter und nicht erwerbstätige Erwachsene ohne Kfz) sowie 5 bis 7 (erwerbstätige Erwachsene mit und ohne Kfz, Ältere ohne Kfz). Während erwerbstätige Erwachsene mit Kfz (VHG 6) signifikant wenige Wege zu Fuß zurücklegen, sind es bei den anderen vier Gruppen signifikant viele Wege zu Fuß.

Allein aufgrund der Art der Verkehrsbeteiligung bei in der Wohnung beginnenden und endenden Wegen lassen sich diese vier verhaltenshomogene Gruppen abgrenzen, die sich bei der Berechnung des Fußgängeraufkommens als potenziell bedeutsam erweisen. Nicht berücksichtigt werden bei dieser Auswertung bisher mögliche Unterschiede zwischen den Mobilitätsraten (Anzahl täglich zurückgelegter Wege pro Person) einzelner Gruppen.

### 6.4.3 Wege mit dem Rad

Die Zusammenhänge zwischen den sozioökonomischen Größen und der Wahl des Rads auf wohnungsbezogenen Wegen sind - so vorhanden - deutlich schwächer ausgeprägt als bei denen zu Fuß. Zwar weist die  $\chi^2$ -Teststatistik in allen Fällen auf einen signifikanten Zusammenhang hin, jedoch nehmen die Kontingenzkoeffizienten Werte zwischen 0,06 und 0,19 an (s. Tabelle 6-6). Der größte Effekt zeigt sich bei der Unterscheidung verhaltenshomogener Gruppen ( $C = 0,19$ ).

Es kann daher in allen Fällen bestenfalls von einem schwachen Zusammenhang ausgegangen werden. Eine Vorhersage der Verkehrsmittelwahl auf wohnungsbezogenen Wegen ist im Hinblick auf die Radnutzung augenscheinlich mit keiner der untersuchten Variablen möglich. In allen Fällen nimmt  $\lambda_B$  den Wert null an.

**Tabelle 6-6: Gegenüberstellung der Teststatistiken und Effektgrößen der Kontingenzanalyse mit dem Rad und mit anderen Verkehrsmitteln zurückgelegter Wege mit der Quelle oder dem Ziel „Wohnen“**

Kategorie	Wohnen	$\chi^2$	df	p	$\phi^{1)}$	C	$\lambda_B^{2)}$	$\sigma_{\lambda_B}^2$	KI <sub>95%</sub> ( $\lambda_B$ )
Kfz-Verfügbarkeit	Quelle	7,80	1	< 0,01	0,06	0,06	0,00	-	-
	Ziel	7,25	1	< 0,01	0,06	0,06	0,00	-	-
Erwerbstätigkeit	Quelle	9,26	1	< 0,01	0,07	0,07	0,00	-	-
	Ziel	8,77	1	< 0,01	0,06	0,06	0,00	-	-
Altersgruppen	Quelle	26,70	3	< 0,0001	0,11	0,11	0,00	-	-
	Ziel	33,94	3	< 0,0001	0,13	0,13	0,00	-	-
verhaltenshomogene Gruppen (VHG)	Quelle	82,17	7	< 0,0001	0,20	0,19	0,00	-	-
	Ziel	81,34	7	< 0,0001	0,20	0,19	0,00	-	-

1) entspricht hier gleichzeitig Cramers Index CI

2) Verkehrsmittel des Teilwegs als abhängige Variable

Die Auswertung der Zeilenprozentage und der standardisierten Residuen für die Unterscheidung verhaltenshomogener Gruppen zeigt allein für die Gruppe erwerbstätiger Erwachsener ohne Kfz (VHG 5) aussagekräftige Ergebnisse (s. Tabelle 6-7). Einerseits weist diese Gruppe den höchsten Anteil mit dem Rad zurückgelegter Wege auf, andererseits weisen die standardisierten Residuen in beiden Verkehrsmittelklassen (Radwege, andere) auf signifikante Abweichungen vom Erwartungswert hin.

Mit Einschränkungen lassen sich ähnliche Schlüsse auch für nicht-erwerbstätige Erwachsene ohne Kfz (VHG 3) ziehen. Der Anteil der Radwege liegt mit 26 % auf einem vergleichbaren Niveau, jedoch weist nur eines der beiden Residuen auf einen signifikanten Anteil am gesamten Zusammenhang hin. Der Wert des zweiten standardisierten Residuums von -1,48 entspräche einem  $\alpha$ -Fehler von 14 %.

**Tabelle 6-7: Zeilenprozentage der Kontingenztafeln und standardisierte Residuen mit dem Rad und mit anderen Verkehrsmitteln zurückgelegter Wege mit der Quelle und mit dem Ziel „Wohnen“ in Abhängigkeit der verhaltenshomogenen Gruppe**

Wege mit dem Rad und andere Wege mit Quelle "Wohnen"

VHG <sup>1)</sup>	Zeilenprozentage		stand. Residuen $r_{ij}$ <sup>4)</sup>	
	Wege mit dem Rad <sup>2)</sup>	andere	Wege mit dem Rad <sup>2)</sup>	andere
VHG 1	18%	82%	1,04	-0,42
VHG 2	10%	90%	-1,60	0,65
VHG 3	24%	76%	<b>3,00</b>	-1,21
VHG 4	13%	87%	-0,29	0,12
VHG 5	33%	67%	<b>6,47</b>	<b>-2,61</b>
VHG 6	13%	87%	-0,76	0,31
VHG 7	5%	95%	<b>-3,53</b>	1,43
VHG 8	11%	89%	-1,75	0,71

Wege mit dem Rad und andere Wege mit Ziel "Wohnen"

VHG <sup>1)</sup>	Zeilenprozentage		stand. Residuen $r_{ij}$ <sup>4)</sup>	
	Wege mit dem Rad <sup>3)</sup>	andere	Wege mit dem Rad <sup>3)</sup>	andere
VHG 1	14%	86%	0,18	-0,07
VHG 2	13%	87%	-0,17	0,07
VHG 3	26%	74%	<b>3,70</b>	-1,48
VHG 4	14%	86%	0,04	-0,01
VHG 5	30%	70%	<b>5,62</b>	<b>-2,25</b>
VHG 6	13%	87%	-0,42	0,17
VHG 7	2%	98%	<b>-4,34</b>	1,74
VHG 8	9%	91%	<b>-2,41</b>	0,96

1) verhaltenshomogene Gruppen nach Tabelle 6-3

2) erster Weg jeder Person, Radweg erster Teilweg

3) letzter Weg jeder Person, Radweg letzter Teilweg

4) fett markierte Werte signifikant (95 %)

Von weiterführenden kategorialen Regressionsansätzen (bspw. mit log-linearen Modellen) wird in diesem Zusammenhang abgesehen. Da die Kenngrößen im weiteren Verlauf der Untersuchung ohnehin direkt in Regressionsmodellen zur Beschreibung des Unfallgeschehens verwendet werden, wird eine vorausgehende Quantifizierung der Verkehrsmittelwahl mit einem weiteren Regressionsmodell als nicht zielführend angesehen.

#### 6.4.4 Mobilitätsraten

Nicht berücksichtigt wurden bei den bisherigen Auswertungen mögliche Unterschiede zwischen den Mobilitätsraten einzelner Gruppen. Für Dresden werden die werktäglich durchschnittlich pro Person zurückgelegten Wege ausgewertet. Die Berechnung erfolgt sowohl für alle Wege als auch für die Wege mit „Wohnen“ als Quelle oder Ziel. Anhand der zuvor erstellten Kontingenztafeln werden die Anteile der Wege ermittelt, die quell- oder zieleitig wohnungsbezogen zu Fuß oder mit dem Rad zurückgelegt wurden (erster bzw. letzter Teilweg entscheidend). Durch Multiplikation der Mobilitätsraten und der Anteile werden Schätzwerte für die mittlere werktägliche wohnungsbezogene Fuß- und Radwegezahl für die unterschiedlichen verhaltenshomogenen Gruppen berechnet (s. Tabelle 6-8).

**Tabelle 6-8: Werk tägliche Mobilitätsraten und wohnungsbezogene werk tägliche Mobilitätsraten aller Verkehrsbeteiligungsarten gemeinsam sowie für zu Fuß- und mit dem Rad zurückgelegte Wege in Dresden (Auswertung des Wege- und des Personendatensatzes SrV 2008 für Dresden)**

VHG <sup>1)</sup>	alle Wege und Personen			Wege mit „Wohnen“ als Quelle oder Ziel				
	Wege	Personen	M.-rate	M.-rate <sub>w</sub>	Ant. zu Fuß <sup>2)</sup>	zu Fuß	Ant. Rad <sup>2)</sup>	Rad
VHG 1	357	121	3,0	2,4	37%	0,9	16%	0,4
VHG 2	594	212	2,8	2,4	64%	1,6	12%	0,3
VHG 3	498	194	2,6	2,1	67%	1,4	25%	0,5
VHG 4	830	280	3,0	2,4	39%	0,9	14%	0,3
VHG 5	571	220	2,6	2,1	60%	1,2	31%	0,7
VHG 6	2.735	820	3,3	2,6	23%	0,6	13%	0,3
VHG 7	615	306	2,0	1,7	89%	1,5	3%	0,1
VHG 8	1.293	472	2,7	2,2	41%	0,9	10%	0,2
Gesamt	7.493	2.625	2,9	2,3	-	-	-	-

1) verhaltenshomogene Gruppen nach Tabelle 6-3

2) Berechnung auf Basis des ersten Wegs jeder Person mit der Quelle „Wohnen“ sowie des letzten Weges jeder Person mit dem Ziel „Wohnen“; Weg zu Fuß bzw. mit dem Rad jeweils erster („Wohnen“ als Quelle) bzw. letzter Teilweg („Wohnen als Ziel)

Die über alle Wege höchsten Mobilitätsraten weisen die unabhängig von der Erwerbstätigkeit über Kfz verfügenden Erwachsenen (VHG 4 und VHG 6) auf. Die Unterschiede werden infolge der Betrachtung der wohnungsbezogenen Wege zum Teil vermindert. Über die gesamte Stichprobe hinweg werden werktäglich pro Person 2,3 Wege mit der Quelle oder dem Ziel „Wohnen“ zurückgelegt. Über alle verhaltenshomogenen Gruppen hinweg variiert dieser Wert zwischen 1,7 und 2,6.

Die Angehörigen beider Kollektive mit den höchsten Mobilitätsraten legen gleichzeitig verhältnismäßig wenige Wege nichtmotorisiert zurück, sodass deren nichtmotorisierte Mobilitätsrate gegenüber anderen Gruppen abfällt. Die höchste werktägliche Anzahl an wohnungsbezogenen Wegen zu Fuß leisten Kinder und Jugendliche im schulfähigen Alter (VHG 2) mit 1,6, gefolgt von den Älteren ohne Kfz (VHG 7) mit 1,5 und nicht erwerbstätigen Erwachsenen ohne Kfz (VHG 3) mit 1,4.

Die wohnungsbezogenen Mobilitätsraten im Radverkehr liegen weit unter denen zu Fuß zurückgelegter Wege. Die höchste Rate weisen erwerbstätige Erwachsene ohne Kfz (VHG 5) mit 0,7 Wegen pro Werktag auf, gefolgt von nicht erwerbstätigen Erwachsenen (VHG 3, 0,5 Wege pro Werktag). Die geringsten Raten weist die Altersklasse über 64 Jahren auf (0,1 bzw. 0,2 Wege pro Werktag). In der Altersklasse der 18- bis 64-jährigen (Erwachsene) hat die Verfügbarkeit eines Kfz einen bedeutenden Einfluss auf die Mobilitätsrate des Radverkehrs. Personen, die nicht über ein Kfz verfügen, legen an einem Werktag etwa doppelt so viele wohnungsbezogene Wege mit dem Rad zurück wie Personen, die über ein Kfz verfügen.

Im weiteren Verlauf der Untersuchung dienen die Mobilitätsraten als Gewichte zur Berechnung gewichteter Einwohnerzahlen (EW\_gew). Aufgrund der größeren Stärke des Zusammenhangs zwischen den verhaltenshomogenen Gruppen und den wohnungsbezogenen zu Fuß zurückgelegten Wegen gegenüber vergleichbaren Wegen mit dem Rad, werden hierzu die Raten der Wege zu Fuß verwendet.

## 6.5 Kennwertgenerierung

### 6.5.1 Georeferenzierte Aufbereitung der Umfelddaten

Die Aufbereitung der in Kapitel 4.1 beschriebenen Datengrundlagen zur Generierung der Umfeldgrößen erfolgt in einem GIS. In diesem werden die flächenhaft vorliegenden sozioökonomischen, wirtschaftlichen und infrastrukturellen Daten aus den unterschiedlichen Quellen überlagert und zusammengeführt. Überlagert werden

- die Strukturgrößen aus dem Verkehrsmodell Dresdens sowie
- das digitale Landschaftsmodell des sächsischen Vermessungsamts (ATKIS-Basis DLM, s. BKG 2005).

Die verfügbaren Strukturgrößen des Verkehrsmodells bilden die inhaltliche Grundlage der Kenngrößen des Umfelds. Die Geo-Daten des digitalen Landschaftsmodells (DLM) dienen der Präzisierung der Flächenbearbeitung der Verkehrsbezirke im GIS, sowie der Abgrenzung der Grundstücksflächen und ihrer Nutzungen.

Folgende Überlegungen bestimmen das Vorgehen bei der Datenübertragung:

- Die Strukturgrößen liegen nur für gesamte Verkehrsbezirke und damit für relativ große Flächen vor, die im Normalfall wiederum (Teil-)Bereiche unterschiedlicher Nutzungen aufweisen. Die Einwohnerzahlen müssten im Idealfall wohnflächenproportional auf die dazugehörigen Gebäude verteilt werden, jedoch fehlen die hierzu erforderlichen Daten der Geschosszahlen und -flächen sowie zum überwiegenden Teil auch differenzierte Angaben zur Nutzung der Gebäude.
- Flächen, die erkennbar keine der betreffenden Nutzungen aufweisen (bspw. Grünflächen), müssen bei der Kennwertgenerierung und damit auch bei der Übertragung der Grundlagendaten des Verkehrsmodells ausgeschlossen werden.

Zur Berücksichtigung beider Randbedingungen erfolgt die flächenproportionale Umlegung der Strukturdaten (außer Schul- und Hochschulplätzen) auf im DLM ausgewiesene Baugrundstücke, in dessen Grenzen sich mindestens ein Gebäude befindet (Ausschluss von Brachflächen).

Hierzu werden die Baugrundstücke im GIS den überlagernden Verkehrsbezirken zugewiesen (Lage des Schwerpunkts) und zusammengefasst. Die Übertragung der Kenngrößen erfolgt im Anschluss flächenproportional auf die so ermittelte nutzbare Fläche jedes Bezirks (s. Abbildung 6-5).

Schul- und Hochschulplätze werden wiederum auf die Grundflächen der Schul- und Hochschulgebäude übertragen, da für diese die Gebäudefunktionen im DLM verzeichnet sind.

Die Zuweisung der Strukturdaten zu den Netzabschnitten erfolgt mittels konzentrischer Ringpuffer. Im Hinblick auf die zu Fuß zurückgelegten Wegelängen (s. Kapitel 6.3) wird die Obergrenze des Einflussbereichs, und damit des Pufferradius, mit 300 m gewählt. Die innerhalb jedes Puffers erhobenen Strukturgrößen werden über die Fläche des jeweiligen Einflussbereichs zu Dichten normiert. Die Festlegung und Auswertung der Puffer - sowie aller weiteren Schritte der Datenanalyse - erfolgt getrennt für Streckenabschnitte und für Verkehrsknotenpunkte.

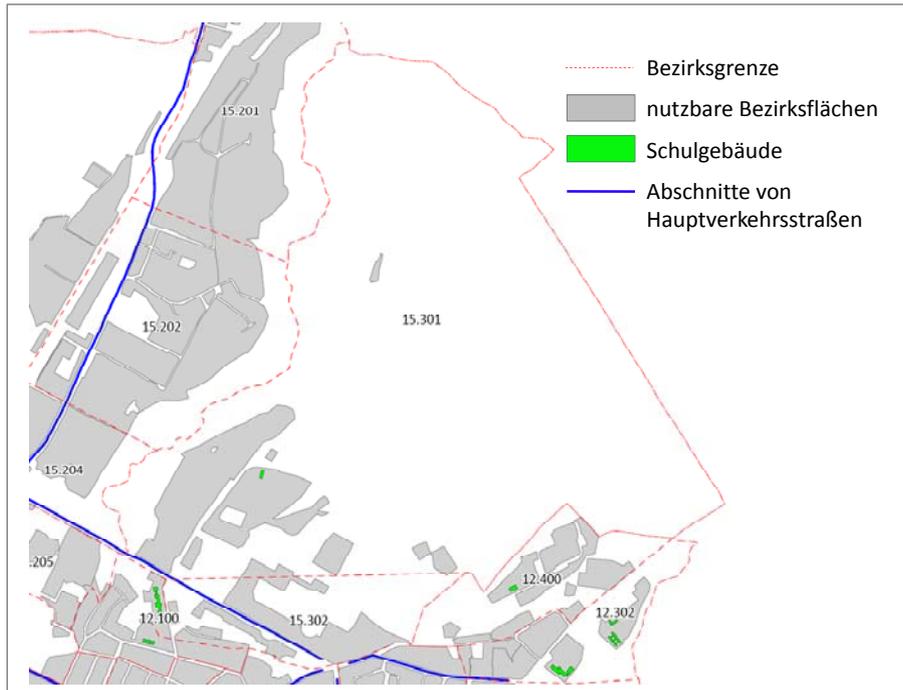


Abbildung 6-5: Geografische Aufbereitung der Bezirksgrenzen, nutzbaren Bezirksflächen und Schulflächen im GIS

Die Übertragung der bezirksfeinen Nutzungen auf die Puffer erfolgt nach der Gleichung:

$$X_{Puf} = \sum_{i=1}^n \left( \frac{F_{i,Puf}}{F_i} \cdot X_i \right) \quad \text{Gleichung 6-7}$$

- mit:
- $X_{Puf}$  = Kenngröße des Puffers
  - $F_{i,Puf}$  = vom Puffer überstrichene Fläche der nutzbaren Fläche des Bezirks  $i$
  - $F_i$  = nutzbare Fläche des Bezirks  $i$
  - $X_i$  = Nutzung des Bezirks  $i$

Vor allem bei Streckenabschnitten ergibt sich das Problem einer größeren Überlappung mit zunehmenden Radien. Die Überlappung  $\ddot{U}$  berechnet sich dabei in einem Netz mit  $n$  Streckenabschnitten zu:

$$\ddot{U} = \frac{\sum_{i=1}^n FE_{ein,i} - FE_{ges}}{\sum_{i=1}^n FE_{ein,i}} \quad \text{Gleichung 6-8}$$

- mit:
- $\ddot{U}$  = Anteil der Überlappung der Einflussbereichsflächen
  - $n$  = Gesamtzahl der betrachteten Netzelemente
  - $FE_{ein,i}$  = Pufferfläche des Einflussbereichs des Netzabschnitts  $i$
  - $FE_{ges}$  = Pufferfläche gleichen Radius um alle  $n$  Netzabschnitte gemeinsam

Der Zusammenhang wird für die Streckenabschnitte ohne Annäherungsbereiche des Hauptverkehrsstraßennetzes Dresdens für Einflussradien bis 500 m in Abbildung 6-6 verdeutlicht. Aus dem Diagramm wird ersichtlich, dass bei der Verwendung der zuvor definierten Obergrenze des Einflussradius von 300 m etwa zwei Drittel (67 %) der ausgewerteten Fläche nicht allein einem Abschnitt zugeordnet werden. Bei einem Radius von 200 m liegt dieser Anteil bei etwa der Hälfte (52 %), bei 100 m ist es ungefähr ein Viertel (26 %).

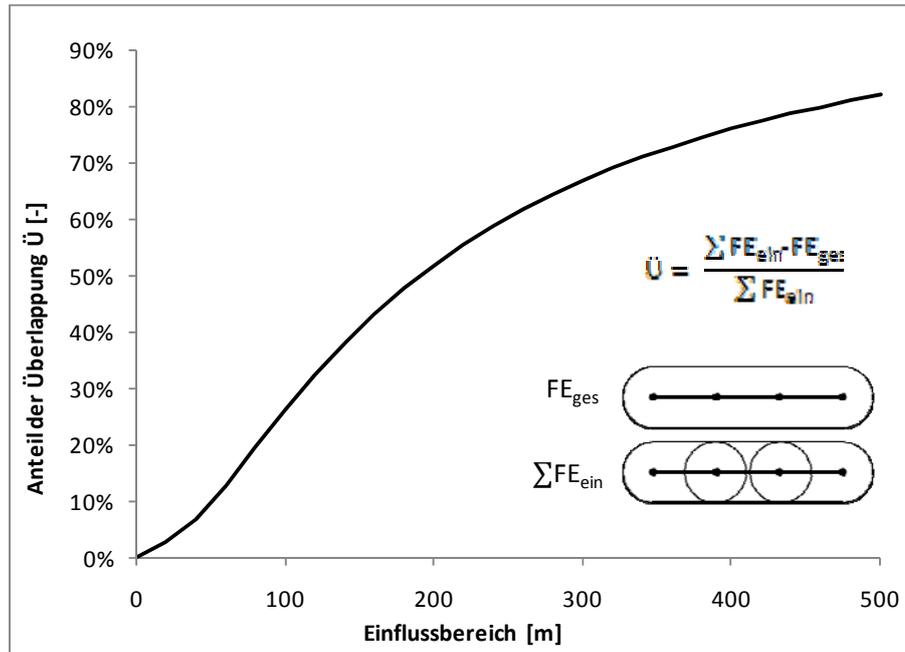


Abbildung 6-6: Zusammenhang zwischen gewähltem Einflussbereich und Flächenüberlappung für das Hauptverkehrsstraßennetz Dresdens (nur Streckenabschnitte, ohne Annäherungsbereiche)

Die Auswertung der Umfeldgrößen dient der Bemessung eines nichtmotorisierten Nutzungspotenzials, das an keine Randsummenbedingungen exakter Wegezahlen gebunden ist. Insofern stellt eine Überlappung hinsichtlich fachlicher Überlegungen kein unmittelbares Problem dar. Unter der Voraussetzung sonst gleicher Randbedingungen gleichen sich die Wahrscheinlichkeiten zweier Abschnitte, von einer Person erreicht zu werden, die im Umfeld beider Abschnitte wohnt.

Problematisch ist dieses Vorgehen unter Umständen in statistischer Hinsicht, da die gewonnenen Umfeldgrößen benachbarter Abschnitte zwangsläufig korrelieren. In diesem Fall besteht die Gefahr von Multikollinearitäten in nachfolgenden Modellen.

Neben der flächenhaften Datenaufbereitung erfolgt eine Erfassung der angrenzenden Bebauung in Anlehnung an die Arbeiten von Monse 2008 und Schüller 2010. Hierzu werden die Nutzungen der angrenzenden Bebauung beidseits der Hauptverkehrsstraßen längenmäßig erhoben. Die Unterscheidung der Nutzungen erfolgt zwischen den vier Klassen

- Wohnen (W),
- Wohnen mit Einzelhandel (WE),
- Einzelhandel (E) und
- Gewerbe (G).

Die Bestimmung der Längenanteile erfolgt durch lotrechte Projektion der Gebäudeflächen auf die Straßenachse. Auf deren Basis wird entsprechend Gleichung 6-6 der KLF-Wert jedes Streckenabschnitts berechnet. Die Berechnung erfolgt dabei für den gesamten Bereich zwischen zwei Verkehrsknotenpunkten.

Eine vollständige Liste aller aus dem Umfeld erhobenen Größen zeigt Tabelle 6-9. Neben den differenzierten Werten der einzelnen verhaltenshomogenen Gruppen werden diese auch zu Teilsummen zusammengefasst (bspw. n\_verf\_Erw\_D).

**Tabelle 6-9: Variable der Umfeldnutzung**

Typ	Variable	Beschreibung	Einheit
Soziodemografie	VHG_1_D	Bevölkerungsdichte der verhaltenshomogenen Gruppe 1	[Pers/ha]
	VHG_2_D	Bevölkerungsdichte der verhaltenshomogenen Gruppe 2	[Pers/ha]
	VHG_3_D	Bevölkerungsdichte der verhaltenshomogenen Gruppe 3	[Pers/ha]
	VHG_4_D	Bevölkerungsdichte der verhaltenshomogenen Gruppe 4	[Pers/ha]
	VHG_5_D	Bevölkerungsdichte der verhaltenshomogenen Gruppe 5	[Pers/ha]
	VHG_6_D	Bevölkerungsdichte der verhaltenshomogenen Gruppe 6	[Pers/ha]
	VHG_7_D	Bevölkerungsdichte der verhaltenshomogenen Gruppe 7	[Pers/ha]
	VHG_8_D	Bevölkerungsdichte der verhaltenshomogenen Gruppe 8	[Pers/ha]
	n_verf_Erw_D	Dichte Erwachsener ohne Pkw-Verfügbarkeit	[Pers/ha]
	n_verf_alle_D	Dichte der Bevölkerung ohne Pkw-Verfügbarkeit	[Pers/ha]
	n_erw_Erw_D	Dichte nicht erwerbstätiger Erwachsener	[Pers/ha]
	n_erw_alle_D	Dichte der nicht erwerbstätigen Bevölkerung	[Pers/ha]
	EW_ges_D	gesamte Bevölkerungsdichte	[Pers/ha]
	EW_gew_D	entsprechend der Mobilitätsraten aller wohnungsbezogenen Wege zu Fuß (s. Tabelle 7-8) gewichtete Bevölkerungsdichte	[Pers/ha]
	EWT_D	Erwerbstätigendichte	[Pers/ha]
	EW_St_D	Einwohnerdichte Studenten	[Pers/ha]
	PKW_D	Dichte zugelassener Pkw	[Pkw/ha]
	PKW_Q	Quotient aus zugelassenen Pkw und Personen ab 18 Jahren	[Pkw/Pers]
	Wirtschaft	AP_D	Arbeitsplatzdichte
AP_III_D		Dichte der tertiären Arbeitsplätze	[AP/ha]
AP_HGV_D		Dichte der tertiären Arbeitsplätze im Bereich Handel, Gastwirtschaft und Verkehr	[AP/ha]
AP_SD_D		Dichte der tertiären Arbeitsplätze im Bereich sonstiger Dienstleistungen	[AP/ha]
AP_BP_D		Dichte der Arbeitsplätze im produzierenden Gewerbe	[AP/ha]
Vkfl_D		Verkaufsflächendichte	[m <sup>2</sup> /ha]
Bildung	Kipl_D	Kindergartenplatzdichte	[PI/ha]
	SchPI_ges_D	Schulplatzdichte	[PI/ha]
	BSPlätze_D	Berufsschulplatzdichte	[PI/ha]
	GSPlätze_D	Grundschulplatzdichte	[PI/ha]
	RSPlätze_D	Dichte aller Schulplätze ohne Berufsschulen	[PI/ha]
	StudPI_D	Studienplatzdichte	[PI/ha]
-	KLF	Umfeldfaktor nach Schüller 2010	[ - ]

Das Vorgehen zur weiteren Aufbereitung der Umfeldgrößen lässt sich in die folgenden Schritte gliedern:

- Erhebung und Auswertung der Umfeldgrößen innerhalb von drei unterschiedlichen Einflussradien (100 m, 200 m und 300 m);
- Abschätzung der Zusammenhänge zwischen flächenhaften und längenbezogenen Größen anhand einer Korrelationsanalyse;
- Untersuchung der Zusammenhänge, Unterstützung der Variablenauswahl sowie Berechnung unabhängiger Faktoren mit den Mitteln der Hauptkomponentenanalyse;
- Validierung der generierten Größen anhand des Datensatzes von Monse 2008.

Die Umfeldgrößen lassen sich zunächst in soziodemografische und wirtschaftliche Variable unterteilen. Die Kindergarten-, Schul- und Hochschulplätze werden einer eigenen Gruppe „Bildung“ zugeteilt. Da der Umfeldfaktor sowohl die Wohnnutzung als auch die wirtschaftliche Nutzung der angrenzenden Bebauung berücksichtigt, lässt er sich keiner der drei Gruppen eindeutig zuordnen.

### 6.5.2 Korrelationsanalyse

Die Korrelationsanalyse wird für die in Tabelle 6-9 aufgeführten Umfeldgrößen durchgeführt und dient dem Auffinden von inneren Zusammenhängen der Nutzungsstruktur. Rückschlüsse auf die spätere Zielgröße (Unfälle) lassen sich damit nicht ziehen. Diese werden erst im Rahmen der Sicherheitsmodellierung untersucht. Die Korrelationsmatrizen sind in den Tabellen A-13 bis A-15 in der Anlage 8 aufgeführt. Da alle Umfeldgrößen intervallskaliert vorliegen und eine ähnliche Form der Verteilung aufweisen, werden ausschließlich Korrelationskoeffizienten nach Pearson berechnet.

Aufgrund der großen Stichprobe von 666 Abschnitten erweisen sich bereits schwache Zusammenhänge teilweise als signifikant. Die Bewertung der Zusammenhänge erfolgt daher anhand des Korrelationskoeffizienten als Effektgröße. Auf eine exakte Darstellung der p-Werte wird verzichtet. Analog zur Kontingenzanalyse (s. Kapitel 6.4.1) wird bei der Besprechung der Effekte die von Cohen 1988 vorgeschlagene Einteilung verwendet.

Infolge einer Analyse der Korrelationen – für Streckenabschnitte und Verkehrsknotenpunkte - der Umfeldgrößen untereinander lassen sich für das weitere Vorgehen die folgenden Erkenntnisse gewinnen:

- Unabhängig von der Wahl des Einflussradius korrelieren sowohl die soziodemografischen als auch die wirtschaftlichen Variablen untereinander in hohem Maße. Im Hinblick auf eine spätere Aufnahme der Variablen in die Regressionsmodelle würde somit eine gemeinsame Verwendung der Dichten unterschiedlicher Bevölkerungskollektive oder auch mehrerer wirtschaftlicher Variablen die Gefahr von Multikollinearitäten im Modell bergen.
- Der Pkw-Motorisierungsgrad Erwachsener (PKW\_Q) weist einen negativen Zusammenhang mit den Bevölkerungsvariablen auf. Je höher die Bevölkerungsdichte im Einflussbereich, desto geringer ist die Anzahl zugelassener Pkw pro Person.
- Wirtschaftsbezogene Umfeldgrößen korrelieren höher mit Dichten einzelner verhaltenshomogener Gruppen als mit denen aggregierter Bevölkerungskollektive (bspw. EW\_gew\_D). Die schwächsten Zusammenhänge mit den Bevölkerungsvariablen zeigen sich bei der Verkaufsflächendichte (Vkfl\_D) sowie der Arbeitsplatzdichte im produzierenden Gewerbe (AP\_BP\_D).
- Die bildungsbezogenen Größen (Kindergarten-, Schul- und Hochschulplatzdichten) weisen zum Teil starke Korrelationen mit den Bevölkerungsvariablen auf. Neben den Kindergartenplätzen (Kipl\_D) sind davon auch die Grundschulplätze betroffen (GSPlätze\_D).
- Der Umfeldfaktor KLF korreliert zum Teil stark mit soziodemografischen Umfeldgrößen. Mit wirtschaftsbezogenen sowie den meisten bildungsbezogenen Variablen sind keine nennenswerten Zusammenhänge feststellbar.

Ein Vergleich der Korrelationsmatrizen unterschiedlicher Einflussradien (100 m, 200 m und 300 m) führt zu den folgenden Ergebnissen:

- Die Höhe der Korrelationskoeffizienten im 200 m-Bereich liegt nicht per se unter der innerhalb eines Radius von 300 m. Die eingangs formulierte Annahme, eine größere Überlappung führte automatisch zu höheren Korrelationen der Umfeldgrößen untereinander gilt somit nicht ohne Ausnahme. In den meisten Fällen liegen die Unterschiede zwischen beiden Matrizen jedoch in Rückgängen der Korrelationskoeffizienten bei Abnahme des Einflussbereichs begründet.
- Bei den soziodemografischen Größen zeigen sich die deutlichsten Veränderungen der Koeffizienten im Fall des Pkw-Motorisierungsgrades (PKW\_Q), der Bevölkerungsdichte nicht erwerbstätiger Erwachsener (n\_ewt\_Erw\_D) und nicht über ein Kfz verfügender Erwachsener (n\_verf\_Erw\_D).
- Die Korrelationskoeffizienten des Umfeldfaktors KLF nehmen mit Verringerung des Radius zu. Die Zunahmen lassen sich durch einen steigenden Einfluss der Straßenrandbebauung mit Abnahme des Einflussbereichs erklären. Die Differenzen führen jedoch zu keiner nennenswerten Stärkung der Zusammenhänge mit den wirtschaftlichen Größen.
- Auch im Fall des geringsten gewählten Einflussbereichs mit einem Radius von 100 m korrelieren die Umfeldgrößen untereinander zum Teil stark. Die Größen können nur in Einzelfällen als weitgehend unabhängig im statistischen Sinn angesehen werden.

Die Wahl eines Einflussbereichs zur Berücksichtigung der Umfeldgrößen lässt sich nicht anhand deren Korrelationen treffen. Zur Festlegung des Pufferradius erfolgt daher zunächst eine Analyse mit Hilfe eines dimensionsreduzierenden Verfahrens.

### **6.5.3 Hauptkomponentenanalyse (PCA)**

Um die Zusammenhänge zwischen den Umfeldgrößen auf Basis deren Korrelationen näher zu untersuchen und ihnen zugrunde liegende Strukturen zu quantifizieren, erfolgt die Durchführung einer Hauptkomponentenanalyse („Principal Components Analysis“, PCA). Das Verfahren wird nachfolgend in seinen Grundzügen erläutert. Eine ausführliche Erklärung des Verfahrens, dessen Vor- und Nachteile sowie der verwendeten Kriterien und Grenzwerte erfolgt in der Anlage 2.

#### **6.5.3.1 Verfahren**

Die Hauptkomponentenanalyse dient der Dimensionsreduzierung von Variablenätzen. Auf der Grundlage der Korrelationsstruktur der Variablen untereinander werden möglichst wenige Faktoren gesucht, die diese Struktur möglichst vollständig wiedergeben. Die Faktoren werden orthogonal zueinander berechnet und sind somit linear unabhängig.

Unter einem Faktor, oder einer Hauptkomponente, lässt sich eine synthetische Variable verstehen, die derart konstruiert wird, dass sie so hoch wie möglich mit allen betrachteten Variablen korreliert. Die nach Herauspartialisieren des Faktors verbliebenen Restkorrelationen werden wiederum zur Konstruktion eines weiteren Faktors verwendet, der unabhängig vom ersten ist, usw. Das Ergebnis der Hauptkomponentenanalyse sind wechselseitig voneinander unabhängige Faktoren, die die Zusammenhänge zwischen den Variablen erklären.

Die Stärke des Zusammenhangs zwischen Variablen und Faktoren bzw. Komponenten lässt sich durch Faktorladungen und Kommunalitäten quantifizieren. Die Faktorladung beschreibt die Korrelationen zwischen einem Faktor und einer Variablen. Die Kommunalität berechnet sich aus dem Quadrat der Ladung und gibt den gemeinsamen Varianzanteil zwischen Faktor und Variable wieder.

Eine Dimensionsreduzierung wird durch den Abbruch des Verfahrens nach Erhalt einer Anzahl aussagefähiger Faktoren erreicht. Da die Faktoren sukzessiv und varianzmaximierend gewonnen werden, können oftmals wenige Faktoren einen Großteil der Varianz innerhalb des ursprünglichen Datensatzes repräsentieren. Als Kriterien zum Auffinden der optimalen Anzahl an Faktoren dienen hierzu die Eigenwerte. Alternativ kann die Auswahl mit Hilfe grafischer Methoden (u. a. Scree-Plot, Parallelanalyse) erfolgen (s. Anlage 2).

Die gewonnenen Faktoren werden im Anschluss an die Extraktion rotiert, um die Interpretation der Faktorenstruktur zu erleichtern. Die Rotation kann entweder orthogonal (lineare Unabhängigkeit der Faktoren wird bewahrt) oder schiefwinklig bzw. oblique (die rotierten Faktoren dürfen korrelieren) erfolgen.

Die lineare Unabhängigkeit der Hauptkomponenten bietet neben der Dimensionsreduzierung den Vorteil einer Vermeidung möglicher Multikollinearitäten in einem Regressionsmodell, sofern die Ausgangsgrößen durch Hauptkomponenten ersetzt werden. Die Folge von Multikollinearitäten in einem Modell wäre dessen verminderte Interpretierbarkeit. Effekte verschiedener erklärender Variablen würden einander überlagern, eine Zuweisung des Sicherheitseinflusses einzelner Größen wäre im vorliegenden Fall nicht möglich. Durch die Orthogonalität der Komponenten sind diese unkorreliert. Die Zusammenhänge zwischen den Komponenten und der abhängigen Variable sind eindeutig bestimmt.

Ein Nachteil der PCA liegt in der mangelnden Übertragbarkeit deren Ergebnisse. Das Verfahren beruht grundsätzlich auf der Annahme, die untersuchte Stichprobe sei gleichzeitig die Grundgesamtheit (Field 2009). Eine Übertragbarkeit der Ergebnisse ist im Normalfall nur dann möglich, wenn die gefundene Faktorenstruktur in weiteren unabhängigen Stichproben bestätigt werden kann.

Die Bestimmung eines reduzierten Variablensatzes ermöglicht hingegen eine direkte Verwendung real messbarer Umfeldgrößen unter Vermeidung gegenseitiger Korrelation. Anstelle der Komponenten werden in diesem Fall die Variablen ausgewählt, die den stärksten Zusammenhang mit den korrespondierenden Komponenten aufweisen. Die Anwendung der PCA dient in diesem Fall ausschließlich einer vertieften Analyse der Korrelationsstruktur und nicht deren Reduktion zu Komponenten.

### **6.5.3.2 Vorgehen**

Folgende Aspekte sollen im Rahmen der Arbeit mit Hilfe der PCA untersucht bzw. erreicht werden und bilden die Grundlage des Vorgehens:

- Die Vermeidung von Multikollinearitäten in den späteren Regressionsmodellen durch die Verwendung von Faktoren.
- Eine Vereinfachung der Regressionsmodelle durch die Reduzierung der Umfeldvariablen auf eine geringere Zahl von Faktoren.
- Eine Offenlegung struktureller Zusammenhänge zwischen den Kenngrößen des Umfelds.
- Die Auswahl eines reduzierten Satzes an Umfeldvariablen zur direkten Verwendung in den Regressionsmodellen.

Die ersten beiden Punkte stehen in direkter Verbindung zueinander und erfordern keine getrennten Arbeitsschritte. Im Hinblick auf die Verwendung der Faktoren in den Regressionsmodellen werden die Faktoren auf Basis einer orthogonalen Rotation berechnet.

Um die Anforderungen an eine Eignung der Korrelationsstruktur für die Hauptkomponentenanalyse zu erfüllen, werden sukzessive unterschiedliche Variablensätze ausgewählt und analysiert. So werden zunächst die Bevölkerungsdichten getrennt nach verhaltenshomogenen Gruppen berücksichtigt, nachfolgend die aggregierten Bevölkerungsdichten (u. a. EW\_gew\_D). Da sich unterschiedliche Korrelationsstrukturen unterschiedlich gut für eine PCA eignen, wird auf diesem Weg ein Variablensatz gesucht, der eine belastbare und gut interpretierbare Komponentenstruktur gewährleistet.

Für die entsprechend der Korrelationsstruktur sowie aus fachlichen Überlegungen gebildeten Variablensätze werden jeweils einzelne PCA durchgeführt und ausgewertet. Die Zahl der zu extrahierenden Faktoren wird einerseits nach dem Kaiser-Guttman-Kriterium ( $\lambda \geq 1$ ), andererseits anhand von Scree-Plots und Parallelanalysen ausgewählt (s. Anlage 8). Nach Extraktion werden diese zunächst orthogonal rotiert (Verfahren: Varimax).

Der optischen Analyse folgend wird die Bedingung ähnlicher Verteilung der Variablen in weiten Teilen erfüllt (s. Anlage 2). Alle Verteilungen besitzen eine vergleichbare rechtsschiefe Form. Jedoch führen die analysierten Variablensätze lediglich zu Werten der Stichprobeneignung nach Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) im Bereich von etwa 0,6. Kaiser 1974 zufolge ist die Eignung für eine PCA damit mittelmäßig („mediocre“, s. Tabelle A-7, Anlage 2). Parallel werden die ursprünglichen Variablen daher in einem weiteren Schritt normalisierend transformiert. Die Transformation erfolgt je nach Wertebereich der Variablen und Form der resultierenden Verteilung entweder logarithmisch ( $X^* = \ln(X)$ ) oder als Wurzel ( $X^* = X^{1/2}$ ). Die KMO-Werte liegen bei Verwendung der transformierten Variablen zwischen 0,71 („middling“) für einen Einflussradius von 100 m und 0,82 („meritorious“) bei R = 300 m. Es werden in beiden Fällen – transformierte und ursprüngliche Variable - Faktoren berechnet und übernommen. Die Berechnung der Faktorwerte jedes Streckenabschnitts und Verkehrsknotenpunkts erfolgt nach der Anderson-Rubin-Methode (s. Anlage 2).

Die im Hinblick auf das nichtmotorisierte Verkehrsaufkommen sachlogisch sinnvollsten Variablensätze werden für alle drei Einflussbereiche ein weiteres Mal unter Verwendung einer schiefwinkligen Rotation (Verfahren: Oblimin) analysiert. Bei der schiefwinkligen Rotation wird die Orthogonalitätsbedingung der Komponenten aufgegeben und es werden Korrelationen zwischen den Komponenten zugelassen. Korrelieren schiefwinklig rotierte Hauptkomponenten mit einander, ist davon auszugehen, dass die erzwungene orthogonale Form die Struktur nur unzureichend wiedergibt. Bei der Gegenüberstellung verschiedener Komponentensätze werden die Korrelationen der schiefwinklig rotierten Komponenten als zusätzliches Auswahlkriterium herangezogen. Gering korrelierende Komponentensätze werden bevorzugt.

Um die Auswahl eines reduzierten Datensatzes für die spätere Regression zu treffen, werden Variable ausgewählt, die hohe Ladungen auf den einzelnen (orthogonal rotierten) Faktoren aufweisen. Dabei werden gezielt Variable bevorzugt, von denen aufgrund der vorangegangenen Analyseschritte eine besondere Bedeutung zur Repräsentation des nichtmotorisierten Verkehrsaufkommens erwartet wird.

### **6.5.3.3 Ergebnisse**

Nachfolgend werden ausschließlich die Ergebnisse der Streckenabschnitte behandelt. Eine ausführliche Darstellung aller Hauptkomponentenanalysen ist in Anlage 8 aufgeführt.

Aufbauend auf den Erkenntnissen der SrV-Auswertung sowie der Eignung der Korrelationsstrukturen für eine PCA erfolgt die Faktorenextraktion aus einem reduzierten Datensatz von acht Variablen. In Tabelle

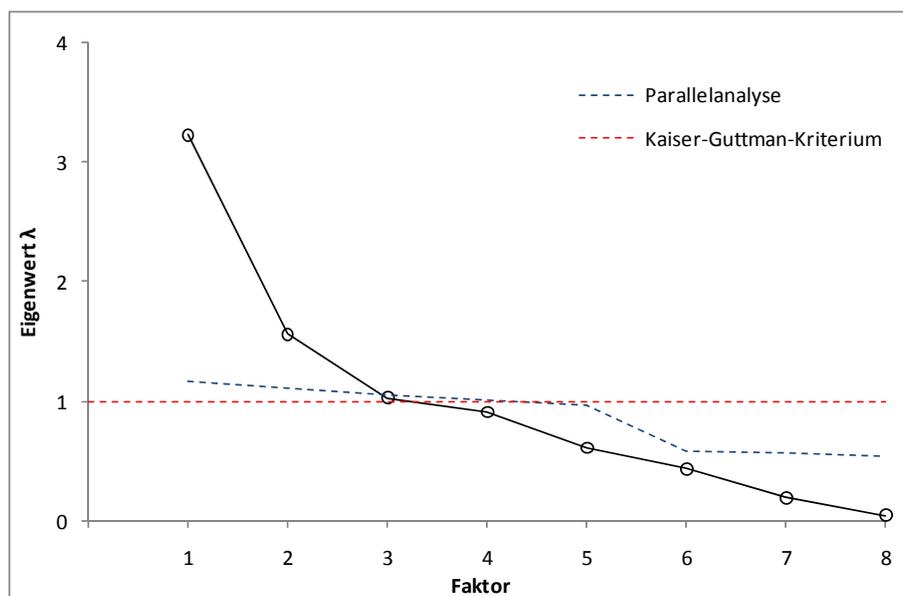
6-10 sind diese gemeinsam mit der gewählten normalisierenden Transformationsfunktion aufgeführt. Stellvertretend werden nachfolgend die PCA-Ergebnisse der 200 m-Einflussbereiche besprochen.

**Tabelle 6-10: Variablensatz der Hauptkomponentenanalysen und normalisierende Transformationsfunktion**

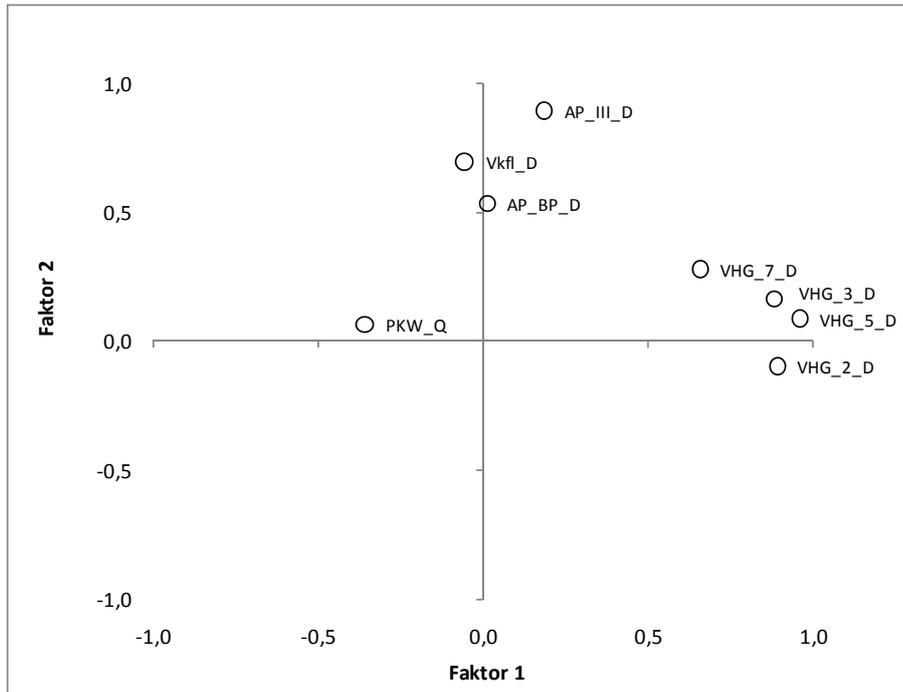
Variable	normalisierende Transformation		
	100 m	200 m	300 m
VHG_2_D	Wurzel	Wurzel	Wurzel
VHG_3_D	Wurzel	Wurzel	log
VHG_5_D	Wurzel	Wurzel	Wurzel
VHG_7_D	Wurzel	Wurzel	log
AP_III_D	Wurzel	log	log
AP_BP_D	Wurzel	log	Wurzel
Vkfl_D	Wurzel	log	log
PKW_Q	-	-	-

Die Rotationstransformation führt zu einer Berechnung von drei Faktoren mit einem Eigenwert größer eins. Der Scree-Plot weist gleichzeitig einen Knickpunkt im dritten Faktor auf und legt daher eine Berücksichtigung der ersten beiden Faktoren nahe. Zum gleichen Ergebnis führt die Parallelanalyse, wonach der dritte Faktor einen Eigenwert knapp unterhalb dem eines zufällig gewonnen aufweist (s. Abbildung 6-7).

Die rotierten Faktorladungen (Varimax) sind in Abbildung 6-8 als Diagramm dargestellt. Demnach laden die Bevölkerungsdichten auf den ersten Faktor hoch, während wirtschaftliche Faktoren (Arbeitsplatz- und Verkaufsflächendichten) hohe Ladungen auf dem zweiten Faktor aufweisen. Der Pkw-Motorisierungsgrad weist Ladungen unterhalb des von Stevens 2009 vorgeschlagenen Grenzwerts für eine Interpretation von 0,4 auf. Er wird hier dennoch berücksichtigt, da diese Variablen in den anderen Einflussbereichen (100 und 300 m) sowie in den Fällen mit normalisierend transformierten Variablen Werte über 0,4 aufweist. Der Motorisierungsgrad (PKW\_Q) korrespondiert eindeutig mit dem Faktor 1.



**Abbildung 6-7: Scree-Plot der Eigenwerte aller Faktoren der PCA bei einem 200 m-Einflussbereich für Streckenabschnitte (nicht transformierte Variablen), Parallelanalyse unter Verwendung interpolierter Regressionswerte nach Lautenschlager 1989**



**Abbildung 6-8:** Faktorladungen nach erfolgter Varimax-Rotation bei einem 200 m-Einflussbereich für Streckenabschnitte

Die Faktorenstruktur kann in folgender Weise interpretiert werden:

- Die Varianz der acht untersuchten Umfeldvariablen kann zu etwa 60 % durch eine zweidimensionale, orthogonale Faktorenstruktur wiedergegeben werden.
- Der erste Faktor weist einen deutlichen Zusammenhang mit soziodemografischen Umfeldgrößen auf und wird nachfolgend als soziodemografischer Faktor (SOZ) interpretiert.
- Der zweite Faktor wird maßgeblich durch wirtschaftliche Variablen geprägt und als Wirtschaftsfaktor (WIR) interpretiert.

Die PCA unter Einbeziehung bildungsbezogener Variablen führen zu keinem eindeutigen Ergebnis einer gemeinsamen Dimension. Zwar erhöht sich die Dimensionalität des Faktorenraums, jedoch laden diese Größen auf unterschiedlichen Faktoren und erschweren die Interpretation der gesamten Struktur.

Die beschriebenen Strukturen lassen sich in ähnlicher Weise unter Verwendung der anderen beiden Einflussbereiche reproduzieren. Die relevanten Ergebnisse sind in Tabelle 6-11 für die drei unterschiedlichen Radien der Einflussbereiche aufgeführt. Dabei wird zwischen den PCA der transformierten sowie der unveränderten Variablen unterschieden.

**Tabelle 6-11:** Ergebnisse der Hauptkomponentenanalysen aller drei Einflussbereiche für Streckenabschnitte

Einflussradius	Variablensatz	KMO	Anzahl repr. Faktoren	repr. Varianz	korrespondierende Variable		Korrelation nach Oblimin
					1. Faktor	2. Faktor	
100 m	unverändert	0,64	2	59%	VHG_5_D	Vkfl_D	0,11
	transformiert	0,71	2	66%	VHG_5_D	AP_III_D	0,16
200 m	unverändert	0,62	2	60%	VHG_5_D	Vkfl_D	0,10
	transformiert	0,74	2	69%	VHG_5_D	AP_III_D	0,25
300 m	unverändert	0,65	2	65%	VHG_5_D	Vkfl_D	0,16
	transformiert	0,82	2	76%	VHG_5_D	AP_III_D	0,32

Die KMO-Werte der unveränderten Variablenätze aller drei Einflussbereiche lassen auf eine mittelmäßige Eignung der Datenstruktur schließen und unterscheiden sich nur marginal. In allen drei Fällen führt die normalisierende Transformation der Variablen zu einer Erhöhung der Eignung. Dabei ist die deutlichste Verbesserung im Fall eines 300 m-Einflussbereichs zu verzeichnen.

In allen PCA werden zwei Faktoren extrahiert. In den Fällen, in denen auch ein dritter Faktor einen Eigenwert  $\lambda$  größer eins aufweist (Kaiser-Guttman-Kriterium), führen die Analyse des Scree-Plots sowie die Parallelanalyse zur Entscheidung gegen dessen Verwendung. Die Anteile der jeweils durch die beiden Faktoren repräsentierten Varianz des Variablenatzes liegen zwischen 59 % und 65 %, wobei der höchste Wert im Fall eines 300 m-Einflussbereichs erreicht wird. Die Varianzanteile liegen in den Fällen der transformierten Variablen sämtlich über denen des unveränderten Variablenatzes.

Unabhängig vom gewählten Einflussradius sind es jeweils die gleichen Variablen, die am höchsten auf die extrahierten Faktoren laden. Im Fall der ersten Komponente (SOZ) ist es die Bevölkerungsdichte der verhaltenshomogenen Gruppe 5 (18 - 64 Jahre, erwerbstätig, kein Kfz verfügbar). Bei der zweiten Komponente (WIR) unterscheiden sich die bedeutendsten Variablen im Fall der transformierten (Vkfl\_D) und der unveränderten Variablen (AP\_III\_D).

Die Korrelationen zwischen den schiefwinklig rotierten Faktoren liegen mit Werten zwischen 0,16 und 0,32 über den Fällen nicht transformierter Variablen. Korrelationen zwischen den Faktoren deuten auf Zusammenhänge innerhalb der Struktur der betrachteten Variablen hin, die durch eine orthogonale Struktur nur unzureichend wiedergegeben werden. Die Werte auf Basis unveränderter Variablen ( $r = 0,10$  bis  $0,16$ ) geben wiederum keinen Anlass, an der Eignung der gefundenen orthogonalen Struktur zu zweifeln.

Die normalisierende Transformation der Variablen zur Stabilisierung der Korrelationsstruktur erscheint daher nicht zielführend. Neben den Ergebnissen der schiefwinkligen Rotation spricht auch die Schwierigkeit deren Interpretation gegen eine Verwendung solcher Faktoren. Die Hauptkomponentenanalyse ist laut Bortz 2005 lediglich in der Lage, lineare Zusammenhänge innerhalb der Datenstruktur wiederzugeben. Beruhen diese Zusammenhänge auf logarithmisch oder exponentiell transformierten Variablen, geht der Vorteil einer übersichtlichen Interpretierbarkeit verloren.

#### **6.5.4 Validierung anhand von Verkehrszählungen**

Um die Eignung der Umfeldgrößen zur Beschreibung des Einflusses nichtmotorisierter Verkehrsaufkommen beurteilen zu können, werden die Größen anhand des von Monse 2008 erhobenen Datensatzes (s. Kapitel 6.1.2.4) validiert. Der Vergleich der Umfeldgrößen erfolgt mit Hilfe von Korrelationen. Die Berechnung linearer Einfachregressionen erscheint aufgrund der geringen Datengrundlage sowie des verzerrten Niveaus (Zählungen im Winter) nicht sinnvoll.

Infolge der unterschiedlichen Abgrenzung der Streckenabschnitte in der Arbeit von Monse 2008 und der eigenen, müssen zwei Zählungen zusammengefasst werden, die auf einem Streckenabschnitt liegen. Die Zählungen werden hierzu arithmetisch gemittelt. Der Stichprobenumfang reduziert sich damit auf 15 Messungen.

Neben den für den nMIV als maßgebend angenommenen Variablen nach Tabelle 6-9 werden zusätzlich die im Kapitel 6.5.3 auf Basis unveränderter (SOZ, WIR) und normalisierend transformierter Variablen

(SOZ\_trans, WIR\_trans) ermittelten Faktoren berücksichtigt. Die Korrelationen der Umfeldvariablen (und –faktoren) mit den Aufkommenszahlen des nMIV sind in Tabelle 6-12 aufgeführt.

**Tabelle 6-12: Korrelationen der Umfeldvariablen mit den Zählwerten für Fußgängerlängs- und –querverkehr sowie Radverkehr in Abhängigkeit des Einflussbereichs (Zählwerte aus Monse 2008; nicht signifikante Werte grau)**

Variable	300 m			200 m			100 m		
	Fg <sub>längs</sub>	Fg <sub>quer</sub>	Rf	Fg <sub>längs</sub>	Fg <sub>quer</sub>	Rf	Fg <sub>längs</sub>	Fg <sub>quer</sub>	Rf
VHG_2_D	-,08	,33	,02	-,07	,41	-,07	-,11	,40	-,18
VHG_3_D	,71 **	,38	,64 **	,73 **	,44	,61 *	,59 *	,43	,48
VHG_5_D	,58 *	,46	,56 *	,60 *	,53 *	,53 *	,46	,50	,39
VHG_7_D	-,02	,06	,64 **	,01	,08	,66 **	-,01	,07	,65 **
EW_ges_D	,36	,43	,63 *	,40	,53 *	,61 *	,26	,50	,42
EW_gew_D	,42	,43	,68 **	,47	,53 *	,67 **	,34	,51	,45
n_verf_Erw_D	,63 *	,41	,74 **	,49	,47	,77 ***	,41	,48	,65 **
n_verf_alle_D	,55 *	,45	,64 **	,59 *	,53 *	,62 *	,45	,52 *	,46
PKW_Q	-,64 *	-,14	-,67 **	-,65 **	-,15	-,67 **	-,64 **	-,19	-,68 **
AP_D	,66 **	,11	,80 ***	,63 *	,13	,74 **	,47	,04	,55 *
AP_III_D	,69 **	,14	,86 ***	,69 **	,16	,84 ***	,60 *	,09	,74 **
AP_BP_D	-,03	-,07	-,10	-,08	-,08	-,16	-,12	-,07	-,21
Vkfl_D	,85 ***	,21	,39	,85 ***	,24	,40	,78 ***	,25	,35
SOZ	,54 *	,43	,69 **	,54 *	,56 *	,65 **	,42	,54 *	,50
WIR	,53 *	,01	,69 **	,51	,03	,63 *	,33	-,02	,36
SOZ_trans	,48	,49	,62 *	,46	,59 *	,61 *	,39	,56 *	,49
WIR_trans	,49	-,02	,39	,61 *	,08	,56 *	,49	,04	,43
KLF	,52 *	,16	,02	,52 *	,16	,02	,52 *	,16	,02

\* p ≤ 0,05; \*\* p ≤ 0,01; \*\*\* p ≤ 0,001

Die Korrelationsanalyse der Zähldaten mit den Umfeldvariablen führt zu folgenden Ergebnissen:

- Die meisten signifikanten Korrelationen ergeben sich mit dem Radverkehr. Dieses Ergebnis widerspricht teilweise den im Rahmen der Wegelängenuntersuchung gewonnenen Erkenntnissen, bestätigt jedoch die Erkenntnisse aus Monse 2008. In Anbetracht der verwendeten Datengrundlage ist dieses Ergebnis folgerichtig.
- Im Vergleich der verhaltenshomogenen Gruppen untereinander weisen nicht erwerbstätige Erwachsene ohne Kfz (VHG 3) die stärksten Korrelationen mit dem Fußgängerverkehr auf. Das Radverkehrsaufkommen weist überdies einen starken Zusammenhang mit der Zahl Älterer ohne Kfz (VHG 7) auf.
- Von allen verhaltenshomogenen Gruppen scheint die Bevölkerungsdichte erwerbstätiger Erwachsener ohne Kfz (VHG 5) am ehesten geeignet, einen Bezug zum Fußgängerquerverkehr herzustellen. Die Koeffizienten lassen auf einen starken Zusammenhang schließen, der jedoch bei der vorliegenden Stichprobe für die Einflussbereiche 300 m ( $p = 0,08$ ) und 100 m ( $p = 0,06$ ) nicht signifikant wird.
- Im Vergleich der aggregierten Bevölkerungsdichten erscheint die aus den Mobilitätsraten abgeleitete Wichtung aufgrund der höheren Korrelationskoeffizienten sinnvoll (EW\_gew\_D). In den Einflussbereichen mit Radien von 100 und 300 m erweist sich die Zusammenfassung über die Altersgruppen ab 18 Jahren als sinnvoll (n\_verf\_Erw\_D), im 200 m-Bereich korreliert die Zusammenfassung über alle Altersklassen höher (n\_verf\_alle\_D).
- Der Pkw-Motorisierungsgrad Erwachsener im Umfeld weist mit dem nMIV einen deutlichen negativen Zusammenhang auf.

- Im Vergleich der Arbeitsplatzdichten weist die Dichte des tertiären Sektors die stärksten positiven Zusammenhänge mit dem nichtmotorisierten Verkehrsaufkommen auf.
- Die höchsten Korrelationen zwischen einer wirtschaftsbezogenen Variable und dem nMIV weisen die Verkaufsflächendichte und der Fußgängerlängsverkehr auf. Im Gegensatz zur tertiären sowie der gesamten Arbeitsplatzdichte weist die Verkaufsflächendichte jedoch keinen signifikanten Zusammenhang mit dem Radverkehrsaufkommen auf. Diesen Ergebnissen folgend eignet sich die Arbeitsplatzdichte eher zur Beschreibung des Radverkehrs, die Verkaufsflächendichte zur Substitution des Fußgängerlängsverkehrs.
- Im Vergleich der Hauptkomponenten untereinander sind die Unterschiede zwischen den auf Basis transformierter Variablen gewonnenen und der aus den Rohdaten ermittelten Faktoren gering. Es ergibt sich daher kein Grund, die transformierten Werte zu verwenden.
- Der Umfeldfaktor KLF korreliert lediglich mit dem Fußgängerlängsverkehr in signifikantem Maß. Die Höhe des Koeffizienten ist mit denen der Hauptkomponenten vergleichbar. Zusammenhänge mit dem Querverkehr oder dem Radverkehrsaufkommen lassen sich nicht nachweisen. Eine Unterscheidung der Werte entsprechend der Einflussradien entfällt, da die Größe allein aus der angrenzenden Bebauung gewonnen wird.

Hinsichtlich der Wahl des Einflussbereichs können folgende Feststellungen getroffen werden:

- Die in einem Radius von 300 m generierten Umfeldvariablen korrelieren in keinem Fall signifikant mit dem Fußgängerquerverkehr. Unter der Annahme, dass der weitaus größte Teil des Unfallgeschehens mit Fußgängerbeteiligung auf das Querens der Fahrbahn zurückzuführen ist, erscheint diesen Erkenntnissen zufolge die Wahl eines geringeren Radius als 300 m sinnvoll.
- Sowohl die Signifikanz der Korrelationen als auch die Höhe der Koeffizienten liegen im Fall eines 100 m-Einflussbereichs bedeutend unter dem Niveau der anderen beiden Fälle. Der Einflussbereich erscheint unter diesem Gesichtspunkt als zu gering, um relevante Informationen der Umfeldnutzung einzuschließen.
- Während die einzelnen Korrelationskoeffizienten des Fußgängerlängsverkehrs und des Radverkehrsaufkommens im Vergleich mit einem Radius von 300 m auf einem ähnlichen Niveau liegen, ist bei einem Radius von 200 m mit einem stärkeren Bezug zum Fußgängerquerverkehr zu rechnen. Mit dem Ziel einer Beschreibung des nichtmotorisierten Verkehrsaufkommens erscheint die Wahl eines Einflussbereichs innerhalb eines 200 m-Radius zielführend.

Die Ergebnisse der Analyse sind immer vor dem Hintergrund der aus statistischer Sicht kleinen Stichprobe ( $n = 15$ ) zu bewerten. Die Korrelationen erlauben keine quantitative Berücksichtigung, lassen jedoch eine begründete Wahl des Einflussbereichs und der Komponenten zu.

Unter Abwägung der Ergebnisse aus den vorangegangenen Analyseschritten werden in den nachfolgenden Unfallmodellen der Netzelemente

- ausschließlich Umfeldgrößen innerhalb eines Einflussbereichs von 200 m berücksichtigt und
- die Hauptkomponenten (SOZ\_trans, WIR\_trans) der transformierten Variablen verworfen.

## 7 Modelle der Netzelemente

### 7.1 Modellbildung

Die Modellbildung erfolgt zunächst für die Kollektive der einzelnen Netzelemente (Streckenabschnitte, Verkehrsknotenpunkte, Anschlussknotenpunkte und Annäherungsbereiche) unter Verwendung verallgemeinerter linearer Modelle (GLM). Es werden Regressionsmodelle unter der Annahme Poisson-verteilter (Poisson-Modelle) sowie negativ binomialverteilter Fehlerstrukturen (NegBin-Modelle) geschätzt.

Nachfolgend werden die wichtigsten Aspekte der Vorgehensweise und die berücksichtigten Kenngrößen kurz erläutert. Eine detaillierte Beschreibung der Grundlagen und des Vorgehens ist in Anlage 2 aufgeführt.

#### 7.1.1 Zielgrößen

Abhängige Variable der Modelle sind die Häufigkeiten der sechs Unfallkollektive

- alle Unfälle mit Personenschaden ( $U(P)$ ),
- alle Unfälle mit Sachschaden ( $U(S)$ ),
- Unfälle mit Personenschaden im motorisierten Verkehr ( $U_{\text{mot}}(P)$ ),
- Unfälle mit Sachschaden im motorisierten Verkehr ( $U_{\text{mot}}(S)$ ),
- Unfälle mit Personenschaden und Fußgängerbeteiligung ( $U_{\text{Fg}}(P)$ ) sowie
- Unfälle mit Personenschaden und Radverkehrsbeteiligung ( $U_{\text{Rad}}(P)$ ).

Die Unterteilung der Unfallzahlen – und damit auch der Modelle – in beteiligungsfeine Kollektive sowie nach Schwere dient der Interpretierbarkeit der Zusammenhänge. Sie soll eine höhere Präzision bei der Beantwortung gezielter Fragestellungen zur Sicherheit unterschiedlicher Verkehrsteilnehmerarten im Straßennetz erlauben.

Lord & Mannering 2010 halten eine getrennte Modellierung von Kollektiven unterschiedlicher Schwere zur Beschreibung des gesamten Unfallgeschehens grundsätzlich für nicht sinnvoll. Sie argumentieren, dass eine Veränderung der Zahl einer Schwereklasse einen Einfluss auf die weiteren hat. Um diese Abhängigkeiten berücksichtigen zu können, schlagen sie die Verwendung von Modellen, basierend auf bi- bzw. multivariaten Verteilungen vor.

Abhängigkeiten zwischen den Kollektiven unterschiedlicher Unfallschwere werden in dieser Arbeit bewusst nicht berücksichtigt. Der Einfluss auf die geschätzten Parameter wird als vernachlässigbar angesehen und rechtfertigt nach eigener Auffassung keineswegs den erheblichen Mehraufwand komplexer Schätzverfahren mehrdimensionaler Verteilungen. Beispiele für eine solche Vorgehensweise finden sich unter anderem bei Park & Lord 2007 sowie Ma et al. 2008.

Während im motorisierten Verkehr eine Trennung von Sach- und Personenschadenumfällen sinnvoll ist, ergeben sich bei den Unfällen mit nichtmotorisierter Verkehrsbeteiligung zu kleine Kollektive der Unfälle mit Sachschaden. Eigenständige  $U(S)$ -Modelle für Fußgänger und Radfahrer besäßen nur geringe Aussagekraft.

Unfälle zwischen motorisierten und nichtmotorisierten Verkehrsteilnehmern werden den nichtmotorisierten Kollektiven ( $U_{Fg}$ ,  $U_{Rad}$ ) zugewiesen. Die Abgrenzung wird dabei ausschließlich anhand der Beteiligten mit den Ordnungsnummern 01 und 02 vorgenommen. Sind nichtmotorisierte Verkehrsteilnehmer ausschließlich mit Ordnungsnummern 03 und höher beteiligt, wird der Unfall dennoch als  $U_{mot}$  deklariert. Dieses Vorgehen folgt der vereinfachenden Annahme, Beteiligte mit Ordnungsnummern größer zwei seien nicht ursächlich für die Unfallentstehung.

Die Einteilung der Kollektive mit nichtmotorisierter Unfallbeteiligung erfolgt hierarchisch in der Reihenfolge (1.) Fußgänger - (2.) Radfahrer. Unfälle mit Personenschaden zwischen Fußgängern und Radfahrern werden dem Kollektiv  $U_{Fg}(P)$  zugerechnet. Das beschriebene Vorgehen führt zu einer eindeutigen Unterteilung aller Unfälle mit Personenschaden ohne Schnittmengen der Teilkollektive.

### 7.1.2 Modellaufbau

Sowohl die Poisson-, als auch die NegBin-Modelle werden in log-linearer Form (logarithmische Linkfunktion) geschätzt. Der lineare Prädiktor ( $\eta$ ) erscheint in der Modellgleichung somit im Exponenten (exponentielle Responsefunktion):

$$E(y) = e^\eta = e^{\beta_0 + \sum \beta_i x_i} = e^{\beta_0} \cdot e^{\beta_1 x_1} \cdot \dots \cdot e^{\beta_i x_i} \quad \text{Gleichung 7-1}$$

mit:  $E(y)$  = Erwartungswert der Unfallzahl  
 $\eta$  = linearer Prädiktor  
 $\beta$  = Regressionskoeffizient  
 $i$  = Index der Variablen und Regressionskoeffizienten

Expositionsgrößen (DTV und ggfs. Länge) werden logarithmiert im Modell berücksichtigt und damit aus dem Exponenten gezogen ( $e^{\beta \cdot \ln x} = x^\beta$ ). Die Folge ist eine plausible Modellformulierung, in der null Exposition zu null Unfällen führt (s. Kapitel 3). Regressionskoeffizienten logarithmierter Variablen lassen sich insofern einfach interpretieren, dass ein Koeffizient von eins einen linearen, Werte kleiner eins einen degressiven und Koeffizienten größer eins einen progressiven Anstieg des Erwartungswerts mit Zunahme des Variablenwerts bedeuten. Die Interpretation der Koeffizienten exponierter Variablen ( $e^{\beta x}$ ) ist hingegen schwieriger.

In Anlehnung an die Ergebnisse von Hauer & Bamfo 1997 sowie Lord 2000 erfolgt neben der üblichen Beschreibung des Verkehrsstärkeinflusses als „Power“-Modell ( $Q^{\beta_1}$ ) ebenfalls die Schätzung einer Hoerl-Funktion ( $Q^{\beta_1} \cdot e^{Q \cdot \beta_2}$ ). Die Wahl der im Modell verwendeten Form wird aufgrund der Anpassungsgüte sowie unter Beachtung eines sachlich logischen Kurvenverlaufs getroffen.

Es wird eine schrittweise Auswahl (Forward-Selection) der Variablen – ausgehend von einem Nullmodell mit einem konstanten Parameter – nach fachlichen Gesichtspunkten und anhand deren Varianzerklärung – ermittelt anhand der Log-Likelihood - vorgenommen. Die Signifikanz der Verschiedenheit des geschätzten Parameterkoeffizienten ( $\beta_i$ ) von null wird anhand des Wald-Tests berechnet, die Signifikanz der Modelleffekte mit Hilfe des Likelihood-Ratio-Tests.

Die Auswahl der Variablen beruht auf einem Signifikanzniveau von 95 %. In Einzelfällen – insbesondere in Fällen geringer Stichprobenumfänge bzw. Erwartungswerte – werden Variable auch auf Basis eines 90 %-Niveaus ausgewählt. Die Auswahl erfolgt in diesen Fällen fachlich begründet und setzt eine nachvollziehbare Richtung des Wirkungszusammenhangs voraus.

Kategoriale Variable mit mehr als zwei Ausprägungen werden im Normalfall nur dann berücksichtigt, wenn sich die Koeffizienten aller Kategorien untereinander signifikant unterscheiden (paarweise Kontraste mit einem Signifikanzniveau von 95 %).

Um Multikollinearitäten im Modell zu vermeiden, werden Variable in den Modellen unter Berücksichtigung ihrer inneren Zusammenhänge aufgenommen. Hohe Korrelationen (Koeffizienten  $\geq 0,5$ ) der unabhängigen Variablen untereinander werden in einem Modell nur zugelassen, wenn fachliche Gründe für eine gemeinsame Verwendung sprechen. Korrelationskoeffizienten über einem Wert von 0,7 werden ausgeschlossen. Cohen et al. 2003 schlagen zur Vermeidung Multikollinearitäten einen Grenzwert für  $r$  von 0,9 vor. Die hier verwendeten Ausschlusskriterien sind tendenziell konservativ gewählt.

Die häufig verwendeten Pearson-Korrelationen ( $r$ ) setzen streng genommen normalverteilte Variable voraus. Diese Bedingung wird von keinem Paar der untersuchten Größen erfüllt. Aus diesem Grund werden Rangkorrelationen nach Spearman ( $\rho$ ) berechnet.

Zusammenhänge zwischen einer metrischen und einer künstlich dichotomisierten Variable werden mittels biserialen Korrelationskoeffizienten  $r_{\text{bis}}$  quantifiziert. Herkömmliche (punkt-biserial) Korrelationskoeffizienten vernachlässigen das der dichotomisierten Variable zugrundeliegende Kontinuum und unterschätzen im Normalfall die Stärke des Zusammenhangs. Die Korrelationsmatrizen sind gemeinsam mit den Modellbeschreibungen in den entsprechenden Anlagen aufgeführt.

### 7.1.3 Kriterien der Modellgüte

Die Anpassungsgüte wird mit dem Pearson- $\chi^2$  des Poisson-Modells sowie dem Informationskriterium nach Akaike (AIC) quantifiziert. Der Vorzug Pearsons  $\chi^2$  gegenüber der skalierten Devianz (SD) beruht auf den Erkenntnissen von Maher & Summersgill 1996. Ein Quotient aus Pearsons  $\chi^2$  und der Anzahl der Freiheitsgrade ( $\chi^2/\text{df}$ ) größer eins deutet auf Überdispersion im Modell hin, während Werte unter eins im Fall von Unterdispersion auftreten. Im Fall eines Wertes von eins gilt die gesamte systematische Varianz als erklärt und es verbleibt lediglich die auf die Poisson-Verteilung zurückzuführende stochastische Varianz im Modell.

Damit stellt die Differenz des Quotienten  $\chi^2/\text{df}$  eines Poisson-Modells ( $M_i$ ) und dem Wert eins (bestmögliche Anpassung) ein Maß für die nicht erklärte Varianz im Modell dar. Das Verhältnis der Differenzen, berechnet für ein Modell  $M_i$  und das Nullmodell ohne unabhängige Variable ( $M_0$ ), kann demzufolge als aufgeklärter Anteil der systematischen Varianz interpretiert werden:

$$V_{\text{erkl}} = \frac{\frac{\chi^2}{\text{df}}(M_i) - 1}{\frac{\chi^2}{\text{df}}(M_0) - 1} \quad \text{Gleichung 7-2}$$

mit:  $V_{\text{erkl}}$  = Anteil des durch das Modell  $M_i$  erklärter systematischer Varianz  
 $\chi^2$  = Pearsons Chi-Quadrat  
 $\text{df}$  = Anzahl der Freiheitsgrade  
 $M_i$  = betrachtetes Modell  
 $M_0$  = Nullmodell ohne erklärende Variable

Laut Shahla et al. 2009 ist die getroffene Verteilungsannahme im Wertebereich von  $\chi^2/\text{df}$  zwischen 0,8 und 1,2 angemessen. Für Werte über 1,2 erfolgt die Schätzung der Parameter mit einem NegBin-Modell.

Keine der beiden Modellformen ist für den Fall bedeutsamer Unterdispersion ( $\chi^2/df < 0,8$ ) geeignet. Dieser Fall tritt in den untersuchten Kollektiven jedoch nicht auf.

Das Informationskriterium nach Akaike erlaubt darüber hinaus eine Berücksichtigung der Einfachheit einander gegenübergestellter Modelle, da es zusätzliche Parameter „bestraft“ („principle of parsimony“). Laut Burnham & Anderson 2002 birgt die Verwendung des AIC Probleme, wenn die Stichprobe (n) im Verhältnis zur Anzahl der Parameter (k) klein ist. Sie schlagen bei einem Quotienten von  $n/k < 40$  die Berechnung eines für endliche Stichproben korrigierten Informationskriteriums ( $AIC_c$ ) vor. Das  $AIC_c$  kommt im Fall der Knotenpunktmodelle anstelle des AIC zur Anwendung.

Grundsätzlich sollte das Modell bevorzugt werden, dessen AIC (bzw.  $AIC_c$ ) den geringsten Wert aufweist. Entscheidend beim Vergleich der Güteunterschiede zweier Modelle ist allein die Differenz beider Werte, unabhängig vom Ausgangsniveau. Burnham & Anderson 2002 schlagen vor, die Differenz  $\Delta_i$  zwischen dem betrachteten Modell ( $M_i$ ) und dem „besten“ Modell mit dem niedrigsten Wert zu berechnen und solche Modelle zu verwerfen, bei denen ein Wert von zehn überschritten wird (s. Tabelle A-5, Anlage 2). In diesen Fällen fehlt dem Modell  $M_i$  der empirische Rückhalt für die Anwendung.

Über die genannten Größen hinaus wird die Modellgüte im Zuge der Überprüfung der Voraussetzungen des jeweiligen Regressionsmodells im Rahmen einer Analyse der Residuen und einflussreicher Fälle näher untersucht. Ausgewertet werden dabei

- die Verteilung standardisierter Devianzresiduen (bzw. standardisierte Abweichungsresiduen),
- Cook-Distanzen und Hebelwerte der Einzelbeobachtungen sowie
- kumulierte Residuen-Plots (CURE) über den DTV.

Anders als im allgemeinen linearen Modell (ALM) vorausgesetzt, sind die Residuen in GLM in den wenigsten Fällen normalverteilt. Um dennoch herkömmliche Methoden der Analyse von Ausreißern und der Eignung des geschätzten Regressionsmodells anwenden zu können, erfolgt die Berechnung und Auswertung transformierter Residuen. In Anlehnung an die Ergebnisse von Pierce & Schafer 1986 sowie Gill 2000 (Erläuterung s. Anlage 2) erfolgt die Analyse standardisierter Devianzresiduen (bzw. auch als standardisierte Abweichungsresiduen bezeichnet):

- Aufgrund ihrer Transformation sollten die Residuen symmetrisch um einen Mittelwert nahe null verteilt sein. Ferner sollten infolge der Standardisierung ca. 95 % der Beobachtungen innerhalb eines Wertebereichs zwischen -1,96 und +1,96 liegen.
- Einflussreiche Fälle werden anhand der Cook-Distanzen  $DC_i$  und der Hebelwerte  $h_{ij}$  identifiziert. Während die Cook-Distanz den Einfluss einer einzelnen Beobachtung auf die Schätzung der Regressionskoeffizienten beschreibt, weisen hohe Hebelwerte auf einen großen Abstand des Modellwertes von dem realen Wert hin. Es werden grundsätzlich alle Fälle näher betrachtet, die in einem der beiden Merkmale hohe Werte aufweisen ( $h_{ij} \geq 3(p+1)/n$ ,  $DC_i \geq 4/(n-p)$ ; s. Anlage 2). Besonderes Augenmerk gilt solchen Fällen, in denen sowohl Hebelwert als auch Cook-Distanz die gesetzten Grenzen überschreiten.
- Das Auftragen kumulierter Residuen über die interessierende unabhängige Variable geht auf einen Vorschlag von Hauer & Bamfo 1997 zurück. Ergänzend zu den Auswertungen standardisierter Abweichungsresiduen mittels Streudiagrammen erlaubt die Analyse des Verlaufs der kumulierten Residuen einen zusätzlichen Einblick in eine mögliche Systematik bei der Abweichung der Prognose

von der Realität. Fällt oder steigt die Kurve kontinuierlich innerhalb eines zusammenhängenden Bereichs, kann dies ein Hinweis auf eine systematische Über- oder Unterschätzung der realen Unfallzahl im Modell sein. Zusätzlich zur Kurve der Residuen werden die von Hauer & Bamfo 1997 abgeleiteten Vertrauensgrenzen  $\pm 2\sigma$  (s. Gleichung A-24, Anlage 2) berechnet und aufgetragen.

- In Anbetracht eines Einsatzes der ermittelten Modelle zur Bewertung des Unfallgeschehens von Umlegungsvarianten werden ausschließlich CURE-Plots über den DTV untersucht. Es sollte berücksichtigt werden, dass die Plots auf Response-Residuen (Differenz der empirischen Unfallhäufigkeiten und der Erwartungswerte) basieren und die mit dem Erwartungswert zunehmende Streuung unberücksichtigt bleibt. Vor dem Hintergrund, dass die Bereiche hoher Verkehrsstärken oft nur mit wenigen Werten besetzt sind, kommt es häufig zu einem Über- oder Unterschreiten der Grenzen am Ende der Kurve.

Weitere Gütekriterien sind den tabellarischen Modelldarstellungen zu entnehmen. Eine ausführliche Beschreibung der Modellgrundlagen und statistischen Hintergründe erfolgt in Anlage 2.

## 7.2 Unfallmodelle für Streckenabschnitte

Die Grundlage der Streckenmodelle bildet das in Kapitel 5.4 erläuterte Netz\_KS mit 666 Abschnitten und einer mittleren Abschnittslänge von 373 m. In diesem werden Strecken zwischen den Annäherungsbereichen (50 m) angrenzender Hauptverkehrsknoten (Netz\_KK) im Falle einer Veränderung untersuchter Eigenschaften in weitere Teilabschnitte differenziert.

Eine Auswahl berücksichtigter Streckeneigenschaften ist Tabelle 7-1 zu entnehmen. Umfeldvariable, die praktisch keinen Erklärungsgehalt in den Modellen besitzen (bspw. VHG\_1, SchPI), sind bereits ausgeschlossen. Eine vollständige Zusammenstellung aller Variablen und der grundlegenden Verteilungskennwerte ist in den Tabellen A-17 und A-18 in der Anlage 9 aufgeführt.

Die Korrelationsmatrix unabhängiger Variablen (Tabelle A-19, Anlage 9) beschränkt sich ebenfalls auf eine Auswahl der Streckenvariablen. Im Falle kategorialer Variablen werden ausschließlich dichotom klassierte (bzw. künstlich dichotomisierte) berücksichtigt. Folgende Erkenntnisse lassen sich aus der Analyse der Korrelationen gewinnen:

- Die verkehrsbezogenen Variablen korrelieren im Allgemeinen nur geringfügig bis schwach miteinander. Die Ausnahme sind hierbei DTVS und Halte\_S, die zwangsläufig einen starken Zusammenhang aufweisen.
- Die Verkehrsstärke der Abschnitte korreliert hinsichtlich der Umfeldgrößen am stärksten mit wirtschaftlichen Variablen (AP, AP\_III, Vklf und WIR;  $\rho = 0,23$  bis  $0,35$ ), während die Zusammenhänge mit bevölkerungsspezifischen bzw. soziodemografischen Größen vernachlässigt werden können.
- Der Schwerverkehrsanteil weist durchgehend negative Korrelationen mit den Größen der Umfeldnutzung auf. Die Zusammenhänge mit den soziodemografischen Variablen sind dabei stärker ausgeprägt ( $\rho \approx -0,37$ ) als mit den wirtschaftlichen Größen ( $-0,05 > \rho > -0,17$ ).
- Die Anzahl der Straßenbahnhalte im Streckenverlauf korreliert mit allen Umfeldgrößen in einem vergleichbar niedrigen Maß ( $\rho < 0,2$ ). Die Zahl der Bushalte weist insgesamt noch schwächere Zusammenhänge auf ( $|\rho| < 0,16$ ).

Tabelle 7-1: Untersuchte Variable der Streckenabschnitte

	Variable	Beschreibung	Niveau	Bereich
Exposition + Verkehr	Länge	Gesamtlänge (bis angrenzenden Hauptverkehrsknotenpunkt)	metrisch	0,04 - 2,26
	L_oA	Länge ohne Annäherungsbereich (Länge Ann.-ber. = 50 m)	metrisch	0,02 - 2,21
	L_oAoA	Länge ohne Annäherungsbereich und ohne Anschlussknotenpunkte	metrisch	0,02 - 1,93
	Ldi	dichotom klassierte Streckenlänge (Unterscheidungskriterium = 300 m)	kategorial	0/1
	DTV	gewogener Wert der Jahre 2003, 2005 und 2007	metrisch	500 - 55.200
	SV_Ant	Schwerverkehrsanteil (Wert des Jahres 2007)	metrisch	0 - 10
	DTVS	werktäglicher Straßenbahnverkehr	metrisch	0 - 1.028
	DTVS_sb	DTVS im Falle straßenbündiger Führung (sonst 0)	metrisch	0 - 8,14
	DTVS_sbF	DTVS multipliziert mit Faktor 2,5 <sup>1)</sup> im Falle straßenbündiger Führung	metrisch	0 - 20,35
	Halte_S	Anzahl werktäglicher Straßenbahnhalte im Streckenverlauf	metrisch	0 - 14,53
	Halte_S_D	Dichte werktäglicher Straßenbahnhalte	metrisch	0 - 12,09
	DTVB	werktäglicher Linienbusverkehr	metrisch	0 - 713
	Halte_B	Anzahl werktäglicher Linienbushalte im Streckenverlauf	metrisch	0 - 1.290
	Halte_B_D	Dichte werktäglicher Linienbushalte	metrisch	0 - 10,45
Halte_F_D	gewogene Dichte werktäglicher ÖPNV-Halte (Halte_S_D · 1,8 + Halte_B_D) <sup>1)</sup>	metrisch	0 - 25,64	
Umfeld	KLF	Umfeldfaktor (Schüller 2010)	metrisch	0 - 2,75
	VHG_3_D	verhaltenshomogene Gruppe 3 <sup>2)</sup> - D. über Pufferfläche <sup>3)</sup>	metrisch	0 - 39,8
	VHG_5_D	verhaltenshomogene Gruppe 5 <sup>2)</sup> - D. über Pufferfläche <sup>3)</sup>	metrisch	0 - 31,9
	EW_ges_D	Einwohner gesamt - Dichte über Pufferfläche <sup>3)</sup>	metrisch	0 - 170
	EW_gew_D	Einwohner gewichtet nach Fußgängerpotential - D. über Pufferfläche <sup>3)</sup>	metrisch	0 - 300
	n_verf_D	Einwohner die über kein Kfz verfügen - D. über Pufferfläche <sup>3)</sup>	metrisch	0 - 100
	n_ewt_D	nicht erwerbstätige Einwohner - D. über Pufferfläche <sup>3)</sup>	metrisch	0 - 94,8
	AP_D	Arbeitsplätze - D. über Pufferfläche <sup>3)</sup>	metrisch	1 - 171
	AP_III_D	Arbeitsplätze tertiär - D. über Pufferfläche <sup>3)</sup>	metrisch	0 - 168
	Vkfl_D	Verkaufsflächen in 100 m <sup>2</sup> - D. über Pufferfläche <sup>3)</sup>	metrisch	0 - 32,5
PKW_D	zugelassene Pkw - D. über Pufferfläche <sup>3)</sup>	metrisch	0 - 53,4	
SOZ	PCA-Faktor 1 für R = 200 m (nicht transformiert) <sup>4)</sup>	metrisch	-4,34 - 5,05	
WIR	PCA-Faktor 2 für R = 200 m (nicht transformiert) <sup>4)</sup>	metrisch	-0,88 - 9,06	
Querschnitt + weitere	AKP	Anzahl der Anschlussknotenpunkte im Streckenverlauf	metrisch	0 - 15
	AKP_D	Anschlussknotendichte (AKP/km auf Grundlage von L_oA)	metrisch	0 - 32,3
	FS	Anzahl Fahrstreifen	metrisch	1 - 6
	FS_di	Anzahl Fahrstreifen, dichotom codiert	kategorial	0/1
	FS_3kl	Anzahl Fahrstreifen, dreiklassig codiert	kategorial	0/1/2
	Strab	Straßenbahnführung im Querschnitt	kategorial	0/1
	Strab_3kl	Straßenbahnführung im Querschnitt, dreiklassig codiert	kategorial	0/1/2
	SI	Straßenbahnführung in Seitenlage	kategorial	0/1
	MI	Straßenbahnführung in Mittellage	kategorial	0/1
	sb	straßenbündiger Bahnkörper	kategorial	0/1
	bb	besonderer Bahnkörper	kategorial	0/1
	oO	offener Oberbau	kategorial	0/1
	gO	geschlossener Oberbau	kategorial	0/1
	Rw	Radweg	kategorial	0/1
	Rfs	Radfahrstreifen	kategorial	0/1
	As	Angebotsstreifen	kategorial	0/1
	Rad	Radverkehrsanlage	kategorial	0/1
	Rad_3kl	Radverkehrsführung dreiklassig	kategorial	0/1/2
	RV_di	Ruhender Verkehr dichotom codiert	kategorial	0/1
	RV_3kl	Ruhender Verkehr dreiklassig codiert	kategorial	0/1/2
R	Unterscheidung Radial- / Tangentialstraße	kategorial	0/1	
Zen	Zentralität der Lage	kategorial	0/1/2/3/4	

1) Wert im Rahmen von GLM anhand der Log-Likelihood iterativ geschätzt

2) Erläuterung siehe Tabelle 6-3, Kapitel 6.4.1

3) Puffer über einen Radius von 200 m

4) siehe Kapitel 6.5.3.3

- Der DTV weist starke Zusammenhänge mit der Fahrstreifenanzahl ( $\rho = 0,81$ ) sowie mit dem Vorhandensein einer Radverkehrsanlage auf ( $\rho = 0,72$ ). Eine gemeinsame Berücksichtigung einer dieser Größen mit dem DTV birgt die Gefahr von Multikollinearitäten im Modell.
- Die straßenbahnbezogenen Querschnittsmerkmale (Strab, sb) korrelieren hoch mit der Verkehrsstärke des Straßenbahnverkehrs sowie mit der Anzahl der Straßenbahnhalte ( $0,56 \leq \rho \leq 1$ ).
- Die Korrelationen der Umfeldgrößen untereinander werden bereits in Kapitel 6.5.2 behandelt, allerdings unterscheiden sich die Koeffizienten im Betrag. Die Diskrepanzen sind auf die Verwendung der Rangkorrelation gegenüber dem Korrelationskoeffizienten nach Pearson zurückzuführen. Damit lässt sich auch der positive Korrelationskoeffizient zwischen den - per Definition orthogonal und somit unkorreliert konstruierten - Hauptkomponenten (SOZ, WIR) erklären. Die Ränge der Einzelwerte korrelieren somit, während dies die Einzelwerte untereinander nicht tun.
- Der Umfeldfaktor (KLF) korreliert in hohem Maß mit der soziodemografischen Hauptkomponente (SOZ,  $\rho = 0,56$ ), während der Zusammenhang mit der wirtschaftlichen Komponente vernachlässigbar ist (WIR,  $\rho = 0,10$ ).
- Mittelhohe Korrelationen zeigen sich zwischen der Fahrstreifenanzahl und wirtschaftsbezogenen Umfeldgrößen (AP, AP\_III, WIR,  $\rho > 0,4$ ). Zwischen Umfeldgrößen und Querschnittsattributen bestehen keine starken Zusammenhänge.
- Von den Querschnittsvariablen korrelieren untereinander Fahrstreifenanzahl und Radverkehrsanlage ( $\rho = 0,54$ ) sowie Strab und straßenbündige Führung ( $\rho = 0,78$ ) in hohem Maß. Alle weiteren Zusammenhänge liegen im schwachen bis mittleren Bereich.

Im Zuge der Regression werden neben längenproportionalen Modellen auch Modelle mit der Streckenlänge als Expositionsgröße (längenvariabel) geschätzt. Die unterschiedlichen Modellformen sind einander in Gleichung 7-3 gegenübergestellt:

$$E(y)_{var} = L^{\beta_1} \cdot Q^{\beta_2} \cdot e^{\beta_0 + \sum_3^n \beta_i \cdot x_i} \quad \text{und} \quad E(y)_{pro} = L \cdot Q^{\beta_1} \cdot e^{\beta_0 + \sum_2^n \beta_i \cdot x_i} \quad \text{Gleichung 7-3}$$

- mit:
- $E(y)_{var}$  = Erwartungswert der Unfallzahl des längenvariablen Modells
  - $E(y)_{pro}$  = Erwartungswert der Unfallzahl des längenproportionalen Modells
  - L = Länge des Abschnitts
  - Q = Verkehrsstärke
  - $\beta$  = Regressionskoeffizient
  - x = unabhängige Variable
  - i = Index der Variablen und Regressionskoeffizienten
  - n = Anzahl der Variablen und Regressionskoeffizienten

Infolge des Ausschlusses der Einflussbereiche angrenzender Verkehrsknotenpunkte besteht vorab kein Grund, einen nichtlinearen Zusammenhang zwischen Unfallzahl und Streckenlänge anzunehmen. Ein Regressionskoeffizient  $\beta_1$  des längenvariablen Modells nahe eins bedeutet einen nahezu linearen Zusammenhang zwischen Länge und Unfallzahl und begründet die Wahl der längenproportionalen Modellform ohne eigens geschätzten Parameter. Ein Längenkoeffizient, der sich deutlich von eins unterscheidet, kann als Hinweis auf im Modell unberücksichtigte Einflussgrößen dienen, die im Einzelfall näher untersucht werden.

Der Unterschied beider Modellformen zeigt sich insbesondere bei der Berechnung relativer Kennwerte wie der Unfalldichte. Längenproportionale Modelle können durch Kürzen der Länge direkt als Unfall-

dichtemodelle interpretiert werden. Im Fall längenvariabler Modelle verbleibt die Streckenlänge auch nach Division als Variable im Modell:

$$E(UD)_{var} = L^{(\beta_1-1)} \cdot Q^{\beta_2} \cdot e^{\beta_0 + \sum_3^n \beta_i \cdot x_i} \quad \text{und} \quad E(UD)_{pro} = Q^{\beta_1} \cdot e^{\beta_0 + \sum_2^n \beta_i \cdot x_i} \quad \text{Gleichung 7-4}$$

- mit:
- $E(UD)_{var}$  = Erwartungswert der Unfalldichte im längenvariablen Modell
  - $E(UD)_{pro}$  = Erwartungswert der Unfalldichte im längenproportionalen Modell
  - $E(y)_{var}$  = Erwartungswert der Unfallzahl im längenvariablen Modell
  - $E(y)_{pro}$  = Erwartungswert der Unfallzahl im längenproportionalen Modell
  - L = Länge des Abschnitts
  - Q = Verkehrsstärke
  - $\beta$  = Regressionskoeffizient
  - x = unabhängige Variable
  - i = Index der Variablen und Regressionskoeffizienten
  - n = Anzahl der Variablen und Regressionskoeffizienten

Baier et al. 2007a weisen Hauptverkehrsstraßen mit Straßenbahnführung deutlich höhere Unfallkostenraten nach als vergleichbare Strecken ohne schienengebundenen ÖPNV. Auf Grundlage dieser Erkenntnis wird geprüft, ob auf beide Streckentypen (mit/ohne Strab) unterschiedliche Einflüsse wirken. Parallel zur Schätzung der Streckenmodelle für das gesamte Kollektiv erfolgt daher eine vergleichende Modellrechnung für die zwei Teilkollektive der Strecken mit und ohne Straßenbahnführung. Anhand von Unterschieden der Signifikanz der Einflussgrößen sowie der Höhe ihrer Regressionskoeffizienten der verschiedenen Modelle wird die Notwendigkeit einer getrennten Modellierung mit und ohne Straßenbahnführung abgeschätzt.

### 7.2.1 Modelle für Unfälle mit Personenschaden auf Streckenabschnitten

Die Modellbildung für Unfälle mit Personenschaden erfolgt entsprechend der Unfallteilkollektive in vier Schritten. Zunächst wird ein Gesamtmodell aller Unfälle mit Personenschaden  $U(P)$  entwickelt, anschließend die der Teilkollektive  $U_{mot}(P)$ ,  $U_{Fg}(P)$  und  $U_{Rad}(P)$ .

#### Modelle aller Unfälle mit Personenschaden $U(P)$

In Tabelle 7-2 ist das längenproportionale Regressionsmodell mit seinen Zwischenständen für alle Unfälle mit Personenschaden aufgeführt. Das vergleichbare längenvariable Gesamtmodell mit Berücksichtigung der Umfeldgrößen, das aufgrund seines zusätzlichen Parameters zwangsläufig mehr Varianz aufklärt, weist einen Regressionskoeffizienten für die Länge ( $L_{oA}$ ) von 0,92 auf. Die Differenz  $\Delta_i$  zwischen den AIC beider Modelle beträgt fünf und bleibt damit deutlich unter dem gewählten Grenzwert von zehn. Der mögliche Verlust an prädiktiver Kraft (Varianzaufklärung) wird daher in Kauf genommen und das längenproportionale Modell aus Gründen der Plausibilität bevorzugt.

Das längenproportionale Modell ergibt in der dargestellten Form – wie auch alle weiteren längenproportionalen Modelle – den jährlichen Erwartungswert der Unfallhäufigkeit für einen Kilometer Streckenlänge (Unfalldichte). Die Ergebnisse der Residuen- und Modellanalyse ist den Abbildungen A-14 bis A-20 in der Anlage 9 zu entnehmen.

**Tabelle 7-2: Unfalldichtemodell (Unfälle pro km und Jahr) aller Unfälle mit Personenschaden auf Streckenabschnitten außerhalb von Annäherungsbereichen und ohne Unfälle an Anschlussknotenpunkten (U(P)<sub>L-pro</sub>)**

U(P) <sub>L-pro</sub> (U(P) = 2.380)	Parameter	Koeffizient <sup>a</sup>	Std.-fehler	95% - K.-intervall		p <sup>b</sup>	neg. Binomialverteilung			Poisson-Verteilung		
				Min.	Max.		Vert.-param.	Pearson $\chi^2$	AIC	Pearson $\chi^2$	df	$\chi^2/df$
Nullmodell	Konstante	0,731 ***	0,050	0,633	0,829	-	1,233	665,0	3.027	3.103,1	665	4,666
Exposition + Verkehr	Konstante	-8,632 ***	0,531	-9,673	-7,591	< 0,001	0,410	663,0	2.649	1.513,7	663	2,283
	ln(DTV)	0,966 ***	0,056	0,857	1,076	< 0,001						
	Halte_F_D	0,109 ***	0,015	0,080	0,137	< 0,001						
Umfeld	Konstante	-7,964 ***	0,519	-8,981	-6,947	< 0,001	0,311	661,4	2.605	1.309,2	661	1,981
	ln(DTV)	0,895 ***	0,055	0,788	1,002	< 0,001						
	Halte_F_D	0,098 ***	0,013	0,073	0,124	< 0,001						
	SOZ	0,131 ***	0,033	0,066	0,196	< 0,001						
	WIR	0,158 ***	0,031	0,096	0,219	< 0,001						
Querschnitt + weitere	Konstante	-7,429 ***	0,524	-8,456	-6,402	< 0,001	0,291	659,9	2.588	1.257,0	660	1,905
	ln(DTV)	0,861 ***	0,054	0,756	0,967	< 0,001						
	Halte_F_D	0,082 ***	0,013	0,056	0,108	< 0,001						
	SOZ	0,104 **	0,033	0,038	0,169	< 0,01						
	WIR	0,147 ***	0,031	0,086	0,207	< 0,001						
	MI = 1	0				< 0,001						
MI = 0	-0,312 ***	0,074	-0,457	-0,166								

<sup>a</sup> Schätzung basierend auf der angepassten negativen Binomialverteilung; Wald-Test der Koeffizienten: \* p < 0,05; \*\* p < 0,01; \*\*\* p < 0,001

<sup>b</sup> Signifikanz der Modelleffekte (basierend auf dem Likelihood-Ratio-Test)

Zur Verdeutlichung der tabellarischen Darstellung ist das Modell in Gleichung 7-5 aufgeführt:

$$\frac{U(P)_{STR}}{a} = 0,000435 \cdot L \cdot DTV^{0,861} \cdot e^{Halte\_F\_D \cdot 0,082 + SOZ \cdot 0,104 + WIR \cdot 0,147 + MI \cdot 0,312} \quad \text{Gleichung 7-5}$$

mit: U(P)<sub>STR</sub> = Erwartungswert Unfälle mit Personenschaden auf Streckenabschnitten  
a = Jahr  
L = Streckenlänge (ohne Annäherungsbereich)  
DTV = durchschnittlich täglicher Verkehr  
Halte\_F\_D = gewichtete Anzahl der ÖPNV-Halte  
SOZ = soziodemografische Umfeldkomponente  
WIR = wirtschaftliche Umfeldkomponente  
MI = Straßenbahnführung in Mittellage (MI = 1, sonst MI = 0)

Aus den Ergebnissen der sukzessiven Modellschritte lassen sich die folgenden Erkenntnisse ableiten:

- Das resultierende Poisson-Modell weist mit einem Quotienten  $\chi^2/df$  von 1,91 Überdispersion auf.
- Mit dem Modell werden etwa 75 % der im Nullmodell enthaltenen, nicht der Poisson-Verteilung zuzurechnenden, Varianz aufgeklärt ( $(4,666-1,905)/(4,666-1) = 0,75$ ).
- Neben dem DTV erweist sich die gewogene Dichte der ÖPNV-Halte<sup>17</sup> (Halte\_F\_D) als hochsignifikant. Im Vergleich mit allen weiteren ÖPNV-bezogenen Verkehrszahlen liefert sie den größten Erklärungsbeitrag.
- Im Verkehrs-Modell (ausschließlich Verkehrs- und Expositionsgrößen) ist der Zusammenhang zwischen DTV und U(P) nahezu linear ( $\beta = 0,97$ ). Der Koeffizient sinkt unter Hinzunahme der Umfeldkomponenten und der Lage der Straßenbahnführung bis auf 0,86 (degressiv steigender Verlauf) ab.

<sup>17</sup> Die Anzahl der Straßenbahnhalte wird mit einem Wichtungsfaktor von 1,8 gegenüber den Bushaltes berücksichtigt. Die Schätzung des Gewichts beruht auf einer iterativen Minimierung der Log-Likelihood im U<sub>Fg</sub>(P)-Modell.

- Beide Umfeldkomponenten (SOZ, WIR) erweisen sich als hochsignifikant. Im Vergleich mit dem Umfeldfaktor KLF erreichen beide Größen zusammen eine geringfügig höhere Varianzaufklärung. Eine gemeinsame Verwendung des KLF und der Wirtschaftskomponente führt zu einem geringfügig besser angepassten Modell ( $\chi^2/df = 1,88$ ,  $V_{erkl} = 76\%$ ). Eine gemeinsame Berücksichtigung des Umfeldfaktors und der soziodemografischen Komponente wird aufgrund der hohen Korrelation beider Größen nicht in Betracht gezogen.
- Als Querschnittsattribut wird ausschließlich die dichotome Variable „Straßenbahn in Mittellage (MI)“ übernommen. Sie führt zu einer ähnlichen Varianzaufklärung wie beide Umfeldkomponenten gemeinsam.
- Der Einfluss der Fahrstreifenzahl wird bereits über den DTV berücksichtigt. Als Variable im Modell erweist sich die Größe als nicht signifikant.

In beiden nach Straßenbahnführung differenzierten Teilkollektiven „Strecken mit Straßenbahn“ (222 Abschnitte) und „Strecken ohne Straßenbahn“ (444 Abschnitte) weisen Modelle mit den gleichen unabhängigen Variablen ebenfalls die beste Anpassungsgüte unter den untersuchten Kandidaten auf. In beiden Fällen sind die Größen Halte\_F\_D, SOZ und WIR signifikant. Im Teilkollektiv der Strecken mit Straßenbahn ist es die Unterscheidung nach Führung in Mittellage jedoch nicht.

Die Varianzerklärung der Teilkollektiv-Modelle liegt unter der des Gesamtmodells (mit Strab = 67 %, ohne Strab = 70 %). Das Teilmodell „ohne Strab“ weist eine geringfügig höhere Anpassungsgüte auf ( $\chi^2/df = 1,89$ ) als das Gesamtmodell.

#### Modelle aller Unfälle mit Personenschaden ohne nichtmotorisierte Verkehrsbeteiligung $U_{mot}(P)$

In Tabelle 7-3 sind die Modelle für die Unfälle mit Personenschaden im motorisierten Verkehr aufgeführt. Ähnlich wie im Modell aller Unfälle mit Personenschaden beträgt der Regressionskoeffizient der Länge im vergleichbaren längenvariablen Modell ca. 0,9. Die Differenz  $\Delta_i$  der AIC des längenvariablen und des –proportionalen Modells beträgt drei. Das längenvariable Modell wird daher verworfen.

Aus der Schätzung des längenproportionalen Modells lassen sich die folgenden Erkenntnisse ableiten:

- Das resultierende Modell weist moderate Überdispersion ( $\chi^2/df = 1,33$ ) oberhalb des Toleranzbereichs für die Verwendung eines Poisson-Modells auf ( $0,8 \leq \chi^2/df \leq 1,2$ ).
- Mit fünf Variablen (einschließlich Interaktionsterm) lassen sich 79 % der nicht auf die Poisson-Verteilung zurückzuführenden (systematischen) Varianz im Modell aufklären.
- Der Koeffizient des DTV nimmt in den Modellen ohne Berücksichtigung straßenbündiger Führung Werte größer eins an. Damit weist die Zahl der Unfälle mit Personenschaden mit alleiniger Beteiligung des motorisierten Verkehrs einen progressiven Verlauf über den DTV auf.
- Durch Unterscheidung straßenbündiger Führung und Berücksichtigung eines Interaktionsterms mit dem DTV kann der Unfallverlauf über die mittlere Verkehrsstärke differenziert werden. Während auf Strecken ohne straßenbündige Straßenbahnführung ein nahezu linearer Zusammenhang besteht ( $\beta_{res} = 0,96^{18}$ ), verläuft dieser auf Strecken mit straßenbündiger Führung progressiv steigend ( $\beta_{res} = 1,47$ ).

---

<sup>18</sup> resultierender Regressionskoeffizient unter Berücksichtigung des Interaktionsterms:  $\beta_{res} = \beta_{\ln(DTV)} + \beta_{\ln(\ln(DTV)-sb[0])}$   
bzw.  $\beta_{res} = \beta_{\ln(DTV)} + \beta_{\ln(\ln(DTV)-sb[1])}$

- Bevölkerungsspezifische Umfeldgrößen und deren soziodemografische Komponente (SOZ) haben keinen signifikanten Einfluss auf die Unfallzahl. Ebenso lässt sich kein signifikanter Einfluss des Umfeldfaktors KLF nachweisen.

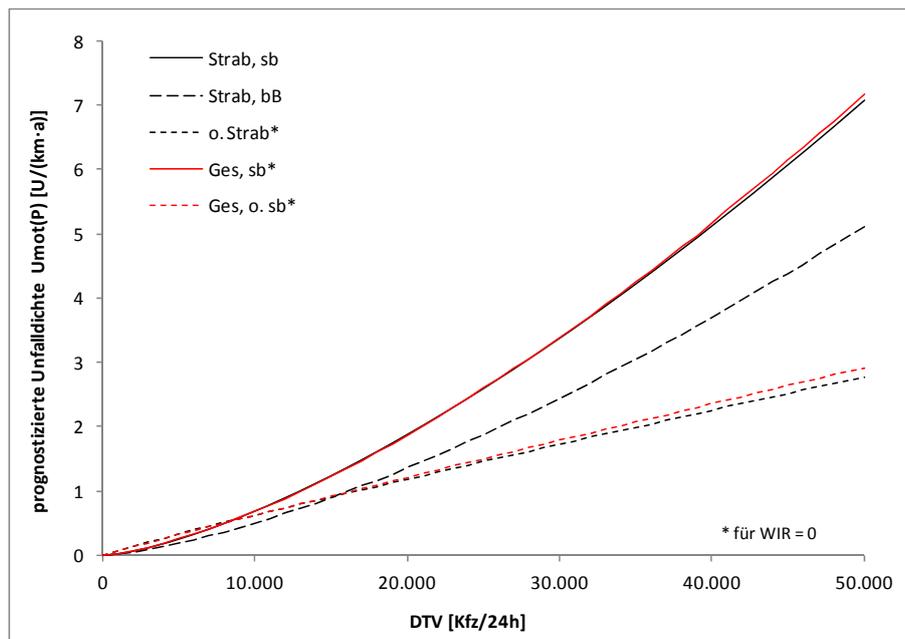
**Tabelle 7-3: Unfalldichtemodell (Unfälle pro km und Jahr) aller Unfälle mit Personenschaden ohne Beteiligung nichtmotorisierter Verkehrsteilnehmer (Zuweisung anhand der Verkehrsbeteiligung der Ordnungsnummern 01 und 02) auf Streckenabschnitten außerhalb von Annäherungsbereichen und ohne Unfälle an Anschlussknotenpunkten ( $U_{mot}(P)_{L-pro}$ )**

$U_{mot}(P)_{L-pro}$ ( $U(P) = 1.161$ )	Parameter	Koeffizient <sup>a</sup>		Std.-fehler	95% - K.-intervall		p <sup>b</sup>	neg. Binomialverteilung			Poisson-Verteilung		
					Min.	Max.		Vert.-param.	Pearson $\chi^2$	AIC	Pearson $\chi^2$	df	$\chi^2/df$
Nullmodell	Konstante	-0,035	n.s.	0,053	-0,138	0,068	-	1,035	665,7	2.214	1.719,5	665	2,586
Exposition + Verkehr	Konstante	-10,770	***	0,627	-11,999	-9,542	< 0,001	0,251	663,9	1.922	953,8	664	1,436
	ln(DTV)	1,122	***	0,065	0,995	1,249	< 0,001						
Umfeld	Konstante	-10,274	***	0,638	-11,524	-9,025	< 0,001	0,231	663,2	1.915	926,2	663	1,397
	ln(DTV)	1,069	***	0,066	0,940	1,199	< 0,001						
	WIR	0,103	**	0,036	0,033	0,173	< 0,001						
Querschnitt + weitere	Konstante	-13,924	***	1,608	-17,075	-10,773	< 0,001	0,204	661,3	1.894	880,0	661	1,331
	ln(DTV)	1,469	***	0,165	1,146	1,792	< 0,001						
	Int(ln(DTV)-sb[1])	0					< 0,01						
	Int(ln(DTV)-sb[0])	-0,507	**	0,179	-0,858	-0,157							
	WIR	0,119	***	0,035	0,051	0,188	< 0,001						
	sb = 1	0					< 0,01						
	sb = 0	4,586	**	1,744	1,168	8,003							

<sup>a</sup> Schätzung basierend auf der angepassten negativen Binomialverteilung; Wald-Test der Koeffizienten: \*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$ ; n.s. = nicht signifikant

<sup>b</sup> Signifikanz der Modelleffekte (basierend auf dem Likelihood-Ratio-Test)

Der maßgebliche Unterschied zwischen einer Schätzung anhand des Gesamtkollektivs und der Bildung getrennter Modelle für Strecken mit und ohne Straßenbahn wird in Abbildung 7-1 anhand der unterschiedlichen Kurvenverläufe über den DTV veranschaulicht.



**Abbildung 7-1: Gegenüberstellung der Kurvenverläufe der längenproportionalen Modelle aller Unfälle mit Personenschaden und ausschließlich Beteiligung motorisierter Verkehrsteilnehmer  $U_{mot}(P)$**

Im Gesamtmodell werden durch die Berücksichtigung der Variable sb Abschnitte mit besonderem Bahnkörper und Abschnitte ohne Straßenbahn mit gleichen Koeffizienten berücksichtigt („Ges, o. sb“). Eine Aufteilung in Teilkollektive mit und ohne Straßenbahn führt bei Verwendung der Variable sb jedoch zur Unterscheidung von Strecken mit Bahn auf besonderem Bahnkörper („Strab, bB“) und Strecken mit straßenbündig geführter Straßenbahn („Strab, sb“).

Im Gesamtmodell erweist sich unter Verwendung der Variable Strab\_3kl der paarweise Vergleich zwischen Straßenbahnführung auf besonderem Bahnkörper und ohne Straßenbahnführung als eindeutig nicht signifikant ( $p = 0,999$ ). Der Unterschied der Mittelwerte beträgt praktisch null. Auf eine Berücksichtigung der Führung auf besonderem Bahnkörper im Gesamtmodell wird daher verzichtet.

Die Ergebnisse der Residuen- und Modellanalyse ist den Abbildungen A-21 bis A-25 in der Anlage 9 zu entnehmen.

### Modelle aller Unfälle mit Personenschaden Fußgängerbeteiligung $U_{Fg}(P)$

An etwa 20 % (468 U(P)) der Unfälle mit Personenschaden waren Fußgänger beteiligt. Modelle der Unfälle mit Personenschaden mit Fußgängerbeteiligung mit nichtlinearem Längeneinfluss weisen unter Berücksichtigung von Dichtewerten der ÖPNV-Halte (bspw. Halte\_F\_D) Regressionskoeffizienten der Streckenlänge nahe eins auf. Werden hingegen absolute Halte als Variable aufgenommen, sinkt der Koeffizient unter 0,5. Folglich haben ÖPNV-Halte als punktuelle Ereignisse einen hohen Einfluss auf das Unfallgeschehen mit Fußgängerbeteiligung. Unter Verwendung der normierten Halte nimmt das län- genproportionale Vorzugsmodell ( $U_{Fg}(UP)_{L_{pro}}$ , s. Tabelle 7-4) einen geringfügig besseren AIC-Wert ( $\Delta_i = 2$ ) an, als das vergleichbare Modell mit variablem Längeneinfluss.

**Tabelle 7-4: Unfalldichtemodell (Unfälle pro km und Jahr) aller Unfälle mit Personenschaden mit Fußgängerbeteiligung auf Streckenabschnitten außerhalb von Annäherungsbereichen und ohne Unfälle an Anschlussknotenpunkten ( $U_{Fg}(P)_{L_{pro}}$ )**

$U_{Fg}(P)_{L_{pro}}$ (U(P) = 468)	Parameter	Koeffizient <sup>a</sup>	Std.- fehler	95% - K.-intervall		p <sup>b</sup>	neg. Binomialverteilung			Poisson-Verteilung		
				Min.	Max.		Vert.- param.	Pear- son $\chi^2$	AIC	Pear- son $\chi^2$	df	$\chi^2/df$
Nullmodell	Konstante	-0,811 ***	0,098	-1,003	-0,618	-	4,320	665,1	1.514	2.309,3	665	3,473
Exposition + Verkehr	Konstante	-9,117 ***	1,058	-11,192	-7,043	< 0,001	1,100	663,1	1.324	1.194,2	663	1,801
	ln(DTV)	0,833 ***	0,111	0,615	1,051	< 0,001						
	Halte_F_D	0,209 ***	0,028	0,154	0,265	< 0,001						
Umfeld	Konstante	-7,214 ***	0,978	-9,130	-5,298	< 0,001	0,542	660,8	1.259	917,7	661	1,388
	ln(DTV)	0,625 ***	0,103	0,424	0,826	< 0,001						
	Halte_F_D	0,178 ***	0,019	0,140	0,216	< 0,001						
	SOZ	0,352 ***	0,057	0,240	0,464	< 0,001						
	WIR	0,322 ***	0,051	0,222	0,423	< 0,001						
Querschnitt + weitere	Konstante	-6,257 ***	0,984	-8,187	-4,328	< 0,001	0,477	660,2	1.234	868,6	660	1,316
	ln(DTV)	0,570 ***	0,102	0,370	0,770	< 0,001						
	Halte_F_D	0,147 ***	0,019	0,111	0,184	< 0,001						
	SOZ	0,290 ***	0,058	0,177	0,404	< 0,001						
	WIR	0,297 ***	0,050	0,198	0,396	< 0,001						
	MI = 1	0				< 0,001						
MI = 0	-0,671 ***	0,129	-0,924	-0,418								

<sup>a</sup> Schätzung basierend auf der angepassten negativen Binomialverteilung; Wald-Test der Koeffizienten: \*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$

<sup>b</sup> Signifikanz der Modelleffekte (basierend auf dem Likelihood-Ratio-Test)

Die Modellbildung führt zu folgenden Ergebnissen:

- Das resultierende Modell weist moderate Überdispersion ( $\chi^2/df = 1,32$ ) oberhalb des Toleranzbereichs für die Verwendung eines Poisson-Modells auf ( $0,8 \leq \chi^2/df \leq 1,2$ ).
- Der Anteil der aufgeklärten systematischen Varianz liegt mit fünf Variablen bei 87 %.
- Der DTV klärt als Variable lediglich 24 % der systematischen Varianz auf.
- Der Zusammenhang zwischen Unfallzahl und DTV folgt einem degressiven Verlauf.
- Die Umfeldkomponenten klären gemeinsam ca. 20 % der systematischen Varianz auf.
- Streckenabschnitte mit Straßenbahnführung in Mittellage weisen bei sonst gleichen Werten für die übrigen erklärenden Variablen einen nahezu doppelt so hohen Erwartungswert für die Anzahl der Unfälle mit Personenschaden mit Fußgängerbeteiligung als alle anderen Abschnitte auf ( $e^{0,67} = 1,96$ ).

Die Verwendung des Umfeldfaktors KLF anstelle der soziodemografischen Hauptkomponente (SOZ) führt zu einer geringfügigen Verbesserung der Anpassungsgüte. Aufgrund der eingangs erläuterten praktischen Erwägungen wird das Modell mit beiden Hauptkomponenten bevorzugt.

Die Modelle mit den Variablen In\_DTV, Halte\_F\_D, SOZ und WIR erreichen auch in den differenzierten Streckenkollektiven mit und ohne Straßenbahn die besten AIC-Werte. Wie schon beim Modell aller Unfälle mit Personenschaden erweist sich die Unterscheidung zwischen Straßenbahn in Mittellage und Seitenlage (MI) im Teilkollektiv der Strecken mit Straßenbahnführung als nicht signifikant. Im gemeinsamen Modell aller Strecken weist die Variable jedoch eine geringfügig höhere Varianzaufklärung auf, als die ausschließliche Unterscheidung von Abschnitten mit und ohne Straßenbahnführung (Strab). Aus diesem Grund wird die Variable MI aufgenommen und der Variable Strab vorgezogen.

Die Ergebnisse der Residuen- und Modellanalyse ist den Abbildungen A-26 bis A-32 in der Anlage 9 zu entnehmen.

#### Modelle aller Unfälle mit Personenschaden Radverkehrsbeteiligung $U_{\text{Rad}}(P)$

Das in Tabelle 7-5 aufgeführte Unfalldichtemodell für Unfälle mit Personenschaden mit Radverkehrsbeteiligung beruht auf einer Gesamtzahl von 751 Unfällen und somit ca. 30 % aller  $U(P)$  im Fünfjahreszeitraum. Der Längenkoeffizient im vergleichbaren längenvariablen Modell liegt mit einem Wert von 0,96 nahe Eins. Der Wert des AIC liegt um eins unter dem des längenproportionalen. Das längenvariable Modell wird daher verworfen.

Aus den Ergebnissen der sukzessiven Modellschritte lassen sich die folgenden Erkenntnisse ableiten:

- Das resultierende Poisson-Modell weist mit einem Quotienten  $\chi^2/df$  von 1,81 Überdispersion auf.
- Mit dem Modell werden lediglich etwa 44 % der im Nullmodell enthaltenen, nicht der Poisson-Verteilung zuzurechnenden, Varianz aufgeklärt. Dies ist der geringste Wert im Vergleich mit den Modellen der weiteren Unfallkollektive.
- Der DTV klärt ca. 30 % der systematischen Varianz auf, beide Umfeldkomponenten (SOZ, WIR) gemeinsam weitere 10 %.
- Die Entwicklung der Unfallzahl über zunehmenden DTV verläuft degressiv steigend ( $\beta_{\text{DTV}} = 0,83$ ).
- Abschnitte mit straßenbündig geführter Straßenbahn weisen ein erhöhtes Unfallaufkommen mit Radverkehrsbeteiligung auf (Faktor = 1,6).

**Tabelle 7-5: Unfalldichtemodell (Unfälle pro km und Jahr) aller Unfälle mit Personenschaden mit Radverkehrsbeteiligung auf Streckenabschnitten außerhalb von Annäherungsbereichen und ohne Unfälle an Anschlussknotenpunkten ( $U_{\text{Rad(P)}}_{\text{L-pro}}$ )**

$U_{\text{Rad(P)}}_{\text{L-pro}}$ (U(P) = 751)	Parameter	Koeffizient <sup>a</sup>	Std.- fehler	95% - K.-intervall		p <sup>b</sup>	neg. Binomialverteilung			Poisson-Verteilung		
				Min.	Max.		Vert.- param.	Pear- son $\chi^2$	AIC	Pear- son $\chi^2$	df	$\chi^2/df$
Nullmodell	Konstante	-0,451 ***	0,060	-0,570	-0,333	-	1,242	665,2	1.828	1.624,6	665	2,443
Exposition + Verkehr	Konstante	-8,935 ***	0,870	-10,641	-7,229	< 0,001	1,053	664,0	1.722	1.345,4	664	2,026
	ln(DTV)	0,893 ***	0,091	0,714	1,072	< 0,001						
Umfeld	Konstante	-8,197 ***	0,876	-9,914	-6,479	< 0,001	0,898	661,8	1.693	1.232,0	662	1,861
	ln(DTV)	0,812 ***	0,092	0,631	0,992	< 0,001						
	SOZ	0,217 ***	0,058	0,104	0,330	< 0,001						
	WIR	0,181 ***	0,054	0,076	0,285	< 0,001						
Querschnitt + weitere	Konstante	-7,523 ***	0,878	-9,244	-5,803	< 0,001	0,832	661,3	1.681	1.199,2	661	1,814
	ln(DTV)	0,774 ***	0,091	0,596	0,952	< 0,001						
	SOZ	0,163 **	0,059	0,047	0,279	< 0,01						
	WIR	0,186 ***	0,052	0,085	0,288	< 0,001						
	sb = 1	0				< 0,001						
	sb = 0	-0,442 ***	0,129	-0,695	-0,189							

<sup>a</sup> Schätzung basierend auf der angepassten negativen Binomialverteilung; Wald-Test der Koeffizienten: \* p < 0,05; \*\* p < 0,01; \*\*\* p < 0,001

<sup>b</sup> Signifikanz der Modelleffekte (basierend auf dem Likelihood-Ratio-Test)

Die Ergebnisse der Residuen- und Modellanalyse sind den Abbildungen A-33 bis A-39 in der Anlage 9 zu entnehmen.

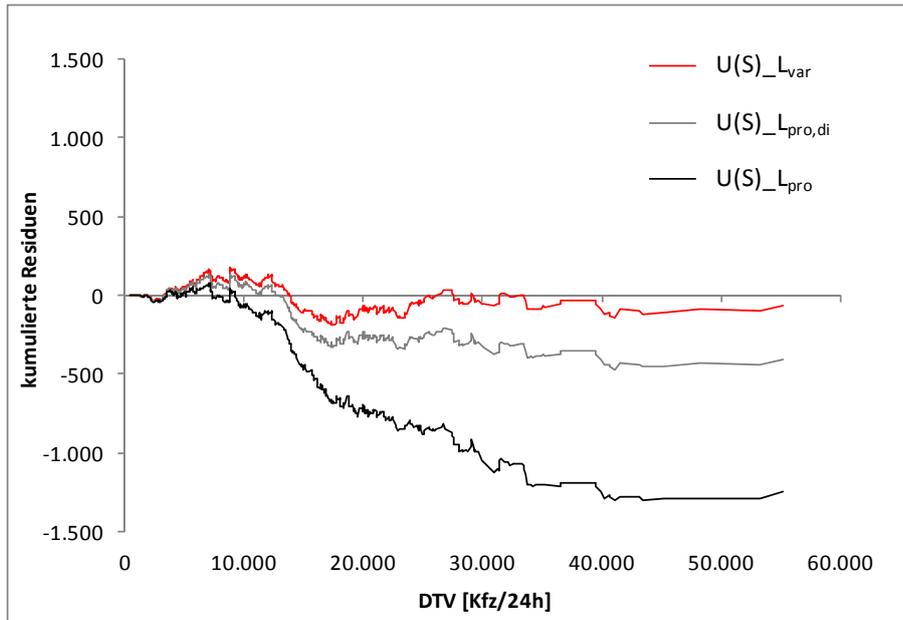
Von den differenzierten Modellen der Teilkollektive mit und ohne Straßenbahn besitzt das Streckenmodell mit Strab eine geringfügig schlechtere Anpassungsgüte ( $\chi^2/df = 1,84$ ) als das Modell für Strecken ohne Strab ( $\chi^2/df = 1,81$ ). Unterschiede beider Teilkollektive zeigen sich im Umfeldeinfluss. Während bei den Abschnitten mit Strab die wirtschaftliche Komponente einen signifikanten Einfluss hat, die soziodemografische jedoch nicht ( $p = 0,15$ ), ist es bei den Abschnitten ohne Strab umgekehrt (WIR:  $p = 0,08$ ).

### 7.2.2 Modelle für Unfälle mit Sachschaden auf Streckenabschnitten

Im Gegensatz zu den Modellen der Unfälle mit Personenschaden zeigt sich ein deutlicher Einfluss der Streckenlänge bei den Unfällen mit Sachschaden. Das beste längenproportionale Poisson-Modell weist einen Dispersionsparameter von  $\chi^2/df = 6,4$  auf, der des entsprechenden längenvariablen Modells beträgt 6,2. Deutlicher wird der Unterschied beider Vorgehensweisen im Vergleich der kumulierten Residuen von drei Vergleichsmodellen (s. Abbildung 7-2)

- mit variablem Längeneinfluss ( $U(S)_{\text{L-var}}$ ),
- mit proportionalem Längeneinfluss ( $U(S)_{\text{L-pro}}$ ) und
- mit proportionalem Längeneinfluss und zusätzlicher Berücksichtigung der Abschnittslänge mittels Unterscheidung von Abschnitten länger bzw. kürzer  $300 \text{ m}^{19}$  über ein dichotomes Längenkriterium  $L_{\text{di}}(U(S)_{\text{L-pro,di}})$ .

<sup>19</sup> Grenzwert iterativ anhand der Log-Likelihood des Poisson-Modells abgeschätzt.



**Abbildung 7-2:** Gegenüberstellung kumulierter Response-Residuen der längenvariablen ( $U(S)_{L_{var}}$ ) und der längenproportionalen Modelle mit ( $U(S)_{L_{pro,di}}$ ) und ohne ( $U(S)_{L_{pro}}$ ) zusätzliche Berücksichtigung der Streckenlänge als dichotome Variable für Unfälle mit Sachschaden auf Streckenabschnitten

Die kumulierten Residuen des längenproportionalen Modells  $U(S)_{L_{pro}}$  folgen ab einem DTV von ca. 10.000 Kfz/24h einem fallenden Verlauf, der sich erst ab einem Wert von etwa 35.000 Kfz/24h wieder stabilisiert. Innerhalb dieses Bereichs wird die Unfallzahl durch das Modell systematisch überschätzt.

Durch die Hinzunahme des dichotomen Längenkriteriums beschränkt sich der Bereich eines fallenden Verlaufs auf Streckenabschnitte mit einem DTV zwischen 10.000 und ca. 17.000 Kfz/24h. Ab diesem Wert sinkt die Kurve nur noch in geringem Maß.

Das längenvariable Modell weist als einziges der drei Kandidaten einen durchgängigen Verlauf der kumulierten Residuen über den DTV nahe der Abszisse auf. Vor dem Hintergrund eines gewünschten Mittelwerts der Residuen von null mit normalverteilter Streuung lässt der Verlauf am ehesten auf ein verzerrungsarmes Modell schließen.

Die Datenstruktur erlaubt keine eindeutige Interpretation der dargestellten Verläufe. Es wird vermutet, dass hierbei einerseits Effekte der Netzgestalt eine Rolle spielen, andererseits kurze Abschnittslängen ein Indiz für häufige Wechsel in der Streckenführung sind.

Im ersten Fall wäre die unfallerhöhende Wirkung kurzer Abschnittslängen auf eine abnehmende durchschnittliche Länge mit zunehmender Nähe zum Stadtzentrum zurückzuführen (Radialnetz). Zwar nimmt die mittlere Streckenlänge mit Entfernung zum Stadtzentrum im Mittel zu, jedoch kann eine Überprüfung mittels Regression unter Verwendung der kategorialen Variable „Zen“ (s. Tabelle 7-1) keinen Zusammenhang mit der Unfallzahl nachweisen. Die Koeffizienten sinken nicht durchgängig mit zunehmender Entfernung zum Stadtzentrum. Ebenfalls sind die Unterschiede (paarweise Kontraste) zwischen den Entfernungskategorien größtenteils nicht signifikant.

Da die Bedeutung der Abschnittslänge lediglich bei Sachschadenunfällen auftritt, nicht jedoch bei Unfällen mit Personenschaden, erscheint die Vermutung eines Einflusses der Stetigkeit der Streckenführung auf die Unfallzahl wahrscheinlicher. In diesem Fall würden Fahrstreifenreduktionen und –additionen und die Entwicklung von Abbiegestreifen im Streckenverlauf zu einer größeren Zahl an Fahrstreifenwechsel-

und Bremsvorgängen führen. Mit der Zahl dieser Fahrmanöver steigt auch die Gefahr von leichten Unfällen. Die Erfassung einer solchen Komplexität des Verkehrsablaufs mit Hilfe einer Variablen wird im Rahmen dieser Arbeit nicht vorgenommen. An dessen Stelle erfolgt die Schätzung der Unfälle mit Sachschaden mit längenvariablen Modellen unter der Annahme, dass die Streckenlänge als Stellvertretergröße einen unbekanntem Einfluss abbildet.

Das resultierende längenvariable Unfallhäufigkeitsmodell aller Unfälle mit Sachschaden und seine Zwischenschritte sind in Tabelle 7-6 aufgeführt. Die Ergebnisse der Residuen- und Modellanalyse ist den Abbildungen A-40 bis A-46 in der Anlage 9 zu entnehmen.

**Tabelle 7-6: Unfallhäufigkeitsmodell (Unfälle pro Jahr) aller Unfälle mit Sachschaden auf Streckenabschnitten außerhalb von Annäherungsbereichen und ohne Unfälle an Anschlussknotenpunkten (U(S)<sub>L<sub>var</sub></sub>)**

U(S) <sub>L<sub>var</sub></sub> (U(S) = 11.345)	Parameter	Koeffizient <sup>a</sup>		Std.- fehler	95% - K.-intervall		p <sup>b</sup>	neg. Binomialverteilung			Poisson-Verteilung		
					Min.	Max.		Vert.- param.	Pear- son $\chi^2$	AIC	Pear- son $\chi^2$	df	$\chi^2/df$
Nullmodell	Konstante	1,226	***	0,048	1,131	1,320	-	1,485	665,1	5.185	17.488,6	665	26,299
Exposition + Verkehr	Konstante	-2,047	***	0,888	-3,788	-0,306	< 0,05	0,598	662,0	4.633	5.859,0	662	8,850
	ln(LoA)	0,730	***	0,043	0,646	0,813	< 0,001						
	ln(DTV)	0,371		0,107	0,161	0,581	< 0,001						
	DTV/10.000	0,322	***	0,086	0,153	0,490	< 0,001						
Umfeld	Konstante	-1,148	n.s.	0,842	-2,797	0,501	0,172	0,512	660,5	4.553	4.920,7	660	7,456
	ln(LoA)	0,807	***	0,041	0,727	0,887	< 0,001						
	ln(DTV)	0,275	***	0,101	0,076	0,473	< 0,001						
	DTV/10.000	0,367	***	0,082	0,206	0,528	< 0,001						
	SOZ	0,190	***	0,030	0,132	0,249	< 0,001						
	WIR	0,169	***	0,034	0,102	0,235	< 0,001						
Querschnitt + weitere	Konstante	-5,855	***	1,198	-8,203	-3,506	< 0,001	0,401	656,4	4.447	3.829,7	656	5,838
	ln(LoA)	0,786	***	0,037	0,712	0,859	< 0,001						
	ln(DTV)	0,789	***	0,134	0,528	1,051	< 0,001						
	DTV/10.000	0,386	***	0,074	0,242	0,530	< 0,001						
	Int(ln(DTV)-sb[1])	0					< 0,001						
	Int(ln(DTV)-sb[0])	-0,522	***	0,106	-0,730	-0,313							
	SOZ	0,087	**	0,030	0,028	0,145	< 0,01						
	WIR	0,155	***	0,031	0,096	0,215	< 0,001						
	RV_3kl = 2	0					< 0,001						
	RV_3kl = 1	0,398	***	0,090	0,222	0,573							
	RV_3kl = 0	-0,296	***	0,072	-0,437	-0,155							
	sb = 1	0					< 0,001						
sb = 0	4,746	***	1,011	2,764	6,728								

<sup>a</sup> Schätzung basierend auf der angepassten negativen Binomialverteilung; Wald-Test der Koeffizienten: \* p < 0,05; \*\* p < 0,01; \*\*\* p < 0,001; n.s. = nicht signifikant

<sup>b</sup> Signifikanz der Modelleffekte (basierend auf dem Likelihood-Ratio-Test)

Aus den Ergebnissen der einzelnen Modellschritte lassen sich die folgenden Erkenntnisse ableiten:

- Das resultierende Poisson-Modell weist mit einem Quotienten  $\chi^2/df$  von 5,84 eine deutliche Überdispersion auf.
- Mit dem Modell werden etwa 81 % der im Nullmodell enthaltenen, systematischen Varianz aufgeklärt.
- Die Berücksichtigung des DTV mit einer Hoerl-Funktion liefert in allen Fällen eine höhere Varianzaufklärung als mit dem klassischen Power-Modell.
- Länge und DTV (als Hoerl-Funktion) klären gemeinsam bereits 69 % der systematischen Varianz auf, beide Umfeldkomponenten (SOZ, WIR) gemeinsam lediglich 6 %.

- Abschnitte mit straßenbündiger Straßenbahnführung weisen ab einem DTV von ca. 10.000 Kfz/24h einen höheren Erwartungswert für Sachschadensunfälle auf als Streckenabschnitte ohne (Interaktionsterm  $\ln(\text{DTV}) \cdot \text{sb}$ ).
- Die Entwicklung der Unfallzahl über den DTV verläuft in beiden Fällen progressiv.

Die Verwendung der kategorialen Variable *Strab\_3kl* (Unterscheidung mit *Strab* auf besonderem Bahnkörper, mit straßenbündiger *Strab*, ohne *Strab*) führt zu einem deutlich insignifikantem paarweisen Kontrast zwischen Abschnitten ohne *Strab* und solchen mit besonderem Bahnkörper ( $p = 0,54$ ). Eine Verwendung eigener Modelle für die Teilkollektive mit und ohne Straßenbahnführung erscheint nicht erforderlich. Die systematischen Unterschiede werden durch die Schätzung eines Gesamtmodells unter Berücksichtigung der Variable *sb* – als dichotome Variable und als Interaktion mit dem DTV – ausreichend genau erfasst. Auf Strecken mit Straßenbahnführung ist somit gegenüber Strecken ohne *Strab* nur dann mit einer erhöhten Zahl an Unfällen mit Sachschaden zu rechnen, wenn die Bahn straßenbündig geführt wird.

Der Anteil der Unfälle mit rein motorisierter Verkehrsbeteiligung an allen Unfällen mit Sachschaden auf Streckenabschnitten beträgt 97 %. Die Regression dieses Kollektivs führt zu entsprechend vergleichbaren Ergebnissen. Bei nur marginalen Abweichungen der Regressionskoeffizienten stimmt die funktionale Form beider Modelle ansonsten überein (s. Tabelle A-24 in der Anlage 9).

### 7.3 Unfallmodelle für Verkehrsknotenpunkte

Aufgrund der prinzipiellen Unterschiede im Verkehrsablauf sowie im Unfallgeschehen an Knotenpunkten mit und ohne Lichtsignalregelung werden getrennte Modelle für die beiden Teilkollektive

- signalgeregelte Knotenpunkte ( $n = 139$ ) und
- vorfahrtszeichengeregelte Knotenpunkte ( $n = 67$ )

berechnet.

Vorfahrtszeichengeregelte Knotenpunkte schließen ebenfalls solche Knoten ein, die mit einer Fußgänger-LSA ausgestattet sind. Diese Betriebsform kann im weiteren Sinne als nicht vollständig signalisiert aufgefasst werden<sup>20</sup>.

Da für beide Kollektive zum Teil unterschiedliche Variable erhoben werden und sich Differenzen in den Wertebereichen der gemeinsamen Einflussgrößen ergeben, erfolgt auch die deskriptive Behandlung beider Kollektive getrennt voneinander.

Die Ergebnisse der Modelle sind stets vor dem Hintergrund geringer Stichprobenumfänge zu bewerten. Während das Kollektiv signalisierter Hauptverkehrsknotenpunkte mit einem Umfang von 139 Beobachtungen in statistischer Hinsicht durchaus für Regressionsmodelle ausreicht (s. bspw. Greibe 2003), ist dies für das Kollektiv verkehrszeichengeregelter Hauptverkehrsknotenpunkte ( $n = 67$ ) fraglich. Eine belastbare Inferenz auf Basis der dargestellten Zusammenhänge erfordert zumindest eine Kreuzvalidierung mit einem Vergleichskollektiv. Der Schritt kann im Rahmen dieser Arbeit nicht durchgeführt werden und bleibt zukünftigen Untersuchungen vorbehalten.

---

<sup>20</sup> Die Definition nicht vollständig signalisierter Knotenpunkte laut RiLSA (FGSV 2010) setzt wartezeitabhängige Eingriffsmöglichkeiten der Nebenströme voraus. Diesbezüglich wird hier von der Begriffsbestimmung der RiLSA abgewichen.

Vor dem Hintergrund der Stichprobengröße wird eine weitere Unterteilung der Kollektive nach Knotenpunktform (Einmündung, Kreuzung) vermieden. Das entsprechende Merkmal wird als dichotome Variable in der Regression verwendet.

Die untersuchten Variablen signalisierter Knotenpunkte sind mit ihren Wertebereichen in Tabelle 7-7 aufgeführt. Wie auch bei den Strecken wird auf die Darstellung unbedeutender Umfeldgrößen verzichtet. Eine umfassende Darstellung erfolgt in den Tabellen A-26 und A-27 in der Anlage 10.

**Tabelle 7-7: Untersuchte Variable signalisierter Verkehrsknotenpunkte**

	Variable	Beschreibung	Niveau	Bereich
Exp. + Verk.	DTV	DTV im Knotenpunkt (Summe aller zuführenden Ströme)	metrisch	8.750 - 76.700
	DTV <sub>H</sub>	DTV in den Hauptrichtungen (Summe aller zuführenden Ströme)	metrisch	4.000 - 54.250
	DTV <sub>U</sub>	DTV in den Nebenrichtungen (Summe aller zuführenden Ströme)	metrisch	1.100 - 34.500
	Q <sub>ver</sub>	Verkehrsstärkeverhältnis Hauptrichtungen (DTV <sub>H</sub> ) / Nebenrichtungen (DTV <sub>U</sub> )	metrisch	0,39 - 20,96
	DTV <sub>S</sub>	werktäglicher Straßenbahnverkehr im Knotenpunkt	metrisch	0 - 1.272
Umfeld	VHG_3	verhaltenshomogene Gruppe 3 <sup>1)</sup> - Personen innerhalb der Pufferfläche <sup>2)</sup>	metrisch	0 - 350
	VHG_5	verhaltenshomogene Gruppe 5 <sup>1)</sup> - Personen innerhalb der Pufferfläche <sup>2)</sup>	metrisch	0 - 246
	EW_ges	Einwohner gesamt innerhalb der Pufferfläche <sup>2)</sup>	metrisch	2 - 1.665
	EW_gew	Einwohner gewichtet nach Fußgängerpotential innerhalb der Pufferfläche <sup>2)</sup>	metrisch	4 - 2.883
	n_ewt	alle nicht erwerbstätigen Einwohner innerhalb der Pufferfläche <sup>2)</sup>	metrisch	1 - 1.126
	n_verf	alle Einwohner die über kein Kfz verfügen innerhalb der Pufferfläche <sup>2)</sup>	metrisch	1 - 807
	AP	Arbeitsplätze innerhalb der Pufferfläche <sup>2)</sup>	metrisch	11 - 1.793
	AP_III	Arbeitsplätze tertiär innerhalb der Pufferfläche <sup>2)</sup>	metrisch	7 - 1.711
	Vkfl	Verkaufsflächen in 1.000 m <sup>2</sup> innerhalb der Pufferfläche <sup>2)</sup>	metrisch	0 - 33,8
	PKW_Q	zugelassene Pkw pro Person ab 18 Jahren innerhalb der Pufferfläche <sup>2)</sup>	metrisch	0,2 - 11,5
	SOZ	Komponente 1 der 7b. PCA für R = 200m (untransformiert) <sup>3)</sup>	metrisch	-2,92 - 3,36
	WIR	Komponente 2 der 7b. PCA für R = 200m (untransformiert) <sup>3)</sup>	metrisch	-1,01 - 4,69
	Querschnitt + weitere	Form	Knotenpunktform (Einmündung / Kreuzung)	kategorial
Strab		Straßenbahnführung im Knotenpunkt, dichotom codiert	kategorial	0/1
FS <sub>ges</sub>		Summe aller Kfz-Fahstreifen am Knotenpunkt	metrisch	6 - 26
FS <sub>20</sub>		dichotome Dummy-Variable für FS <sub>ges</sub> ≥ 20	kategorial	0/1
FS <sub>zuf</sub>		Summe aller zuführenden Kfz-Fahstreifen am Knotenpunkt	metrisch	3 - 18
FS <sub>ausf</sub>		Summe aller ausfahrenden Kfz-Fahstreifen am Knotenpunkt	metrisch	2 - 8
FS <sub>H</sub>		Summe aller zuführenden Fahstreifen in den Hauptrichtungen	metrisch	2 - 9
FS <sub>U</sub>		Summe aller zuführenden Fahstreifen in den Nebenrichtungen	metrisch	0 - 9
FFur <sub>di</sub>		Fußgängerfurten, dichotom codiert	kategorial	0/1
RFur <sub>di</sub>		Radfurten, dichotom codiert	kategorial	0/1
abkn		abknickende Vorfahrtregelung (entsprechend der Verkehrszeichen)	kategorial	0/1
rw		rechtwinklig kreuzende (bzw. einmündende) Straßen	kategorial	0/1
RA <sub>fr</sub>		freie Rechtsabbiegerführung am Knotenpunkt	metrisch	0 - 5
RAfr <sub>di</sub>		freie Rechtsabbiegerführung am Knotenpunkt, dichotom codiert	kategorial	0/1
Z720		Rechtseinbiegen bei ROT mit Zeichen 720	metrisch	0 - 4
Z720 <sub>di</sub>		Rechtseinbiegen bei ROT mit Zeichen 720, dichotom codiert	kategorial	0/1
K <sub>bv</sub>		Summe aller bedingt-verträglichen Konflikte	metrisch	0 - 24
KK <sub>bv</sub>		Summe bedingt-verträglicher Konflikte Kfz / Kfz	metrisch	0 - 12
KFG <sub>bv</sub>		Summe bedingt-verträglicher Konflikte Kfz / Fußgänger	metrisch	0 - 12
KKL <sub>bv</sub>		Summe bedingt-verträglicher Konflikte linksabbiegende Kfz / Kfz	metrisch	0 - 8
KKR <sub>bv</sub>	Summe bedingt-verträglicher Konflikte rechtsabbiegende Kfz / Kfz	metrisch	0 - 8	
KFGL <sub>bv</sub>	Summe bedingt-verträglicher Konflikte linksabbiegende Kfz / Fußgänger	metrisch	0 - 4	
KFGR <sub>bv</sub>	Summe bedingt-verträglicher Konflikte rechtsabbiegende Kfz / Fußgänger	metrisch	0 - 8	

1) Erläuterung siehe Tabelle 6-3, Kapitel 6.4.1

2) Puffer über einen Radius von 200 m

3) siehe Kapitel 6.5.3.3

Eine Analyse der Korrelationen der Variablen untereinander (s. Tabelle A-28, Anhang 10) führt zu folgenden Erkenntnissen:

- Kenngrößen der Verkehrsstärken im motorisierten Verkehr weisen vernachlässigbar geringe Zusammenhänge mit dem Straßenbahnaufkommen auf ( $|\rho| \leq 0,17$ ).
- Die Beträge der Rangkorrelationskoeffizienten zwischen Kenngrößen des Verkehrs und des Umfelds liegen sämtlich unter 0,5.
- Verkehrsstärken korrelieren teilweise stark mit den Summen der Fahrstreifen in den über- und untergeordneten Zufahrten sowie mit dem Vorhandensein von Radfurten ( $0,50 \leq \rho \leq 0,65$ ). Es können hingegen keine Zusammenhänge zwischen den Verkehrsstärken und dem Aufstellen des Zeichens 720 (Grünpeil) sowie der Anlage eines freien Rechtsabbiegestreifens festgestellt werden ( $|\rho| \leq 0,09$ ).
- Umfeldgrößen korrelieren untereinander erwartungsgemäß stark.
- Es sind keine bedeutsamen Zusammenhänge zwischen Kenngrößen des Umfelds und Variablen der Knotengestalt (Querschnitt + weitere) feststellbar ( $|\rho| \leq 0,39$ ).

Eine Zusammenstellung der Variablen und ihrer Wertebereiche für vorfahrtzeichengeregelte Verkehrsknotenpunkte ist in Tabelle 7-8 aufgeführt. Eine ausführliche Tabelle aller untersuchten Variablen und ihrer Verteilungskenngrößen ist dem Anhang zu entnehmen (Tabellen A-35 und A-36, Anlage 11).

Die Knotenpunkte beider Betriebsformen unterscheiden sich deutlich hinsichtlich ihres Wertebereichs des DTV. Während die Werte der signalisierten Knotenpunkte zwischen 8.750 und 76.700 Kfz/24h liegen, bewegen sich die Verkehrsstärken verkehrszeichengeregelter Knotenpunkte zwischen 2.150 und 41.250 Kfz/24h.

Aus der Korrelationsmatrix der Variablen verkehrszeichengeregelter Verkehrsknotenpunkte (Tabelle A-37, Anlage 11) lassen sich folgende Ergebnisse ableiten:

- Knotenpunkt-DTV und  $DTV_H$  der übergeordneten Zufahrten korrelieren negativ mit der Zahl der Fahrstreifen der untergeordneten Richtungen. Bei Knotenpunkten mit hohen Verkehrsstärken handelt es sich vielfach um Einmündungen an hochbelasteten Hauptverkehrsstraßen.
- Analog besteht zwischen den Rängen von DTV und  $DTV_H$  ein nahezu linearer Zusammenhang ( $\rho = 0,96$ ) und auch eine deutliche Korrelation zwischen dem DTV und der Fahrstreifenanzahl der übergeordneten Zufahrten  $FS_H$  ( $\rho = 0,53$ ).
- Hohe Zusammenhänge bestehen zwischen dem Vorhandensein von Fußgänger- und Radfurten mit der Verkehrsstärke, dem Verkehrsstärkeverhältnis am Knotenpunkt und den Fahrstreifenvariablen ( $0,50 < \rho < 0,72$ ).
- Knotenform und Fahrstreifenanzahl der untergeordneten Richtungen korrelieren hoch miteinander ( $\rho = 0,82$ ). Ebenso weisen auch die Fahrstreifenvariablen untereinander deutliche Zusammenhänge auf.
- Die zum Teil stärksten Zusammenhänge weisen erwartungsgemäß Umfeldgrößen untereinander auf.

Eine Längenproblematik, wie bei den Streckenmodellen beschrieben, tritt bei Regressionsmodellen für Knotenpunkte nicht auf. Diese werden vereinfachend als dimensionslos behandelt. Die geschätzten Unfallmodelle sind demzufolge direkt als Unfalldichtemodelle interpretierbar.

**Tabelle 7-8: Untersuchte Variable verkehrszeichengeregelter Verkehrsknotenpunkte**

	Variable	Beschreibung	Niveau	Bereich
Exp. + Verk.	DTV	DTV im Knotenpunkt (Summe aller zuführenden Ströme)	metrisch	2.150 - 41.250
	DTV <sub>H</sub>	DTV in den Hauptrichtungen (Summe aller zuführenden Ströme)	metrisch	1.900 - 37.400
	DTV <sub>U</sub>	DTV in den Nebenrichtungen (Summe aller zuführenden Ströme)	metrisch	250 - 7.600
	Q <sub>ver</sub>	Verkehrsstärkeverhältnis Hauptrichtungen (DTV <sub>H</sub> ) / Nebenrichtungen (DTV <sub>U</sub> )	metrisch	0,4 - 40
	DTV <sub>S</sub>	werktäglicher Straßenbahnverkehr im Knotenpunkt	metrisch	0 - 625
Umfeld	VHG_3	verhaltenshomogene Gruppe 3 <sup>1)</sup> - Personen innerhalb der Pufferfläche <sup>2)</sup>	metrisch	5 - 353
	VHG_5	verhaltenshomogene Gruppe 5 <sup>1)</sup> - Personen innerhalb der Pufferfläche <sup>2)</sup>	metrisch	4 - 200
	EW_ges	Einwohner gesamt innerhalb der Pufferfläche <sup>2)</sup>	metrisch	14 - 889
	EW_gew	Einwohner gewichtet nach Fußgängerpotential innerhalb der Pufferfläche <sup>2)</sup>	metrisch	12 - 712
	n_ewt	alle nicht erwerbstätigen Einwohner innerhalb der Pufferfläche <sup>2)</sup>	metrisch	23 - 1.516
	n_verf	alle Einwohner die über kein Kfz verfügen innerhalb der Pufferfläche <sup>2)</sup>	metrisch	40 - 2.551
	AP	Arbeitsplätze innerhalb der Pufferfläche <sup>2)</sup>	metrisch	17 - 1.217
	AP_III	Arbeitsplätze tertiär innerhalb der Pufferfläche <sup>2)</sup>	metrisch	14 - 951
	Vkfl	Verkaufsflächen in 1.000 m <sup>2</sup> innerhalb der Pufferfläche <sup>2)</sup>	metrisch	0 - 1,97
	PKW_Q	zugelassene Pkw pro Person ab 18 Jahren innerhalb der Pufferfläche <sup>2)</sup>	metrisch	0,1 - 1,59
	SOZ	Komponente 1 der 7b. PCA für R = 200m (untransformiert) <sup>3)</sup>	metrisch	-1,48 - 2,88
	WIR	Komponente 2 der 7b. PCA für R = 200m (untransformiert) <sup>3)</sup>	metrisch	-0,94 - 2,43
Querschnitt + weitere	Form	Knotenpunktform (Einmündung / Kreuzung)	kategorial	0/1
	Strab	Straßenbahnführung im Knotenpunkt, dichotom codiert	kategorial	0/1
	FLSA	Fußgänger-LSA im Knotenbereich (unvollständig signalisiert)	kategorial	0/1
	FS <sub>ges</sub>	Summe aller Kfz-Fahrstreifen am Knotenpunkt	metrisch	0 - 4
	FS <sub>zuf</sub>	Summe aller zuführenden Kfz-Fahrstreifen am Knotenpunkt	metrisch	0 - 2
	FS <sub>ausf</sub>	Summe aller ausfahrenden Kfz-Fahrstreifen am Knotenpunkt	metrisch	0 - 2
	FS <sub>H</sub>	Summe aller zuführenden Fahrstreifen in den Hauptrichtungen	metrisch	1 - 5
	FS <sub>U</sub>	Summe aller zuführenden Fahrstreifen in den Nebenrichtungen	metrisch	0 - 3
	FFur <sub>di</sub>	Fußgängerfurten, dichotom codiert	kategorial	0/1
	RFur <sub>di</sub>	Radfurten, dichotom codiert	kategorial	0/1
	abkn	abknickende Verkehrszeichenregelung	kategorial	0/1
	rw	rechtwinklig kreuzende (bzw. einmündende) Straßen	kategorial	0/1
	RA <sub>fr</sub>	freie Rechtsabbiegerführung am Knotenpunkt, dichotom codiert	kategorial	0/1

1) Erläuterung siehe Tabelle 6-3, Kapitel 6.4.1

2) Puffer über einen Radius von 200 m

3) siehe Kapitel 6.5.3.3

Neben der Modellform eines nach über- und untergeordneten DTV differenzierten Power-Modells ( $DTV_H^{\beta_1} \cdot DTV_U^{\beta_2}$ ) werden alternativ Modelle mit gemeinsamer Verwendung der Gesamtverkehrsstärke und des Verkehrsstärkeverhältnisses  $Q_{ver}$  geschätzt ( $DTV^{\beta_1} \cdot e^{Q_{ver}\beta_2}$ ).

Obwohl die Unterscheidung der Knotenpunktform mittels der Variable „Form“ in der deskriptiven Analyse unter den Querschnittsvariablen geführt wird, wird sie in der Modellbildung – sofern sie sich als signifikant erweist – bereits gemeinsam mit den Expositionsgrößen berücksichtigt.

### 7.3.1 Modelle für Unfälle mit Personenschaden an signalgeregelten Verkehrsknotenpunkten

Im Betrachtungszeitraum kam es zu insgesamt 1.347 Unfällen mit Personenschaden an den signalgeregelten Verkehrsknotenpunkten. Das Modell für alle Unfälle mit Personenschaden gemeinsam ist in Tabelle 7-9 aufgeführt, die Modelle der beteiligungsfeinen Teilkollektive folgen in Tabelle 7-10 bis Tabelle 7-12.

Modelle aller Unfälle mit Personenschaden U(P)

**Tabelle 7-9: Unfallhäufigkeitsmodell (Unfälle pro Jahr) aller Unfälle mit Personenschaden an signalgeregelten Verkehrsknotenpunkten (U(P)\_VKP<sub>sig</sub>)**

U(P)_VKP <sub>sig</sub> (U(P) = 1.347)	Parameter	Koeffizient <sup>a</sup>	Std.- fehler	95% - K.-intervall		p <sup>b</sup>	neg. Binomialverteilung			Poisson-Verteilung		
				Min.	Max.		Vert.- param.	Pear- son $\chi^2$	AIC <sub>c</sub>	Pear- son $\chi^2$	df	$\chi^2/df$
Nullmodell	Konstante	0,662 ***	0,081	0,504	0,819	-	0,797	138,0	917	1203,8	138	8,723
Exposition, Verkehr + Form	Konstante	-11,824 ***	1,234	-14,244	-9,405	≤ 0,001	0,247	135,1	810	424,6	135	3,145
	ln(DTV)	1,236 ***	0,120	1,002	1,470	≤ 0,001						
	Q <sub>ver</sub>	-0,085 ***	0,023	-0,129	-0,040	≤ 0,001						
	Form = 1	0				≤ 0,05						
	Form = 0	-0,360 *	0,154	-0,661	-0,059							
Umfeld + Querschnitt	Konstante	-10,371 ***	1,434	-13,183	-7,560	≤ 0,001	0,211	132,9	804	375,3	133	2,822
	ln(DTV)	1,130 ***	0,131	0,873	1,386	≤ 0,001						
	Q <sub>ver</sub>	-0,086 ***	0,022	-0,130	-0,043	≤ 0,001						
	Form = 1	0				≤ 0,1						
	Form = 0	-0,284 +	0,148	-0,573	0,005							
	FS <sub>20</sub> = 1	0				≤ 0,05						
	FS <sub>20</sub> = 0	-0,433 *	0,190	-0,806	-0,061							
SOZ	0,122 *	0,051	0,023	0,221	≤ 0,05							

<sup>a</sup> Schätzung basierend auf der angepassten negativen Binomialverteilung; Wald-Test der Koeffizienten: + p ≤ 0,1; \* p ≤ 0,05; \*\* p ≤ 0,01; \*\*\* p ≤ 0,001

<sup>b</sup> Signifikanz der Modelleffekte (basierend auf dem Likelihood-Ratio-Test)

Aus der Modellbildung lassen sich die folgenden Erkenntnisse ableiten:

- Mit einem Quotienten  $\chi^2/df = 2,93$  weist das Modell Überdispersion auf.
- Die drei im ersten Teilmodell berücksichtigten Variablen (ln(DTV), Q<sub>ver</sub> und Form) erklären gemeinsam 72 % der systematischen Varianz (Annahme Poisson-verteilter Fehler).
- Der Erklärungsanteil des endgültigen Modells an der systematischen Varianz beträgt 76 %.
- Die Unterscheidung der Knotenpunktform erweist sich nur auf einem Niveau von 90 % signifikant (p = 0,07). Aufgrund fachlicher Überlegungen wird die Variable vor dem Hintergrund der nachvollziehbaren Wirkungsrichtung des Koeffizienten beibehalten.

Die Verwendung des Knotenpunkt-DTV und des Verkehrsstärkeverhältnisses führt zu einer höheren Anpassungsgüte des Modells als die Verwendung des über- und des untergeordneten DTV als eigenständige Expositionsgrößen. Dem negativen Regressionskoeffizienten des Verkehrsstärkeverhältnisses Q<sub>ver</sub> zufolge weisen Verkehrsknotenpunkte mit einer stärkeren Belastung aus den Nebenrichtungen - bei gleichem DTV aller Richtungen gemeinsam – einen größeren Erwartungswert auf als Knoten mit dominanten Hauptrichtungen. Dieser Zusammenhang zeigt sich in allen Unfallkollektiven, sowohl an signalgeregelten als auch an verkehrszeichengeregelten Verkehrsknotenpunkten.

Die Berücksichtigung der Dummy-Variable FS<sub>20</sub> dient dem Ausgleich eines ansonsten hohen Einflusses großer, komplexer Knotenpunkte auf das Regressionsmodell. Unterschieden werden Knotenpunkte mit mehr als 20 Fahrstreifen (Summe über alle Arme) sowie alle anderen. Die Verwendung der Variable führt zu einer Verringerung der Abweichungen in CURE-Plot. Gleichzeitig nimmt auch die Zahl der Fälle mit Hebelwerten und Cook-Distanzen über den Grenzwerten im Vergleich zum ansonsten gleichen Modell ab. Die Ergebnisse der Residuen- und Modellanalyse ist den Abbildungen A-47 bis A-53 in der Anlage 10 zu entnehmen.

### Modelle aller Unfälle mit Personenschaden ohne nichtmotorisierte Verkehrsbeteiligung $U_{\text{mot}}(P)$

An 749 der insgesamt 1.347 Unfälle mit Personenschaden – einem Anteil von 59 % – waren ausschließlich motorisierte Verkehrsteilnehmer beteiligt. Das Modell dieses Unfallteilkollektivs ist in Tabelle 7-10 aufgeführt.

**Tabelle 7-10: Unfallhäufigkeitsmodell (Unfälle pro Jahr) der Unfälle mit Personenschaden mit ausschließlich motorisierter Verkehrsbeteiligung an signalgeregelten Verkehrsknotenpunkten ( $U_{\text{mot}}(P)_{\text{VKP}_{\text{sig}}}$ )**

$U_{\text{mot}}(P)_{\text{VKP}_{\text{sig}}}$ (U(P) = 794)	Parameter	Koeffizient <sup>a</sup>		Std.- fehler	95% - K.-intervall		p <sup>b</sup>	neg. Binomialverteilung			Poisson-Verteilung		
					Min.	Max.		Vert.- param.	Pear- son $\chi^2$	AIC <sub>c</sub>	Pear- son $\chi^2$	df	$\chi^2/\text{df}$
Nullmodell	Konstante	0,133	n.s.	0,098	-0,059	0,325	-	1,163	137,9	792	1.054,3	138	7,640
Exposition + Verkehr	Konstante	-12,747	***	1,493	-15,673	-9,822	$\leq 0,001$	0,354	135,1	696	395,3	135	2,924
	ln(DTV)	1,280	***	0,145	0,997	1,563	$\leq 0,001$						
	$Q_{\text{ver}}$	-0,112	***	0,031	-0,172	-0,052	$\leq 0,001$						
	Form = 1	0					$\leq 0,05$						
	Form = 0	-0,389	*	0,193	-0,768	-0,010							
Umfeld + Querschnitt	Konstante	-10,158	***	1,744	-13,576	-6,740	$\leq 0,001$	0,296	134,1	690	351,0	134	2,619
	ln(DTV)	1,077	***	0,159	0,766	1,388	$\leq 0,001$						
	$Q_{\text{ver}}$	-0,111	***	0,030	-0,169	-0,053	$\leq 0,001$						
	Form = 1	0					$\leq 0,1$						
	Form = 0	-0,321	+	0,185	-0,683	0,042							
	FS <sub>20</sub> = 1	0					$\leq 0,05$						
	FS <sub>20</sub> = 0	-0,577	*	0,229	-1,025	-0,128							

<sup>a</sup> Schätzung basierend auf der angepassten negativen Binomialverteilung; Wald-Test der Koeffizienten: +  $p \leq 0,1$ ; \*  $p \leq 0,05$ ; \*\*  $p \leq 0,01$ ; \*\*\*  $p \leq 0,001$ , n.s. = nicht signifikant

<sup>b</sup> Signifikanz der Modelleffekte (basierend auf dem Likelihood-Ratio-Test)

Die Erkenntnisse aus der Modellbildung lassen sich wie folgt zusammenfassen:

- Mit einem Quotienten  $\chi^2/\text{df} = 2,62$  weist das Modell Überdispersion in einem ähnlichen Maß wie das Modell aller U(P) auf.
- Das Modell klärt 76 % der systematischen Varianz auf.
- Neben DTV, Verkehrsstärkeverhältnis  $Q_{\text{ver}}$ , der Knotenpunktform und der Dummy-Variable FS<sub>20</sub> zur Berücksichtigung großer Knotenpunkte lassen sich keine signifikanten Zusammenhänge mit weiteren untersuchten Kenngrößen nachweisen.

Die Ergebnisse der Residuen- und Modellanalyse sind den Abbildungen A-54 bis A-59 in der Anlage 10 zu entnehmen.

### Modelle aller Unfälle mit Personenschaden mit Fußgängerbeteiligung $U_{\text{Fg}}(P)$

Mit 147 Unfällen (ca. 10 % aller U(P)) mit Personenschaden und Fußgängerbeteiligung beruht das entsprechende Modell auf einem geringen jährlichen Mittelwert von 0,22  $U_{\text{Fg}}(P)/(KP \cdot a)$ . Etwa die Hälfte der Knotenpunkte (69 KP) weist keinen Unfall mit Fußgängerbeteiligung und Personenschaden im Betrachtungszeitraum auf. Ein solcher Überschuss an unfallfreien Knotenpunkten kann unter Umständen zu Problemen in der Modellbildung führen (s. hierzu Kapitel 3.2.2).

Das Modell ist in Tabelle 7-11 aufgeführt. Die Ergebnisse der Residuen- und Modellanalyse ist den Abbildungen A-60 bis A-65 in der Anlage 10 zu entnehmen.

**Tabelle 7-11: Unfallhäufigkeitsmodell (Unfälle pro Jahr) aller Unfälle mit Personenschaden mit Fußgängerbeteiligung an signalgeregelten Verkehrsknotenpunkten ( $U_{Fg}(P)_{VKP_{sig}}$ )**

$U_{Fg}(P)_{VKP_{sig}}$ ( $U(P) = 147$ )	Parameter	Koeffizient <sup>a</sup>	Std.- fehler	95% - K.-intervall		$p^b$	neg. Binomialverteilung			Poisson-Verteilung		
				Min.	Max.		Vert.- param.	Pear- son $\chi^2$	AIC <sub>c</sub>	Pear- son $\chi^2$	df	$\chi^2/df$
Nullmodell	Konstante	-1,553 ***	0,123	-1,795	-1,312	-	1,163	138,0	398	307,8	138	2,230
Exposition + Verkehr	Konstante	-7,476 ***	1,736	-10,879	-4,073	$\leq 0,001$	0,652	136,0	371	228,4	136	1,679
	$\ln(DTV_{ij})$	0,664 ***	0,188	0,296	1,033	$\leq 0,001$						
	Form = 1	0				$\leq 0,01$						
	Form = 0	-1,189 **	0,443	-2,058	-0,320							
Umfeld	Konstante	-8,305 ***	1,686	-11,610	-5,001	$\leq 0,001$	0,450	135,0	362	204,7	135	1,516
	$\ln(DTV_{ij})$	0,743 ***	0,181	0,387	1,098	$\leq 0,001$						
	Form = 1	0				$\leq 0,05$						
	Form = 0	-1,070 *	0,435	-1,923	-0,217							
	SOZ	0,348 ***	0,106	0,139	0,556	$\leq 0,001$						

<sup>a</sup> Schätzung basierend auf der angepassten negativen Binomialverteilung; Wald-Test der Koeffizienten: \*  $p \leq 0,05$ ; \*\*  $p \leq 0,01$ ; \*\*\*  $p \leq 0,001$

<sup>b</sup> Signifikanz der Modelleffekte (basierend auf dem Likelihood-Ratio-Test)

Die Modellbildung führt zu folgenden Ergebnissen:

- Die beste Anpassung wird mit Verwendung der Verkehrsstärke der untergeordneten Zufahrten erreicht. Eine Verwendung der Gesamtverkehrsstärke gemeinsam mit dem Verkehrsstärkeverhältnis  $Q_{ver}$  führt zu deutlich schlechteren Ergebnissen.
- Das Endmodell weist mit einem Quotienten  $\chi^2/df = 1,52$  moderate Überdispersion auf.
- Insgesamt werden mit dem Modell 58 % der systematischen Varianz aufgeklärt. Die soziodemografische Umfeldkomponente alleine führt zu einem Erklärungsanteil von 13 %.

Der Ursprung eines bedeutsamen Zusammenhangs zwischen dem Unfallgeschehen mit Fußgängerbeteiligung und den Verkehrsstärken der untergeordneten Zufahrten lichtsignalgeregelter Knotenpunkte lässt sich in der bedingt-verträglichen Freigabe linksabbiegender Kfz-Ströme mit Fußgängern auf parallelen Furten vermuten. Während in übergeordneten Hauptrichtungen linksabbiegender Ströme häufig separat freigegeben werden, werden die Nebenrichtungen in den meisten Fällen in einer gemeinsamen Phase bedient. In der Folge müssen linksabbiegender Fahrzeuge zuerst entgegenkommende Kfz-Ströme und anschließend parallel freigegebene Fußgängerströme durchsetzen. Die daraus entstehenden Konflikte führen in vielen Fällen zu einer erhöhten Unfallzahl.

Die Gegenüberstellung empirischer und prognostizierter jährlicher Unfallhäufigkeiten weist eine im Vergleich zum Wertebereich hohe Streuung auf (s. Tabelle A-60, Anlage 10). Der Verlauf wird von der bereits erwähnten Zahl an Knotenpunkten ohne Unfälle bestimmt.

Das Unfallgeschehen mit Fußgängerbeteiligung wird insbesondere an Knotenpunkten mit einer überdurchschnittlichen Zahl an Unfällen im Betrachtungszeitraum durch das Modell deutlich unterschätzt. In allen Fällen handelt es sich um Unfallhäufungsstellen, an denen örtliche Besonderheiten eine unfall-erhöhende Wirkung haben.

#### Modelle aller Unfälle mit Personenschaden mit Radverkehrsbeteiligung $U_{Rad}(P)$

Im Vergleich zu den Unfällen mit Fußgängerbeteiligung weist das Kollektiv der  $U(P)$  mit Radverkehrsbeteiligung einen deutlich höheren Erwartungswert auf. Im Zeitraum zwischen 2004 und 2008 kam es zu insgesamt 406 dieser Unfälle an signalgeregelten Verkehrsknotenpunkten. Das entsprechende Unfall-

häufigkeitsmodell ist in Tabelle 7-12 aufgeführt, die Ergebnisse der Residuen- und Modellanalyse sind den Abbildungen A-66 bis A-72 in der Anlage 10 zu entnehmen.

**Tabelle 7-12: Unfallhäufigkeitsmodell (Unfälle pro Jahr) aller Unfälle mit Personenschaden mit Radverkehrsbeteiligung an signalgeregelten Verkehrsknotenpunkten ( $U_{\text{Rad(P)}}_{\text{VKP}_{\text{sig}}}$ )**

$U_{\text{Rad(P)}}_{\text{VKP}_{\text{sig}}}$ (U(P) = 406)	Parameter	Koeffizient <sup>a</sup>	Std.- fehler	95% - K.-intervall		p <sup>b</sup>	neg. Binomialverteilung			Poisson-Verteilung		
				Min.	Max.		Vert.- param.	Pear- son $\chi^2$	AIC <sub>c</sub>	Pear- son $\chi^2$	df	$\chi^2/\text{df}$
Nullmodell	Konstante	-0,538 ***	0,097	-0,727	-0,348	-	0,952	138,0	621	521,8	138	3,781
Exposition + Verkehr	Konstante	-12,946 ***	2,027	-16,920	-8,972	≤ 0,001	0,739	136,0	583	368,9	136	2,713
	ln(DTV <sub>H</sub> )	0,788 ***	0,201	0,394	1,181	≤ 0,001						
	ln(DTV <sub>U</sub> )	0,504 ***	0,141	0,228	0,781	≤ 0,001						
Umfeld	Konstante	-12,466 ***	1,859	-16,110	-8,823	≤ 0,001	0,453	134,1	569	307,3	134	2,293
	ln(DTV <sub>H</sub> )	0,796 ***	0,180	0,444	1,148	≤ 0,001						
	ln(DTV <sub>U</sub> )	0,430 ***	0,126	0,183	0,677	≤ 0,001						
	SOZ	0,161 *	0,081	0,002	0,321	≤ 0,05						
	WIR	0,249 ***	0,078	0,096	0,403	≤ 0,001						

<sup>a</sup> Schätzung basierend auf der angepassten negativen Binomialverteilung; Wald-Test der Koeffizienten: \* p ≤ 0,05; \*\* p ≤ 0,01; \*\*\* p ≤ 0,001

<sup>b</sup> Signifikanz der Modelleffekte (basierend auf dem Likelihood-Ratio-Test)

Die Modellbildung führt zu folgenden Ergebnissen:

- Die Häufigkeit von U(P) mit Radverkehrsbeteiligung lässt sich am besten mit getrennter Berücksichtigung des DTV der Haupt- und der Nebenrichtungen als Expositionsgrößen annähern.
- Das Endmodell weist mit einem Quotienten  $\chi^2/\text{df} = 2,29$  Überdispersion auf.
- Die Verkehrsstärken klären 38 % der systematischen Varianz auf. Beide Umfeldkomponenten erklären gemeinsam weitere 15 %.

Die Gegenüberstellung der Modellwerte mit dem empirischen Unfallgeschehen zeigt in allen U(P)-Modellen, dass Knotenpunkte mit einem hohen Unfallgeschehen durch das Modell nicht hinreichend erklärt werden. Solche Punkte lassen sich auch anhand negativer Sprünge in der Kurve kumulierter Response-Residuen nachvollziehen. In allen Fällen handelt es sich um Unfallhäufungsstellen, an denen örtliche Besonderheiten unfallerhöhend wirken. Eine nähere Untersuchung dieser Wirkungen fällt in den Aufgabenbereich der örtlichen Unfalluntersuchung und gehört nicht in den Rahmen dieser Arbeit.

Die Einzelmodelle der nichtmotorisierten Teilkollektive der Unfälle mit Personenschaden liefern nachvollziehbare Ergebnisse, leiden jedoch – insbesondere im Fall der U(P) mit Fußgängerbeteiligung – an einem kleinen Erwartungswert und einer hohen Anzahl unfallfreier Knotenpunkte. Beide Eigenschaften führen unweigerlich zu Problemen bei der Modellschätzung und damit zu einer möglichen Einschränkung deren Validität.

Eine Gegenüberstellung der Erwartungswerte bei Verwendung des Modells aller Unfälle mit Personenschaden ( $U(P)_{\text{VKP}_{\text{sig}}}$ ) und der addierten Werte der beteiligungsfeinen Einzelmodelle zeigt nur geringe Abweichungen. Die Kurve der kumulierten Response-Residuen der addierten Einzelmodelle verläuft kontinuierlich in geringem Abstand unter der des Gesamtmodells und endet im negativen Bereich. Der addierte Erwartungswert überschätzt somit die empirische Unfallhäufigkeit leicht. Eine rechnerisch aufwändige Ermittlung des Gesamtwerts der Unfälle mit Personenschaden mit Hilfe beteiligungsfeiner Modelle erscheint aus empirischen Erwägungen nicht sinnvoll.

### 7.3.2 Modelle für Unfälle mit Sachschaden an signalgeregelten Verkehrsknotenpunkten

Im Betrachtungszeitraum kam es an den untersuchten signalgeregelten Verkehrsknotenpunkten zu 4.926 Unfällen mit Sachschaden. Das entsprechende Unfallmodell ist in Tabelle 7-13 aufgeführt, die Ergebnisse der Residuen- und Modellanalyse sind den Abbildungen A-73 bis A-77 in der Anlage 10 zu entnehmen.

**Tabelle 7-13: Unfallhäufigkeitsmodell (Unfälle pro Jahr) aller Unfälle mit Sachschaden an signalgeregelten Verkehrsknotenpunkten (U(S)\_VKP<sub>sig</sub>)**

U (S)_VKP <sub>sig</sub> (U(S) = 4.926)	Parameter	Koeffizient <sup>a</sup>		Std.- fehler	95% - K.-intervall		p <sup>b</sup>	neg. Binomialverteilung			Poisson-Verteilung			
					Min.	Max.		Vert.- param.	Pear- son $\chi^2$	AIC <sub>c</sub>	Pear- son $\chi^2$	df	$\chi^2/df$	
Nullmodell	Konstante	1,958	***	0,083	1,796	2,121	-	0,925	138,0	1.271	4.662,2	138	33,784	
	Exposition + Verkehr	Konstante	-12,616	***	0,926	-14,431	-10,800	≤ 0,001	0,185	135,8	1.096	976,7	136	7,182
		ln(DTV)	1,429	***	0,090	1,253	1,605	≤ 0,001						
Querschnitt	Q <sub>ver</sub>	-0,081	***	0,014	-0,109	-0,053	≤ 0,001							
	Konstante	-10,603	***	1,052	-12,664	-8,542	≤ 0,001	0,154	135,3	1.086	808,3	135	5,987	
	ln(DTV)	1,275	***	0,096	1,087	1,463	≤ 0,001							
	Q <sub>ver</sub>	-0,077	***	0,013	-0,104	-0,051	≤ 0,001							
	FS <sub>20</sub> = 1	0					≤ 0,001							
FS <sub>20</sub> = 0	-0,496	***	0,150	-0,789	-0,202									

<sup>a</sup> Schätzung basierend auf der angepassten negativen Binomialverteilung; Wald-Test der Koeffizienten: + p ≤ 0,1; \* p ≤ 0,05; \*\* p ≤ 0,01; \*\*\* p ≤ 0,001,

<sup>b</sup> Signifikanz der Modelleffekte (basierend auf dem Likelihood-Ratio-Test)

Wie auch beim Modell aller Unfälle mit Personenschaden erweist sich die Dummy-Variable FS<sub>20</sub> zur Berücksichtigung komplexer Knotenpunkte als hochsignifikant. Im Einzelnen führt die Modellbildung zu folgenden Ergebnissen:

- Bereits eine gemeinsame Berücksichtigung des DTV und des Verkehrsstärkeverhältnisses klärt 81 % der systematischen Varianz im Unfallgeschehen mit Sachschaden auf. Durch Hinzunahme der Dummy-Variable FS<sub>20</sub> steigt der Erklärungsanteil auf 85 %. Die Differenz der AIC ( $\Delta = 10$ ) weist auf eine substantielle Verbesserung des Modells hin.
- Trotz des hohen Anteils an erklärter Varianz weist das Modell mit einem Quotienten  $\chi^2/df$  von nahezu sechs erhebliche Überdispersion auf.
- Eine Unterscheidung der Knotenpunkte nach Einmündungen und Kreuzungen steht in keinem signifikanten Zusammenhang mit der zu erwartenden Unfallzahl.

Insgesamt unterschätzt das Modell das empirische Unfallgeschehen um ca. 50 Unfälle mit Sachschaden (1,1 %). Die Unterschätzung lässt auf einen merklichen Einfluss von Unfallhäufungsstellen schließen.

Das Modell für Unfälle mit Sachschaden mit ausschließlich motorisierter Verkehrsbeteiligung weicht nur geringfügig von dem aller Unfälle mit Sachschaden ab (s. Tabelle A-34, Anlage 10). Der Anteil an allen Sachschadenumfällen an signalgeregelten Verkehrsknotenpunkten liegt bei ca. 97 %.

### 7.3.3 Modelle für Unfälle mit Personenschaden an verkehrszeichengeregelten Verkehrsknotenpunkten

An 67 verkehrszeichengeregelten Knotenpunkten kam es im Betrachtungszeitraum zu 265 Unfällen mit Personenschaden. Dies entspricht einem Mittelwert von 0,8 U(P) pro Knotenpunkt und Jahr. Das Modell

des Gesamtkollektivs ist mit seinen Zwischenschritten in Tabelle 7-14 aufgeführt, die Ergebnisse der Residuen- und Modellanalyse sind den Abbildungen A-78 bis A-82 in der Anlage 11 zu entnehmen.

**Tabelle 7-14: Unfallhäufigkeitsmodell (Unfälle pro Jahr) aller Unfälle mit Personenschaden an verkehrszeichengeregelten Verkehrsknotenpunkten (U(P)\_VKP<sub>vz</sub>)**

U(P)_VKP <sub>vz</sub> (U(P) = 265)	Parameter	Koeffizient <sup>a</sup>		Std.- fehler	95% - K.-intervall		p <sup>b</sup>	neg. Binomialverteilung			Poisson-Verteilung		
					Min.	Max.		Vert.- param.	Pear- son $\chi^2$	AIC <sub>c</sub>	Pear- son $\chi^2$	df	$\chi^2/df$
Nullmodell	Konstante	-0,234	+	0,128	-0,486	0,017	-	0,852	66,0	335	288,0	66	4,364
Exposition + Verkehr	Konstante	-32,535	***	9,241	-50,646	-14,424	≤ 0,001	0,409	63,0	297	161,0	63	2,556
	ln(DTV)	3,535	***	1,049	1,478	5,591	≤ 0,001						
	DTV/10.000	-1,066	+	0,550	-2,145	0,012	≤ 0,05						
	Q <sub>ver</sub>	-0,051	*	0,020	-0,091	-0,012	≤ 0,05						
Querschnitt + weitere	Konstante	-30,223	***	9,028	-47,918	-12,529	≤ 0,001	0,391	62,0	296	152,2	62	2,455
	ln(DTV)	3,329	***	1,021	1,328	5,330	≤ 0,001						
	DTV/10.000	-1,017	+	0,534	-2,063	0,029	≤ 0,1						
	Q <sub>ver</sub>	-0,057	*	0,021	-0,098	-0,016	≤ 0,01						
	FLSA = 1	0					≤ 0,1						
	FLSA = 0	-0,461	+	0,261	-0,973	0,050							

<sup>a</sup> Schätzung basierend auf der angepassten negativen Binomialverteilung; Wald-Test der Koeffizienten: + p ≤ 0,1; \* p < 0,05; \*\* p < 0,01; \*\*\* p < 0,001

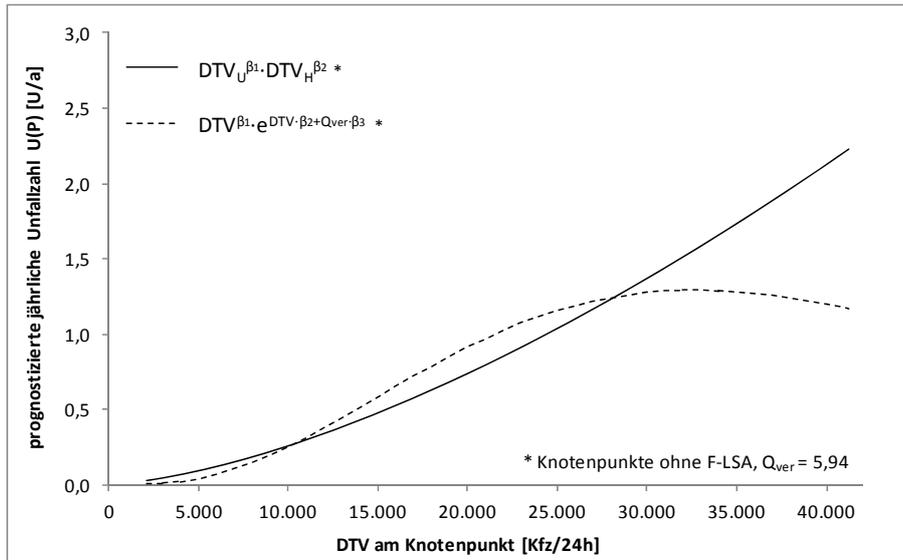
<sup>b</sup> Signifikanz der Modelleffekte (basierend auf dem Likelihood-Ratio-Test)

Folgende Erkenntnisse lassen sich aus der Modellbildung ableiten:

- Die Berücksichtigung des DTV mittels Hoerl-Funktion und der Verwendung des Verkehrsstärkeverhältnisses führt zur besten Anpassungsgüte.
- Knotenpunkte ohne F-LSA weisen – bei sonst gleichen Verkehrsverhältnissen – nur etwa zwei Drittel der Anzahl an Unfällen mit Personenschaden auf wie Knoten mit F-LSA.
- Sowohl das zweite DTV-Glied (p = 0,06) als auch die Variable FLSA (p = 0,08) sind nur auf einem Niveau von 90 % signifikant. Aufgrund der bedeutsamen Verbesserung der Anpassungsgüte bei gleichzeitig plausibler Wirkungsrichtung der Koeffizienten werden beide Größen dennoch in das Modell aufgenommen.
- Das Modell weist mit einem Wert von  $\chi^2/df = 2,46$  Überdispersion auf. Im Vergleich zum Nullmodell klärt das Modell 57 % der systematischen Varianz auf.

Zur Verdeutlichung der Modellfunktion sind die Kurvenverläufe der prognostizierten Unfallhäufigkeiten des gewählten Modells (DTV und Q<sub>ver</sub>) und eines alternativen Modells unter Verwendung von DTV<sub>H</sub> und DTV<sub>U</sub> in Abbildung 7-3 dargestellt. Die Kurven verlaufen innerhalb des empirischen Wertebereichs des DTV zwischen 2.150 und 41.250 Kfz/24h.

Während eine differenzierte Berücksichtigung der Verkehrsstärken über- und untergeordneter Zufahrten einen progressiv steigenden Verlauf der Unfallhäufigkeit mit zunehmenden DTV des gesamten Knotenpunkts beschreiben, steigt die Kurve der gewählten Hoerl-Funktion ab ca. 10.000 Kfz/24h steiler an, um ab ca. 30.000 Kfz/24h zu stagnieren bzw. geringfügig abzufallen. Tendenziell unterschätzt das Modell das Unfallgeschehen im hohen DTV-Bereich ab ca. 30.000 Kfz/24h. Der progressive Verlauf im Modell der getrennten Verkehrsstärken für Haupt- und Nebenrichtungen ist hingegen besser auf diesen – durch wenige Beobachtungen geprägten – Bereich angepasst. Es unterschätzt jedoch den Großteil der Beobachtungen im Bereich zwischen ca. 10.000 und 30.000 Kfz/24h. Die Wahl des Modells erfolgt zugunsten einer höheren Anpassungsgüte im maßgeblichen Einsatzbereich verkehrszeichengeregelter Knotenpunkte.



**Abbildung 7-3:** Verlauf der Erwartungswerte der Unfälle mit Personenschaden über den Knotenpunkt-DTV bei einem Verkehrsstärkeverhältnis von  $DTV_H/DTV_U = 5,94$  an verkehrszeichengeregelten Verkehrsknotenpunkten ohne F-LSA

Eine weitere Differenzierung des Kollektivs der Unfälle mit Personenschaden nach Verkehrsbeteiligung ist nicht sinnvoll. Insbesondere ein Modell für Unfälle mit Fußgängerbeteiligung führt aufgrund eines niedrigen Erwartungswerts bei gleichzeitig geringem Stichprobenumfang zu erheblichen statistischen Problemen.

Insgesamt passierten im Untersuchungsnetz in fünf Jahren lediglich 19 Unfälle mit Personenschaden mit Beteiligung von Fußgängern an verkehrszeichengeregelten Verkehrsknotenpunkten. Der Mittelwert liegt damit bei unter 0,1  $U_{Fg}(P)$  pro Knotenpunkt und Jahr. Zwei Knotenpunkte weisen zwei Unfälle auf, weitere 15 jeweils einen, während die übrigen 50 Knotenpunkte im Betrachtungszeitraum unfallfrei blieben. Die Verteilung der Unfallzahl ist unterzufällig (Unterdispersion) und kann mit den hier angewandten statistischen Verfahren nicht valide geschätzt werden.

Die geschätzten Modelle für die Teilkollektive der Unfälle mit Personenschaden ( $U_{mot}(P)$ ,  $U_{Fg}(P)$ ,  $U_{Rad}(P)$ ) sind der Vollständigkeit halber im Anhang (Tabellen A-39 bis A-41, Anlage 11) aufgeführt. Wenn auch eine quantitative Berechnung eines Erwartungswerts nicht sinnvoll ist, lassen signifikante Einflussgrößen Hinweise auf mögliche Einflüsse zu. Zusammenfassend können die folgenden Ergebnisse abgeleitet werden:

- Verkehrsknotenpunkte mit Fußgänger-LSA weisen ein deutlich erhöhtes Unfallgeschehen mit Fußgängerbeteiligung auf. Auf die zwölf unvollständig signalisierten Knotenpunkte im Kollektiv entfallen zehn Unfälle, während die übrigen neun Unfälle an acht der übrigen 55 Knoten passierten.
- Der Zusammenhang zwischen der gesamten Verkehrsstärke am Knotenpunkt und dem Unfallgeschehen mit Radverkehrsbeteiligung ist aller Voraussicht nach progressiv steigend.

Es ist nicht zulässig, aus dem negativen Koeffizienten der Variable FLSA im  $U(P)$ -Modell einen unfallerhöhenden Einfluss einer Fußgänger-LSA im Sinne eines Wirkungszusammenhangs abzuleiten. Bei einer Stichprobe von lediglich zwölf Knotenpunkten sind grundsätzlich keine verlässlichen Aussagen möglich.

Es ist wahrscheinlich, dass Fußgänger-LSA an solchen Stellen im Netz aufgestellt werden, an denen eine erhöhte Nachfrage des Fußgängerquerverkehrs vorhanden ist oder eine Unfalhhäufungsstelle entschärft

werden soll. Der damit verbundene Auswahlfehler verhindert eine belastbare Interpretation zusätzlich, zumal keine adäquaten Kontrollgrößen (bspw. Verkehrsstärke querender Fußgänger) zur Verfügung stehen.

### 7.3.4 Modelle für Unfälle mit Sachschaden an verkehrszeichengeregelten Verkehrsknotenpunkten

Die Zahl der berücksichtigten Unfälle mit Sachschaden an verkehrszeichengeregelten Verkehrsknoten beläuft sich auf 1.149. Das entsprechende Unfallhäufigkeitsmodell ist in Tabelle 7-15 dargestellt, die Ergebnisse der Residuen- und Modellanalyse sind den Abbildungen A-83 bis A-87 in der Anlage 11 zu entnehmen.

Aus den Ergebnissen der Modellbildung lasen sich folgende Schlüsse ziehen:

- Im Gegensatz zum U(P)-Modell führt die Verwendung der nach über- und untergeordneten Zufahrten differenzierten Verkehrsstärken ( $DTV_H$ ,  $DTV_U$ ) zur besten Anpassung. Gemeinsam ist den Modellen beider Kollektive der unfallerhöhende Einfluss einer Fußgänger-LSA im Knotenbereich.
- Die Koeffizienten des DTV der über- und der untergeordneten Zufahrten nehmen ähnliche Werte an und liegen im Bereich von 0,7. Eine Zunahme des DTV führt zu einer degressiven Zunahme der Zahl der Unfälle mit Sachschaden im Knotenpunktbereich.
- Ausgehend von der Annahme einer Poisson-Verteilung erklärt das Modell insgesamt 69 % der systematischen Varianz. Mit einem Wert des Quotienten  $\chi^2/df$  von über acht ist das Modell von hoher Überdispersion geprägt.

**Tabelle 7-15: Unfallhäufigkeitsmodell (Unfälle pro Jahr) aller Unfälle mit Sachschaden an verkehrszeichengeregelten Verkehrsknotenpunkten (U(S)\_VKP<sub>vz</sub>)**

U(S)_VKP <sub>vz</sub> (U(S) = 1.149)	Parameter	Koeffizient <sup>a</sup>	Std.- fehler	95% - K.-intervall		p <sup>b</sup>	neg. Binomialverteilung			Poisson-Verteilung			
				Min.	Max.		Vert.- param.	Pear- son $\chi^2$	AIC <sub>c</sub>	Pear- son $\chi^2$	df	$\chi^2/df$	
Nullmodell	Konstante	1,233 ***	0,144	0,951	1,514	-	1,327	66,0	524	1.567,7	66	23,753	
	Exposition + Verkehr	Konstante	-12,389 ***	1,821	-15,958	-8,820	≤ 0,001	0,544	64,0	480	616,5	64	9,633
		ln(DTV <sub>H</sub> )	0,822 ***	0,148	0,532	1,113	≤ 0,001						
	ln(DTV <sub>U</sub> )	0,707 ***	0,135	0,442	0,971	≤ 0,001							
Querschnitt + weitere	Konstante	-10,619 ***	1,906	-14,354	-6,883	≤ 0,001	0,509	63,1	476	511,5	63	8,119	
	ln(DTV <sub>H</sub> )	0,699 ***	0,151	0,404	0,995	≤ 0,001							
	ln(DTV <sub>U</sub> )	0,687 ***	0,139	0,415	0,959	≤ 0,001							
	FLSA = 1	0				≤ 0,05							
	FLSA = 0	-0,583 *	0,250	-1,072	-0,093								

<sup>a</sup> Schätzung basierend auf der angepassten negativen Binomialverteilung; Wald-Test der Koeffizienten: + p ≤ 0,1; \* p < 0,05; \*\* p < 0,01; \*\*\* p < 0,001

<sup>b</sup> Signifikanz der Modelleffekte (basierend auf dem Likelihood-Ratio-Test)

Das Modell für Unfälle mit Sachschaden mit ausschließlich motorisierter Verkehrsbeteiligung unterscheidet sich nur geringfügig vom Gesamtmodell (s. Tabelle A-43, Anlage 11). Das Teilkollektiv umfasst 1.122 Unfälle mit Sachschaden und entspricht damit 98 % des Gesamtkollektivs.

## 7.4 Unfallmodelle für Anschlussknotenpunkte

Wie bereits Verkehrsknotenpunkte werden auch verkehrszeichen- und signalgeregelte Anschlussknotenpunkte unterschieden und getrennt modelliert. Das untersuchte Kollektiv umfasst insgesamt 1.214 Knotenpunkte. Der Großteil (1.121) ist verkehrszeichengeregelt, davon 70 gemeinsam mit Fußgänger-LSA

und 35 mit abknickender Vorfahrtregelung. Das Kollektiv signalgeregelter Anschlussknotenpunkte umfasst 82 Knotenpunkte. Elf Knotenpunkte werden bei der differenzierten Modellbildung nicht berücksichtigt. Hierzu gehören zehn Knoten mit Rechts-vor-Links-Regelung und ein Kreisverkehr.

Im Unterschied zu den Verkehrsknotenpunkten liegen für Anschlüsse an das Erschließungsstraßennetz keine Informationen über die Verkehrsstärken der untergeordneten Zufahrten vor. Da ausschließlich der DTV des entsprechenden Streckenabschnitts des Hauptverkehrsstraßennetzes bekannt ist, wird die wahre Exposition in den Modellen nur zum Teil berücksichtigt.

Ein weiterer Unterschied gegenüber den Verkehrsknotenpunkten ergibt sich in der Abgrenzung des lokalen Unfallgeschehens. Während die räumliche Differenzierung von Verkehrsknotenpunkten detailliert anhand des Unfalltyps geschieht, wird das Unfallgeschehen von Anschlussknoten anhand der optischen Abgrenzung räumlicher Unfallcluster unter Berücksichtigung zugrundeliegender Luftbilder vorgenommen. Ungenauigkeiten infolge der Überlagerung von Strecken- und Knotenunfällen können dabei nicht ausgeschlossen werden. Eine genauere Vorgehensweise ist in Anbetracht des erheblichen Aufwands nicht zweckmäßig.

Als unabhängige Variable dienen die Streckeneigenschaften der zuführenden Abschnitte des Streckennetzes (s. Tabelle 7-1) sowie die in Tabelle 7-16 aufgeführten Variablen. Eine ausführliche Zusammenstellung aller untersuchten Variablen und ihrer grundlegenden Verteilungseigenschaften ist der Tabelle A-44 in der Anlage 12 zu entnehmen.

**Tabelle 7-16: Über die Streckenvariablen hinaus untersuchte Variable der Anschlussknotenpunkte**

	Variable	Beschreibung	Niveau	Bereich
Querschnitt + weitere	Sig	Signalisierung des Knotenpunkts	kategorial	0/1
	Form	Knotenpunktform (Einmündung / Kreuzung)	kategorial	0/1
	abkn	abknickende Vorfahrtregelung (ausschl. Sig = 0)	kategorial	0/1
	FLSA	Fußgänger-LSA im Knotenbereich (unvollständig signalisiert; ausschl. Sig = 0)	kategorial	0/1
	LA <sub>H</sub>	Linksabbiegestreifen in den übergeordneten Zufahrten	kategorial	0/1
	LA <sub>U</sub>	Linksabbiegestreifen in den untergeordneten Zufahrten	kategorial	0/1
	RFurt	Radfurten am Knotenpunkt	kategorial	0/1

Eine Gegenüberstellung der Korrelationsmatrizen signalgeregelter (Tabelle A-45, Anlage 12) und verkehrszeichengeregelter Anschlussknotenpunkte (Tabelle A-46, Anlage 12) führt zu folgenden Ergebnissen:

- Die Korrelationen der Streckenvariablen untereinander wurden bereits in Kapitel 7.2 behandelt. Unterschiede in den Werten sind zum einen auf eine Wichtung der Streckenvariablen über die Zahl der Anschlussknotenpunkte jedes Streckenabschnitts, zum anderen auf Unterschiede in der Wahl der Betriebsform der Knotenpunkte in Abhängigkeit von den Streckeneigenschaften zurückzuführen.
- Aufgrund der deutlich kleineren Stichprobe ist die Zahl signifikanter Korrelationen bei den signalgeregelter Anschlussknotenpunkten geringer.
- Die Zusammenhänge zwischen Umfeldvariablen und dem DTV sind bei den signalgeregelter Knotenpunkten überwiegend negativ (nicht signifikant), während die Koeffizienten bei den verkehrszeichengeregelter Knotenpunkten durchweg positiv sind.
- Die Stärken der Zusammenhänge zwischen den Knotenpunktattributen (s. Tabelle 7-16) untereinander und den Streckenvariablen liegen sämtlich unter dem gewählten Grenzwert von 0,5.

### 7.4.1 Unfallhäufigkeitsmodelle signal geregelter Anschlussknotenpunkte

#### Modelle aller Unfälle mit Personenschaden U(P)

An den 83 signalgeregelten Knotenpunkten passierten in fünf Jahren 386 Unfälle mit Personenschaden. Das entsprechende Unfallhäufigkeitsmodell ist in Tabelle 7-17 aufgeführt, die Ergebnisse der Residuen- und Modellanalyse sind den Abbildungen A-88 bis A-94 in der Anlage 12 zu entnehmen.

**Tabelle 7-17: Unfallhäufigkeitsmodell (Unfälle pro Jahr) aller Unfälle mit Personenschaden an signalgeregelten Anschlussknotenpunkten (U(P)\_AKP<sub>sig</sub>)**

U(P)_AKP <sub>sig</sub> (U(P) = 386)	Parameter	Koeffizient <sup>a</sup>		Std.- fehler	95% - K.-intervall		p <sup>b</sup>	neg. Binomialverteilung			Poisson-Verteilung		
					Min.	Max.		Vert.- param.	Pear- son $\chi^2$	AIC <sub>c</sub>	Pear- son $\chi^2$	df	$\chi^2/df$
Nullmodell	Konstante	-0,029	n.s.	0,097	-0,220	0,161	-	0,549	81,0	423	290,4	81	3,585
Exposition + Verkehr	Konstante	-3,848	*	1,575	-6,936	-0,760	≤ 0,05	0,402	78,1	410	221,7	78	2,842
	ln(DTV)	0,387	*	0,163	0,067	0,707	≤ 0,05						
	DTVS/100	0,105	**	0,036	0,033	0,176	≤ 0,01						
	Form = 1	0					≤ 0,01						
	Form = 0	-0,531	**	0,187	-0,898	-0,164							
Umfeld + Querschnitt	Konstante	-3,532	*	1,507	-6,485	-0,578	≤ 0,05	0,340	77,0	402	206,2	77	2,678
	ln(DTV)	0,349	*	0,156	0,044	0,655	≤ 0,05						
	DTVS/100	0,105	**	0,035	0,036	0,174	≤ 0,01						
	Form = 1	0					≤ 0,001						
	Form = 0	-0,644	***	0,183	-1,002	-0,286							
	WIR	0,206	**	0,074	0,061	0,352	≤ 0,01						

<sup>a</sup> Schätzung basierend auf der angepassten negativen Binomialverteilung; Wald-Test der Koeffizienten: + p ≤ 0,1; \* p ≤ 0,05; \*\* p ≤ 0,01; \*\*\* p ≤ 0,001, n.s. = nicht signifikant

<sup>b</sup> Signifikanz der Modelleffekte (basierend auf dem Likelihood-Ratio-Test)

Die Modellbildung führt zu folgenden Ergebnissen:

- Im Verhältnis zum U(P)-Modell für Verkehrsknotenpunkte ist die Varianzerklärung des Modells für Anschlussknotenpunkte gering (35 %).
- Das Endmodell weist mit einem Quotienten  $\chi^2/df = 2,68$  Überdispersion auf.
- Der Einfluss des DTV ist verhältnismäßig schwach ausgeprägt ( $\beta_{DTV} = 0,35$ ). Eine Zunahme des DTV führt zu einer deutlich unterproportionalen Zunahme der Unfallzahl.
- Kreuzungen weisen bei gleichem DTV der Hauptstraße nahezu doppelt so viele Unfälle mit Personenschaden auf wie Einmündungen ( $e^{0,644} = 1,90$ ).
- Neben dem DTV der Straßenbahn erweist sich auch die wirtschaftliche Umfeldkomponente als signifikant. Mit der soziodemografischen Hauptkomponente lässt sich hingegen kein signifikanter Zusammenhang nachweisen.

Für ein Modell mit fünf erklärenden Variablen ist der Stichprobenumfang von 82 Fällen gering. Die Validität des Modells und der geschätzten Regressionskoeffizienten kann daher eingeschränkt sein. Untersuchungen von Greibe 2003 ergeben hingegen stabile Knotenpunktmodelle ab einer Stichprobe von 80 Fällen.

Die beteiligungsfeine Aufteilung der Unfälle mit Personenschaden führt insbesondere bei den Unfällen mit Fußgängerbeteiligung zu einem geringen Mittelwert der Unfalldichte. Auf die 82 Knotenpunkte entfallen innerhalb des fünf Jahre währenden Zeitraums 49 Unfälle mit Personenschaden und Fußgängerbeteiligung. Die mittlere Dichte liegt damit bei 0,12 U(P)/a. Insgesamt 52 Knotenpunkte blieben im

Betrachtungszeitraum unfallfrei. Vor dem Hintergrund dieses Mengengerüsts wird auf eine weitere Bildung von Teilkollektiven verzichtet.

### Modelle aller Unfälle mit Sachschaden U(S)

Das Kollektiv der Unfälle mit Sachschaden an signalgeregelten Anschlussknotenpunkten umfasst 1.386 U(S) in fünf Jahren. Das entwickelte Unfallhäufigkeitsmodell ist in Tabelle 7-18 aufgeführt, die Ergebnisse der Residuen- und Modellanalyse sind den Abbildungen A-95 bis A-100 in der Anlage 12 zu entnehmen.

**Tabelle 7-18: Unfallhäufigkeitsmodell (Unfälle pro Jahr) aller Unfälle mit Sachschaden an signalgeregelten Anschlussknotenpunkten (U(S)\_AKP<sub>sig</sub>)**

U(S)_AKP <sub>sig</sub> (U(S) = 1.386)	Parameter	Koeffizient <sup>a</sup>	Std.-fehler	95% - K.-intervall		p <sup>b</sup>	neg. Binomialverteilung			Poisson-Verteilung		
				Min.	Max.		Vert.-param.	Pearson $\chi^2$	AIC <sub>c</sub>	Pearson $\chi^2$	df	$\chi^2/df$
Nullmodell	Konstante	1,211 ***	0,103	1,009	1,413	-	0,813	81,0	628	1.185,9	81	14,641
Exposition + Verkehr	Konstante	-2,612 n.s.	1,705	-5,954	0,730	≤ 0,001	0,466	78,0	600	732,0	78	9,385
	ln(DTV)	0,399 *	0,176	0,053	0,744	≤ 0,001						
	Form = 1	0				≤ 0,001						
	Form = 0	-10,436 ***	3,098	-16,508	-4,363							
	Int(ln(DTV)-Form[1])	0				≤ 0,001						
	Int(ln(DTV)-Form[0])	1,022 ***	0,314	0,406	1,638							
Umfeld + Querschnitt	Konstante	-2,799 +	1,444	-5,630	0,031	≤ 0,001	0,332	77,1	581	515,0	77	6,688
	ln(DTV)	0,409 **	0,149	0,117	0,700	≤ 0,01						
	Form = 1	0				≤ 0,01						
	Form = 0	-7,942 **	2,778	-13,387	-2,496							
	Int(ln(DTV)-Form[1])	0				≤ 0,01						
	Int(ln(DTV)-Form[0])	0,754 **	0,282	0,201	1,306							
	WIR	0,297 ***	0,069	0,161	0,432	≤ 0,001						

<sup>a</sup> Schätzung basierend auf der angepassten negativen Binomialverteilung; Wald-Test der Koeffizienten: + p ≤ 0,1; \* p ≤ 0,05; \*\* p ≤ 0,01; \*\*\* p ≤ 0,001, n.s. = nicht signifikant

<sup>b</sup> Signifikanz der Modelleffekte (basierend auf dem Likelihood-Ratio-Test)

Die Modellbildung führt zu folgenden Ergebnissen:

- Das endgültige Modell weist erhebliche Überdispersion auf ( $\chi^2/df = 6,69$ ).
- DTV der Strecke, Form des Knotenpunkts und die wirtschaftliche Hauptkomponente klären gemeinsam – unter Berücksichtigung eines Interaktionsterms der Form und des DTV – 58 % der systematischen Varianz auf.
- Während zwischen Unfallzahl und DTV der Strecke im Modell für Kreuzungen ein degressiv steigender Zusammenhang besteht ( $\beta_{DTV} = 0,41$ ), verläuft dieser im Modell für Einmündungen mit Interaktionsterm – ausgehend von einem geringeren Niveau - progressiv steigend ( $\beta_{DTV} = 1,16$ ).

Der letztgenannte Punkt wird in Abbildung 7-4 anhand der entsprechenden Kurven im DTV-Bereich der Verkehrsstraße der untersuchten Knotenpunkte zwischen 3.300 und 43.400 Kfz/24h verdeutlicht.

Bei geringen Verkehrsstärken weisen Kreuzungen eine gegenüber Einmündungen erhöhte Unfallhäufigkeit auf. Mit zunehmenden DTV der Hauptrichtung steigt die Unfallzahl von Kreuzungen degressiv, während die Häufigkeit bei Einmündungen überproportional zunimmt. Beide Kurven schneiden sich bei etwa 37.500 Kfz/24h.

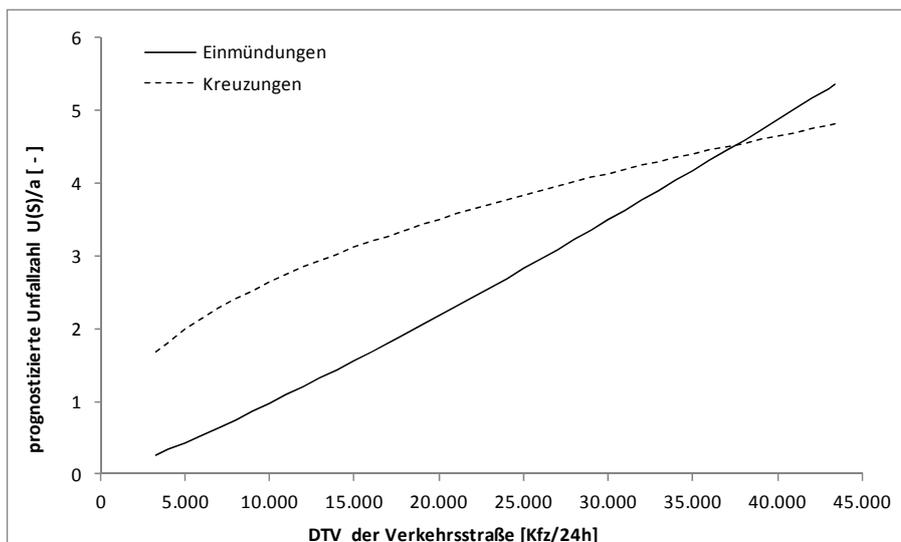


Abbildung 7-4: Verläufe der erwarteten jährlichen Anzahl an Unfällen mit Sachschaden an signalgeregelten Einmündungen und Kreuzungen (Anschlussknotenpunkte)

Die unterschiedlichen Verläufe für Einmündungen und Kreuzungen sind vermutlich auf den Einfluss der – an Anschlussknotenpunkten unbekannt – Verkehrsstärken der untergeordneten Zufahrten zurückzuführen. Je geringer der DTV der durchgehenden Verkehrsstraße ist, desto eher kann von einem bestimmenden Einfluss der untergeordneten Verkehrsstärke ausgegangen werden. Durch die zusätzliche Zufahrt kann an Kreuzungen im Normalfall eine höhere untergeordnete Verkehrsstärke angenommen werden. Dieser Unterschied verliert mit steigendem DTV der Verkehrsstraße an Gewicht, wie sich auch aufgrund der negativen Koeffizienten des Verkehrsstärkeverhältnisses in den Modellen signalgeregelter Verkehrsknotenpunkte zeigt (s. u. a. Tabelle 7-9 und Tabelle 7-13). Somit ergibt sich im Bereich geringer Verkehrsstärken auf der übergeordneten Fahrbahn ein deutlicherer Niveauunterschied zwischen Kreuzungen und Einmündungen als bei hohem DTV der Verkehrsstraße. Vereinfachend kann ab 35.000 Kfz/24h auf der Verkehrsstraße von etwa gleichen Erwartungswerten beider Knotenpunktformen ausgegangen werden.

Vor dem Hintergrund der kleinen Stichprobe ist eine Interpretation der beschriebenen Kurvenverläufe erwarteter Unfallhäufigkeiten von Kreuzungen und Einmündungen über den DTV der Strecke nur eingeschränkt möglich. Es sollte zudem berücksichtigt werden, dass mit den Verkehrsstärken der untergeordneten Zufahrten eine potentiell wichtige Größe zur Berechnung valider Erwartungswerte fehlt.

#### 7.4.2 Unfallhäufigkeitsmodelle verkehrszeichengeregelter Anschlussknotenpunkte

##### Modelle aller Unfälle mit Personenschaden U(P)

An den 1.121 untersuchten verkehrszeichengeregelten Anschlussknotenpunkten geschahen im Betrachtungszeitraum 1.951 Unfälle mit Personenschaden. Im jährlichen Mittel entspricht dies 0,35 Unfällen je Knotenpunkt und Jahr. Das korrespondierende Modell ist in Tabelle 7-19 aufgeführt, die Ergebnisse der Residuen- und Modellanalyse sind den Abbildungen A-101 bis A-109 in der Anlage 12 zu entnehmen.

**Tabelle 7-19: Unfallhäufigkeitsmodell (Unfälle pro Jahr) aller Unfälle mit Personenschaden an verkehrszeichengeregelten Anschlussknotenpunkten (U(P)\_AKP<sub>vz</sub>)**

U(P)_AKP <sub>vz</sub> (U(P) = 1.951)	Parameter	Koeffizient <sup>a</sup>	Std.- fehler	95% - K.-intervall		p <sup>b</sup>	neg. Binomialverteilung			Poisson-Verteilung		
				Min.	Max.		Vert.- param.	Pear- son $\chi^2$	AIC	Pear- son $\chi^2$	df	$\chi^2/df$
Nullmodell	Konstante	-1,055 ***	0,052	-1,157	-0,953	-	2,466	1.120,0	3.960	5.927,0	1120	5,292
Exposition + Verkehr	Konstante	-6,708 ***	1,043	-8,752	-4,664	≤ 0,001	1,564	1.116,8	3.598	3.616,0	1117	3,237
	ln(DTV)	0,675 ***	0,114	0,452	0,898	≤ 0,001						
	Form = 1	0				≤ 0,001						
	Form = 0	-6,932 ***	1,386	-9,648	-4,216							
	Int(ln(DTV)-Form[1])	0				≤ 0,001						
	Int(ln(DTV)-Form[0])	0,615 ***	0,149	0,323	0,907							
Umfeld	Konstante	-5,621 ***	1,053	-7,684	-3,558	≤ 0,001	1,505	1.115,4	3.569	3.490,0	1115	3,130
	ln(DTV)	0,548 ***	0,115	0,322	0,773	≤ 0,001						
	Form = 1	0				≤ 0,001						
	Form = 0	-7,028 ***	1,378	-9,728	-4,328							
	Int(ln(DTV)-Form[1])	0				≤ 0,001						
	Int(ln(DTV)-Form[0])	0,638 ***	0,148	0,347	0,929							
	SOZ	0,137 **	0,053	0,034	0,240	≤ 0,01						
WIR	0,257 ***	0,062	0,136	0,378	≤ 0,001							
Querschnitt + weitere	Konstante	-4,522 ***	1,057	-6,595	-2,450	≤ 0,001	1,387	1.112,9	3.544	3.409,0	1113	3,063
	ln(DTV)	0,555 ***	0,111	0,337	0,773	≤ 0,001						
	Form = 1	0				≤ 0,001						
	Form = 0	-6,829 ***	1,348	-9,472	-4,186							
	Int(ln(DTV)-Form[1])	0				≤ 0,001						
	Int(ln(DTV)-Form[0])	0,617 ***	0,145	0,332	0,901							
	SOZ	0,134 **	0,051	0,034	0,235	≤ 0,01						
	WIR	0,272 ***	0,060	0,153	0,390	≤ 0,001						
	FLSA = 1	0				≤ 0,01						
	FLSA = 0	-0,510 **	0,169	-0,840	-0,179							
	abkn = 1	0				≤ 0,01						
abkn = 0	-0,728 **	0,265	-1,247	-0,209								

<sup>a</sup> Schätzung basierend auf der angepassten negativen Binomialverteilung; Wald-Test der Koeffizienten: + p ≤ 0,1; \* p ≤ 0,05; \*\* p ≤ 0,01; \*\*\* p ≤ 0,001, n.s. = nicht signifikant

<sup>b</sup> Signifikanz der Modelleffekte (basierend auf dem Likelihood-Ratio-Test)

Die Modellbildung führt zu folgenden Ergebnissen:

- Das Regressionsmodell mit dem DTV der Hauptstraße und der Knotenpunktform als unabhängige Variable sowie einem Interaktionsterm klärt 48 % der systematischen Varianz auf. Durch sukzessive Hinzunahme der Umfeldkomponenten und einer Differenzierung der Betriebsform (FLSA, abkn) werden in zwei Schritten jeweils weitere zwei Prozent aufgeklärt. Insgesamt liegt der Anteil aufgeklärter Varianz bei 52 %.
- Das endgültige Modell weist Überdispersion auf ( $\chi^2/df = 3,06$ ).
- Wie bereits bei den signalgeregelten Knotenpunkten weisen Kreuzungen einen degressiven Anstieg der Unfallhäufigkeit mit zunehmenden DTV auf, Einmündungen einen progressiven. Innerhalb des untersuchten DTV-Bereichs kreuzen sich die Kurven jedoch nicht. Die Kurve für die Einmündungen bleibt im gesamten Verlauf (500 – 53.300 Kfz/24h) unterhalb der Werte für Kreuzungen.
- Hinsichtlich der differenzierten Betriebsform weist die abknickende Vorfahrtregelung einen stärker ausgeprägten Zusammenhang mit der Unfallhäufigkeit auf als eine F-LSA im Knotenpunktbereich.

### Modelle aller Unfälle mit Sachschaden U(S)

Das Unfallhäufigkeitsmodell für Unfälle mit Sachschaden beruht auf 6.625 U(S) im Untersuchungszeitraum. Der jährliche Mittelwert liegt damit bei 1,18 U(S) je Knotenpunkt. Das Modell ist mit seinen Entwicklungsschritten in Tabelle 7-20 aufgeführt, die Ergebnisse der Residuen- und Modellanalyse sind den Abbildungen A-110 bis A-118 in der Anlage 12 zu entnehmen.

**Tabelle 7-20: Unfallhäufigkeitsmodell (Unfälle pro Jahr) aller Unfälle mit Sachschaden an verkehrszeichengeregelten Anschlussknotenpunkten (U(S)\_AKP<sub>vz</sub>)**

U(S)_AKP <sub>vz</sub> (U(S) = 6.625)	Parameter	Koeffizient <sup>a</sup>	Std.- fehler	95% - K.-intervall		p <sup>b</sup>	neg. Binomialverteilung			Poisson-Verteilung		
				Min.	Max.		Vert.- param.	Pear- son $\chi^2$	AIC	Pear- son $\chi^2$	df	$\chi^2/df$
Nullmodell	Konstante	0,167 ***	0,045	0,080	0,255	-	2,068	1.120,2	6.402	14.811,1	1120	13,224
Exposition + Verkehr	Konstante	-4,943 ***	0,800	-6,511	-3,375	≤ 0,001	1,254	1.116,8	5.932	8.369,0	1117	7,492
	ln(DTV)	0,609 ***	0,088	0,437	0,781	≤ 0,001						
	Form = 1	0				≤ 0,001						
	Form = 0	-4,713 ***	0,989	-6,653	-2,774							
	Int(ln(DTV)·Form[1])	0				≤ 0,001						
	Int(ln(DTV)·Form[0])	0,401 ***	0,108	0,190	0,612							
Umfeld	Konstante	-3,705	0,792	-5,257	-2,153	≤ 0,001	1,147	1.115,1	5.842	7.805,5	1115	7,000
	ln(DTV)	0,462	0,087	0,292	0,633	≤ 0,001						
	Form = 1	0				≤ 0,001						
	Form = 0	-5,044	0,966	-6,937	-3,151							
	Int(ln(DTV)·Form[1])	0				≤ 0,001						
	Int(ln(DTV)·Form[0])	0,451	0,105	0,245	0,657							
	SOZ	0,177	0,040	0,098	0,255	≤ 0,001						
	WIR	0,327	0,051	0,226	0,427	≤ 0,001						
Querschnitt + weitere	Konstante	-2,848 ***	0,810	-4,435	-1,261	≤ 0,001	1,108	1.112,7	5.816	7.525,0	1113	6,761
	ln(DTV)	0,476 ***	0,086	0,308	0,644	≤ 0,001						
	Form = 1	0				≤ 0,001						
	Form = 0	-4,677 ***	0,960	-6,560	-2,795							
	Int(ln(DTV)·Form[1])	0				≤ 0,001						
	Int(ln(DTV)·Form[0])	0,412 ***	0,105	0,207	0,617							
	SOZ	0,173 ***	0,040	0,095	0,250	≤ 0,001						
	WIR	0,331 ***	0,050	0,232	0,430	≤ 0,001						
	FLSA = 1	0				≤ 0,001						
	FLSA = 0	-0,532 ***	0,139	-0,804	-0,260							
	abkn = 1	0				≤ 0,01						
abkn = 0	-0,514 *	0,204	-0,914	-0,113								

<sup>a</sup> Schätzung basierend auf der angepassten negativen Binomialverteilung; Wald-Test der Koeffizienten: + p ≤ 0,1; \* p ≤ 0,05; \*\* p ≤ 0,01; \*\*\* p ≤ 0,001, n.s. = nicht signifikant

<sup>b</sup> Signifikanz der Modelleffekte (basierend auf dem Likelihood-Ratio-Test)

Die Modellbildung führt zu folgenden Ergebnissen:

- Der Anteil erklärter systematischer Varianz liegt mit 53 % in einer vergleichbaren Größenordnung wie das Modell für Unfälle mit Personenschaden.
- Das endgültige Modell weist erhebliche Überdispersion auf ( $\chi^2/df = 6,76$ ).
- Sowohl an Kreuzungen als auch an Einmündungen steigt die Unfallhäufigkeit mit zunehmenden DTV degressiv an. Kreuzungen weisen im gesamten Kurvenverlauf höhere Unfallhäufigkeiten auf.

Sowohl Knotenpunkte mit abknickender Vorfahrtregelung als auch solche mit Fußgänger-LSA weisen eine um etwa 70 % erhöhte Unfallhäufigkeit gegenüber den weiteren verkehrszeichengeregelten Anschlussknotenpunkten auf.

Die Gegenüberstellung prognostizierter und empirischer Unfallhäufigkeiten (Tabellen A-101 und A-110, Anlage 12) sowie die Verläufe der CURE-Plots (Tabellen A-102 und A-111, Anlage 12) beider Modelle für verkehrszeichengeregelte Anschlussknotenpunkte offenbaren deutliche Schwächen bei der Prognose verlässlicher Erwartungswerte. Als Hauptgrund können die fehlenden Informationen über die Verkehrsstärken der untergeordneten Zufahrten angenommen werden.

## 7.5 Unfallhäufigkeitsmodelle für Annäherungsbereiche

Um verzerrende Einflüsse auf das Unfallgeschehen weitestmöglich auszuschließen, bleiben bei der Modellbildung von den insgesamt 623 Annäherungsbereichen 28 unberücksichtigt, in deren Verlauf sich ein Anschlussknotenpunkt befindet. Das untersuchte Kollektiv umfasst somit 595 Fälle.

Als unabhängige Variable dienen sowohl Strecken- als auch Knotenpunktvariablen (s. Tabellen A-17, A-18, A-26, A-27, A-35, A-36 im Anhang). Alle darüber hinaus berücksichtigten Kenngrößen sind in Tabelle 7-21 aufgeführt. Eine ausführliche Zusammenstellung aller zusätzlich untersuchten Variablen und ihrer grundlegenden Verteilungseigenschaften ist der Tabelle A-51 im Anlage 13 zu entnehmen.

**Tabelle 7-21: Über die Strecken- und Knotenpunktvariablen hinaus untersuchte Variable der Annäherungsbereiche**

Variable	Beschreibung	Niveau	Bereich	
LA <sub>get</sub>	getrennte Linksabbiegersignalisierung	kategorial	0/1	
Betr <sub>di</sub>	Verkehrsregelung der Zufahrt, dichotom (signalisiert, nicht signalisiert)	kategorial	0/1	
Betr <sub>akl</sub>	Verkehrsregelung der Zufahrt, vierklassig (signalisiert ohne und mit getrenntem LA-Signal, verkehrszeichengeregelt über- und untergeordnet)	kategorial	0/1/2/3	
Querschnitt + weitere	VZ <sub>ü</sub>	übergeordnete Zufahrt eines verkehrszeichengeregelten Knotenpunkts	kategorial	0/1
	VZ <sub>u</sub>	untergeordnete Zufahrt eines verkehrszeichengeregelten Knotenpunkts	kategorial	0/1
	TS <sub>ü</sub>	übergeordnete Zufahrt eines teilweise signalisierten Knotenpunkts	kategorial	0/1
	TS <sub>u</sub>	untergeordnete Zufahrt eines teilweise signalisierten Knotenpunkts	kategorial	0/1
	ZuLA <sub>di</sub>	Linksabbiegestreifen in der Zufahrt (kein FS, ≥ 1FS)	kategorial	0/1
	FSDif	Differenz der Fahrstreifenzahl von Knotenpunktzufahrt und angrenzender Strecke	metrisch	0 - 4
	FSDif <sub>di</sub>	FSDif dichotom codiert (≤ 1FS, > 1FS)	kategorial	0/1
	Mt	Mitteltrennung in der Knotenpunktzufahrt	kategorial	0/1
	RA <sub>frei</sub>	freier Rechtsabbieger in der Zufahrt	kategorial	0/1
	Z720	Zeichen 720 in der Knotenpunktzufahrt (bei signalgeregelten Knotenpunkten)	kategorial	0/1

Zur Berücksichtigung des Umfeldeinflusses werden sowohl die Kenngrößen der zugehörigen Strecken, als auch der angrenzenden Knotenpunkte geprüft. Eine eigene Berechnung der Variablen mittels konzentrischer Puffer um die Annäherungsbereiche wird nicht durchgeführt.

Die Analyse der Korrelationen berücksichtigter Variablen zeigt – neben den bereits für Streckenabschnitte und Verkehrsknotenpunkte behandelten – keine Zusammenhänge, die auf die Gefahr von Multikollinearitäten in den Unfallmodellen hinweisen (s. Tabelle A-52, Anlage 13).

Nachfolgend werden die Modelle für alle U(P) und alle U(S) behandelt. Auf eine weitere Unterscheidung der Unfälle mit Personenschaden wird in Anbetracht von insgesamt je 127 U<sub>Fg</sub>(P) und 142 U<sub>Rad</sub>(P) auf 595 Abschnitten verzichtet. Diese genannten Unfallhäufigkeiten entsprechen jährlichen Mittelwerten von 0,04 (U<sub>Fg</sub>(P)) und 0,05 (U<sub>Rad</sub>(P)) pro Abschnitt. Der Anteil der unfallfreien Abschnitte liegt in beiden Fällen bei etwa 85 %.

### Modelle aller Unfälle mit Personenschaden U(P)

Das Unfallhäufigkeitsmodell aller Unfälle mit Personenschaden ist in Tabelle 7-22 aufgeführt. Dem Modell liegt eine empirische Häufigkeit von 657 Unfällen in fünf Jahren zugrunde.

**Tabelle 7-22: Unfallhäufigkeitsmodell (Unfälle pro Jahr) aller Unfälle mit Personenschaden in Annäherungsbereichen vor Verkehrsknotenpunkten (U(P)\_ANB)**

U(P)_ANB (U(P) = 657)	Parameter	Koeffizient <sup>a</sup>	Std.- fehler	95% - K.-intervall		p <sup>b</sup>	neg. Binomialverteilung			Poisson-Verteilung		
				Min.	Max.		Vert.- param.	Pear- son $\chi^2$	AIC	Pear- son $\chi^2$	df	$\chi^2/df$
Nullmodell	Konstante	-1,510 ***	0,059	-1,626	-1,395	-	1,169	593,9	1.735	1.359,8	594	2,289
Exposition + Verkehr	Konstante	-12,305 ***	0,904	-14,076	-10,533	$\leq 0,001$	0,570	591,7	1.531	920,6	592	1,555
	ln(DTV)	1,087 ***	0,092	0,906	1,268	$\leq 0,001$						
	DTVS <sub>sbf</sub> /100	0,076 ***	0,013	0,051	0,102	$\leq 0,001$						
Querschnitt + weitere	Konstante	-12,104 ***	0,924	-13,916	-10,292	$\leq 0,001$	0,618	591,1	1.531	929,3	591	1,572
	ln(DTV)	1,038 ***	0,096	0,849	1,227	$\leq 0,001$						
	DTVS <sub>sbf</sub> /100	0,076 ***	0,013	0,051	0,102	$\leq 0,001$						
	Betr <sub>di</sub> = 1	0				$\leq 0,05$						
	Betr <sub>di</sub> = 0	0,336 *	0,148	0,045	0,627							

<sup>a</sup> Schätzung basierend auf der angepassten negativen Binomialverteilung; Wald-Test der Koeffizienten: +  $p \leq 0,1$ ; \*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$

<sup>b</sup> Signifikanz der Modelleffekte (basierend auf dem Likelihood-Ratio-Test)

Die Modellbildung führt zu folgenden Ergebnissen:

- Das Gesamtmodell weist moderate Überdispersion auf, die jedoch außerhalb des Toleranzbereichs für eine Schätzung mit Poisson-Modellen liegt ( $\chi^2/df = 1,57$ ).
- Der Anteil der durch das Modell aufgeklärten systematischen Varianz beträgt 56 %. Sowohl Erklärungsanteil als auch AIC des Exposition/Verkehr-Modells und des Gesamtmodells sind annähernd gleich.
- Zwischen der Unfallhäufigkeit und den Umfeldgrößen bestehen keine signifikanten Zusammenhänge.
- Der Zusammenhang zwischen Unfallhäufigkeit und DTV ist nahezu linear ( $\beta_{DTV} = 1,04$ ).
- Als weitere verkehrsbezogene Größe zeigt die mittels einem Faktor für straßenbündige Führung modifizierte Stärke des Straßenbahnverkehrs DTVS<sub>sbf</sub> ( $f_{sb} = 2,5$ ) einen signifikanten Zusammenhang.
- Annäherungsbereiche signalisierter Knotenpunktzufahrten weisen eine um ca. 40 % höhere Unfallhäufigkeit auf als Annäherungsbereiche verkehrszeichengeregelter Knotenpunktzufahrten ( $e^{0,336} = 1,40$ ).

Die Ergebnisse der Residuen- und Modellanalyse sind den Abbildungen A-119 bis A-124 in der Anlage 13 zu entnehmen.

Die funktionale Form der Modellgleichung und die Höhe der Koeffizienten sind grundsätzlich plausibel. Auch die erhöhte Häufigkeit von Unfällen mit Personenschaden in signalisierten Zufahrten kann mit den Auffahrunfällen vor den Haltlinien erklärt werden. Insbesondere der nichtlineare Verlauf standardisierter Devianzresiduen über den DTV (s. Tabelle A-122, Anlage 13) gibt jedoch Anlass, die Validität eines eigenständigen U(P)-Modells für Annäherungsbereiche in Zweifel zu ziehen.

Sollte ein eigenständiges Modell gewählt werden, lässt ein Vergleich der AIC-Werte sowohl die Wahl des Modells mit, als auch ohne Berücksichtigung der Vorfahrtregelung (Betr<sub>di</sub>) zu. Sprechen keine fachlichen Gründe für eine Berücksichtigung der Vorfahrtregelung, fällt die Wahl zugunsten des einfacheren

Modells (ohne  $Betr_{di}$ ) aus. Die Entscheidung wird im Rahmen der Modellzusammenfassung (Kapitel 8) behandelt.

Modelle aller Unfälle mit Sachschaden U(S)

Die Datengrundlage für das in Tabelle 7-23 aufgeführte Modell der Unfälle mit Sachschaden umfasst insgesamt 4.744 U(S). Die Ergebnisse der Residuen- und Modellanalyse sind den Abbildungen A-125 bis A-131 in der Anlage 13 zu entnehmen. Die Modellbildung führt zu folgenden Ergebnissen:

- Das Gesamtmodell weist – wie bisher alle Modelle für Unfälle mit Sachschaden – deutliche Überdispersion auf ( $\chi^2/df = 5,55$ ).
- Das Gesamtmodell erklärt mit acht Parametern insgesamt 57 % der systematischen Varianz. Der Erklärungsanteil ist mit dem des Modells für Unfälle mit Personenschaden vergleichbar.
- Die höchste Anpassungsgüte weisen Modelle unter Berücksichtigung des DTV mittels Hoerl-Funktion auf.
- Bei der Schätzung der Zusammenhänge mit den Größen der Umfeldnutzung erweisen sich die Streckenvariablen ausnahmslos als aussagefähiger als die Variablen der Verkehrsknotenpunkte. Die wirtschaftsbezogene Umfeldkomponente (des Streckenabschnitts) erweist sich als signifikant, deren Anteil an der Varianzaufklärung ist jedoch marginal (ca. 1 %).
- Es besteht ein hochsignifikanter Zusammenhang zwischen der vierfach klassierten Verkehrsregelungsart ( $Betr_{4kl}$ ) und der Zahl der Unfälle mit Sachschaden. Gemeinsam mit der Unterscheidung einer straßenbündigen Straßenbahnführung klärt die Vorfahrtregelung nahezu 10 % der systematischen Varianz auf.

**Tabelle 7-23: Unfallhäufigkeitsmodell (Unfälle pro Jahr) aller Unfälle mit Sachschaden in Annäherungsbereichen vor Verkehrsknotenpunkten (U(S)\_ANB)**

U(S)_ANB (U(S) = 4.744)	Parameter	Koeffizient <sup>a</sup>	Std.- fehler	95% - K.-intervall		p <sup>b</sup>	neg. Binomialverteilung			Poisson-Verteilung		
				Min.	Max.		Vert.- param.	Pear- son $\chi^2$	AIC	Pear- son $\chi^2$	df	$\chi^2/df$
Nullmodell	Konstante	0,467 ***	0,050	0,370	0,564	-	1,330	594,2	3.753	6.895,6	594	11,609
Exposition + Verkehr	Konstante	-4,138 ***	1,259	-6,606	-1,670	≤ 0,001	0,911	592,2	3.497	3.923,0	592	6,627
	ln(DTV)	0,403 **	0,149	0,111	0,695	≤ 0,01						
	DTV/10.000	0,371 ***	0,106	0,163	0,578	≤ 0,001						
Umfeld	Konstante	-3,850 ***	1,269	-6,337	-1,363	≤ 0,001	0,909	590,8	3.486	3.850,0	591	6,514
	ln(DTV)	0,369 ***	0,150	0,075	0,663	≤ 0,001						
	DTV/10.000	0,374 ***	0,106	0,165	0,582	≤ 0,001						
	WIR	0,159 ***	0,046	0,068	0,250	≤ 0,001						
Querschnitt + weitere	Konstante	-4,478 ***	1,253	-6,933	-2,022	≤ 0,001	0,718	586,9	3.420	3.256,3	587	5,547
	ln(DTV)	0,404 **	0,147	0,117	0,692	≤ 0,01						
	DTV/10.000	0,351 ***	0,101	0,152	0,549	≤ 0,001						
	WIR	0,121 **	0,042	0,039	0,204	≤ 0,01						
	sb = 1	0				≤ 0,01						
	sb = 0	-0,248 **	0,092	-0,427	-0,068							
	$Betr_{4kl} = 3$	0				≤ 0,001						
	$Betr_{4kl} = 2$	0,949 ***	0,171	0,613	1,285							
	$Betr_{4kl} = 1$	0,717 ***	0,144	0,435	0,999							
$Betr_{4kl} = 0$	0,450 ***	0,119	0,217	0,683								

<sup>a</sup> Schätzung basierend auf der angepassten negativen Binomialverteilung; Wald-Test der Koeffizienten: + p ≤ 0,1; \* p ≤ 0,05; \*\* p ≤ 0,01; \*\*\* p ≤ 0,001,

<sup>b</sup> Signifikanz der Modelleffekte (basierend auf dem Likelihood-Ratio-Test)

Der Zusammenhang zwischen der Vorfahrtregelung in der Zufahrt des angrenzenden Verkehrsknotenpunkts und der Unfallhäufigkeit lässt sich für Unfälle mit Sachschaden feiner differenzieren als bei den Unfällen mit Personenschaden. Der paarweise Kontrast zwischen den Klassen 1 (signalgeregt mit getrenntem Linksabbiegersignal) und 2 (nicht signalisiert, untergeordnete Zufahrt) erweist sich jedoch als nicht signifikant ( $p = 0,2$ ). Die übliche Vorgehensweise würde in diesem Fall eine Zusammenfassung beider Klassen zu einer gemeinsamen bedeuten. Aus folgenden Gründen werden die vier Klassen jedoch beibehalten:

- Es handelt sich bei beiden Klassen um unterschiedliche Verkehrsregelungsarten, deren Zusammenfassung aus fachlicher Sicht keinen Sinn ergibt.
- Der verhältnismäßig geringe Unterschied der Mittelwerte beider Klassen, der letztendlich zur Annahme der Nullhypothese führt, berücksichtigt nicht die großen Unterschiede in den DTV-Bereichen der Abschnitte beider Klassen. Während die Abschnitte der Regelungsart 2 ausschließlich im Verkehrsstärkebereich zwischen 500 und 20.900 Kfz/24 h auftreten, umfasst die empirische Grundlage der Regelungsart 1 den Bereich zwischen 3.200 und 55.200 Kfz/24h. Den ähnlichen Mittelwerten liegen demnach sehr unterschiedliche Spannweiten zugrunde.

Die dargestellten Modelle berechnen Erwartungswerte für Annäherungsbereiche als eigenständige Netzelemente. Gegen eine solche Vorgehensweise bei der Berechnung der Unfallhäufigkeit für (Teil-)Netze sprechen die folgenden Gründe:

- Bei der Verwendung eigenständiger Modelle wird außer Acht gelassen, dass es sich bei den Annäherungsbereichen stets um Teile korrespondierender Streckenabschnitte handelt. Deren spezifisches Sicherheitsniveau hat vermutlich einen Einfluss auf die Unfallhäufigkeit des Annäherungsbereichs.
- Der Einfluss der Strecke auf den Annäherungsbereich wird aller Voraussicht nach umso bedeutsamer, je geringer der Einfluss der Verkehrsregelungsart in der Zufahrt ist.
- Die Verfahrensweise macht die Berechnung einer größeren Zahl an Modellen notwendig. Günstiger im Sinne einer Verringerung des Rechenaufwands wäre die Berechnung von Zuschlägen oder Faktoren zu den Ergebnissen der Knoten- bzw. Streckenmodelle.

In Kapitel 8.2 werden aus den genannten Gründen Alternativen zur Schätzung der Unfallhäufigkeit im Zusammenhang mit den angrenzenden Netzelementen untersucht.

## 7.6 Gemeinsame Bewertung der Einzelmodelle

### 7.6.1 Gegenüberstellung der Einzelmodelle

Alle untersuchten Modelle weisen Überdispersion auf und werden daher auf Basis der negativen Binomialverteilung geschätzt. Über alle Netzelemente hinweg weisen die Modelle für Unfälle mit Sachschaden eine deutlich geringere Anpassung an die Poisson-Verteilung auf als Modelle der Unfälle mit Personenschaden (s. Tabelle 7-24). Der Wertebereich des Quotienten aus Pearson- $\chi^2$  und Anzahl der Freiheitsgrade reicht bei den U(P)-Modellen von 1,6 (Annäherungsbereiche) bis 3,0 (verkehrszeichengeregelte Anschlussknotenpunkte). Die Werte bewegen sich bei den U(S)-Modellen zwischen 5,5 (Annäherungsbereiche) und 8,1 (verkehrszeichengeregelte Verkehrsknotenpunkte).

Die geringsten Erklärungsanteile an der systematischen Varianz weisen die Modelle der Anschlussknotenpunkte auf, die höchsten die Modelle der Streckenabschnitte. Bei der Gegenüberstellung dieser

Größe ist jedoch zu berücksichtigen, dass sie direkt vom Ausgangsniveau (Varianz im Nullmodell) abhängt und nur unzureichende Information über die endgültige Anpassungsgüte liefert.

Im Vergleich der Modelle der unterschiedlichen Netzelemente lassen sich folgende Erkenntnisse ableiten:

- Bei den Anschlussknotenpunkten erweist sich eine Unterscheidung der Knotenpunktform grundsätzlich als signifikant, teilweise auch als Interaktion mit dem DTV. Diese Größe ist in den Modellen für Verkehrsknotenpunkte hingegen vernachlässigbar. Der Unterschied zwischen Einmündungen und Kreuzungen wird hier zum großen Teil über das Verkehrsstärkeverhältnis bzw. eine Aufteilung in den DTV der über- und der untergeordneten Zufahrten erfasst. Die mangelnde Kenntnis der Verkehrsstärken der untergeordneten Straßen führt zu einem geringeren Erklärungsanteil der systematischen Varianz der AKP-Modelle gegenüber den VKP-Modellen.
- Ein signifikanter Einfluss des ÖPNV bzw. dessen Führung lässt sich ausschließlich bei Strecken, Annäherungsbereichen und signalisierten Anschlussknotenpunkten feststellen. Ein unfallerhöhender Zusammenhang ist bei Verkehrsknotenpunkten und den verkehrszeichengeregelten Anschlussknotenpunkten hingegen nicht nachweisbar.

**Tabelle 7-24: Gegenüberstellung der Modelle der Netzelemente für Unfälle mit Personenschaden U(P) und Unfälle mit Sachschaden U (S)**

Modell	$\chi^2/df$	$V_{erkl}$	$k$ <sup>1)</sup>	Exposition	DTV-Funktion	SOZ <sup>2)</sup>	WIR <sup>2)</sup>	ÖPNV	weitere Variable	
U(P)	STR	1,91	75 %	6	DTV	$DTV^\alpha$	0,10	0,15	Halte_F_D, MI	-
	ANB	1,58	56 %	4	DTV	$DTV^\alpha$	-	-	$DTVS_{sbf}$	$Betr_{di}$
	AKP <sub>sig</sub>	2,68	35 %	5	DTV	$DTV^\alpha$	-	0,21	DTVS	Form
	AKP <sub>vz</sub>	3,04	52 %	8	DTV	$DTV^\alpha \cdot (DTV \cdot Form)^\beta$	0,13	0,27	-	Form, FLSA, abkn
	VKP <sub>sig</sub>	2,82	76 %	6	DTV	$DTV^\alpha \cdot e^{Q_{ver} \cdot \beta}$	0,12	-	-	Form, FS <sub>20</sub>
	VKP <sub>vz</sub>	2,46	57 %	5	DTV	$DTV^\alpha \cdot e^{DTV \cdot \beta + Q_{ver} \cdot \gamma}$	-	-	-	FLSA
U(S)	STR	5,84	81 %	10	L, DTV	$DTV^\alpha \cdot e^{DTV \cdot \beta} \cdot (DTV \cdot sb)^\gamma$	0,09	0,16	sb	$RV_{3kl}$
	ANB	5,54	57 %	8	DTV	$DTV^\alpha \cdot e^{DTV \cdot \beta}$	-	0,12	sb	$Betr_{4kl}$
	AKP <sub>sig</sub>	6,69	58 %	5	DTV	$DTV^\alpha \cdot (DTV \cdot Form)^\beta$	-	0,30	-	Form
	AKP <sub>vz</sub>	6,76	53 %	8	DTV	$DTV^\alpha \cdot (DTV \cdot Form)^\beta$	0,17	0,33	-	Form, FLSA, abkn
	VKP <sub>sig</sub>	5,99	85 %	4	DTV	$DTV^\alpha \cdot e^{Q_{ver} \cdot \beta}$	-	-	-	FS <sub>20</sub>
	VKP <sub>vz</sub>	8,12	69 %	4	DTV	$DTV_H^\alpha \cdot DTV_U^\beta$	-	-	-	FLSA

<sup>1)</sup> Anzahl der Parameter im Modell

<sup>2)</sup> Regressionskoeffizienten

Ein Vergleich der Modelle für Streckenabschnitte und Anschlussknotenpunkte führt zu folgenden Ergebnissen:

- Modelle für Anschlussknotenpunkte weisen grundsätzlich eine geringere Anpassungsgüte auf als entsprechende Modelle für Streckenabschnitte.
- Sowohl bei Streckenabschnitten als auch bei Anschlussknotenpunkten besteht ein signifikanter Zusammenhang zwischen Kenngrößen der Umfeldnutzung und der Unfallhäufigkeit. Die Regressionskoeffizienten nehmen dabei an Anschlussknotenpunkten höhere Werte an.

Eine Vereinfachung der Modellanwendung durch die Schätzung gemeinsamer Modelle für Streckenabschnitte und Anschlussknotenpunkte wird in Kapitel 8.1 untersucht.

Eine Gegenüberstellung der Modelle für Streckenabschnitte und Annäherungsbereiche führt darüber hinaus zu folgenden Ergebnissen:

- Bis auf eine signifikante Interaktion zwischen dem DTV und einem straßenbündigen Gleiskörper im Modell U(S)\_STR gleichen sich die Modelle für Strecken und für Annäherungsbereiche grundsätzlich hinsichtlich ihrer funktionalen Berücksichtigung des DTV.
- In den Modellen beider Netzelemente erweisen sich ähnliche Kenngrößen des ÖPNV als signifikant.

Neben den beschriebenen Streckenvariablen berücksichtigen die Modelle für Annäherungsbereiche die Art der Verkehrsregelung in der Knotenpunktzufahrt. Weitere Größen der Verkehrsknotenpunkte besitzen keinen signifikanten Einfluss.

Die Möglichkeit zur Vereinfachung durch die Zusammenfassung der Modelle für Annäherungsbereiche und Streckenabschnitte wird in Kapitel 8.2 behandelt.

### 7.6.2 Gegenüberstellung der Modelle für beteiligungsfeine Teilkollektive der Unfälle mit Personenschaden

Eine Schätzung beteiligungsfeiner Teilkollektive der Unfälle mit Personenschaden  $U_{mot}(P)$ ,  $U_{Fg}(P)$  und  $U_{Rad}(P)$  führt in vielen Fällen zu geringen Erwartungswerten und einer erhöhten Anzahl an Netzelementen ohne einen Unfall im Betrachtungszeitraum. Die damit verbundenen Probleme bei der statistischen Beschreibung wurden in Kapitel 3 beschrieben.

Aufgrund des empirischen Mengengerüsts erscheinen ausschließlich die Teilmodelle für Streckenabschnitte und für signalgeregelte Verkehrsknotenpunkte quantitativ belastbar. Die Modelle sind in den Kapiteln 7.2.1 und 7.3.1 beschrieben und verkürzt in Tabelle 7-25 dargestellt.

**Tabelle 7-25: Gegenüberstellung der Modelle für Streckenabschnitte und signalgeregelte Verkehrsknotenpunkte der beteiligungsfeinen U(P)-Kollektive**

Modell	$\chi^2/df$	$V_{erkl}$	$k$ <sup>1)</sup>	Expo- sition	DTV-Funktion	SOZ <sup>2)</sup>	WIR <sup>2)</sup>	ÖPNV	weitere Variable	
$U_{Fg}(P)$	STR	1,32	86%	6	DTV	$DTV^\alpha$	0,29	0,30	Halte_F_D, MI	-
	VKPsig	1,52	58%	4	DTV	$DTV_U^\alpha$	0,35	-	-	Form
$U_{Rad}(P)$	STR	1,81	44%	5	DTV	$DTV^\alpha$	0,16	0,19	sb	-
	VKPsig	2,29	53%	5	DTV	$DTV_H^\alpha \cdot DTV_U^\beta$	0,16	0,25	-	-
$U_{mot}(P)$	STR	1,33	79%	5	DTV	$DTV^\alpha \cdot e^{DTV \cdot \beta} \cdot (DTV \cdot sb)^y$	-	0,12	sb	-
	VKPsig	2,62	76%	4	DTV	$DTV^\alpha \cdot e^{Q_{ver} \cdot \beta}$	-	-	-	Form, FS <sub>20</sub>

<sup>1)</sup> Anzahl der Parameter im Modell

<sup>2)</sup> Regressionskoeffizienten

Die Gegenüberstellung der Modelle führt zu folgenden Ergebnissen:

- Die Zusammenhänge zwischen der Unfallhäufigkeit und dem Umfeld sind bei den nichtmotorisierten Kollektiven deutlich stärker ausgeprägt als bei Unfällen mit ausschließlich motorisierter Verkehrs-beteiligung.
- Auf Streckenabschnitten ist der Einfluss des Umfelds auf Unfälle mit Fußgängerbeteiligung deutlich stärker ausgeprägt als der Einfluss auf Unfälle mit Radverkehrsbeteiligung. Dies ist auch für die soziodemografische Komponente für signalgeregelte Verkehrsknotenpunkte festzustellen.

- Auf Streckenabschnitten ist in allen Kollektiven ein Zusammenhang mit der Führung des schienengebundenen ÖPNV signifikant nachweisbar.
- Der Zusammenhang zwischen der gewichteten Anzahl der ÖPNV-Halte (Halte\_F\_D) und Unfällen mit Personenschaden auf Streckenabschnitten ist auf das Teilkollektiv der Unfälle mit Fußgängerbeteiligung zurückzuführen.

Trotz deren mangelnder Belastbarkeit lassen auch die Modelle der beteiligungsfeinen U(P)-Kollektive Rückschlüsse auf wirksame Einflüsse auf das Unfallgeschehen mit nichtmotorisierter Verkehrsbeteiligung zu. Folgende qualitative Aussagen lassen sich ableiten:

- Ähnlich wie bei den Streckenabschnitten zeigen sich auch in Annäherungsbereichen starke Zusammenhänge zwischen einer straßenbündigen Führung des schienengebundenen ÖPNV und dem Unfallgeschehen mit Fußgänger- und mit Radverkehrsbeteiligung. Ein solcher Zusammenhang ist bei Unfällen mit ausschließlich motorisierter Verkehrsbeteiligung nicht nachweisbar.
- Es lässt sich ein deutlicher Zusammenhang zwischen  $U_{Fg}(P)$  in Annäherungsbereichen und der Bevölkerungsdichte (VHG\_3 und EW\_gew) der entsprechenden Strecke nachweisen.

Aus den genannten Gründen der Modellgüte ist eine vollständige Berechnung der Erwartungswerte von Unfällen mit Personenschaden mit nichtmotorisierter Verkehrsbeteiligung nicht möglich. Bislang können die Modelle für Strecken und signalgeregelte Verkehrsknotenpunkte einer vertieften Analyse des nichtmotorisierten Unfallgeschehens mit Personenschaden dienen.

Über die aktuelle Arbeit hinaus ist eine Entwicklung vollständiger Netzmodelle für das Unfallgeschehen nichtmotorisierter Verkehrsteilnehmer fachlich sinnvoll. Empfehlenswert wäre die Untersuchung einer breiteren empirischen Datengrundlage ausgehend von den vorgestellten Ergebnissen. Das weitere Vorgehen in dieser Arbeit beschränkt sich hingegen auf die Entwicklung gemeinsamer Netzmodelle für alle Unfälle mit Personenschaden und für alle Unfälle mit Sachschaden.

### 7.6.3 Einfluss des Umfelds auf die Netzelemente

Aus den vorangegangenen Gegenüberstellungen wird bereits deutlich, dass

- ein Zusammenhang zwischen Unfallgeschehen und Kenngrößen des Umfelds bei nichtmotorisierter Verkehrsbeteiligung deutlich stärker ausgeprägt ist als bei ausschließlich motorisierter und
- der Einfluss des Umfelds auf das Unfallgeschehen von Streckenabschnitten ein größeres Gewicht besitzt als auf das der Verkehrsknotenpunkte.

Beide Umfeldkomponenten gemeinsam klären im Streckenmodell für Unfälle mit Personenschaden und Fußgängerbeteiligung ( $U_{Fg}(P)_{STR}$ ) 16 % der systematischen Varianz auf. Im Vergleich trägt der DTV in diesem Modell 24 % bei. Die generierten Umfeldgrößen eignen sich demzufolge durchaus, fehlende Informationen über das Verkehrsaufkommen des Fußgängerverkehrs teilweise zu substituieren.

Der Anteil aufgeklärter systematischer Varianz liegt bei signalisierten Verkehrsknotenpunkten mit 13 % in einem ähnlichen Bereich, jedoch erweist sich in diesen Fällen allein die soziodemografische Komponente als signifikant. Das Fehlen des wirtschaftlichen Einflusses (Arbeitsplätze und Verkaufsflächen) lässt sich zum Teil anhand der Netzstruktur begründen. In der Innenstadt wird das größte Aufkommen zu Fuß über die Fußgängerzone (Prager Straße) außerhalb von Verkehrsknotenpunkten geführt. Die Verkehrsknotenpunkte im wirtschaftlichen Zentrum der Stadt besitzen zudem in vielen Fällen eine beträchtliche

räumliche Ausdehnung. In der Folge werden die Hauptverkehrsstraßen häufig außerhalb von Knotenpunkten gequert.

Der Anteil an der Varianzaufklärung liegt bei den Modellen für  $U_{\text{Rad}}(P)$  zwischen 10 % ( $U_{\text{Rad}}(P)_{\text{STR}}$ ) und 15 % ( $U_{\text{Rad}}(P)_{\text{VKP}_{\text{sig}}}$ ). Die insgesamt geringere Varianzerklärung der Modelle für das Unfallgeschehen mit Radverkehrsbeteiligung gegenüber den  $U_{\text{Fg}}(P)$ -Modellen ist unter anderem auf einen schwächeren Zusammenhang mit dem Aufkommen und der Führungsform des schienengebundenen ÖPNV zurückzuführen.

Von den aus den Strukturgrößen des Verkehrsmodells gewonnenen Kenngrößen des Umfelds weisen die Hauptkomponenten SOZ und WIR in den tabellarisch aufgeführten Modellen ausnahmslos die höchste Signifikanz auf und führen dabei zur besten Anpassungsgüte. Die Wiedergabe der Korrelationsstruktur der Umfeldgrößen mit Hilfe der Hauptkomponentenanalyse ist grundsätzlich sinnvoll im Sinne der Modellrechnung.

Sofern sich die Umfeldkomponenten als signifikant erweisen, lassen sich diese wiederum durch die Größen  $EW_{\text{gew}}$  (für SOZ) und  $AP_{\text{III}}$  (für WIR) ersetzen. Die so berechneten Modelle weisen in der Regel nur eine wenig schlechtere Anpassungsgüte auf. Die Berücksichtigung der aus den zu Fuß zurückgelegten Wegen des SrV-Datensatzes abgeleiteten Nutzerstruktur zur Wichtung der Einwohnerzahl ( $EW_{\text{gew}}$ ) erweist sich ebenfalls als sinnvoll. Auch wenn der Informationsgewinn im Modell durch diesen Schritt - im Vergleich zur Verwendung der gesamten Einwohnerdichte  $EW_{\text{ges}}$  - gering ist, bestätigen die Ergebnisse den angenommenen Zusammenhang zwischen der Bevölkerungsstruktur des Umfelds und deren Einfluss auf das Unfallgeschehen im nichtmotorisierten Verkehr.

Eine vergleichende Gegenüberstellung der dargestellten Modelle mit solchen unter Verwendung des Umfeldfaktors KLF nach Schüller 2010 führt zu folgenden Ergebnissen:

- Der Umfeldfaktor KLF erweist sich in den Unfallmodellen der Streckenabschnitte in den Fällen signifikant, in denen auch die soziodemografische Hauptkomponente SOZ signifikant ist.
- Der Umfeldfaktor KLF führt in diesen Fällen zu einer besseren Anpassungsgüte als die Komponente SOZ. Gemeinsam führen SOZ und WIR zu einer ähnlich hohen oder besseren Anpassungsgüte wie die Verwendung von KLF.
- Eine geringfügig bessere Anpassungsgüte wird – in den Fällen, in denen ein signifikanter Zusammenhang besteht – bei gleichzeitiger Verwendung von KLF und WIR erzielt.
- Eine gemeinsame Verwendung von KLF und SOZ ist aufgrund der starken Zusammenhänge beider Größen nicht sinnvoll.

Der anhand der angrenzenden Bebauung ermittelte Umfeldfaktor KLF gibt den Bezug der soziodemografischen Umfeldstruktur zum Unfallgeschehen voraussichtlich besser wieder als die flächenhaft gewonnenen Bevölkerungsdichten und deren Hauptkomponente SOZ. Die angrenzende Nutzung entlang der Straße scheint in einem engeren Zusammenhang mit dem Unfallgeschehen zu stehen.

Die Struktur der wirtschaftlichen Nutzung und deren Bezug zum Unfallgeschehen werden hingegen mittels flächenhafter Auswertung der Strukturgrößen besser wiedergegeben als der direkt angrenzende Geschäftsbesatz der Straßenrandbebauung.

Vor dem Hintergrund der Modellanwendung und der weiteren Verfahrensentwicklung ist zu berücksichtigen, dass

- die Datengrundlage zur flächenhaften Auswertung der Strukturgrößen im Fall eines vorhandenen Verkehrsmodells vorliegen, während der Umfeldfaktor nach Schüller 2010 im Normalfall gesondert erhoben werden muss und
- die Berechnung des KLF ausschließlich für Strecken vorgenommen wird, während die flächenhafte Auswertung der Strukturgrößen auch für Knotenpunkte erfolgen kann.

Der letztgenannte Punkt fällt insofern nicht ins Gewicht, da auch die Komponenten SOZ und WIR lediglich bei den beteiligungsfeinen U(P)-Modellen für Verkehrsknotenpunkte einen nennenswerten Erklärungsanteil liefern. Im U(P)-Modell für Verkehrsknotenpunkte ist der Erklärungsanteil marginal (1 %), im U(S)-Modell lässt sich kein signifikanter Zusammenhang zwischen Unfallhäufigkeit und den Umfeldkomponenten feststellen.

Im Hinblick auf eine Minimierung des Arbeitsaufwands und eine allgemeine Anwendbarkeit des Verfahrens ist vielmehr der erste Punkt entscheidend für die hier getroffene Wahl der Modelle ohne eine Berücksichtigung des Umfeldfaktors KLF. Für zukünftige Anwendungen auf einzelnen Netzabschnitten – bspw. im Rahmen eines zukünftigen Verfahrens im HVS – kann eine Verwendung des KLF durchaus sinnvoll und erforderlich sein.

#### **7.6.4 Analyse einflussreicher Fälle im Netzzusammenhang**

Als einflussreiche Fälle werden im Rahmen dieser Arbeit solche Elemente bezeichnet, deren Testgrößen zur Bestimmung von Ausreißern (Cook-Distanz, Hebelwert, standardisiertes Devianzresiduum) die gesetzten Grenzen überschreiten (s. Anlage 2). Für und Wider eines Ausschlusses möglicher Ausreißer sind grundsätzlich abzuwägen. Für einen Ausschluss spricht eine vermeintlich bessere Modellanpassung an einen Großteil der untersuchten Streckenabschnitte und Knotenpunkte. Gegen dieses Vorgehen spricht der Datenverlust durch die Verringerung der untersuchten Stichprobe.

Die hier verwendeten Maßzahlen zur Detektion einflussreicher Fälle beruhen allein auf der statistischen Auswertung der zugrundeliegenden empirischen Stichprobe. Sie liefern keine Erklärung, warum der betreffende Fall auffällig ist. Da das Ziel der Modellbildung eine möglichst einfache und gleichzeitig zutreffende Abbildung realer Zusammenhänge ist, sollte der Ausschluss eines Falls sachlich begründet sein. Solange die Auffälligkeit eines Falls nicht auf einen Datenhaltungs- oder Messfehler zurückzuführen ist, muss davon ausgegangen werden, dass es sich hierbei um einen in der Stichprobe unterrepräsentierten Fall handelt, den es ebenfalls durch das Modell zu beschreiben gilt.

Vor dem Hintergrund der gestellten Aufgabe eines Modells zur netzweiten Schätzung von Erwartungswerten der Unfallhäufigkeit bedeutet jeder ausgeschlossene Fall eine Lücke im Modell, die es möglichst zu vermeiden gilt. Der Ausschluss einflussreicher Fälle wird daher nachfolgend anhand einer Analyse der Elemente im Netzzusammenhang geprüft. So sollen zusammenhängende Teilnetze gefunden werden, in denen sich einflussreiche Fälle häufen. Anschließend werden die möglichen Folgen eines Ausschlusses des Teilnetzes für die Modelle quantifiziert.

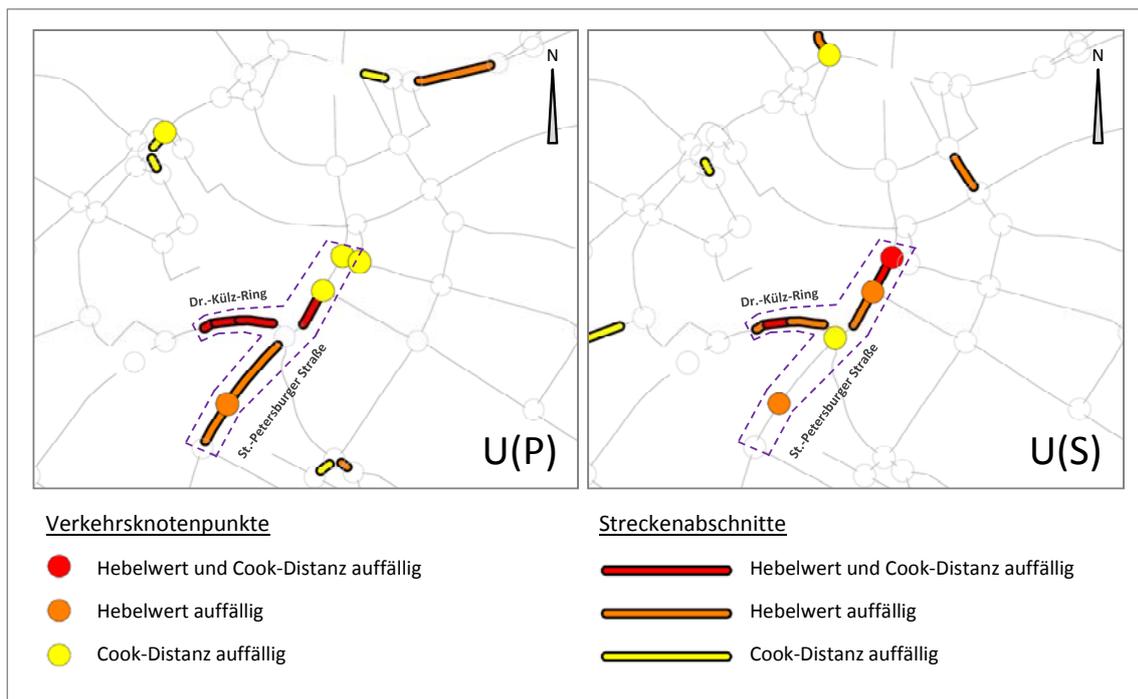
Die Netzelemente werden entsprechend der Modelle untersuchter Unfallkollektive gemeinsam kartiert und nach Art der Auffälligkeit (Hebel + Cook, Hebel, Cook) ausgewertet. In den Fokus rücken dabei Netzelemente, die gleichzeitig die Grenzwerte der Cook-Distanz und des Hebelwerts übertreffen. In solchen Fällen haben die Elemente nicht nur einen bedeutsamen Einfluss auf das Regressionsmodell (bspw. durch auffällig hohe oder niedrige Werte in mehreren unabhängigen Variablen), sondern weisen zudem

eine deutliche Differenz zwischen empirischen Unfallgeschehen und Modellwert auf. Der hohe Einfluss auf das Modell birgt in diesem Fall die Gefahr einer Verzerrung des Modells durch wenige einflussreiche Fälle.

In den Abbildungen A-132 und A-134 in der Anlage 14 sind die Streckenabschnitte und Verkehrsknotenpunkte mit auffälligen Hebelwerten und Cook-Distanzen der Modelle für Unfälle mit Personenschaden und für Unfälle mit Sachschaden dargestellt. Eine Detailansicht des Innenstadtbereichs Dresdens sowohl für die U(P)- als auch die U(S)-Modelle zeigt Abbildung 7-5.

Anhand einer Analyse der einflussreichen Fälle der Modelle für U(P) und U(S) für Streckenabschnitte und Verkehrsknotenpunkte lässt sich ein Teilnetz mit einem erhöhten Einfluss auf die Regressionsmodelle für Unfälle mit Personenschaden abgrenzen (Bereich St.-Petersburger Straße – Dr.-Külz-Ring, gestrichelt begrenzter Bereich in Abbildung 7-5). Das Teilnetz enthält unter anderem

- vier der insgesamt fünf Streckenabschnitte mit auffälligen Hebelwerten und Cook-Distanzen der U(P)-Modelle,
- beide Streckenabschnitte, die bei den Modellen für Unfälle mit Sachschaden gleichzeitig auffällige Hebelwerte und Cook-Distanzen aufweisen und
- fünf (signalgeregelte) Verkehrsknotenpunkte, die sich jeweils in einem der beiden Unfallkollektive als auffällig erweisen.



**Abbildung 7-5:** Ausschnitte des Hauptverkehrsstraßennetzes mit auffälligen Streckenabschnitten und Verkehrsknotenpunkten entsprechend der Modelle für U(P) und U(S) (gestrichelt umrahmt dargestellt das ausgeschlossene Teilnetz zur Bildung des reduzierten Netzes)

Eine Überprüfung der einflussreichen Annäherungsbereiche und Anschlussknotenpunkte (s. Abbildungen A-133 und A-135, Anlage 14) ergibt zudem, dass

- vier der fünf Anschlussknotenpunkte des Dr.-Külz-Rings im Bereich des Teilnetzes (Strecke in Ost-West-Richtung, s. Abbildung 7-5) in den Modellen beider Unfallkollektive (U(P), U(S)) auffällig sind (in drei Fällen Hebelwerte und Cook-Distanzen, in einem Fall Hebelwert), während
- drei Annäherungsbereiche auffällige Hebelwerte bei den Unfällen mit Sachschaden besitzen.

Eine erneute Berechnung der Modelle für U(P) und U(S) für das reduzierte Netz unter Ausschluss des beschriebenen Teilnetzes führt zu folgenden Ergebnissen:

- In allen betroffenen Modellen weichen die Kurven der Unfallmodelle über den DTV mit und ohne Ausreißer nur geringfügig ab.
- Die Anpassungsgüte aller Modelle – bemessen anhand der Quotienten  $\chi^2/df$  des jeweiligen Poisson-Modells – bleibt durch den Ausschluss der Ausreißer nahezu unverändert.
- Bei den Streckenmodellen nimmt der Einfluss der wirtschaftlichen Umfeldkomponente WIR auf die Unfälle mit Personenschaden leicht ab, auf die Unfälle mit Sachschaden hingegen zu.
- Durch den Ausschluss der Verkehrsknotenpunkte im betroffenen Teilnetz sinkt die Zahl der Verkehrsknotenpunkte mit mehr als 20 Fahrstreifen um vier auf sieben. Der Einfluss der entsprechenden Variable FS<sub>20</sub> auf die Modelle für U(P) und für U(S) sinkt auf ein insignifikantes Niveau.
- Im U(P)-Modell signalgeregelter Verkehrsknotenpunkte (U(P)\_VKP<sub>sig</sub>) gewinnt die Unterscheidung der Knotenpunktform (Einmündung/Kreuzung) an Einfluss. Der Unterschied zwischen den Erwartungswerten des vollständigen und des reduzierten Modells sinkt im Fall des maximalen empirischen DTV (48.200 Kfz/24h) unter Annahme des Mittelwerts von Q<sub>ver</sub> (3,14) auf 0,2 U(P) jährlich. Dies entspricht einer Veränderung von 6 %.

Die Auffälligkeiten der weiteren einflussreichen Fälle sind meist auf eine deutliche Überschreitung des Modellwerts durch die empirische Unfallzahl zurückzuführen. Auffällige Knotenpunkte treten bei einer örtlichen Unfalluntersuchung des Straßennetzes Dresdens gleichzeitig als Unfallhäufungsstellen in Erscheinung (s. Aurich et al. 2009), während auffällige Streckenabschnitte eine solche Häufungsstelle in ihrem Verlauf aufweisen.

In diesen Fällen führen vermutlich örtliche Besonderheiten zu einem erhöhten Unfallgeschehen, die es mit dem vorliegenden Modell implizit zu berücksichtigen gilt – auch wenn die einzelnen Umstände durch die verwendeten Parameter nur unzureichend oder gar nicht beschrieben werden können.

Ziel des Netzmodells ist die Beschreibung der flächenhaft wirksamen Einflüsse auf das Unfallgeschehen. Vor dem Hintergrund ausschließlich geringer Unterschiede zwischen den Modellen des vollständigen und des reduzierten Netzes ist der Einfluss der örtlichen Besonderheiten im Gesamtmodell marginal. Im Sinne einer möglichst umfangreichen Untersuchung der flächenhaft wirksamen Einflüsse wird auf einen Ausschluss der potenziellen Ausreißer verzichtet.

## 8 Gemeinsame Modelle zur Berechnung von Teilnetzen

Die Berechnung der Erwartungswerte für (Teil-)Netze von Hauptverkehrsstraßen anhand der differenzierten Modelle erfordert eine Netzeinteilung, wie in Abbildung 8-1 am Beispiel eines Streckenabschnitts zwischen zwei Verkehrsknotenpunkten, dargestellt. Nachfolgend werden ausgehend von den Modellen der einzelnen Netzelemente Vorgehensweisen zur Bestimmung des Unfallgeschehens auf Streckenabschnitten zwischen Verkehrsknotenpunkten entwickelt und interpretiert. Neben einer einfachen additiven Verknüpfung der Einzelmodelle – jeweils getrennt für  $U(P)$  und  $U(S)$  – werden aggregierte Modelle zur Berechnung gemeinsamer Erwartungswerte für Streckenabschnitte, Anschlussknotenpunkte und Annäherungsbereiche abgeleitet.

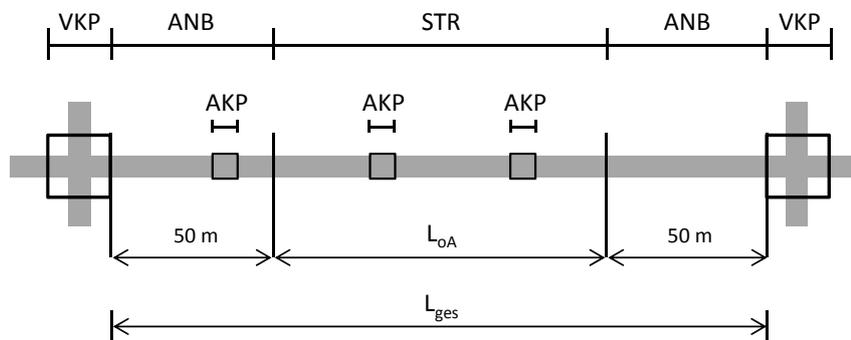


Abbildung 8-1: Darstellung der differenziert modellierten Netzelemente und verwendeten Bezugsängen

Diese aggregierten Modelle sollen einerseits der Vereinfachung des Rechenaufwands – im Gegensatz zu einer Addition der Ergebnisse aller Einzelmodelle - bei der späteren Anwendung dienen, andererseits sollen mögliche Abhängigkeiten angrenzender Netzelemente voneinander besser berücksichtigt werden. Eine Beurteilung der Eignung der verschiedenen Verfahrensansätze erfolgt anhand einer Gegenüberstellung der Residuen.

Eine Unterteilung der Unfallzahlen nach Verkehrsbeteiligungsarten unterbleibt. Die Bewertung der Veränderung des Unfallgeschehens beschränkt sich auf die Häufigkeiten der Unfälle mit Personen- und Sachschaden. Gezielte Fragestellungen zur Beteiligung nichtmotorisierter Verkehrsteilnehmer sollten ausschließlich unter Anwendung der Einzelmodelle für Streckenabschnitte und Verkehrsknotenpunkte beantwortet werden.

Die Zusammenfassung der differenzierten zu aggregierten Modelle betrifft die Streckenabschnitte, Anschlussknotenpunkte und Annäherungsbereiche. Verkehrsknotenpunkte werden in jedem Fall mit Hilfe der differenzierten Modelle aus Kapitel 7.3 abgebildet. Eine Zusammenfassung von Verkehrsknotenpunkten mit angrenzenden Netzelementen führt zwangsläufig zu einem Zuweisungsproblem. Im Fall einer Kreuzung müsste der Verkehrsknotenpunkt entweder einem der vier angrenzenden Streckenabschnitte oder zumindest einer der beiden Achsen zugewiesen werden. Die Erwartungswertberechnung würde in diesem Fall unter Vernachlässigung der Eigenschaften von zwei Zufahrten erfolgen, oder aber keine Vereinfachung mit sich bringen.

Als zielführend erscheint daher auch im aggregierten Ansatz eine Berücksichtigung der Verkehrsknotenpunkte als eigenständige Netzelemente. Durch die Abgrenzung des Knotenbereichs anhand des Unfallgeschehens sowie eine Berücksichtigung von Annäherungsbereichen wird eine größtmögliche Unabhängigkeit von angrenzenden Streckenelementen sichergestellt.

## 8.1 Gemeinsame Modelle für Streckenabschnitte und Anschlussknotenpunkte

Ein Anschlussknotenpunkt ist immer auch ein Teil der Strecke. Aus diesem Grund hängt dessen Unfallhäufigkeit direkt von den Gegebenheiten des entsprechenden Streckenabschnitts ab. Es ist darüber hinaus anzunehmen, dass dieser Zusammenhang über die in den Einzelmodellen berücksichtigten Variablen hinausgeht. Die Folge wären zumindest Abhängigkeiten derjenigen Anschlussknotenpunkte untereinander, die im gleichen Streckenabschnitt liegen.

Ein Hinweis auf mögliche Abhängigkeiten liefert die geografische Analyse der einflussreichen Fälle (s. Kapitel 7.6.4). Auffällige Anschlussknotenpunkte liegen häufig gemeinsam auf einem Streckenabschnitt (s. Abbildungen A-133 und A-135, Anlage 14), sie korrelieren wahrscheinlich. Streng genommen kann in einem solchen Fall nicht mehr von einer Unabhängigkeit der Einzelbeobachtungen ausgegangen werden. Eine Vernachlässigung dieser Korrelationen birgt die Gefahr verzerrter Schätzwerte.

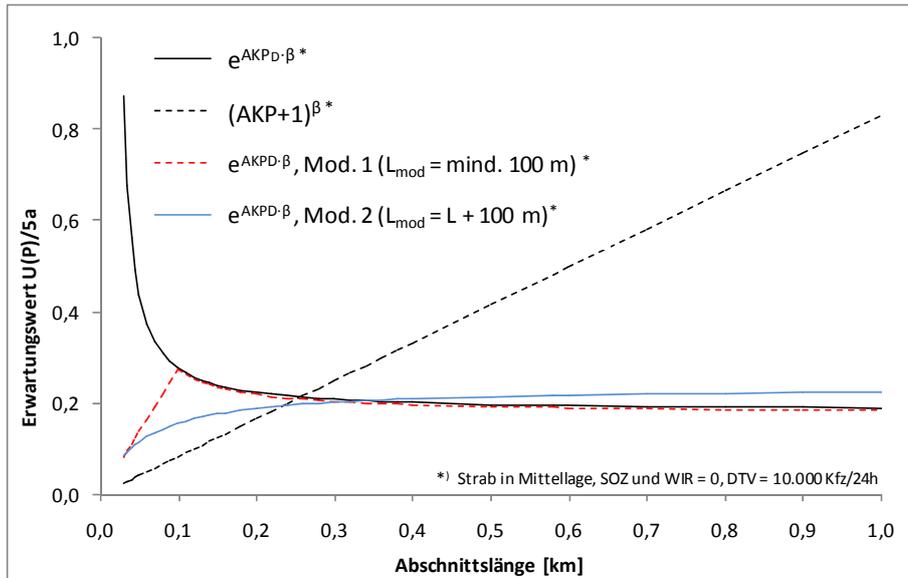
Dem Problem abhängiger Fälle kann entweder durch die Wahl einer adäquaten statistischen Modellgattung (bspw. verallgemeinerte Schätzungsgleichungen - GEE) oder mit einer Berechnung gemeinsamer Modelle für Streckenabschnitte mit Anschlussknotenpunkten begegnet werden.

Für das weitere Vorgehen wird das zweite Vorgehen gewählt. Dafür ausschlaggebend sind die folgenden Gründe:

- Die STR- und AKP-Modelle berücksichtigen zum größten Teil die gleichen Variablen. Den größten Erklärungsanteil am Unfallgeschehen von Anschlussknotenpunkten liefert der DTV des Streckenabschnitts. Eine gemeinsame Modellierung scheint daher grundsätzlich möglich.
- Durch eine ungenaue räumliche Abgrenzung von Anschlussknotenpunkten verursachte Fehler werden durch die Berechnung eines gemeinsamen Modells vermieden.
- Die im GEE berechneten Pseudo-Maximum-Likelihood-Schätzer (PMLE) sind im Vergleich zu den in GLM verwendeten MLE-Schätzern ineffizient (s. Ziegler 2011). In Anbetracht der geringen Varianzaufklärung und Anpassungsgüte der AKP-Modelle ist der Nutzen dieser Methode fraglich.

Die Annahme, Anschlussknotenpunkte besäßen über ihre räumlichen Grenzen hinaus keinen Einfluss auf das Unfallgeschehen des Streckenabschnitts, legt eine additive Berücksichtigung in einem gemeinsamen Unfallmodell nahe. GLM lassen jedoch keine additiven Terme zu, die Modellglieder werden multiplikativ verknüpft.

Grundsätzlich können Anschlussknotenpunkte als Absolutwert (u. a. bei Bindra et al. 2009, Schüller 2010) oder - über die Streckenlänge normiert - als Dichtewert (s. u. a. Bonneson & McCoy 1997, El Bayoumy & Sayed 2006, Greibe 2003, Mountain et al. 1996, Sawalha & Sayed 2001) berücksichtigt werden. Eine Gegenüberstellung beider Verfahrensweisen am Beispiel vergleichbarer Modelle für Unfälle mit Personenschaden erfolgt in Abbildung 8-2. Dargestellt sind die Zunahmen des Erwartungswerts durch einen Anschlussknotenpunkt im Streckenverlauf in Abhängigkeit von der Abschnittslänge.



**Abbildung 8-2:** Zunahme des Erwartungswertes für  $U(P)$  auf Streckenabschnitten durch einen Anschlussknotenpunkt in einem gemeinsamen Modell unter Verwendung der AKP-Dichte im Exponenten (durchgezogene schwarze Linie) sowie der Modifikationen 1 (rote gestrichelte Linie) und 2 (blaue Linie) und der um eins erhöhten Anzahl der AKP als Potenzfunktion (schwarze gestrichelte Linie)

Die Zahl der AKP muss bei der Verwendung als Glied der Potenzfunktion um mindestens eins erhöht werden, da der Logarithmus von null nicht definiert ist und Strecken ohne AKP ansonsten nicht berücksichtigt werden könnten (s. Schüller 2010). Der Einfluss eines Anschlussknotenpunkts auf die Unfallhäufigkeit der Strecke wird in diesem Fall längenabhängig und multiplikativ bestimmt. Die Zunahme der Unfallhäufigkeit durch einen Anschlussknotenpunkt im Streckenverlauf steigt in der Folge linear mit der Länge des Streckenabschnitts. Somit hätte derselbe Anschlussknotenpunkt auf einem langen Streckenabschnitt eine größere Unfallzunahme zu Folge als auf einem kurzen (s. Abbildung 8-2, gestrichelte schwarze Kurve).

Durch Normieren der Zahl der Anschlussknotenpunkte über die Streckenlänge wird der punktuelle Einfluss der Knotenpunkte besser wiedergegeben. Probleme treten jedoch bei kurzen Abschnittslängen auf. Durch den kleinen Wert des Nenners wird der Quotient sehr groß und führt zu einem progressiven Anstieg des Erwartungswertes mit einer Abnahme der Länge (s. Abbildung 8-2, durchgezogene schwarze Kurve).

Abgesehen von dem Bereich kleiner Abschnittslängen zeigt die Verwendung der Anschlussknotenpunktdichte plausible Ergebnisse und ist den Absolutwerten vorzuziehen. Für die Anpassung der Längenproblematik werden zwei Modifikationen untersucht:

- Erhöhung aller Abschnittslängen kleiner 100 m bei der Berechnung der AKP-Dichte auf  $L_{\text{mod}} = 100$  m (Mod. 1)
- Erhöhung aller Abschnittslängen bei der Berechnung der AKP-Dichten um 100 m (Mod. 2)

Die erste Vorgehensweise – bereits von Schüller & Ebersbach 2009 in ähnlicher Weise im Zusammenhang mit der Sicherheitsanalyse nach ESN (FGSV 2003) vorgeschlagen – führt zu einem Abfall der Häufigkeitskurve bei Längen kleiner 100 m (s. Abbildung 8-2, rote Kurve). Darüber hinaus folgt sie der unveränderten Kurve. Eine Modifikation aller Streckenabschnitte durch Addition von 100 m führt zu einem stetigen Kurvenverlauf, bedingt jedoch eine geringe Überschätzung des Knotenpunkteinflusses ab ca.

300 m – in dem konkreten Beispiel bei einem angenommenen DTV von 10.000 Kfz/24h (s. Abbildung 8-2, blaue Kurve).

Im Ergebnis weisen Regressionsmodelle der Streckenabschnitte unter Berücksichtigung modifizierter Anschlussknotenpunktdichten eine schlechtere Anpassungsgüte auf als das nicht modifizierte Modell. Nachfolgend werden daher ausschließlich Modelle mit echten Dichtewerten behandelt.

Die gemeinsamen Modelle für Streckenabschnitte und Anschlussknotenpunkte (STR & AKP) werden unter Berücksichtigung der in Kapitel 7.2 beschriebenen Streckenvariablen sowie differenzierter Dichtewerte der Anschlussknotenpunkte bzw. –zufahrten im Streckenverlauf berechnet. Die Modelle für Unfälle mit Personenschaden und für Unfälle mit Sachschaden sind in Tabelle 8-1 und Tabelle 8-2 aufgeführt. Auf eine Darstellung der einzelnen Modellschritte wird verzichtet.

**Tabelle 8-1: Unfalldichtemodell (Unfälle pro km und Jahr) aller Unfälle mit Personenschaden auf Streckenabschnitten außerhalb von Annäherungsbereichen mit Unfällen an Anschlussknotenpunkten (U(P)\_STR & AKP\_L<sub>pro</sub>)**

U(P)_L <sub>pro</sub> (U(P) = 4.690)	Parameter	Koeffizient <sup>a</sup>		Std.- fehler	95% - K.-intervall		p <sup>b</sup>	neg. Binomialverteilung			Poisson-Verteilung		
					Min.	Max.		Vert.- param.	Pear- son $\chi^2$	AIC	Pear- son $\chi^2$	df	$\chi^2/df$
Nullmodell	Konstante	1,414	***	0,051	1,315	1,514	-	1,489	665,0	3.829	6.008,2	665	9,035
Gesamt + AKP	Konstante	-6,739	***	0,496	-14,620	-12,675	< 0,001	0,380	658,7	3.275	2.094,8	659	3,179
	ln(DTV)	0,809	***	0,050	0,711	0,906	< 0,001						
	Halte_F_D	0,058	***	0,013	0,032	0,084	< 0,001						
	SOZ	0,128	***	0,033	0,063	0,193	< 0,001						
	WIR	0,199	***	0,033	0,135	0,262	< 0,001						
	MI = 1	0					< 0,001						
	MI = 0	-0,255	***	0,072	-0,396	-0,113							
	AKPD <sub>zuf</sub>	0,069	***	0,006	0,057	0,081	< 0,001						

<sup>a</sup> Schätzung basierend auf der angepassten negativen Binomialverteilung; Wald-Test der Koeffizienten: \* p < 0,05; \*\* p < 0,01; \*\*\* p < 0,001

<sup>b</sup> Signifikanz der Modelleffekte (basierend auf dem Likelihood-Ratio-Test)

**Tabelle 8-2: Unfallhäufigkeitsmodell (Unfälle pro Jahr) aller Unfälle mit Sachschaden auf Streckenabschnitten außerhalb von Annäherungsbereichen und mit Unfällen an Anschlussknotenpunkten (U(S)\_STR & AKP\_L<sub>var</sub>)**

(U(S) = 19.247)	Parameter	Koeffizient <sup>a</sup>		Std.- fehler	95% - K.-intervall		p <sup>b</sup>	neg. Binomialverteilung			Poisson-Verteilung		
					Min.	Max.		Vert.- param.	Pear- son $\chi^2$	AIC	Pear- son $\chi^2$	df	$\chi^2/df$
Nullmodell	Konstante	1,226	***	0,048	1,131	1,320	-	1,485	665,1	5.185	17.488,6	665	26,299
Gesamt + AKP	Konstante	-4,767	***	1,065	-6,854	-2,679	< 0,001	0,353	655,4	4.969	5.420,5	655	8,276
	ln(LoA)	0,893	***	0,034	0,826	0,961	< 0,001						
	ln(DTV)	0,695	***	0,119	0,462	0,928	< 0,001						
	DTV/10.000	0,380	***	0,068	0,246	0,513	< 0,001						
	Int(ln(DTV)·sb[1])	0					< 0,001						
	Int(ln(DTV)·sb[0])	-0,428	***	0,094	-0,612	-0,243							
	SOZ	0,111	***	0,028	0,055	0,167	< 0,001						
	WIR	0,226	***	0,029	0,169	0,283	< 0,001						
	RV_3kl = 2	0					< 0,001						
	RV_3kl = 1	0,323	***	0,082	0,161	0,484							
	RV_3kl = 0	-0,206	**	0,065	-0,334	-0,078							
	sb = 1	0					< 0,001						
	sb = 0	3,686	***	0,894	2,116	5,620							
	AKPD <sub>zuf</sub>	0,057	***	0,005	0,048	0,067	< 0,001						

<sup>a</sup> Schätzung basierend auf der angepassten negativen Binomialverteilung; Wald-Test der Koeffizienten: \* p < 0,05; \*\* p < 0,01; \*\*\* p < 0,001

<sup>b</sup> Signifikanz der Modelleffekte (basierend auf dem Likelihood-Ratio-Test)

Bei der Berücksichtigung der Anschlussknotenpunkte im Streckenverlauf führt eine Unterscheidung von Kreuzungen und Einmündungen zur besten Anpassungsgüte. Der Quotient der Einflussfaktoren von

Kreuzungen und Einmündungen beträgt etwa zwei. Infolgedessen führt die Verwendung der Dichte der Zufahrten aus dem untergeordneten Netz zu einem geringfügig einfacheren Modell ohne einen Verlust der Anpassungsgüte. Eine Differenzierung der Betriebsform der Knotenpunkte führt zu keiner weiteren Verbesserung der Modelle.

Aufgrund der größeren Varianz im Modell – durch eine unterschiedliche Anzahl an Anschlussknotenpunkten je km mit unterschiedlichen Ausprägungen und Unfallzahlen – weisen die gemeinsamen Modelle für Strecken mit Anschlussknotenpunkten eine geringere Anpassungsgüte auf, als die entsprechenden Streckenmodelle ohne AKP. Die Anteile erklärter systematischer Varianz liegen in den Modellen mit und ohne AKP auf einem ähnlichen Niveau.

Ein Vergleich der Modelle beider Unfallkollektive für Strecken ohne und mit Berücksichtigung des Unfallgeschehens an Anschlussknotenpunkten führt darüber hinaus zu folgenden Ergebnissen:

- Der Einfluss des DTV auf die Unfallhäufigkeit ist geringer. Der Koeffizient zeichnet in beiden Modellen mit AKP Werten  $< 1$  einen degressiven Verlauf nach. Da mit dem Unfallgeschehen an Anschlussknotenpunkten Unfälle hinzukommen, die nur zum Teil durch den DTV der Hauptverkehrsstraße erklärt werden können, ist dieser Effekt plausibel.
- Der Einfluss des Umfelds steigt. Im U(P)-Modell nimmt der Koeffizient der wirtschaftlichen Umfeldkomponente zu, im U(S)-Modell steigen die Koeffizienten beider Komponenten. Denkbar ist ein Zusammenhang zwischen der mittleren zufließenden Verkehrsstärke aus den untergeordneten Straßen mit zunehmender Nutzung im Umfeld.
- Der Einfluss des ÖPNV sinkt. Die Koeffizienten aller ÖPNV-relevanten Variablen (Halte\_F\_D, MI, sb,  $sb \cdot \ln(\text{DTV})$ ) nehmen im Betrag ab.
- Der Längenkoeffizient nimmt im längenvariablen Modell aller Unfälle mit Sachschaden einen Wert von 0,9 an und steigt damit merklich. Dennoch weist ein parallel geschätztes längenproportionales Alternativmodell ähnliche systematische Abweichungen auf wie in Kapitel 7.2.2 beschrieben. Es wird daher verworfen.

Durch die punktuellen Einflüsse des Verkehrsablaufs an Knotenpunkten verlieren entlang der Strecke wirksame Einflüsse gegenüber den reinen Streckenmodellen geringfügig an Bedeutung. Dies betrifft unter anderem auch die Zusammenhänge mit der Führung des ÖPNV.

Die Eignung aggregierter Modelle für eine gemeinsame Schätzung von Streckenabschnitten und Anschlussknotenpunkten wird anhand eines Vergleichs mit den addierten Ergebnissen der entsprechenden Einzelmodelle aus Kapitel 7 geprüft. Da für die Addition einzelner Modelle keine Likelihood-basierten Kenngrößen zur Beurteilung der Anpassungsgüte zu Verfügung stehen, erfolgt ein Vergleich kumulierter Residuen und der Wurzel des mittleren quadratischen Fehlers (RMSE) der unterschiedlichen Erwartungswerte. Der Wert berechnet sich nach Gleichung 8-1.

Während der Verlauf kumulierter Residuen Hinweise auf systematische Abweichungen geben kann, dient die Berechnung der RMSE-Werte der Abschätzung der absoluten Abweichungen vom realen Unfallgeschehen.

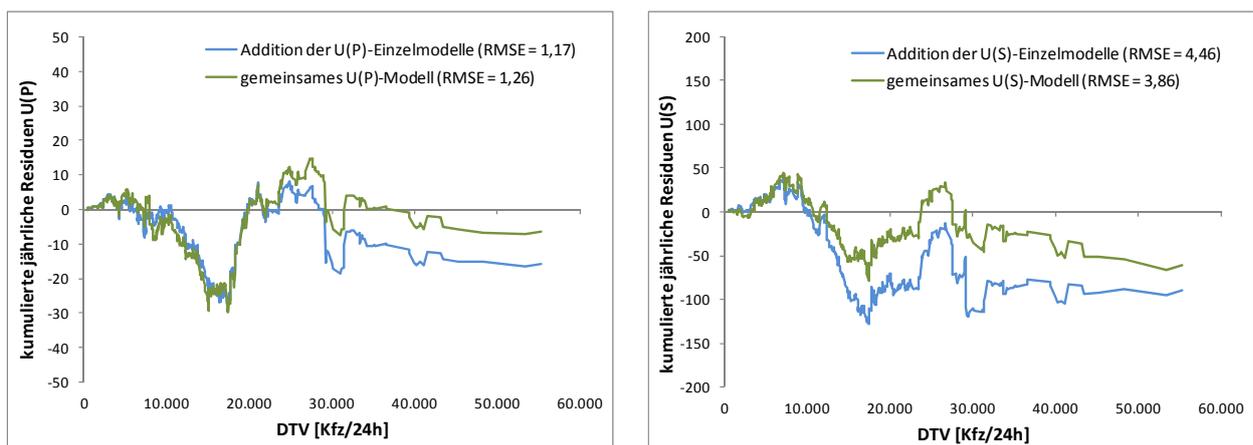
$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\hat{x}_i - x_i)^2}$$

Gleichung 8-1

mit: RMSE = Wurzel der Summe quadrierter Fehler  
n = Stichprobenumfang  
i = Index der Betrachtungsfälle  
 $\hat{x}$  = Schätzwert (Erwartungswert)  
x = empirischer Wert

In Abbildung 8-3 sind die kumulierten Response-Residuen der beiden Berechnungsmethoden für U(P) und U(S) über den DTV und die RMSE-Werte dargestellt. Anhand der Kurvenverläufe lassen sich die folgenden Schlüsse ableiten:

- Bei den Unfällen mit Personenschaden ähneln sich die Kurven beider Berechnungen. Das gemeinsame Modell weist einen geringfügig größeren mittleren Fehler auf als die Addition der differenzierten Modelle. Die Kurve des gemeinsamen Modells überschätzt das mittlere jährliche Unfallgeschehen insgesamt in geringerem Maße (6,5 U(P)/a) als die Einzelmodelle (15 U(P)/a). Beide Kurven werden durch einen Ausreißer bei ca. 29.000 Kfz/24h beeinflusst (Dr.-Külz-Ring, s. Abbildung 7-5) und weisen auffällige Kurvenverläufe zwischen 12.000 und 20.000 Kfz/24h auf.
- Die Kurven der U(S)-Residuen laufen ab ca. 10.000 Kfz/24h auseinander. Während sich die Verläufe ab ca. 17.000 Kfz/24h ähneln, sinkt die Kurve der addierten Einzelmodelle dazwischen steiler ab als beim gemeinsamen Modell. In der Summe wird die mittlere jährliche Zahl der Unfälle mit Sachschaden durch die Addition der Einzelmodelle um etwa 90 U(S)/a überschätzt (2,3 %), durch das gemeinsame Modell um ca. 60 U(S)/a (1,6 %). Das gemeinsame Modell führt zudem zu einem geringeren Fehler als die Addition der differenzierten Modelle.



**Abbildung 8-3: Gegenüberstellung kumulierter Residuen über den DTV der Streckenabschnitte der gemeinsamen Modelle für Streckenabschnitte mit Anschlussknotenpunkten und für die Addition der Modelle der differenzierten Netzelemente (U(P) und U(S))**

Die Verläufe der Residuen sprechen für eine Wahl gemeinsamer Modelle für Streckenabschnitte und Anschlussknotenpunkten in deren Verlauf. Neben den obengenannten Vorteilen bei der weiteren Handhabung im Rahmen eines Gesamtmodells ist insbesondere bei der Berechnung des Erwartungswerts für Unfälle mit Sachschaden mit einer besseren Anpassung im Bereich zwischen 10.000 und 20.000 Kfz/24h

zu rechnen. Das systematische Abfallen der Kurve in diesem Bereich ist im gemeinsamen Modell schwächer ausgeprägt.

Nichtsdestotrotz birgt dieses vereinfachte Verfahren Nachteile bei der Berücksichtigung punktueller Veränderungen. So wird der wahrscheinliche Einfluss der Betriebsform auf das Unfallgeschehen am Knotenpunkt mit dem vorliegenden Modell nicht berücksichtigt. Sollte es im Untersuchungsnetz im Zuge einer Umplanung zu einer Veränderung der Betriebsform kommen (bspw. Ausrüstung mit einer LSA), kann der Einfluss auf das Unfallgeschehen nicht quantifiziert werden. Im Einzelfall müsste auf die differenzierten AKP-Modelle zurückgegriffen werden (s. Kapitel 7.4).

Im Idealfall würden die Ergebnisse eines gemeinsamen Modells mit der Summe der Ergebnisse der Einzelmodelle übereinstimmen. Nur in diesem Fall ist die Ergänzung eines gemeinsamen Modells (STR & AKP) durch Ergebnisse differenzierter Modelle (AKP) uneingeschränkt möglich. Aufgrund der eingangs erwähnten Problematik der unscharfen Differenzierung von Strecken- und Anschlussknotenunfällen sowie der wahrscheinlichen Abhängigkeiten zwischen Anschlussknotenpunkten und Streckenabschnitten, ist eine solche Übereinstimmung nicht zu erwarten. Die Ergänzung der gemeinsamen Modelle durch Ergebnisse der AKP-Modelle kann somit ebenfalls nur vereinfachend erfolgen. Die Abschätzung eines Geltungsbereichs ist nicht Gegenstand dieser Arbeit.

## 8.2 Gemeinsame Modelle für Streckenabschnitte und Annäherungsbereiche

Die in Kapitel 7.5 beschriebenen Modelle berechnen Erwartungswerte für Annäherungsbereiche als eigenständige Netzelemente. Gegen eine solche Vorgehensweise bei der Berechnung der Unfallhäufigkeit für (Teil-)Netze sprechen u. a. die folgenden Gründe:

- Bei der Verwendung eigenständiger Modelle wird außer Acht gelassen, dass es sich bei den Annäherungsbereichen stets um Teile korrespondierender Streckenabschnitte handelt. Deren spezifisches Sicherheitsniveau hat mit hoher Wahrscheinlichkeit einen Einfluss auf die Unfallhäufigkeit des Annäherungsbereichs.
- Der Einfluss der Strecke wird aller Voraussicht nach umso stärker, je geringer der Einfluss der Verkehrsregelungsart in der Zufahrt ist.
- Die Vorgehensweise macht die Berechnung einer größeren Zahl an Modellen notwendig. Günstiger im Sinne einer Verringerung des Rechenaufwands wäre die Berechnung von Zuschlägen oder Faktoren zu den Ergebnissen der Knoten- bzw. Streckenmodelle.

Unter der Annahme einer Überlagerung eines Strecken- und eines Knotenanteils am Unfallgeschehen erfolgt eine Berechnung vereinfachter Zuschlagswert-Modelle für Annäherungsbereiche. Die Modelle werden auf Basis der um die Erwartungswerte des Streckenanteils reduzierten Unfallkollektive (U(P), U(S)) geschätzt. Die Vorgehensweise erfolgt in drei Schritten:

1. Berechnung der Erwartungswerte für die Annäherungsbereiche mit Hilfe der entsprechenden Streckenmodelle (Streckenanteil).
2. Subtraktion des Streckenanteils vom gesamten Unfallgeschehen im Annäherungsbereich (Knotenpunkteinfluss).
3. Schätzung eigener Modelle für Annäherungsbereiche auf Basis des im zweiten Schritt ermittelten Unfallkollektivs (Zuschlagswerte).

Diese Vorgehensweise ist aus statistischer Sicht insofern problematisch, als ein Erwartungswert ohne Berücksichtigung der Streuung seiner empirischen Ausgangswerte (Streckeneinfluss) von empirischen streuenden Werten (Unfallgeschehen im Annäherungsbereich) subtrahiert wird. Der Streckenanteil wird praktisch als deterministisch angenommen, während die gesamte stochastische Streuung dem verbleibenden Knotenpunkteinfluss zugerechnet wird. Damit wird ein möglicher zugrundeliegender Wirkungszusammenhang verfälscht. Die Vorgehensweise wird dennoch verfolgt, da kein praktikables Verfahren für eine Zerlegung der Streuung der Unfallhäufigkeiten in Knotenpunkt- und Streckeneinfluss bekannt ist. Das gewählte Verfahren wird als zweckmäßig angesehen, dient jedoch nur eingeschränkt zur Interpretation der Wirkungszusammenhänge.

Die Berechnung des Streckenanteils erfolgt einerseits unter Verwendung reiner Streckenmodelle (STR) sowie andererseits unter Verwendung gemeinsamer Modelle für Streckenabschnitte und Anschlussknotenpunkte (STR & AKP). Aufbauend auf beiden Vorgehensweisen können unterschiedlich aggregierte Modelle für zusammenhängende Netzabschnitte kombiniert werden (s. Tabelle 8-5, Kapitel 8.3).

Die Berechnung der Streckenunfälle im Annäherungsbereich wird im längenproportionalen  $U(P)_{L_{pro}}$ -Modell einheitlich unter Verwendung einer Länge von 50 m vorgenommen. Bei dem längenvariablen  $U(S)_{L_{var}}$ -Modell würde hingegen eine einheitliche Verwendung von 50 m der Variabilität des Längeneinflusses nicht gerecht werden. Dem Streckenmodell folgend besitzen kurze Abschnitte einen höheren Erwartungswert der Unfalldichte als lange Abschnitte. Durch Einsetzen einer Länge von 50 m wird der Streckenanteil – insbesondere im Fall langer Streckenabschnitte - tendenziell überschätzt. Um diesen Einfluss auszugleichen, wird ein Erwartungswert für den gesamten Abschnitt ( $L_{ges}$ ) inklusive Annäherungsbereichen berechnet, von dem wiederum der Erwartungswert für den Abschnitt zwischen den Annäherungsbereichen ( $L_{oA}$ ) subtrahiert wird:

$$E(U)_{ANB_{STR}} = \frac{E(U)_{STR}[L_{ges}] - E(U)_{STR}[L_{oA}]}{ANB} \quad \text{Gleichung 8-2}$$

- mit:  $E(U)_{ANB_{STR}}$  = Erwartungswert der Streckenunfälle im Annäherungsbereich  
 $E(U)_{STR}[L]$  = Erwartungswert der Unfälle dem Modell für STR mit der Länge L  
 $L_{ges}$  = Gesamtlänge aus Streckenabschnitt und angrenzenden Annäherungsbereichen  
 $L_{oA}$  = Streckenlänge ohne Annäherungsbereiche  
 $ANB$  = Anzahl der angrenzenden Annäherungsbereiche

Im Fall der Schätzung des Streckenanteils mit den gemeinsamen Modellen für STR und AKP wird bei Annäherungsbereichen mit einem Anschlussknotenpunkt der Erwartungswert einer AKP-Zufahrt als Mittelwert über den Verlauf des Streckenabschnitts und des Annäherungsbereichs gemeinsam berechnet. Damit wird dem in Kapitel 8.1 beschriebenen Problem hoher Dichtewerte bei kurzen Abschnitten vorgebeugt (s. Abbildung 8-2). In Anlehnung an Abbildung 8-1 kann die Berechnung des Erwartungswerts der AKP-Zufahrten entsprechend Gleichung 8-3 formuliert werden. Anschließend wird der Wert zum Streckenanteil ohne Berücksichtigung von Anschlussknotenpunkten addiert.

$$E(U)_{AKP-Zuf.} = \frac{E(U)_{STR\&AKP}[L_{ges}, Z_{ges}] - E(U)_{STR\&AKP}[L_{ges}, 0]}{Z_{ges}} \cdot Z_{ANB} \quad \text{Gleichung 8-3}$$

- mit:  $E(U)_{AKP-Zuf.}$  = Erwartungswert der Unfälle aller AKP-Zufahrten im Annäherungsbereich  
 $E(U)_{STR\&AKP}[L,Z]$  = Erwartungswert der Unfälle gemäß dem gemeinsamen Modell für STR und AKP mit einer Länge L und einer Anzahl an AKP-Zufahrten Z  
 $L_{ges}$  = Gesamtlänge aus Annäherungsbereich und Streckenabschnitt  
 $Z_{ges}$  = Anzahl der AKP-Zufahrten im Verlauf von  $L_{ges}$   
 $Z_{ANB}$  = Anzahl der AKP-Zufahrten im Annäherungsbereich

Die Schätzung der Zuschlagsmodelle – wie auch der differenzierten Modelle – geschieht anhand von GLM (Poisson und NegBin). Modelle auf Basis dieser diskreten Verteilungen setzen abhängige Variable aus der Menge der positiven ganzen Zahlen (inklusive null) voraus. Bei der Bildung des Unfallkollektivs zur Berechnung des Knotenpunkteinflusses werden die Erwartungswerte der zugrundeliegenden Strecken daher vor ihrer Subtraktion vom empirischen Unfallgeschehen auf ganze Werte gerundet. Ebenso erhalten negative Ergebnisse den Wert null. Dadurch entstehende Verzerrungen der Unfallzahlen werden in Kauf genommen.

In Tabelle 8-3 und Tabelle 8-4 sind die Zuschlagsmodelle für U(P) und U(S) auf Basis des gemeinsamen Modells für STR und AKP aufgeführt. Die Zuschlagsmodelle für Strecken ohne Berücksichtigung der Anschlussknotenpunkte finden sich in den Tabellen A-55 und A-56 in der Anlage 15.

**Tabelle 8-3: Zuschlagsmodell (Unfälle pro Jahr) der über den Streckenanteil hinausgehenden Unfälle mit Personenschaden in Annäherungsbereichen vor Verkehrsknotenpunkten (U(P)\_ANB<sub>ZU</sub>)**

U(P)_ANB <sub>ZU</sub> (U(P) = 385)	Parameter	Koeffizient <sup>a</sup>	Std.-fehler	95% - K.-intervall		p <sup>b</sup>	neg. Binomialverteilung			Poisson-Verteilung		
				Min.	Max.		Vert.-param.	Pearson $\chi^2$	AIC	Pearson $\chi^2$	df	$\chi^2/df$
Nullmodell	Konstante	-1,510 ***	0,059	-1,626	-1,395	-	1,169	593,9	1.735	1.359,8	594	2,289
Gesamt	Konstante	-10,141 ***	1,112	-12,321	-7,962	≤ 0,001	1,482	619,0	1.257	1.177,9	619	1,903
	ln(DTV)	0,765 ***	0,113	0,543	0,986	≤ 0,001						
	DTV <sub>sb</sub> /100	0,188 ***	0,045	0,100	0,276	≤ 0,001						
	VZ <sub>0</sub> = 1	0				≤ 0,05						
	VZ <sub>0</sub> = 0	0,562 *	0,228	0,114	1,009							

<sup>a</sup> Schätzung basierend auf der angepassten negativen Binomialverteilung; Wald-Test der Koeffizienten: + p ≤ 0,1; \* p < 0,05; \*\* p < 0,01; \*\*\* p < 0,001

<sup>b</sup> Signifikanz der Modelleffekte (basierend auf dem Likelihood-Ratio-Test)

**Tabelle 8-4: Zuschlagsmodell (Unfälle pro Jahr) der über den Streckenanteil hinausgehenden Unfälle mit Sachschaden in Annäherungsbereichen vor Verkehrsknotenpunkten (U(S)\_ANB<sub>ZU</sub>)**

U(S)_ANB <sub>ZU</sub> (U(S) = 3.488)	Parameter	Koeffizient <sup>a</sup>	Std.-fehler	95% - K.-intervall		p <sup>b</sup>	neg. Binomialverteilung			Poisson-Verteilung		
				Min.	Max.		Vert.-param.	Pearson $\chi^2$	AIC	Pearson $\chi^2$	df	$\chi^2/df$
Nullmodell	Konstante	0,467 ***	0,050	0,370	0,564	-	1,330	594,2	3.753	6.895,6	594	11,609
Querschnitt + weitere	Konstante	-4,932 *	1,608	-8,084	-1,780	≤ 0,05	1,480	616,9	3.222	4.584,0	617	7,429
	ln(DTV)	0,365 +	0,190	-0,008	0,738	≤ 0,1						
	DTV/10.000	0,359 **	0,136	0,092	0,627	≤ 0,01						
	Betr <sub>4kl</sub> = 3	0				≤ 0,001						
	Betr <sub>4kl</sub> = 2	1,293 ***	0,228	0,849	1,742							
	Betr <sub>4kl</sub> = 1	1,122 ***	0,194	0,741	1,504							
	Betr <sub>4kl</sub> = 0	0,739 ***	0,164	0,417	1,060							

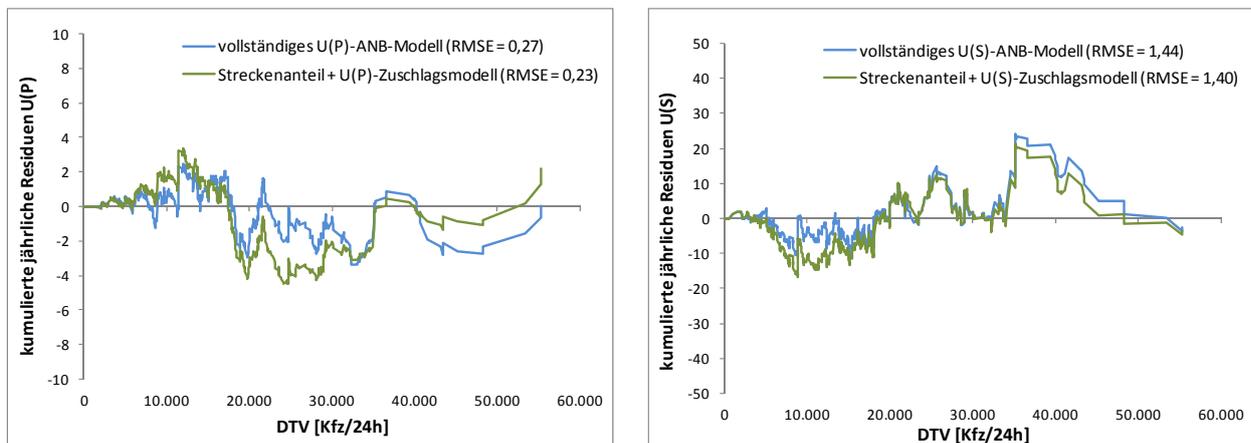
<sup>a</sup> Schätzung basierend auf der angepassten negativen Binomialverteilung; Wald-Test der Koeffizienten: + p ≤ 0,1; \* p ≤ 0,05; \*\* p ≤ 0,01; \*\*\* p ≤ 0,001,

<sup>b</sup> Signifikanz der Modelleffekte (basierend auf dem Likelihood-Ratio-Test)

Die Berechnung der Zuschlagswerte zu den Unfällen mit Personenschaden erfolgt mit einer veränderten Auswahl an Variablen gegenüber dem U(P)-Modell für Annäherungsbereiche. Anstelle der gewichteten Straßenbahnverkehrsstärke  $DTVS_{sb}$  erweist sich die Verkehrsstärke straßenbündig geführter Straßenbahnen ( $DTVS_{sb}$ ) als aussagefähiger. Ebenso wird anstelle der Unterscheidung zwischen signal- und verkehrszeichengeregelten Knotenpunktzufahrten nunmehr zwischen übergeordneten verkehrszeichengeregelten Zufahrten ( $VZ_{\bar{u}}$ ) und allen anderen Betriebsformen differenziert. Die Anpassungsgüte und der Anteil erklärter Varianz sind beim Zuschlagsmodell schlechter als beim Einzelmodell.

Die Zuschlagsmodelle für Unfälle mit Sachschaden umfassen eine Variable weniger als das vollständige Häufigkeitsmodell für Annäherungsbereiche. Es entfallen ÖPNV- und Umfeldvariable ( $sb$ ,  $WIR$ ). Auf der anderen Seite wird der DTV zusätzlich im Exponenten berücksichtigt (Hoerl-Funktion).

Eine Gegenüberstellung der Erwartungswerte für Annäherungsbereiche - berechnet mit den in Kapitel 7.5 beschriebenen ANB-Modellen - und der Summe aus Streckenanteilen und Zuschlagsmodellen ist anhand kumulierter Residuen in Abbildung 8-4 für U(P) und U(S) dargestellt.



**Abbildung 8-4: Gegenüberstellung kumulierter Residuen über den DTV der vollständigen ANB-Modelle und der summierten Erwartungswerte der Streckenanteile und der Zuschlagsmodelle (U(P) und U(S))**

Ein Vergleich der Kurven führt zu folgenden Erkenntnissen:

- Die Residuen der Unfälle mit Personenschaden beider Vorgehensweisen bewegen sich in ähnlichen Grenzen. Die Kurve des eigenen ANB-Modells verläuft dabei insgesamt näher an der Abszisse. Der RMSE des kombinierten Zuschlagsmodells liegt dabei unter dem des ANB-Modells. Das empirische Unfallgeschehen wird durch den kombinierten Ansatz geringfügig unterschätzt (2,2 U(P)/a).
- Der kombinierte Modellansatz neigt im Bereich bis etwa 10.000 Kfz/24h mehr zur Überschätzung der Zahl der U(S) als das geschlossene Regressionsmodell für Annäherungsbereiche. Insgesamt verlaufen beide Kurven über den gesamten DTV-Bereich nah beieinander. Systematische Unterschiede in der Schätzung des Erwartungswertes können nicht erkannt werden. Das kombinierte Modell weist einen geringfügig besseren RMSE auf.

Aufgrund der Gegenüberstellung beider Vorgehensweisen lassen sich keine Hinweise auf einen systematischen Fehler bei der Schätzung mittels des kombinierten Ansatzes erkennen. Während die kumulierten U(P)-Residuen des ANB-Modells zwar einen geringfügig besseren Verlauf aufweisen, besitzt der kombinierte Ansatz bei beiden Unfallkollektiven den Vorteil geringerer absoluter Abweichungen.

Welchen Einfluss die Berücksichtigung eines Zusammenhangs zwischen Annäherungsbereich und korrespondierendem Streckenabschnitt sowie die Ungenauigkeiten bei der Rundung des Streckenanteils am Unfallgeschehen auf das Ergebnis haben, kann an dieser Stelle nicht geklärt werden.

### 8.3 Aggregierte Modelle für Teilnetze

Für die Entwicklung eines möglichst einfachen Verfahrens zur Bestimmung der Erwartungswerte eines (Teil-)Netzes bei einem gleichzeitig geringen Verlust an Präzision werden vier unterschiedliche Stufen der Modellaggregation untersucht (s. Tabelle 8-5). Dies sind im Einzelnen

- die disaggregierte Berechnung zusammenhängender Netzabschnitte mittels Addition der differenzierten Modelle der einzelnen Netzelemente (A 0),
- die aggregierte Berechnung der Streckenabschnitte und deren Anschlussknotenpunkte mit gemeinsamen Modellen (STR & AKP) bei separater Berechnung der Annäherungsbereiche mit differenzierten ANB-Modellen (A 1a),
- die aggregierte Berechnung der Streckenabschnitte und Annäherungsbereiche mit Streckenmodellen und ANB-Zuschlagsmodellen bei separater Berechnung der Anschlussknotenpunkte mit differenzierten AKP-Modellen (A 1b) und
- die aggregierte Berechnung mit gemeinsamen Modellen für Strecken und Anschlussknotenpunkte sowie ANB-Zuschlagsmodellen (A 2).

Die vier Vorgehensweisen bieten unterschiedliche Vereinfachungspotenziale. Während der disaggregierte Ansatz A 0 gar keine Modellvereinfachung vorsieht, führt das Verfahren A 2 zur deutlichsten Reduktion der Modellkomplexität. Die Zwischenschritte A 1a und A 1b bedeuten im Grunde nur eine geringe Vereinfachung der Modellanwendung.

**Tabelle 8-5: Untersuchte Aggregationsstufen der Modellanwendung zur Bestimmung der Unfallhäufigkeit in Teilnetzen**

Aggregation	Streckenabschnitte (STR)	Annäherungsbereiche (ANB)	Anschlussknotenpunkte (AKP)	Modelle (U(P)+U(S))
A 0	Länge ohne ANB ( $L_{oA}$ )	separat	separat (für STR u. ANB)	12
A 1a	Länge ohne ANB ( $L_{oA}$ )	separat	gemeinsam mit STR, separat für ANB	12
A 1b	Gesamtlänge ( $L_{ges}$ )	gemeinsam mit STR + Zuschlag	separat (für STR u. ANB)	12
A 2	Gesamtlänge ( $L_{ges}$ )	gemeinsam mit STR + Zuschlag	gemeinsam mit STR und ANB	8

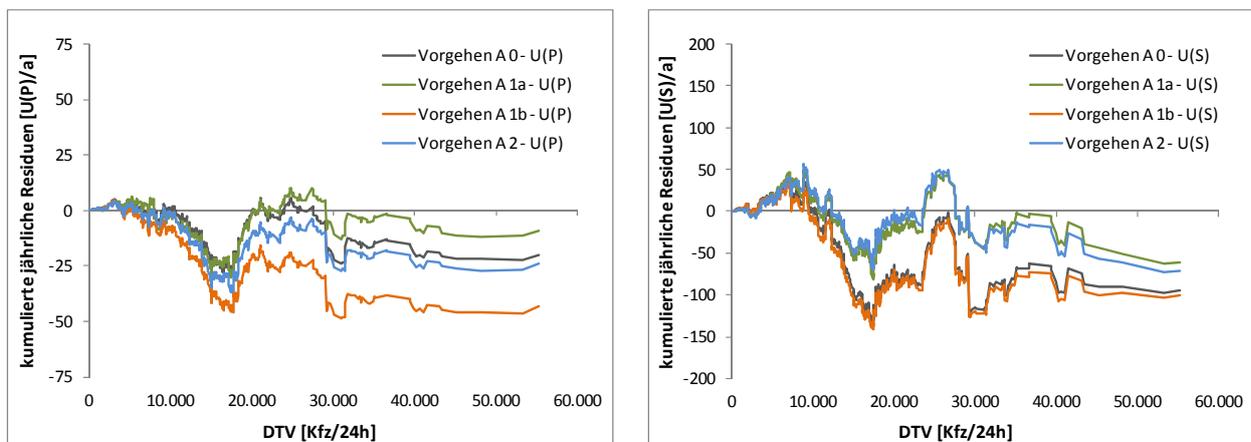
Bei dem Vorgehen A 1a erfordern Anschlussknotenpunkte in einem Annäherungsbereich weiterhin die Anwendung separater Modelle. Die Zahl der insgesamt verwendeten Modelle unterscheidet sich nicht von der disaggregierten Vorgehensweise, der Vorteil liegt allein in der übergreifenden Berechnung der Streckenabschnitte und deren Anschlüsse an das untergeordnete Netz.

Die Vorgehensweise A 1b sieht für alle Anschlussknotenpunkte eine differenzierte Berechnung vor, während Annäherungsbereiche mittels Zuschlagsmodell zur Gesamtstrecke berücksichtigt werden. Auch hier nimmt die Zahl der verwendeten Modelle gegenüber der disaggregierten Vorgehensweise nicht ab.

Durch die gemeinsame Berechnung aller Anschlussknotenpunkte mit der Gesamtstrecke reduziert sich die Zahl der einbezogenen Modelle in der Vorgehensweise A 2 von zwölf auf acht. Annäherungsbereiche werden darüber hinaus mittels Zuschlägen zur Gesamtstrecke berücksichtigt.

In Abbildung 8-5 sind die vier Vorgehensweisen anhand ihrer kumulierten Residuen für Unfälle mit Personenschaden und mit Sachschaden einander gegenübergestellt. Ein Vergleich der Kurven führt zu folgenden Ergebnissen:

- Im Ergebnis überschätzen alle Verfahren die empirische Zahl der Unfälle.
- Sowohl bei den U(P) als auch bei den U(S) ähneln sich die qualitativen Kurvenverläufe aller vier Vorgehensweisen jeweils ab einem Wert von etwa 20.000 Kfz/24h stark. Quantitative Unterschiede der Niveaus – und damit auch systematische Unterschiede der Modellergebnisse – sind größtenteils auf die sinkenden Verläufe im darunter liegenden Verkehrsstärkebereich zurückzuführen.
- Im Fall der Unfälle mit Personenschaden weist das Vorgehen A 1b die größte Gesamtabweichung vom realen Unfallgeschehen auf, das Vorgehen A 1a die geringste. Die Kurven der addierten Einzelmodelle und der aggregierten Vorgehensweise A 2 bewegen sich auf einem ähnlichen Niveau zwischen den beiden anderen Kurven.
- Bei der Schätzung der Unfälle mit Sachschaden führen die Verfahren A 0 und A 1b zu einer stärkeren Überschätzung der Abschnitte im Verkehrsstärkebereich von ca. 10.0000 – 20.000 Kfz/24h. Die Verfahren A 0 und A 1b sowie A 1a und A 2 unterscheiden sich jeweils paarweise nur marginal.



**Abbildung 8-5: Gegenüberstellung kumulierter Residuen über den DTV der vier verschiedenen Aggregationsstufen der Modellanwendung (U(P) und U(S))**

Die Abweichungsmaße zur weiteren Beschreibung der Modellgüte sind in Tabelle 8-6 aufgeführt. Deren Auswertung führt zu folgenden Erkenntnissen:

- Die Unterschiede zwischen den RMSE-Werten fallen bei der Berechnung der Unfälle mit Personenschaden gering aus. Innerhalb dieser schmalen Bandbreite weisen die Verfahren A 0 und A 2 die besten Werte auf, das Verfahren A 1a den schlechtesten.
- Die Unterschiede zwischen den Vorgehensweisen fallen bei den Unfällen mit Sachschaden deutlicher aus. Die Verfahren A 1a und A 2 weisen sowohl bei der Summe der absoluten Fehler als auch der Wurzel des mittleren Fehlers (RMSE) ähnlich niedrige Werte und damit eine bessere Anpassungsgüte auf als die Verfahren A 0 und A 1b.

**Tabelle 8-6: Abweichungsmaße der untersuchten Aggregationsstufen der Modellanwendungen für Teilnetze**

Aggregation	U(P)/a			U(S)/a		
	$\Sigma$ Res	$\Sigma$  Res	RMSE	$\Sigma$ Res	$\Sigma$  Res	RMSE
A 0	-19,9	472	1,20	-95,1	1.849	4,98
A 1a	-9,4	492	1,23	-61,1	1.760	4,40
A 1b	-43,3	481	1,21	-100,9	1.896	5,03
A 2	-24,0	495	1,20	-71,4	1.752	4,41

Während das Verfahren A 1a bei den Verläufen der kumulierten Residuen leichte Vorteile gegenüber dem Verfahren A 2 besitzt, wird dieser Unterschied durch die Betrachtung der Fehlerkenngrößen relativiert. Es ist davon auszugehen, dass beide Verfahren Erwartungswerte vergleichbarer Güte produzieren. Die Vorteile einer übersichtlicheren Umsetzung führen zu der Wahl des aggregierten Verfahrens A 2.

Unabhängig von der Vorgehensweise neigt die Modellrechnung zur Überschätzung des Unfallgeschehens auf Abschnitten mit einem DTV zwischen 10.000 und 20.000 Kfz/24h. Dieser Zusammenhang kann jedoch auch mit einer differenzierten Anwendung der Einzelmodelle nicht vermieden werden.

Infolge der Anwendung eines vereinfachten Verfahrens können differenzierte Zusammenhänge nicht berücksichtigt werden. Diese Einschränkungen gelten im vorliegenden Fall ausschließlich für den Einfluss der Betriebsform von Anschlussknotenpunkten. Steht die Entwicklung des Sicherheitsniveaus infolge einer Veränderung der Betriebsform eines oder mehrerer Anschlussknotenpunkte im Mittelpunkt des Interesses, kann diese ausschließlich auf Basis der differenzierten Einzelmodelle quantifiziert werden (A 0 bzw. A 1b).

Ebenso können auch Fragen der Sicherheit bestimmter Verkehrsteilnehmergruppen (Radverkehr, Fußgänger, motorisierte Verkehrsteilnehmer) ausschließlich mit Einzelmodellen abgebildet werden. Dazu kann auf die in Kapitel 7 behandelten sowie die ergänzend in den Anlagen aufgeführten Modelle zurückgegriffen werden.

## 8.4 Unfallkosten

Die gängige Praxis der Verkehrssicherheitsbewertung sieht vor, Unfälle anhand ihrer volkswirtschaftlichen Folgen zu monetarisieren. Die Zuweisung eines Geldwerts dient in zweifacher Hinsicht einer Vergleichbarkeit der Verkehrssicherheit:

1. Veränderungen im Unfallgeschehen können im gemeinsamen Kontext mit weiteren Auswirkungen veränderter Verkehrsverhältnisse (bspw. Zeitverluste) bewertet werden.
2. Die Unfallschwere kann – monetär gewichtet – berücksichtigt werden.

Die Berechnung der Unfallkosten geschieht mittels Unfallkostensätzen (WU). Sie quantifizieren die volkswirtschaftlichen Verluste durch einen Unfall der jeweiligen Schwerekatgorie. Während für Unfälle mit Sachschaden ausschließlich bundeseinheitliche pauschale Unfallkostensätze verwendet werden, können sie im Fall von Unfällen mit Personenschaden, eine ausreichende Stichprobengröße vorausgesetzt, auf die Schwerestruktur des Unfallgeschehens im Untersuchungsgebiet angepasst werden.

Alternativ zur Berechnung angepasster Kostensätze für Unfälle unterschiedlicher Kategorien ist in vielen Fällen eine Anpassung für unterschiedliche Unfalltypen sinnvoll. Diese Vorgehensweise beruht auf dem

offensichtlichen Gedanken, dass die Unfallschwere direkt vom Unfallablauf abhängt und folglich auch auf den Unfalltyp zurückgeführt werden kann. Die Verwendung derart angepasster Kostensätze erfordert jedoch auch eine getrennte Berechnung spezifischer Erwartungswerte der Unfalltypen. Die im Rahmen dieser Arbeit berechneten Modelle erlauben keine derartige Differenzierung. Eine entsprechende Modellbildung bietet sich als Gegenstand weiterführender Forschungen an.

Eine Kostenanpassung setzt bei der Untersuchung von Innerortsstraßen laut FGSV 2003b einen Umfang von 400 U(P) voraus. Werden Hauptverkehrs- und Erschließungsstraßen differenziert betrachtet, liegen die erforderlichen Kollektivumfänge laut RAS-W (FGSV 1986) bei 300 U(P) für Hauptverkehrs- und 500 U(P) für Erschließungsstraßen.

Da das Kollektiv der Unfälle mit Personenschaden in der Modellanwendung nicht weiter differenziert wird, erfolgt die Anpassung der Unfallkostensätze entsprechend. Die Berechnung eines angepassten Unfallkostensatzes für U(P) wird nach Gleichung 8-4 vorgenommen (vgl. FGSV 2003b).

$$WU_a(P) = \frac{V(GT) \cdot WV(GT) + V(SV) \cdot WV(SV) + V(LV) \cdot WV(LV) + U(P) \cdot WUS(P)}{U(P)} \quad \text{Gleichung 8-4}$$

mit:  $WU_a(P)$  = angepasster Kostensatz für Unfälle mit Personenschaden [€/U]  
 $V(\cdot)$  = Anzahl Verunglückter  
 $WV(\cdot)$  = Kostensatz für einen Verunglückten [€/V]  
 $U(P)$  = Unfälle mit Personenschaden  
 $WUS(P)$  = Kostensatz für Sachschaden bei einem U(P) [€/U]  
 $GT$  = Getötete  
 $SV$  = Schwerverletzte  
 $LV$  = Leichtverletzte

Es werden eigene Kostensätze für U(P) auf Streckenabschnitten (inklusive Anschlussknotenpunkte und Annäherungsbereiche) und an Verkehrsknotenpunkten berechnet. Die dafür verwendeten Kostensätze der Verunglückten (WV) sind Straube 2011 entnommen und entsprechen dem Preisstand 2009. Aktuelle Kostensätze auf Basis einer Neuberechnung der Kostenanteile finden sich bei Baum et al. 2010, jedoch liegen diese nicht differenziert für Innerortsstraßen vor. Der Kostensatz des Sachschadenanteils an Unfällen mit Personenschaden WUS(P) entstammt dem Merkblatt für die Auswertung von Straßenverkehrsunfällen – Teil 1 (FGSV 2003b) und entspricht dem Preisstand des Jahres 2000. Die in Straube 2011 angegebenen Sachschadenkosten gelten für alle Straßenkategorien gemeinsam und eignen sich nicht für eine gezielte Anwendung auf innerörtlichen Hauptverkehrsstraßen.

Kostensätze für Unfälle mit Sachschaden werden grundsätzlich nicht angepasst. Hierfür werden die differenzierten Unfallkostensätze für U(S) auf innerörtlichen Hauptverkehrsstraßen aus FGSV 2003b (Preisstand 2000) verwendet.

Das zugrundeliegende Mengengerüst und die berechneten sowie die pauschalen Unfallkostensätze für Streckenabschnitte und Verkehrsknotenpunkte sind in Tabelle 8-7 aufgeführt.

Ein Unfall mit Personenschaden auf einem Streckenabschnitt verursacht im Mittel einen größeren volkswirtschaftlichen Verlust als an einem Verkehrsknotenpunkt. Ausschlaggebend ist hierfür vor allen Dingen der größere Anteil Getöteter unter den Verunglückten (Schwerestruktur). Im Schnitt verunglücken bei einem U(P) an Verkehrsknotenpunkten 1,4 Personen, auf Strecken nur 1,3. Der deutlich höhere Anteil Getöteter unter diesen Verunglückten und deren hoher Kostensatz ( $WV(GT) = 996.412 \text{ €}$  gegen-

über  $WV(LV) = 4.416 \text{ €}$ ) führt insgesamt auch zu einer höheren Schwerebewertung der Unfälle auf Streckenabschnitten.

**Tabelle 8-7: Kostensätze für Unfälle mit Personenschaden (angepasst) und Unfälle mit Sachschaden (pauschal) für Unfälle auf Streckenabschnitten und an Verkehrsknotenpunkten im Hauptverkehrsstraßennetz Dresdens**

Unfälle auf Strecken (STR + ANB + AKP)

Kollektiv	U	GT	SV	LV	WU <sub>a</sub> [€/U]	Kollektiv	U	WU [€/U]
U(SP)	1.063	43	1.081	244	162.263 ≈ 162.000	U(SS)	1.063	12.000
U(LV)	4.562	-	-	5.439	13.265 ≈ 13.500	U(LS)	4.562	6.000
U(P)	5.625	43	1.081	5.683	41.422 ≈ 41.500	U(S)	5.625	6.500

Unfälle an Verkehrsknotenpunkten (VKP)

Kollektiv	U	GT	SV	LV	WU <sub>a</sub> [€/U]	Kollektiv	U	WU [€/U]
U(SP)	308	4	323	98	138.801 ≈ 139.000	U(SS)	850	12.000
U(LV)	1.475	-	-	1.853	13.548 ≈ 13.500	U(LS)	5.975	6.000
U(P)	1.783	4	323	1.951	35.184 ≈ 35.000	U(S)	6.825	6.500

Die Multiplikation der berechneten Unfallhäufigkeiten mit den jeweiligen Kostensätzen für U(P) und U(S) erlaubt eine einheitliche Quantifizierung der Verkehrssicherheit sowie die Gegenüberstellung einer Veränderung des Unfallgeschehens mit weiteren volkswirtschaftlichen Wirkungen bzw. Nutzen.

## 8.5 Anwendungsbeispiel

Zur Verdeutlichung der Funktionsweise des Modells sowie des Einflusses der funktionalen Einteilung der Netzelemente erfolgt eine Berechnung des in Abbildung 8-6 dargestellten Teilnetzes. Es handelt sich hierbei um die Gegenüberstellung des Ist-Zustands und eines Planungsfalls (Variante 1) des Umbauvorhabens „Zentralhaltestelle Kesselsdorfer Straße“<sup>21</sup> im Dresdener Hauptverkehrsstraßennetz.

Das Vorhaben sieht eine Sperrung des östlichen Endes der Kesselsdorfer Straße für den motorisierten Individualverkehr vor (orangefarbener Bereich). In der Folge verlagern sich bedeutende Anteile des Kfz-Verkehrs der östlichen Kesselsdorfer Straße (STR 2) auf die Wernerstraße (STR 3) (s. Abbildung 8-7).

Das in diesem Zusammenhang untersuchte Teilnetz umfasst drei Streckenabschnitte des Hauptverkehrsstraßennetzes (STR 1 - 3) mit seinen Anschlussknotenpunkten und Annäherungsbereichen sowie zwei Verkehrsknotenpunkte. Der westliche Verkehrsknotenpunkt (VKP 1) ist signalgeregelt, der östliche ist verkehrszeichengeregelt (VKP 2).

Infolge der bedeutsamen Verlagerung der Verkehrsströme wird für den Prognosefall von der Einrichtung einer abknickenden Vorfahrtregelung am Verkehrsknotenpunkt 2 ausgegangen (Zufahrten STR 1 und STR 3 bevorzugt).

<sup>21</sup> Zählwerte und Prognosedaten beruhen auf den durch die Landeshauptstadt Dresden am 21.06.2010 auf der Einwohnerversammlung öffentlich vorgestellten Projektunterlagen. Fehlende Ist-Werte werden anhand der Verkehrsmengenkarte 2007 ergänzt, fehlende Prognosewerte plausibel geschätzt.

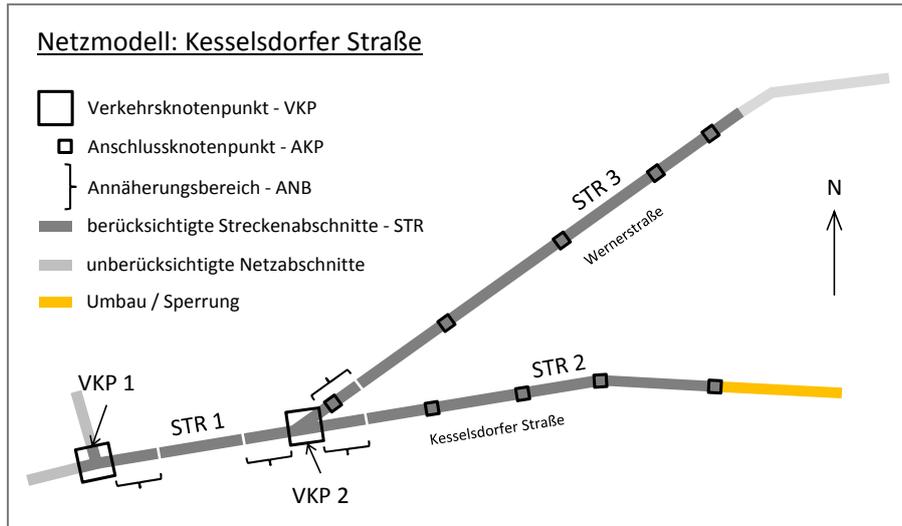


Abbildung 8-6: Teilnetz des Anwendungsbeispiels Kesselsdorfer Straße mit seinen Netzelementen

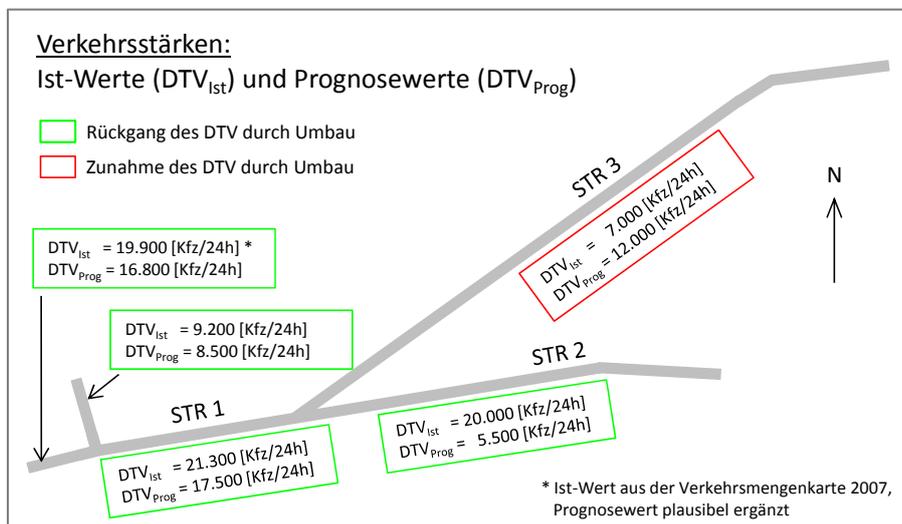


Abbildung 8-7: Verkehrsstärkewerte des Ist-Zustands ( $DTV_{ist}$ ) und des Prognosefalls ( $DTV_{prog}$ ) für das Anwendungsbeispiel Kesselsdorfer Straße

Die Berechnung der Unfallzahlen und –kosten erfolgt auf der Grundlage der aggregierten Vorgehensweise A 2 (s. Kapitel 8.3) sowie der Modelle für signalgeregelte und verkehrszeichengeregelte Verkehrsknotenpunkte. Berechnet werden die Erwartungswerte des Unfallgeschehens und der Unfallkosten (s. Tabelle 8-8) für die Vergleichsfälle

- Ist-Zustand und
- Planfall Variante 1.

Eine Gegenüberstellung der Modellergebnisse führt zu den folgenden Ergebnissen:

- Die größten Änderungen ergeben sich auf der Strecke 2 aufgrund der erheblichen DTV-Rückgänge (von 20.000 auf 5.500 Kfz/24h).
- Wird das gesamte Teilnetz im Planfall modelliert, beträgt der Rückgang der erwarteten jährlichen Unfallkosten 273.700 € (38 %).

**Tabelle 8-8: Erwartungswerte jährlicher Unfallhäufigkeiten und Unfallkosten des Ist-Zustands sowie des Planfalls Variante 1 der Umbaumaßnahme Kesselsdorfer Straße**

Netz- element	Ist-Zustand			Planfall Variante 1		
	U(P)/a	U(S)/a	UK [€/a]	U(P)/a	U(S)/a	UK [€/a]
STR 1	1,5	5,9	100.400	1,3	4,4	82.100
STR 2	6,2	21,7	396.700	2,2	5,2	123.900
STR 3	1,2	6,3	92.100	1,9	8,9	136.900
VKP 1	1,1	4,4	67.100	1,0	3,8	58.700
VKP 2	1,1	3,9	63.900	0,8*	2,6*	44.900
Σ	11,1	42,1	720.200	7,2	26,0	446.500

\* Werte für den Fall einer abknickenden Vorfahrtregelung

Die Werte des Knotenpunkts VKP 2 im Planfall beruhen auf der Annahme einer Änderung zu einer abknickenden Vorfahrtregelung entsprechend der größeren Belastungen im Verlauf der verbliebenen Hauptverkehrsstraße. Ein Beibehalten der bisherigen Regelung führte aufgrund des veränderten Verkehrsstärkeverhältnisses lediglich zu einer Reduktion auf 55.700 € anstelle der prognostizierten 44.900 €.

Die vom Modell prognostizierte Entwicklung der Verkehrssicherheit unter den veränderten Verkehrsbedingungen ist in allen Punkten nachvollziehbar, beweist jedoch auch die Abhängigkeit des Modells von der funktionalen Einteilung des untersuchten Netzes. Streckenabschnitte, die als Erschließungsstraßen klassifiziert sind, jedoch maßgebliche Charakteristika einer Verkehrsstraße aufweisen, werden bei der Gegenüberstellung nicht berücksichtigt.

Es ist Aufgabe des Anwenders, die funktionale Gliederung des Netzes zunächst bestmöglich zu erfassen und diese in ein angemessenes Modell zu übersetzen. Spiegelt diese Gliederung das Verkehrsgeschehen und den erforderlichen Entwurfsstandard nicht wider, ist bereits die Grundlage des Sicherheitsmodells verzerrt.

Die Anwendung des Modells erfordert daher eine fachlich fundierte Abschätzung der Straßenfunktion, die sich gegebenenfalls von einer bestehenden Klassifikation löst. Im Zweifelsfall sollte die Entscheidung, ob ein Netzelement im Rahmen der Modellrechnung ein oder ausgeschlossen werden soll, anhand ihrer Ausprägungen getroffen werden. Liegen sowohl die Variablen der Straßengestalt (bspw. Anzahl der Fahrstreifen) als auch die Verkehrsstärke innerhalb des empirischen Analysebereichs der Modelle, sollte es berechnet werden. Erst wenn fachliche Gründe (bspw. überwiegende Erschließungsfunktion, Verkehrsstärke außerhalb des Analysebereichs) oder eine mangelnde Datenverfügbarkeit dagegen sprechen, ist von dessen differenzierter Berechnung abzusehen.

Wird ein als Erschließungsstraße klassifizierter Streckenabschnitt dennoch als Verkehrsstraße gewertet und differenziert berechnet, sind auch angrenzende Netzelemente entsprechend zu behandeln. So erfordern bspw. Verknüpfungen mit weiteren Verkehrsstraßen eine Behandlung als Verkehrsknotenpunkte und folglich auch eine Berücksichtigung von Annäherungsbereichen.

Die Validität eines Variantenvergleichs hängt darüber hinaus von der räumlichen Abgrenzung des Analysebereichs ab. Zuverlässige Ergebnisse erfordern eine Berücksichtigung aller betroffenen Netzelemente. Diese Voraussetzung erfüllt das – ausschließlich zur Verdeutlichung Wirkungsweise des Modells dienende – oben angeführte Anwendungsbeispiel nicht. Im günstigsten Fall erfolgt eine netzweite Neu-

berechnung der Erwartungswerte jedes Analysefalls. Seinen größten Nutzen würde das vorgestellte Modell in Verbindung mit einem korrespondierenden Umlegungsmodell entwickeln.

## 8.6 Schlussfolgerungen für die praktische Anwendung

Das entwickelte Modell ermöglicht die Prognose der Verkehrssicherheit zusammenhängender Teile des Hauptverkehrsstraßennetzes. Die multivariat berechneten Erwartungswerte des Unfallgeschehens können unter anderem in folgender Weise genutzt werden:

1. Sicherheitstechnische Folgenabschätzung (Road Safety Impact Assessment, RIA)
2. Sicherheitstechnische Bewertung von Umbaumaßnahmen und Umlegungsvarianten
3. Ableitung von Kenngrößen als Grundlage bestehender Sicherheitsverfahren

Ein RIA, wie es unter anderem von der Europäischen Union verlangt wird (Europäisches Parlament und Rat 2008), dient der Sicherheitsabschätzung im Vorplanungsstadium eines Straßenneubaus. Ein solches Instrument ermöglicht eine strategische Sicherheitsanalyse, auf deren Grundlagen eine Bedarfsplanung erfolgen kann. Ziel ist dabei der sinnvolle Einsatz vorhandener Mittel bzw. die Abschätzung eines erforderlichen Finanzierungsaufwands.

Neben der Folgenabschätzung von Neubaumaßnahmen ist das Modell vor allem für die Sicherheitsbewertung von Planungs- und Umlegungsvarianten in Fällen von Umbaumaßnahmen und Verkehrsprognosen geeignet. Neben den Auswirkungen veränderter Verkehrsverhältnisse lassen sich ebenfalls Veränderungen in der Straßen- und Umfeldgestalt abbilden, sofern diese als erklärende Variable im Modell enthalten sind. Das prognostische Potenzial des Modells ließe sich am besten in Verbindung mit einem Verkehrsmodell ausschöpfen. Auf diese Weise können Veränderungen des Unfallgeschehens in einem Zug mit einer Verkehrsumlegung berechnet werden.

In den genannten Anwendungsfällen wird ein Vergleich der berechneten Erwartungswerte untersuchter Varianten vorgenommen. Selbst im Fall einer Bewertung des Ist-Zustands führte ein Vergleich mit dem realen Unfallgeschehen zu keinem sinnvollen Ergebnis. Die Modellrechnungen dienen der Quantifizierung der Auswirkungen veränderter Einflussgrößen auf die Verkehrssicherheit. Das empirische Unfallgeschehen wird hingegen von einer Vielzahl von Einflüssen bestimmt, die sich einer Berücksichtigung im Modell entziehen. Festgestellte Unterschiede zwischen den Vergleichsfällen wären nur zu einem nicht näher bestimmbar Teil auf die untersuchten Veränderungen zurückzuführen. Das Ergebnis wäre hinsichtlich der untersuchten Veränderungen nicht interpretierbar und fachlich nicht zielführend.

Für einen Einsatz in den ersten beiden Fällen sollte berücksichtigt werden, dass sich der Anwendungsbereich der Modelle auf Abschnitte des Hauptverkehrsstraßennetzes beschränkt. Die durch eine Maßnahme im Netz hervorgerufene Veränderung der Verkehrsverhältnisse wird sich nur im sehr unwahrscheinlichen Fall einer größtmöglichen funktionalen Hierarchisierung ausschließlich auf das Hauptverkehrsstraßennetz beschränken. In vielen Fällen bergen jedoch gerade Verlagerungen im sensiblen Erschließungsstraßennetz ein erhebliches (Un-)Sicherheitspotenzial. Diese Effekte sollten im Planungsfall berücksichtigt und – sofern kein weiteres Verfahren zur Verfügung steht – zumindest anhand von Unfallraten oder –dichten überschlägig geschätzt werden.

Die Untersuchung von Entwurfsvarianten mit dem Verfahren ist nur in solchen Fällen sinnvoll, in denen auch relevante Variable der Modelle betroffen sind. In dieser Hinsicht erweist sich die Aggregation zu

einem Modell für Netzabschnitte als mögliches Hemmnis. Einzelne Einflussgrößen, wie beispielsweise die Betriebsform von Anschlussknotenpunkten, entfallen infolge der Zusammenfassung der Netzelemente. Soll ein solcher Fall untersucht werden, ist es ratsam, auf die differenzierten Modelle der Netzelemente zurückzugreifen und das disaggregierte Verfahren (A 0) anzuwenden.

Zur Beantwortung gezielter Fragestellungen der Unfallbeteiligung nichtmotorisierter Verkehrsteilnehmer stehen valide Modelle für Streckenabschnitte (ohne ANB und AKP) und Verkehrsknotenpunkte zur Verfügung. Sollen ganze Netzabschnitte berechnet werden, wird ein Zuschlagen der Annäherungsbereiche zur Streckenlänge ( $L_{ges}$ ) empfohlen. Eine Zunahme von Unfällen mit nichtmotorisierter Verkehrsbeteiligung im Einflussbereich von Verkehrsknotenpunkten ist aufgrund der untersuchten Daten nicht nachweisbar und kann vernachlässigt werden. Eine Berücksichtigung von Anschlussknotenpunkten ist hingegen nicht ohne weiteres möglich. Denkbar ist hierfür eine Verwendung von Mittelwerten. Der Gebrauch von Unfallraten erscheint nicht zielführend, da sich bspw. der Einfluss der Verkehrsstärke auf die Häufigkeit von Unfällen mit Fußgängerbeteiligung auf die untergeordneten Ströme konzentriert. Diese Werte liegen jedoch im Normalfall nicht vor.

Der Einfluss bedeutender Veränderungen der Umfeldnutzungen ist mit dem Verfahren ebenfalls quantifizierbar. Dessen Berechnung erfordert im Zweifelsfall jedoch eine verhältnismäßig aufwändige Neuberechnung der Hauptkomponentenanalyse. Die Komponentenwerte beruhen auf der Analyse der Korrelationsmatrix und werden standardisiert ermittelt. Sie erfüllen stets die Randbedingungen eines Mittelwerts von null und einer Standardabweichung von eins. Wird ein Komponentenwert modifiziert, müssen folglich auch alle weiteren Werte eine Veränderung erfahren. Auch wenn davon auszugehen ist, dass sich die gefundene Komponentenstruktur (SOZ, WIR) im veränderten Fall weiterhin als valide erweisen wird, setzt die gewählte Berechnung der Komponenten somit eine erneute Analyse voraus.

Alternativ wird in diesem Fall empfohlen, anstelle der Modelle mit Hauptkomponenten ersatzweise solche mit der gewichteten Einwohnerdichte  $EW_{gew}$  anstelle von SOZ, sowie der tertiären Arbeitsplatzdichte  $AP_{III}$  anstelle von WIR zu verwenden. Die mit diesen Ersatzgrößen geschätzten Modelle weisen in der Regel nur geringfügig mindere Anpassungsgüten auf.

Besteht hingegen keine Kenntnis der Strukturgrößen des Umfelds, kann alternativ die Erhebung des Umfeldfaktors KLF erfolgen. Die Berechnung der Kenngröße ist in Kapitel 6.1.3 beschrieben, nähere Ausführungen sind Schüller 2010 zu entnehmen.

Der Vollständigkeit halber sind in der Anlage 16 im Anhang alternative Modelle unter Verwendung von  $EW_{gew}$  und  $AP_{III}$  sowie KLF für alle Unfälle mit Personenschaden und alle Unfälle mit Sachschaden für Streckenabschnitte und Anschlussknoten gemeinsam und für Verkehrsknotenpunkte tabellarisch angegeben. Auf eine ausführliche Modellanalyse wird in dieser Arbeit verzichtet.

Die Ableitung von Kenngrößen des Unfallgeschehens zur Anwendung in praktischen Analyseverfahren zielt auf die Ermittlung von Grundunfallkostenraten für die Analyse nach ESN 03 (FGSV 2003b), die Bewertungsverfahren nach EWS 97 (FGSV 1997), die Bewertungsmethodik der Bundesverkehrswegeplanung (Birn et al. 2005) oder für das künftige HVS (Bark et al. 2008) ab. Bisher bilden konstante Unfallkostenraten die Bewertungsgrundlage in diesen Verfahren. Durch die beschriebenen Modelle lassen sich valide und aktuelle Erwartungswerte für das Unfallgeschehen in städtischen Verkehrsstraßennetzen berechnen. Vor einer Verwendung der Modelle in diesem Zusammenhang sind die folgenden Punkte zu klären:

- Für die verallgemeinerte Anwendung in praktischen Verfahren erscheint die Verwendung vereinfachter Modelle zielführend. Während für die Umsetzung eines geschlossenen Netzmodells einer Stadt die Berücksichtigung der Umfeldgrößen sowie gewichteter Kenngrößen des ÖPNV umsetzbar und sinnvoll ist, sind diese für die Anwendung eines allgemeinen Verfahrens zu aufwändig bzw. ist deren Übertragbarkeit zuvor nachzuweisen.
- In den meisten Modellen wird der Zusammenhang zwischen Unfallzahl und Verkehrsstärke nicht-linear quantifiziert. Infolgedessen ist die Unfallrate abhängig von der Verkehrsstärke und variiert je nach Verkehrszustand. Daher müsste entweder von der bisherigen Praxis einer Verwendung konstanter Unfallraten (bzw. Unfallkostenraten) abgerückt, oder aber vereinfachend konstante Raten auf Basis eines mittleren Anwendungsbereichs abgeleitet werden (bspw. Zerlegung der Kurvenverläufe in approximativ lineare Abschnitte).
- Die Grundunfallkostenrate entspringt in der Theorie einem unvermeidbaren Unfallgeschehen, das auch bei einem regelkonformen Ausbauzustand einer Straße zu erwarten ist. Der modellbasierte Erwartungswert entstammt hingegen einer empirischen Analyse des Untersuchungsnetzes und erlaubt Rückschlüsse auf dessen entwurfstechnischen Sicherheitsstandard. Eine Verwendung der Modellwerte in diesem Zusammenhang setzt daher deren geeignete Modifikation voraus (Abmilderung auf ein „sicheres“ Niveau).

Für eine Anwendung der vorgestellten Modelle außerhalb des Hauptverkehrsstraßennetzes Dresdens besteht in allen Fällen die Notwendigkeit zur Prüfung einer Übertragbarkeit. Das Verfahren ist in dieser Form ausschließlich auf Basis des geschlossenen Untersuchungsnetzes erstellt worden und zunächst auch nur auf dessen Abschnitte anwendbar. Aufgrund des Mengengerüsts wurde auch auf ein Zurückhalten eines Teilnetzes als Datensatz zur Kalibrierung verzichtet. Der Nachweis einer Übertragbarkeit der Modelle steht insofern noch aus.

Während der Zusammenhang zwischen der Verkehrsstärke und den Unfallzahlen auch in einer Vielzahl weiterer Untersuchungen in ähnlicher Form ermittelt wurde, berücksichtigen nur wenige Untersuchungen auch den Einfluss des schienengebundenen ÖPNV. Die Ergebnisse erweisen sich in ihrer Wirkungsrichtung sowie insbesondere der unfallerhöhenden Wirkung straßenbündiger Führung als plausibel.

Es sei an dieser Stelle darauf hingewiesen, dass die Form und der Betrieb von Haltestellen des ÖPNV in den Modellen nicht untersucht wurden. Bedeutende Unterschiede werden wahrscheinlich einen Einfluss auf das Unfallgeschehen und damit auf die funktionale Berücksichtigung der Einflussgrößen des ÖPNV haben.

Die Berücksichtigung des Einflusses des Umfelds wurde in der dargestellten Form bisher noch nicht untersucht. Eine direkte Übertragung auf andere Untersuchungsgebiete scheitert bereits an der Konstruktion der Hauptkomponenten als z-standardisierte ( $\bar{x} = 0$ ,  $s = 1$ ) Größen (s. o.). Deren direkte empirische Erhebung ist aus diesem Grund nicht möglich, es muss in jedem Fall eine erneute PCA ausgeführt werden.

Das Verfahren der PCA beruht auf der Annahme, die Stichprobe entspräche der Grundgesamtheit (Field 2009). Finden sich in der Hauptkomponentenanalyse des Vergleichsnetzes ähnliche Komponentenstrukturen, ist die Möglichkeit statistischer Inferenz über die ursprüngliche Stichprobe hinaus wahrscheinlich. Für eine genauere Prüfung möglicher Inferenz und Vergleichbarkeit wird an dieser Stelle auf Jolliffe 2002 verwiesen.

Eine Übertragbarkeit des Einflusses der über Puffer zugewiesenen Strukturgrößen ist hingegen wahrscheinlicher. Unterschiede können sich vermutlich bei der Einteilung verhaltenshomogener Gruppen sowie auch der räumlichen Differenzierung der Verkehrsbezirke und möglicher weiterer geografischer Grundlagen ergeben. Ein funktionaler Zusammenhang zwischen dem Umfeldfaktor KLF und dem Unfallgeschehen konnte bereits im Rahmen eines Projekts für das Hauptverkehrsnetz Berlins und einem Teilnetz der Stadt Dortmund nachgewiesen werden (Maier et al. 2012). Der Wert wurde hierzu – ähnlich wie bei Schüller 2010 – klassiert als kategoriale Variable berücksichtigt.

In jedem Fall muss eine Anpassung der Regressionskoeffizienten im Rahmen einer Modellkalibrierung erfolgen. Kalibrierungsverfahren für Unfallmodelle finden sich unter anderem bei Persaud et al. 2002 und AASHTO 2010. Die größte praktische Relevanz besitzt dabei das Verfahren des Highway Safety Manuals (AASHTO 2010). Die Überprüfung der Übertragbarkeit des Verfahrens auf das vorliegende Modell sollte im Rahmen weiterführender Arbeiten untersucht werden.

## 9 Zusammenfassung

### 9.1 Zusammenfassung der Ergebnisse

Das Ziel der Arbeit war die Entwicklung eines Sicherheitsmodells für das Hauptverkehrsstraßennetz der Stadt Dresden. Bisherige Verfahren zur Analyse der Verkehrssicherheit im deutschsprachigen Raum beruhen auf der Verwendung von Unfall(kosten)raten und –dichten und erlauben keine ausreichend genaue Differenzierung von Netzen in ihre Bestandteile. Gleichzeitig gehen die meisten Untersuchungen von Streckenabschnitten und Knotenpunkten nicht über eine monokausale Auswertung von Mittelwerten relativer Unfallkenngrößen hinaus. Werden statistische Verfahren zur Beschreibung von Zusammenhängen angewendet, beruhen diese zumeist auf der Methodik allgemeiner linearer Modelle (ALM).

Dieses Vorgehen führt in verschiedener Hinsicht zu Problemen bei der Beschreibung des Unfallgeschehens:

- Eine ungenaue Zusammenfassung von Elementen des Straßennetzes führt zu einer Bildung inhomogener Teilkollektive und erschwert das Auffinden funktionaler Zusammenhänge zwischen der Gestalt sowie der Nutzung einer Verkehrsanlage und dessen Unfallgeschehen.
- Die monokausale Untersuchung von Zusammenhängen zwischen der Sicherheit und der Straßengestalt ist ungeeignet, das komplexe Wirkungsgeflecht innerörtlicher Verkehrssicherheit zu erfassen.
- Die Verwendung konstanter Raten und Dichten setzt einen linearen Zusammenhang zwischen Unfallzahl und Verkehrsaufkommen voraus, dessen Annahme in vielen Fällen unbegründet ist.
- Die ausschließliche Berücksichtigung der motorisierten Verkehrsstärke erlaubt keine belastbare Berücksichtigung der Sicherheit des nichtmotorisierten Verkehrs.
- Die Normalverteilungsannahme des allgemeinen linearen Modells besitzt keinen theoretischen Rückhalt. Herkömmliche lineare Regressionsmodelle stellen für diesen Anwendungsfall kein valides Analyseinstrument dar.

Aufgrund der Unzulänglichkeiten bisheriger Untersuchungsansätze und fachlicher Überlegungen wurden folgende Anforderungen an das zu entwickelnde Modell gestellt:

- Wahl eines multivariaten Ansatzes unter Berücksichtigung der korrekten stochastischen Natur der Unfallentstehung.
- Aussagefähige Differenzierung der Netzelemente zur Bildung möglichst homogener Kollektive, um eine Isolation statistisch relevanter Zusammenhänge zu ermöglichen.
- Generierung geeigneter Kenngrößen der Umfeldnutzung zur Abbildung unterschiedlicher Nutzungsansprüche im Allgemeinen und der Substitution fehlender Aufkommenszahlen im nichtmotorisierten Verkehr im Besonderen.
- Weiterentwicklung der differenzierten Modelle zu einem aggregierten Ansatz zur gemeinsamen Berechnung zusammenhängender Netzabschnitte.

Basierend auf einer Analyse des derzeitigen Kenntnisstands in der Verkehrsunfallforschung wurde das Hauptverkehrsstraßennetz zunächst in Streckenabschnitte, Anschlussknotenpunkte, Verkehrsknotenpunkte und Annäherungsbereiche vor Verkehrsknotenpunkten unterteilt. Als Grundlage diente hierzu

das digitale Netz des Landesvermessungsamts und die Klassifizierung des Hauptverkehrsstraßennetzes entsprechend des Verkehrsentwicklungsplans 2003 der Landeshauptstadt Dresden.

Das untersuchte Hauptverkehrsstraßennetz umfasst 666 Streckenabschnitte mit einer Gesamtlänge von ca. 280 km, sowie 206 Verkehrsknotenpunkten (139 mit LSA, 67 ohne LSA). Das untersuchte Unfallkollektiv umfasst alle 37.403 Unfälle (7.023 U(P), 30.380 U(S)) der Jahre 2004 bis 2008 auf diesem Netz.

Die Abgrenzung zwischen Strecken und Verkehrsknotenpunkten erfolgte anhand des Unfallgeschehens der Knotenpunkte. Die Differenzierung der Streckenabschnitte wurde anhand einer Veränderung erhobener Kenngrößen des Verkehrs und der Querschnittsgestalt vorgenommen.

Neben diesen Hauptelementen konnte ein unfallerhöhender Einfluss von Verkehrsknotenpunkten auf angrenzende Streckenabschnitte nachgewiesen werden. Die Ermittlung der Einflusslänge erfolgte anhand einer Modifikation der Vorgehensweise von Meewes & Eckstein 2002. Im Ergebnis erstreckt sich der maßgebliche Einfluss über eine Länge von ca. 50 m. Anhand dieses Kriteriums wurden Annäherungsbereiche definiert und getrennt untersucht.

Anschlüsse an das untergeordnete Netz im Verlauf von Streckenabschnitten wurden ebenfalls abgegrenzt und mit eigenen Modellen beschrieben. Die Zahl dieser Anschlussknotenpunkte beläuft sich auf insgesamt 1.203.

Die Untersuchung des Umfeldeinflusses basiert auf der Auswertung von Verhaltensdaten, Flächendaten des Landesvermessungsamtes und den Strukturgrößen des Verkehrsmodells der Landeshauptstadt Dresden. Während die Verhaltensdaten auf Zusammenhänge zwischen Alter, Führerscheinbesitz, Erwerbstätigkeit und der Verkehrsbeteiligung ausgewertet wurden, dienten die Flächen- und Strukturdaten einer geografischen Aufbereitung sozioökonomischer Kennwerte im Stadtgebiet.

Die Kenngrößen einzelner Netzelemente wurden in einem ersten Schritt mittels Auswertung konzentrischer Ringpuffer mit einem Radius von 200 m um die Streckenabschnitte und Verkehrsknotenpunkte generiert. Im Ergebnis konnten so eine Reihe untereinander korrelierender Variablen als Dichtewerte über die Pufferfläche berechnet werden. Der generierte Variablensatz wurde anschließend mittels einer Hauptkomponentenanalyse (PCA) auf zwei linear unabhängige Komponenten reduziert. Während die erste Komponente (SOZ) soziodemografischen Einflüssen zugeordnet werden kann, steht die zweite (WIR) im direkten Zusammenhang mit den wirtschaftlich relevanten Strukturgrößen des Umfelds. Die Schritte der Kennwertgenerierung wurden sowohl für Streckenabschnitte, als auch für Verkehrsknotenpunkte durchgeführt.

Die anschließende Berechnung der Unfallmodelle beruht auf der Anwendung verallgemeinerter linearer Modelle (GLM). Die Wahl dieses generalisierten Regressionsverfahrens erlaubt die Annahme nicht normalverteilter Fehlerstrukturen. Es wurden sowohl Poisson- als auch negative Binomial-Modelle geschätzt. Während die Poisson-Verteilung der Theorie nach die Unfallentstehung bei Kontrolle aller systematischen Einflüsse am besten wiedergeben sollte, können mit der Schätzung einer negativ binomialverteilten Fehlerstruktur Überzufälligkeiten aufgrund einer unvollständigen Berücksichtigung aller wirksamen Einflüsse kompensiert werden. In allen Fällen erwiesen sich die negativen Binomial-Modelle den Poisson-Modellen überlegen.

Für Streckenabschnitte, Verkehrsknotenpunkte, Annäherungsbereiche und Anschlussknotenpunkte wurden zunächst differenzierte Modelle zur Beschreibung aller Unfälle mit Personenschaden sowie mit

Sachschaden berechnet. Zudem wurden die Kollektive der Unfälle mit Personenschaden noch einmal in Unfälle mit Fußgängerbeteiligung, mit Radverkehrsbeteiligung und mit ausschließlich motorisierter Verkehrsbeteiligung unterteilt und separat modelliert. Die Kollektivgrößen erwiesen sich dabei ausschließlich für Streckenabschnitte und für Verkehrsknotenpunkte als statistisch belastbar. Die Knotenpunktkollektive wurden darüber hinaus getrennt für Knotenpunkte mit und ohne Lichtsignalanlage untersucht.

Während die Streckenmodelle für Unfälle mit Personenschaden längenproportional geschätzt wurden, zeigt sich bei den Unfällen mit Sachschaden ein deutlicher Einfluss der Streckenlänge auf das Unfallgeschehen. Kurze Abschnitte weisen dabei überproportional viele Unfälle auf. Darüber hinaus lassen sich die Ergebnisse der differenzierten Modelle wie folgt zusammenfassen:

- Der Zusammenhang zwischen DTV und Unfallzahl zeigt bei Unfällen mit Personenschaden einen degressiven Verlauf, bei Unfällen mit Sachschaden steigt die Anzahl progressiv mit dem DTV.
- Ein unfallerhöhender Einfluss des schienengebundenen ÖPNV auf das Unfallgeschehen lässt sich vielfach auf die straßenbündige Führung zurückführen. Der Effekt steigt – insbesondere bei Unfällen mit Sachschaden – mit Zunahme des DTV.
- Netzelemente mit einer hohen Umfeldnutzung weisen gleichzeitig ein erhöhtes Unfallgeschehen auf. Dieser Effekt zeigt sich bei Unfällen mit Personenschaden deutlicher als bei Unfällen mit Sachschaden und ist vorwiegend auf eine größere Anzahl an Unfällen mit Fußgängerbeteiligung zurückzuführen.
- Fußgängerunfälle auf Streckenabschnitten nehmen ebenfalls mit der Anzahl der ÖPNV-Halte zu. Eine Normierung der Halte über die Streckenlänge führt zu einem linearen Zusammenhang zwischen Länge und Unfallzahl.

Im Zuge der Entwicklung eines vereinfachten Verfahrens wurden gemeinsame Modelle für Streckenabschnitte, Anschlussknotenpunkte und Annäherungsbereiche gebildet. Zur Ermittlung des Einflusses angrenzender Verkehrsknotenpunkte auf das Unfallgeschehen der Strecken wurden separate Zuschlagsmodelle für Unfälle mit Personenschaden und mit Sachschaden geschätzt. Dieses übergreifende Verfahren für Netzabschnitte führt zu einem insgesamt geringeren absoluten Fehler bei der Berechnung von Erwartungswerten im Gegensatz zur Anwendung der differenzierten Einzelmodelle und bietet zudem den Vorteil eines geringeren Berechnungsaufwands.

## 9.2 Ausblick und weiterer Forschungsbedarf

Das Netzmodell ist in seiner aktuellen Form ausschließlich für eine Anwendung im Hauptverkehrsstraßennetz Dresdens geeignet. Eine Überprüfung der Übertragbarkeit auf Netze anderer Städte ist nicht Teil dieser Arbeit und steht noch aus. Eine Verallgemeinerung des Verfahrens erfordert

- die Überprüfung der Übertragbarkeit mittels Anwendung auf weitere Hauptverkehrsstraßennetze, sowie
- die Entwicklung eines Kalibrierungsverfahrens zur Anpassung Variablen und Koeffizienten möglichst ohne eine vollständig neue Regression.

Sofern die Übertragbarkeit des Verfahrensansatzes nachgewiesen wird, bietet sich eine Kopplung mit einschlägigen EDV-Tools zur makroskopischen Modellierung des Verkehrsablaufs an. Eine parallele

Berechnung der Erwartungswerte des Unfallgeschehens mit dem Schritt der Verkehrsumlegung ermöglichte eine Berücksichtigung der Verkehrssicherheit bereits in einem frühen Planungsstadium.

Nutzungsmöglichkeiten der Modelle ergeben sich für die Berechnung von Grundunfall(kosten)raten und -dichten sowie zur Bestimmung eines Unfallpotenzials im Rahmen einer Bewertung von Unfallhäufungen. Zur Berechnung belastbarer Raten sollten Ansätze untersucht werden, die sich mit einer sinnvollen Linearisierung der bislang nicht-linearen Zusammenhänge zwischen Verkehrsstärken und befassen.

Für die Einbindung von Unfallhäufigkeitsmodellen in die Analyse von Unfallhäufungsstellen existieren bereits Ansätze – zumeist auf der Grundlage der „Empirical Bayes Method“ (s. u. a. AASHTO 2010). Dabei wird der Prognosewert anhand der Information über das Unfallgeschehen der vergangenen Jahre angepasst. Eine Prüfung derartiger Ansätze in Deutschland ist bisher nicht bekannt.

In jeder Modellrechnung steht und fällt die Prognosegüte mit der Qualität der Eingangsdaten. In dieser Hinsicht wird vor allen Dingen in zweierlei Hinsicht Verbesserungspotenzial gesehen:

- Die verminderte Anpassungsgüte der Modelle für Anschlussknotenpunkte ist vor allen Dingen durch die Unkenntnis der Verkehrsstärken der untergeordneten Zufahrten bedingt. Selbst die Verwendung von Modellwerten des DTV würde voraussichtlich zu einer deutlichen Erhöhung der Belastbarkeit von Erwartungswerten des Unfallgeschehens führen.
- Die aufwändige Generierung von Kenngrößen der Umfeldnutzung ist zum größten Teil auf fehlende Werte des nichtmotorisierten Verkehrsaufkommens zurückzuführen. Die Erhebung – oder valide Berechnung – dieser Kenngrößen würde voraussichtlich ebenfalls ein erhebliches Verbesserungspotenzial, insbesondere bei der Bestimmung der Unfälle mit Personenschaden bergen. Gegebenenfalls kann in der Folge auf die Umfeldgrößen verzichtet werden.

Sollte die Quantifizierung des Umfeldeinflusses weiterhin notwendig sein, so lässt sich auch deren Aussagefähigkeit durch eine feinere Differenzierung der Eingangsdaten vermutlich verbessern. Eine genauere Zuweisung der soziodemografischen Daten zu den Netzelementen scheitert bisher an der Unkenntnis der Gebäudeflächen und deren Nutzung. Sofern diese Informationen vorliegen, sollte deren Verwendung zur Generierung genauerer Kennwerte geprüft werden.

Die Wahl der statistischen Modelle beruht auf einer Vielzahl von Arbeiten im englischsprachigen und skandinavischen Raum, die deren grundsätzliche Eignung für die Beschreibung des Unfallgeschehens bestätigen. Nichtsdestotrotz gibt es in diesem Zusammenhang Grund zur Überprüfung alternativer Modellformen:

- Die Berücksichtigung einer negativen Binomialverteilung zur Beschreibung der Fehlerstruktur geht auf die Annahme gammaverteilter Unterschiede zwischen den Einzelbeobachtungen zurück. Von der Theorie wird diese Annahme nur zum Teil gedeckt. Verschiedene Arbeiten (u. a. Miaou et al. 2003, Lord & Miranda-Moreno 2008) legen die Plausibilität einer Log-Normalverteilung und damit die Schätzung mit Hilfe geeigneter verallgemeinerter linearer gemischter Modelle (GLMM) nahe.
- Mit der verwendeten Modellstruktur lassen sich innerhalb von Streckenabschnitten auch punktuelle Einflüsse nur multiplikativ berücksichtigen. Plausibel wäre in diesem Fall eine additive Berücksichtigung. Wie bei der Behandlung einer gemeinsamen Betrachtung von Strecken und Anschlussknotenpunkten (s. Kapitel 8.1) besprochen, führt eine alternative Verwendung von Dichtewerten zu

Problemen bei kurzen Abschnitten. Denkbar wäre in diesem Zusammenhang die Anwendung verallgemeinerter additiver (gemischter) Modelle (GAMM).

Zuletzt bleibt zu berücksichtigen, dass die Anwendung der Einzelmodelle sowie des gemeinsamen Ansatzes auf die Anwendung in Hauptverkehrsstraßennetzen beschränkt ist. Veränderungen der Verkehrsverhältnisse wirken sich in der Regel auch auf die vielfach sensibleren Erschließungsstraßen aus. Eine in sich geschlossene Bewertung der Verkehrssicherheit eines Planfalls bzw. einer Umlegungsvariante setzt somit auch die Berücksichtigung des betroffenen Erschließungsstraßennetzes voraus. Diesbezügliche Ansätze sind bisher kaum untersucht worden und bieten ein erhebliches Forschungspotenzial.

## Literaturverzeichnis

- ABDEL-ATY, M.; WANG, X. (2006): *Crash Estimation at Signalized Intersections Along Corridors - Analyzing Spatial Effect and Identifying Significant Factors*, In: Transportation Research Record, No. 1953, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 98-111
- AGRAWAL, R.; LORD, D. (2006): *Effects of Sample Size on Goodness-of-Fit Statistic and Confidence Intervals of Crash Prediction Models Subjected to Low Sample Mean Values*, In: Transportation Research Record, No. 1950, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 35-43
- AGUERO-VALVERDE, J.; JOVANIS, R. P. (2008): *Analysis of Road Crash Frequency with Spatial Models*, In: Transportation Research Record, No. 2061, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 55-63
- ALLENBACH, R.; HUBACHER, M. (1998): *Analyse von gefährlichen Kreuzungen und Einmündungen mit Lichtsignalanlagen*; Bern: bfu-Pilotstudie, Beratungsstelle für Unfallverhütung
- ALRUTZ, D.; BOHLE, W. (1999): *Flächenansprüche von Fußgängern*; Bergisch-Gladbach: Berichte der Bundesanstalt für Straßenwesen, Reihe Verkehrstechnik, Heft V 71
- ALRUTZ, D.; BOHLE, W.; MÜLLER, H.; PRAHLOW, H.; HACKE, U.; LOHMANN, G. (2009): *Unfallrisiko und Regelakzeptanz von Fahrradfahrern*; Bergisch-Gladbach: Berichte der Bundesanstalt für Straßenwesen, Reihe Verkehrstechnik, Heft V 184
- ALRUTZ, D.; GÜNDEL, D.; STELLMACHER-HEIN, J.; ANGENENDT, W.; DRAEGER, W.; FALKENBERG, G.; KLÖCKNER, D. (2001): *Verkehrssicherheit in Einbahnstraßen mit gegengerichtetem Radverkehr*; Bergisch-Gladbach: Berichte der Bundesanstalt für Straßenwesen, Reihe Verkehrstechnik, Heft V 83
- AN, M.; CHEN, M. (2007): *Estimating Nonmotorized Travel Demand*; In: Transportation Research Record, No. 2002, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 18-25
- ANGENENDT, W.; WILKEN, M. (1997): *Gehwege mit Benutzungsmöglichkeiten für Radfahrer*; Bonn: Forschung Straßenbau und Straßenverkehrstechnik, Heft 737
- ASSOCIATION OF STATE HIGHWAY AND TRANSPORTATION OFFICIALS – AASHTO (2010): *Highway Safety Manual - HSM*; Washington, D. C.: Association of State Highway and Transportation Officials
- AURICH, A.; MAIER, R.; SCHÜLLER, H. (2009): *Ein Sicherheitskonzept für Dresden*; Dresden: Schlussbericht im Auftrag der Hauptabteilung Mobilität der Landeshauptstadt Dresden (unveröffentlicht)
- BACHMANN, C. (2008): *Methoden der Verkehrssicherheitsforschung im Straßenwesen – Anwendungen und Erkenntnisse*; Hannover: Veröffentlichungen des Instituts für Verkehrswirtschaft, Straßenwesen und Städtebau (IVH) der Leibniz Universität Hannover, Heft 39
- BACKHAUS, K.; ERICHSON, B.; PLINKE, W.; WEIBER, R. (2008): *Multivariate Analysemethoden* (12. Auflage); Heidelberg: Springer
- BAIER, M. (2006): *Qualitätsstufenkonzept zur Bewertung des Verkehrsablaufs auf Streckenabschnitten von vierstreifig befahrenen Hauptverkehrsstraßen*; Aachen: Aachener Mitteilungen Straßenwesen, Erd- und Tunnelbau, Heft Nr. 48
- BAIER, M.; KATHMANN, TH.; SCHUCKLIEß, W.; TRAPP, R.; BAIER, R.; SCHÄFER, K.-H. (2003): *Verkehrsqualität auf Streckenabschnitten von Hauptverkehrsstraßen*; Bergisch-Gladbach: Berichte der Bundesanstalt für Straßenwesen, Reihe Verkehrstechnik, Heft V 108

- BAIER, R.; KUNST, F.; MAIER, R. (2005): *Sicherheitsanalyse von Straßennetzen am Beispiel der Bundeshauptstadt Berlin*; In: *Straßenverkehrstechnik* 49 (7), Seiten 356-360
- BAIER, R.; MAIER, R.; AURICH, A.; KLEMP, A. (2007a): *Sicherheitsgrade von Stadtstraßen mit und ohne schienegebundenen ÖPNV*; Aachen: Schlussbericht des Forschungsprojekts im Auftrag des Gesamtverbands der Versicherungswirtschaft e.V. (unveröffentlicht)
- BAIER, R.; MAIER, R.; SCHÄFER, K. H.; SCHÜLLER, H.; BENTHAUS, D.; KLEMP, A.; ENKE, M. (2007b): *Potenziale zur Verringerung des Unfallgeschehens an Haltestellen des ÖPNV/ÖPSV*; Bergisch-Gladbach: Berichte der Bundesanstalt für Straßenwesen, Reihe Mensch und Sicherheit, Heft M 190
- BARK, A.; BAIER, R.; KUTSCHERA, R.; KLEMP-KOHNEN, A. (2008): *Handbuch der Verkehrssicherheit von Straßen: Entwurf eines Handbuchs für die Bewertung der Verkehrssicherheit von Straßen*; Gießen-Friedberg: Schlussbericht des Forschungsprojekts FE 03.389/2005/FGB im Auftrag der Bundesanstalt für Straßenwesen, unveröffentlicht
- BARNES, G.; KRIZEK, K. (2005): *Estimating Bicycling Demand*; In: *Transportation Research Record*, No. 1939, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 45-51
- BAUM, H.; KRANZ, T.; WESTERKAMP, U. (2010): *Volkswirtschaftliche Kosten durch Straßenverkehrsunfälle in Deutschland*; Bergisch-Gladbach: Berichte der Bundesanstalt für Straßenwesen, Reihe Mensch und Sicherheit, Heft M 208
- BELSLEY, D. A.; KUH, E.; WELSCH, R. E. (2003): *Regression Diagnostics: Identifying influential Data and Sources of Collinearity*; Hoboken, N.J.: Wiley
- BERGER, R. (2008): *Entwicklung und Überprüfung von Ansätzen für eine sicherheitstechnische Differenzierung des städtischen Verkehrsstraßennetzes*; Dresden: Diplomarbeit an der Professur Straßenverkehrstechnik der TU Dresden
- BINDRA, S.; IVAN, J. N.; JONSSON, T. (2009): *Predicting Segment-Intersection Crashes with Land Development Data*; In: *Transportation Research Record*, No. 2102, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 9-17
- BIRN, K.; BOLIK, H.; RICKEN, P. (2005): *Die gesamtwirtschaftliche Bewertungsmethodik – Bundesverkehrswegeplanung 2003*; Bundesministerium für Verkehr, Bau- und Wohnungswesen (BMVBW) – URL: [www.bmvbs.de/car/servlet/contentblob/78638/publicationFile/51250/bundesverkehrswegeplanung-2003-bewertungsmethodik.pdf](http://www.bmvbs.de/car/servlet/contentblob/78638/publicationFile/51250/bundesverkehrswegeplanung-2003-bewertungsmethodik.pdf) (10.01.2012)
- BORTZ, J. (2005): *Statistik für Human- und Sozialwissenschaftler* (6. Auflage); Heidelberg: Springer Medizin Verlag
- BRESNAHAN, J. L.; SHAPIRO, M. (1966): *A General Equation and Technique for the Exact Partitioning of Chi-Square Contingency Tables*; In: *Psychological Bulletin*, Vol. 66, No. 4, Seiten 252-262
- BRÖG, W.; ERL, E. (1999): *Kenngößen für Fußgänger- und Fahrradverkehr*; Bergisch-Gladbach: Berichte der Bundesanstalt für Straßenwesen, Reihe Mensch und Sicherheit, Heft M 109
- BUNDESAMT FÜR KARTOGRAPHIE UND GEODÄSIE - BKG (2005): *Digitales Basis-Landschaftsmodell Basis-DLM*; Frankfurt a. M.: Dokumentation, Stand 18.01.2005
- BURNHAM, K. P.; ANDERSON, D. R. (2002): *Model Selection and Multimodel Inference* (2<sup>nd</sup> edition); New York: Springer

- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. (1998): *Regression Analysis of Count Data*; Cambridge: Cambridge University Press
- COHEN, J. (1992): *A Power Primer*; In: *Psychological Bulletin*, Vol. 122, No. 1, Seiten 155-159
- COHEN, J.; COHEN, P.; WEST, S. G.; AIKEN, L. S. (2003): *Applied Multiple Regression/Correlation Analysis for the Behavioral Sciences (3<sup>rd</sup> edition)*; Mahwah, N. J.: Lawrence Erlbaum Associates
- COMREY, A. L.; LEE, H. B. (1992): *A first Course in Factor Analysis*; Hillsdale, N. J.: Lawrence Erlbaum Associates
- CONWAY, R. W.; MAXWELL, W. L. (1961): *A queueing model with state dependent service rates*; In: *Journal of Industrial Engineering*, Vol. 12, Seiten 132-136
- COOK, R. D.; WEISBERG, S. (1982): *Residuals and Influence in Regression*; New York: Chapman & Hall
- CRESSIE, N. A. C.; READ, T. R. C. (1988): *Goodness-of-Fit Statistics for Discrete Multivariate Data*; New York: Springer
- DA PENHA SANCHEZ, S.; SERRA DE ARRUDA, F. (2002): *Incorporating Nonmotorized Modes in a Mode Choice Model*; In: *Transportation Research Record*, No. 1818, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 89-93
- DAS, A.; PANDE, A.; ABDEL-ATY, M.; SANTOS, J. B. (2008): *Characteristics of Urban Arterial Crashes Relative to Proximity to Intersections and Injury Severity*; In: *Transportation Research Record*, No. 2083, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 137-144
- DAVIS, G. A. (2000): *Estimating Traffic Accident Rates While Accounting for Traffic-Volume Estimation Error*, In: *Transportation Research Record*, No. 1717, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 94-101
- DAVIS, S. E.; ROBERTSON, H. D.; KING, L. E. (1989): *Pedestrian/Vehicle Conflicts: An Accident Prediction Model*; In: *Transportation Research Record*, No. 1210, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 1-11
- DESYLLAS, J.; DUXBURY, E.; WARD, J.; SMITH, A. (2003): *Pedestrian Demand Modelling of Large Cities: An Applied Example from London*; London: Working Papers, Paper 62, Centre of Advanced Spatial Analysis, University College London
- DEXHEIMER, V. (2002): *Zählmodellen (Count Data Models) – Ansätze und Anwendungen*; Mainz: Johannes-Gutenberg-Universität, Fachbereich Rechts- und Wirtschaftswissenschaften, Institut für Statistik und Ökonometrie, Arbeitspapier Nr. 23 – URL: [http://www.econometrics.economics.uni-mainz.de/Dateien/Arbeitspapier\\_Nr.23.pdf](http://www.econometrics.economics.uni-mainz.de/Dateien/Arbeitspapier_Nr.23.pdf) (09.07.2010)
- DISSANAYAKE, S.; LU, J. (2002): *Analysis of Severity of Young Driver Crashes*; In: *Transportation Research Record*, No. 1784, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 108-114
- DI STEFANO, C.; ZHU, M.; MINDRILA, D. (2009): *Understanding and Using Factor Scores: Considerations for the Applied Researcher*; *Practical Assessment, Research & Evaluation*, Vol. 14, No. 20 – URL: <http://pareonline.net/pdf/v14n20.pdf> (27.05.2011)
- DOHMEN, R.; VIETEN, M.; KESTING, T.; DÜRHAGER, U.; FUNKE-AKBIIYIK, R. (2010): *Bewertung von Ortsumgehungen aus Sicht der Verkehrssicherheit*; Bergisch-Gladbach: Berichte der Bundesanstalt für Straßenwesen, Reihe Verkehrstechnik, Heft V 203

- DUNCAN, C. S.; KHATTAK, A. J.; COUNCIL, F. M. (1998): *Applying the Ordered Probit Model to Injury Severity in Truck-Passenger Car Rear-End Collisions*; In: Transportation Research Record, No. 1635, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 63-71
- DUNTEMANN, G. H. (1989): *Principal Component Analysis*; Thousand Oaks, CA: Sage University Paper series on Quantitative Applications in the Social Sciences, Nr. 69, Sage
- DUNTEMANN, G. H.; HO, M.-H. R. (2006): *An Introduction to Generalized Linear Models*; Thousand Oaks, CA: Sage University Paper series on Quantitative Applications in the Social Sciences, Nr. 145; Sage
- DZIUBAN, C. D.; SHIRKEY, E. C. (1974): *When is a Correlation Matrix appropriate for Factor Analysis*; In: Psychological Bulletin, Vol. 81, No. 6, Seiten 358-361
- EBERSBACH, D.; SCHÜLLER, H. (2008): *Praktische Anwendung der Empfehlungen für die Sicherheitsanalyse von Straßennetzen (ESN) – Erfahrungen mit den Verfahren der Abschnittsbildung*; In: Straßenverkehrstechnik 52 (9), Seiten 515-527
- ECKSTEIN, K.; MEEWES, V. (2002): *Sicherheit von Landstraßen-Knotenpunkten*; Köln: Gesamtverband der Deutschen Versicherungswirtschaft e. V., Mitteilungen des Instituts für Straßenverkehr Köln (ISK), Heft Nr. 40
- EL-BASYOUNY, K.; SAYED, T. (2009): *Urban Arterial Accident Prediction Models with Spatial Effects*; In: Transportation Research Record, No. 2102, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 27-33
- EUROPÄISCHES PARLAMENT UND RAT (2008): *Richtlinie 2008/96/EG des Europäischen Parlaments und des Rates vom 19. November 2008 über ein Sicherheitsmanagement für die Straßeninfrastruktur* - URL: <http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=CELEX:32008L0096:DE:NOT> (10.05.2012)
- FAHRMEIR, L.; KNEIB, T.; LANG, S. (2009): *Regression – Modelle, Methoden und Anwendungen* (2. Auflage); Heidelberg: Springer
- FAHRMEIR, L.; TUTZ, G. (1994): *Multivariate Statistical Modelling Based on Generalized Linear Models*; New York: Springer Series in Statistics, Springer
- FEDERAL HIGHWAY ADMINISTRATION – FHWA (1999a): *Guidebook on Methods to Estimate Non-Motorized Travel: Overview of Methods*; Georgetown Pike: U.S. Department of Transportation, Federal Highway Administration, Publication No. FHWA-RD-98-165
- FEDERAL HIGHWAY ADMINISTRATION – FHWA (1999b): *Guidebook on Methods to Estimate Non-Motorized Travel: Supporting Documentation*; Georgetown Pike: U.S. Department of Transportation, Federal Highway Administration, Publication No. FHWA-RD-98-166
- FERGUSON, G. A. (1976): *Statistical analysis in Psychology and Education* (4<sup>th</sup> edition); London: McGraw-Hill
- FEDERAL HIGHWAY ADMINISTRATION – FHA (2011): *2009 National Household Travel Survey – User's Guide*; Washington: U.S. Department of Transportation, Federal Highway Administration – URL: [w2a2whttp://nhts.ornl.gov/2009/pub/UsersGuideV1.pdf](http://nhts.ornl.gov/2009/pub/UsersGuideV1.pdf) (16.09.2011)
- FIELD, A. (2009): *Discovering Statistics Using SPSS* (3<sup>rd</sup> edition); London: Sage Publications
- FLEISS, J. L. (1981): *Statistical Methods for Rates and Proportions* (2<sup>nd</sup> edition); New York: John Wiley & Sons

- FOLKARD, S. (1997): *Black times: Temporal determinants of transportation safety*; In: Accident Analysis & Prevention, Vol. 29, No. 4, Seiten 417-430
- FORSCHUNGSGESELLSCHAFT FÜR STRAßEN- UND VERKEHRSWESEN - FGSV (1986): *Richtlinien zur Anlage von Straßen – Teil: Wirtschaftlichkeitsuntersuchungen*; Köln: Veröffentlichung der Forschungsgesellschaft für Straßen- und Verkehrswesen, FGSV-Verlag
- FORSCHUNGSGESELLSCHAFT FÜR STRAßEN- UND VERKEHRSWESEN - FGSV (1997): *Empfehlungen für Wirtschaftlichkeitsuntersuchungen an Straßen – EWS: Aktualisierung der RAS-W 86*; Köln: Veröffentlichung der Forschungsgesellschaft für Straßen- und Verkehrswesen, FGSV-Verlag
- FORSCHUNGSGESELLSCHAFT FÜR STRAßEN- UND VERKEHRSWESEN - FGSV (2001a): *Handbuch für die Bemessung von Straßenverkehrsanlagen - HBS*; Köln: Veröffentlichung der Forschungsgesellschaft für Straßen- und Verkehrswesen, FGSV-Verlag
- FORSCHUNGSGESELLSCHAFT FÜR STRAßEN- UND VERKEHRSWESEN - FGSV (2001b): *Merkblatt zur Auswertung von Straßenverkehrsunfällen – Teil 2: Maßnahmen zur Beseitigung von Unfallhäufungen*; Köln: Veröffentlichung der Forschungsgesellschaft für Straßen- und Verkehrswesen, FGSV-Verlag
- FORSCHUNGSGESELLSCHAFT FÜR STRAßEN- UND VERKEHRSWESEN - FGSV (2002a): *Empfehlungen für Fußgängerverkehrsanlagen – EFA*; Köln: Veröffentlichung der Forschungsgesellschaft für Straßen- und Verkehrswesen, FGSV-Verlag
- FORSCHUNGSGESELLSCHAFT FÜR STRAßEN- UND VERKEHRSWESEN - FGSV (2002b): *Empfehlungen für das Sicherheitsaudit von Straßen - ESAS*; Köln: Veröffentlichung der Forschungsgesellschaft für Straßen- und Verkehrswesen, FGSV-Verlag
- FORSCHUNGSGESELLSCHAFT FÜR STRAßEN- UND VERKEHRSWESEN - FGSV (2003a): *Empfehlungen für die Sicherheitsanalyse von Straßennetzen - ESN*; Köln: Veröffentlichung der Forschungsgesellschaft für Straßen- und Verkehrswesen, FGSV-Verlag
- FORSCHUNGSGESELLSCHAFT FÜR STRAßEN- UND VERKEHRSWESEN - FGSV (2003b): *Merkblatt zur Auswertung von Straßenverkehrsunfällen – Teil 1: Führen und Auswerten von Unfalltypensteckkarten*; Köln: Veröffentlichung der Forschungsgesellschaft für Straßen- und Verkehrswesen, FGSV-Verlag
- FORSCHUNGSGESELLSCHAFT FÜR STRAßEN- UND VERKEHRSWESEN - FGSV (2008): *Richtlinien für integrierte Netzgestaltung - RIN*; Köln: Veröffentlichung der Forschungsgesellschaft für Straßen- und Verkehrswesen, FGSV-Verlag
- FORSCHUNGSGESELLSCHAFT FÜR STRAßEN- UND VERKEHRSWESEN - FGSV (2012): *Merkblatt zur Örtlichen Unfalluntersuchung in Unfallkommissionen – M Uko*; Köln: Veröffentlichung der Forschungsgesellschaft für Straßen- und Verkehrswesen, FGSV-Verlag
- GEEDIPALLY, S. R.; LORD, D. (2008): *Effects of Varying Dispersion Parameter of Poisson-Gamma Models on Estimation of Confidence Intervals of Crash Prediction Models*; In: Transportation Research Record, No. 2061, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 46-54
- GEEDIPALLY, S. R.; LORD, D.; PARK, B.-J. (2009): *Analyzing Different Parameterizations of the Varying Dispersion Parameter as a Function of Segment Length*; In: Transportation Research Record, No. 2103, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 108-118
- GILL, J. (2000): *Generalized Linear Models: A Unified Approach*; Thousand Oaks, CA: Sage University Paper Series on Quantitative Applications in the Social Sciences, Nr. 134, Sage

- GILL, J. (2001): *Interpreting Interactions and Interaction Hierarchies in Generalized Linear Models: Issues and Applications*; San Francisco: Presented at the American Political Science Association Annual Meeting - URL: <http://www.artsci.wustl.edu/~jgill/papers/interactions3.pdf> (20.03.2011)
- GREIBE, P. (2003): *Accident prediction models for urban roads*; In: *Accident Analysis & Prevention*, Vol. 35, No. 2, Seiten 273-285
- GUADAGNOLI, E.; VELICER, W. F. (1988): *Relation of Sample Size to the Stability of Component Patterns*; In: *Psychological Bulletin*, Vol. 103, No. 2, Seiten 265-275
- GUO, F.; WANG, X.; ABDEL-ATY, M. A. (2010): *Modeling signalized intersection safety with corridor-level spatial correlations*; In: *Accident Analysis & Prevention*, Vol. 42, No. 1, Seiten 84-92
- HAAG, C.; HUPFER, M. (1992): *Sicherheit zweistreifiger, angebauter Hauptverkehrsstraßen mit schmalen Fahrbahnen*; Bonn: *Forschung Straßenbau und Straßenverkehrstechnik*, Heft 633
- HALL, J. W.; POLANCO DE HURTADO, M. (1992): *Effect of Intersection Congestion on Accident Rates*; In: *Transportation Research Record*, No. 1376, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 71-77
- HARTUNG, J.; ELPELT, B.; KLÖSENER, K.-H. (2009): *Statistik– Lehr- und Handbuch der angewandten Statistik* (15. Auflage); München: Oldenbourg
- HARWOOD, D. W.; BAUER, K. M.; POTTS, I. B.; TORBIC, D. J.; RICHARD, K. R.; KOHLMANN RABBANI, E. R.; HAUER, E.; ELEFTERADIOU, L.; GRIFFITH, M. S. (2003): *Safety Effectiveness of Intersection Left- and Right-Turn Lanes*; In: *Transportation Research Record*, No. 1840, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 131-139
- HARWOOD, D. W.; BAUER, K. M.; RICHARD, K. R.; GILMORE, D. K.; GRAHAM, J. L.; POTTS, I. B.; TORBIC, D. J.; HAUER, E. (2007): *Methodology to Predict the Safety Performance of Urban and Suburban Arterials*; Washington, D. C.: National Cooperative Highway Research Program Web-Only Document 129, Phases I + II, NCHRP, TRB – URL: [http://onlinepubs.trb.org/onlinepubs/nchrp/nchrp\\_w129p1&2.pdf](http://onlinepubs.trb.org/onlinepubs/nchrp/nchrp_w129p1&2.pdf) (11.12.2011)
- HARWOOD, D. W.; TORBIC, D. J.; GILMORE, D. K.; GRAHAM, J. L.; BODENKROGER, C. D.; DUNN, J. M.; ZEGER, C. V.; SRINIVASAN, R.; CARTER, D.; RABORN, C.; LYON, G.; PERSAUD, B. (2008): *Methodology to Predict the Safety Performance of Urban and Suburban Arterials: Pedestrian Safety Prediction Methodology*; Washington, D. C.: National Cooperative Highway Research Program Web-Only Document 129, Phase III, NCHRP, TRB – URL: [http://onlinepubs.trb.org/onlinepubs/nchrp/nchrp\\_w129p3.pdf](http://onlinepubs.trb.org/onlinepubs/nchrp/nchrp_w129p3.pdf) (11.12.2011)
- HAUER, E. (2001a): *Computing and Interpreting Accident Rates for Vehicle Types or Driver Groups*; In: *Transportation Research Record*, No. 1746, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 69-73
- HAUER, E. (2001b): *Overdispersion in modelling accident counts on road sections and in Empirical Bayes estimation*; In: *Accident Analysis & Prevention*, Vol. 33, No. 6, Seiten 799-808
- HAUER, E. (1995): *On exposure and accident rate*; In: *Traffic Engineering and Control*, Vol. 36, No. 3, London, Seiten 134-138
- HAUER, E. (2004): *Road Safety Modeling*; In: *Transportation Research Record*, No. 1897, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 81-87

- HAUER, E.; BAMFO, J. (1997): *Two Tools for Finding What Function Links the Dependant Variable to Explanatory Variables*; Lund: Proceedings of the ICTCT 97, Seiten 1-7
- HAUER, E.; COUNCIL, F. M.; MOHAMMEDSHAH, Y. (2004): *Safety Models for Urban Four-Lane Undivided Segments*; In: Transportation Research Record, No. 1897, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 96-105
- HAUTZINGER, H.; PFEIFFER, M. (2009): *Verkehrssicherheit von plangleichen nicht signalisierten Knotenpunkten auf Landstraßen in Bayern*; Heilbronn/Mannheim: Schlussbericht des Instituts für angewandte Verkehrs- und Tourismusforschung e. V. (IVT)
- HAUTZINGER, H.; PFEIFFER, M.; SPAHN, V. (2010): *Unfallauswertungen für verkehrszeichengeregelte Landstraßenkreuzungen und -einzündungen*; In: Zeitschrift für Verkehrssicherheit 56 Nr. 3, Seiten 123-131
- HAITOVSKY, Y. (1969): *Multicollinearity in Regression Analysis: A Comment*; In: Review of Economics and Statistics 51, No. 4, MIT Press, Boston, Seiten 486-489
- HESS, P. M.; MOUDON, A. V.; SNYDER, M. C.; STANILOV, K. (1999): *Site Design and Pedestrian Travel*; In: Transportation Research Record, No. 1674, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 9-19
- HIERSCHE, E.-U.; TAUBMANN, A. (1988): *Untersuchungen über Unfallraten in Abhängigkeit von Straßen- und Verkehrsbedingungen innerhalb bebauter Gebiete*; Bonn: Forschung Straßenbau und Straßenverkehrstechnik, Heft 538
- HORN, J. L. (1965): *A rationale and test for the number of factors in factor analysis*; In: Psychometrika, Vol. 30, Seiten 179-185
- HOWELL, D. C. (2006): *Statistical Methods for Psychology (6<sup>th</sup> edition)*; Belmont, CA.: Duxbury/Thomson Learning
- HUBRICH, S. (2008): *Aufbereitungskonzept zur Verkehrserhebung Mobilität in Städten – SrV 2008*; Dresden: Diplomarbeit am Lehrstuhl für Verkehrs- und Infrastrukturplanung der TU Dresden
- HUTCHESON, G.; SOFRONIOU, N. (1999): *The Multivariate Social Scientist – Introductory Statistics Using Generalized Linear Models*; London: Sage Publications
- INSTITUTE OF TRANSPORTATION ENGINEERS - ITE (2004): *Trip Generation Handbook (2<sup>nd</sup> edition)*; Washington, D. C.
- ISMAIL, N.; JEMAIN, A. A. (2007): *Handling Overdispersion with Negative Binomial and Generalized Poisson Regression Models*; In: Casualty Actuarial Society Forum - Winter 2007, Baltimore, Seiten 103-158
- IVAN, J. N.; WANG, C.; BERNARDO, N. R. (2000): *Explaining two lane highway crash rates using land-use and hourly exposure*; In: Accident Analysis and Prevention, Vol. 32, No. 6, Seiten 787-795
- JOLLIFFE, I. T. (2002): *Principal Component Analysis (2<sup>nd</sup> edition)*; New York: Springer
- JOHNSON, E. M. (1972): *The Fisher-Yates exact test and unequal sample sizes*; In: Psychometrika, Vol. 37, No. 1, Seiten 103-106
- JONSSON, T.; DENG, Z.; IVAN, J. N. (2006): *A Procedure for allocating zonal Attributes to a Link Network in a GIS Environment*; Washington, D. C.: Presented at 85<sup>th</sup> Annual Meeting of the Transportation Research Board

- KAISER, H. F. (1970): *A Second Generation Little Jiffy*; In: Psychometrika, Vol. 35, No. 4, Seiten 401-415
- KAISER, H. F. (1974): *An Index of Factorial Simplicity*; In: Psychometrika, Vol. 39, No. 1, Seiten 31-36
- KOOREY, G. (2009): *Road Data Aggregation and Sectioning Considerations for Crash Analysis*; In: Transportation Research Record, No. 2102, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 61-68
- KIM, K.; YAMASHITA, E. (2002): *Motor vehicle crashes and land use – empirical analysis from Hawaii*; In: Transportation Research Record, No. 1784, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 73-79
- KLEIN, G.; SCHWEIG, K.-H. (1990): *Sicherheitsbewertung von angebauten Hauptverkehrsstraßen mit vier oder mehr schmalen Fahrstreifen*; Bonn: Forschung Straßenbau und Straßenverkehrstechnik, Heft 604
- KOCKELMAN, K. M. (1997): *Travel Behavior as Function of Accessibility, Land Use Mixing, and Land Use Balance*; In: Transportation Research Record, No. 1607, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 116-125
- KOOREY, G. (2009): *Road Data Aggregation and Sectioning Considerations for Crash Analysis*; In: Transportation Research Record, No. 2103, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 61-68
- LAUTENSCHLAGER, G. J. (1989): *A Comparison of Alternatives to Conducting Monte Carlo Analyses for Determining Parallel Analysis Criteria*; In: Multivariate Behavioral Research, Vol. 24, No. 3, Seiten 365-395
- LAUTENSCHLAGER, G. J.; LANCE, C. E.; FLAHERTY, V. L. (1989): *Parallel analysis criteria: revised regression equations for estimating the latent roots of random data correlation matrices*; In: Educational and Psychological Measurement, Vol. 49, Seiten 339-345
- LINGARD, H. C.; ROWLINSON, S. (2006): *Sample Size in Factor Analysis: Why Size Matters*; Hong Kong: Hong Kong University - URL: <http://rec.hku.hk/steve/MSc/factoranalysisnoteforstudentresourcepage.pdf> (16.04.2012)
- LORD, D. (2000): *The Prediction of Accidents on digital Networks: Characteristics and Issues related to the Application of Accident Prediction Models*; Toronto: Thesis at the University of Toronto
- LORD, D. (2002): *Application of Accident Prediction Models for Computation of Accident Risk on Transportation Networks*; In: Transportation Research Record, No. 1784, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 17-26
- LORD, D. (2006): *Modeling motor vehicle crashes using Poisson-gamma models: Examining the effects of low sample mean values and small sample size on the estimation of the fixed dispersion parameter*, In: Accident Analysis & Prevention, Vol. 38, No. 4, Seiten 751-766
- LORD, D.; PERSAUD, B. N. (2000): *Accident Prediction Models With and Without Trend: The Application of the Generalized Estimating Equations Procedure*; In: Transportation Research Record, No. 1717, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 102-108
- LORD, D.; PERSAUD, B. N. (2004): *Estimating the safety performance of urban road transportation networks*, In: Accident Analysis & Prevention, Vol. 36, No. 4, Seiten 609-620

- LYON, C.; HAQ, A.; PERSAUD, B. N.; KODAMA, S. T. (2005): *Safety Performance Functions for Signalized Intersections in Large Urban Areas: Development and Application to Evaluation of Left-Turn Priority Treatment*; In: Transportation Research Record, No. 1908, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 165-171
- LYON, C.; PERSAUD, B. N. (2002): *Pedestrian Collision Models for Urban Intersections*; In: Transportation Research Record, No. 1818, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 89-93
- MA, J.; KOCKELMAN, K. M.; DAMIEN, P. (2008): *A multivariate Poisson-lognormal regression model for prediction of crash counts by severity, using Bayesian methods*; In: Accident Analysis & Prevention, Vol. 40, No. 3, Seiten 964-975
- MAHALEL, D. (1986): *A Note on Accident Risk*; In: Transportation Research Record, No. 1068, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 85-89
- MAHER, M. J.; SUMMERSGILL, I. (1995): *A comprehensive methodology for the fitting of predictive accident models*; In: Accident Analysis & Prevention, Vol. 28, No. 3, Seiten 281-296
- MAIER, R. (1986): *Fußgängersicherheit in Städten*; Karlsruhe: Dissertation an der Technischen Universität Karlsruhe
- MAIER, R.; AURICH, A.; DAHNERT, T. HANTSCH, S.; KÄTKER, J.; KLINGHAMMER, S.; KOLLMUS, B.; KRETZSCHMAR, U.; SCHÜLLER, H. (2012): *„Städtische Sicherheitsprognose - Übergreifende Wirkungszusammenhänge und zeitnahe Prognose des Unfallgeschehens in städtischen Straßennetzen“*; Berlin/Dresden: Schlussbericht zum Forschungsvorhaben im Auftrag des Bundesministeriums für Wirtschaft und Technologie (unveröffentlicht)
- MAIER, R.; ENKE, M. (2009): *Ergänzungsauftrag zum FE 82.278/2004 – Bewertung von Ortsumgehungen aus Verkehrssicherheitsicht*; Dresden: Schlussbericht im Auftrag der Bundesanstalt für Straßenwesen (unveröffentlicht)
- MAPINFO CORP. (2006): *MapInfo Professional – Version 8.5: User Guide*
- MAYCOCK, G.; MAHER, M. J. (1988): *Generalised linear models in the analysis of road accidents – some methodological issues*; In: Symposium on Traffic Safety Theory and Research Methods, Institute for Road Safety Methods SWOV, Leidschendam, Seiten 1-10
- MCCULLAGH, P.; NELDER, J.A. (1989): *Generalized Linear Models*, (2<sup>nd</sup> Edition); London: Chapman & Hall
- MENSAH, A.; HAUER, E. (1998): *Two Problems of Averaging Arising in the Estimation of the Relationship between Accidents and Traffic Flow*; In: Transportation Research Record, No. 1635, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 37-43
- MIAOU, S.-P.; LUM, H (1993): *Modeling vehicle accidents and highway geometric design relationships*; In: Accident Analysis & Prevention, Vol. 25, No. 6, Seiten 689-709
- MIAOU, S.-P. (1994): *The relationship between truck accidents and geometric design of road sections: Poisson versus negative binomial regressions*; In: Accident Analysis & Prevention, Vol. 26, No. 4, Seiten 471-482
- MITRA, S.; CHIN, H. C.; QUDDUS, M. A. (2002): *Study of Intersection Accidents by Maneuver Type*; In: Transportation Research Record, No. 1784, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 43-50

- MONSE, A. (2008): *Untersuchung der Zusammenhänge zwischen Randnutzung, Sicherheit und nicht motorisiertem Verkehr im städtischen Hauptverkehrsstraßennetz*; Dresden: Studienarbeit an der Professur Straßenverkehrstechnik der TU Dresden
- MOUNTAIN, L.; FAWAZ, B.; JARRETT, D. (1996): *Accident prediction models for roads with minor junctions*; In: *Accident Analysis & Prevention*, Vol. 28, No. 6, Seiten 695-707
- MOUNTAIN, L.; FAWAZ, B. (1996): *Estimating accidents at junctions using routinely-available input data*; In: *Traffic Engineering and Control*, Vol. 37, No. 11, Seiten 624-628
- NADERAN, A.; SHAHI, J. (2010): *Crash Generation Models*; In: *Transportation Research Record*, No. 2148, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 101-106
- NELDER, J. A.; WEDDERBURN, R. W. M. (1989): *Generalized Linear Models*; In: *Journal of the Royal Statistical Society, Series A (General)*, Vol. 135, No. 3, Seiten 370-384
- OKAMOTO, H.; KOSHI, M. (1989): *A method to cope with the random errors of observed accident rates in regression analysis*; In: *Accident Analysis & Prevention*, Vol. 21, No. 3, Seiten 317-332
- OTTO, D. (1980): *Verkehrserzeugungsmodell zur Quantifizierung des Fußgängerverkehrsaufkommens*; In: *Forschung Straßenbau und Straßenverkehrstechnik*, Heft 279, Seiten 103-214
- PARK, B.-J.; LORD, D. (2007): *Multivariate Poisson-Lognormal Models for Jointly Modeling Crash Frequency by Severity*; In: *Transportation Research Record*, No. 2019, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 1-69
- PARK, B.-J.; LORD, D. (2008): *Adjustment for the Maximum Likelihood Estimate of Negative Binomial Dispersion Parameter*; In: *Transportation Research Record*, No. 2061, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 9-19
- PAWLOVICH, M. D.; SOULEYRETTE, R. R.; STRAUSS, T. (1998): *A Methodology for Studying Crash Dependence on Demographic and Socioeconomic Data*; In: *Crossroads 2000 Proceedings*, Iowa State University, Ames, Iowa, Seiten 209-215
- PERSAUD, B.; COUNCIL, F. M.; LYON, C.; ECCLES, K. A.; GRIFFITH, M (2005): *Multijurisdictional Safety Evaluation of Red Light Cameras*; In: *Transportation Research Record*, No. 1922, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 29-37
- PERSAUD, B.; LORD, D.; PALMISANO, J. (2002): *Calibration and Transferability of Accident Prediction Models for Urban Intersections*; In: *Transportation Research Record*, No. 1784, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 57-64
- PFUNDT, K. (1969): *Three difficulties in the comparison of accident rates*; In: *Accident Analysis and Prevention*, Vol. 1, No. 3, Seiten 253-259
- PFUNDT, K.; MEEWES, V.; MAIER, R. (1986): *Einige Bemerkungen zur Verkehrskonflikttechnik*; In: *Zeitschrift für Verkehrssicherheit* 32, Nr. 1, Seiten 39-46
- PIERCE, D. A.; SCHAFER, D. W. (1986): *Residuals in Generalized Linear Models*; In: *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 81, No. 396, Seiten 977-986
- POCH, M.; MANNERING, F. (1996): *Negative Binomial Analysis of Intersection-Accident Frequencies*; In: *Journal of Transportation Engineering*, Vol. 102, No. 2, Seiten 105-113

- PORTER, C.; SUHRBIER, J.; SCHWARTZ, W. L. (1999): *Forecasting Bicycle and Pedestrian Travel – State of the Practice and Research Needs*; In: Transportation Research Record, No. 1674, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 94-101
- PTV AG (2008a): *Elektronische Unfalltypensteckkarte – EUSka*; Version 4.2
- PTV AG (2008b): *map&guide*; Version 14
- PULUGURTHA, S. S.; MAHESHWARI, P.; NAMBISAN, S. (2006): *Modeling Pedestrian Trip Generation in Urban Areas*; Washington, D. C.: Presented at 85<sup>th</sup> Annual Meeting of the Transportation Research Board
- PUSHKAREV, B.; ZUPAN, J. M. (1975): *Urban Space for Pedestrians*; Cambridge, MA: MIT Press
- RENGARASU, T. M.; HAGIWARA, T.; HIRASAWA, M. (2009): *Effects of Road Geometry and Cross-Section Variables on Traffic Accidents*; In: Transportation Research Record, No. 2102, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 34-42
- RÖNZ, B. (2009): *Verallgemeinerte Lineare Modelle – Eine Einführung*; Berlin: Humboldt-Universität, Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät, Institut für Statistik und Ökonometrie, Lehrstuhl für Statistik – URL: [http://www.quantlet.com/mdstat/scripts/vlm/script\\_vlm.pdf](http://www.quantlet.com/mdstat/scripts/vlm/script_vlm.pdf) (17.04.2009)
- ROOZENBURG, A.; TURNER, S. (2005): *Accident Prediction Models for Signalised Intersections*; Auckland: IPENZ Transportation Conference, Technical Paper – URL: [http://www.ipenz.org.nz/ipenztg/papers/2005/03\\_Roozenburg.pdf](http://www.ipenz.org.nz/ipenztg/papers/2005/03_Roozenburg.pdf) (12.10.2011)
- RUHL, S. (2010): *Untersuchung des Einflusses besonderer Rechtsabbiegerführung bzw. –signalisierung an signalgeregelten Knotenpunkten auf die Verkehrssicherheit*; Dresden: Diplomarbeit an der Professur Straßenverkehrstechnik der TU Dresden
- SACHS, L. (2004): *Angewandte Statistik* (11. Auflage); Berlin: Springer
- SAWALHA, Z.; SAYED, T. (2001): *Evaluating Safety of Urban Arterial Roadways*; In: Journal of Transportation Engineering, Vol. 127, No. 2, Seiten 151-158
- SAYED, T.; RODRIGUEZ, F. (1999): *Accident Prediction Models for Urban Unsignalized Intersections in British Columbia*; In: Transportation Research Record, No. 1665, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 93-99
- SCHILLER, C.; ZIMMERMANN, F.; BOHLE, W. (2011): *Hochrechnungsmodell von Stichprobenzählungen für den Radverkehr*; Dresden: Schlussbericht zum FE 77.495/2008 im Auftrag des Bundesministeriums für Verkehr, Bau- und Stadtentwicklung – URL: [http://tu-dresden.de/die\\_tu\\_dresden/fakultaeten/vkw/ivs/tvp/hrv/downloads](http://tu-dresden.de/die_tu_dresden/fakultaeten/vkw/ivs/tvp/hrv/downloads) (01.12.2012)
- SCHNEIDER, R. J.; ARNOLD, L. S.; RAGLAND, D. R. (2009): *Pilot Model for Estimating Pedestrian Intersection Crossing Volumes*; In: Transportation Research Record, No. 2140, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 13-26
- SCHÜLLER, H. (2010): *Modelle zur Beschreibung des Geschwindigkeitsverhaltens auf Stadtstraßen und dessen Auswirkungen auf die Verkehrssicherheit auf Grundlage der Straßengestaltung*; Dresden: Schriftenreihe des Instituts für Verkehrsplanung und Straßenverkehr der TU Dresden, Heft 12
- SHAFIZADEH, K.; NIEMEIER, D. (1997): *Bicycle Journey-to-Work*; In: Transportation Research Record, No. 1578, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 84-90
- SHALA, F.; SHALABY, A. S.; PERSAUD, B. N.; HADAYEGHI, A. (2009): *Analysis of Transit Safety at Signalized Intersections in Toronto, Ontario, Canada*; In: Transportation Research Record, No. 2102, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 108-114

- SPAHN, V. (2011): *Standardisierte Wirksamkeitsanalyse von sicherheitsverbessernden Maßnahmen an Unfallhäufungsstellen auf Außerortsstraßen*; Neubiberg: Schriftenreihe des Instituts für Verkehrswesen und Raumplanung der Universität der Bundeswehr München, Heft 56
- SPSS INC. (2010): *PASW Advanced Statistics 18* - URL: <http://support.spss.com/productsext/statistics/documentation/18/clientindex.html#UManuals> (22.08.2011)
- STEVENS, J. P. (2009): *Applied Multivariate Statistics for the Social Sciences* (5<sup>th</sup> edition); New York: Routledge, Taylor & Francis Group
- STRAUBE, M. (2011): *Volkswirtschaftliche Kosten durch Straßenverkehrsunfälle 2009*; Bergisch-Gladbach: Forschung kompakt 04/11, Bundesanstalt für Straßenwesen
- SUMMERSGILL, I; LAYFIELD, R. E. (1996a): *Non-junction accidents on urban single-carriageway roads*; Crowthorne: Transportation Research Laboratory, TRL Report 183
- SUMMERSGILL, I; LAYFIELD, R. E. (1996b): *Accidents at three-arm priority junctions on urban single-carriageway roads*; Crowthorne: Transportation Research Laboratory, TRL Report 184
- TABACHNICK, B.; FIDELL, L. (2001): *Using Multivariate Statistics* (4<sup>th</sup> edition); Boston: Allyn & Bacon
- TARGA, F.; CLIFTON, K. J. (2005): *Bicycle Built Environment and Nonmotorized travel: Evidence from Baltimore City Using the NHTS*; In: Journal of Transportation and Statistics, Vol. 8, No. 3, Seiten 55-70
- TURNER, S.; HOTTENSTEIN, A.; SHUNK, G. (1997): *Bicycle and Pedestrian Travel Demand Forecasting: Literature Review*; College Station, Texas: Report FHWA/TX-98/1723-1, Texas Transportation Institute, Texas A&M University
- TURNER, S.; SHUNK, G.; HOTTENSTEIN, A. (1998): *Development of a Methodology to estimate Bicycle and Pedestrian Travel Demand*; College Station, Texas: Report FHWA/TX-99/1723-S, Texas Transportation Institute, Texas A&M University
- VOGT, A.; BARED, J. (1998): *Accident Models for Two-Lane Rural Segments and Intersections*; In: Transportation Research Record, No. 1635, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 18-29
- VOß, H. (1994): *Zur Verkehrssicherheit innerörtlicher Knotenpunkte*; In: Zeitschrift für Verkehrssicherheit 40, Nr. 2, Seiten 68-72
- WANG, X.; ABDEL-ATY, M. (2006): *Temporal and Spatial Analyses of Rear-End Crashes at Signalized Intersections*; In: Accident Analysis and Prevention, Vol. 38, No. 6, Seiten 1137-1150
- WANG, X.; ABDEL-ATY, M.; ALMONTE, A. M.; DARWICHE, A. L. (2009): *Incorporating Traffic Operation Measures in Safety Analysis at Signalized Intersections*; In: Transportation Research Record, No. 2103, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 98-107
- WANG, X.; ABDEL-ATY, M.; BRADY, P. A. (2006): *Crash Estimation at Signalized Intersections: Significant Factors and Temporal Effects*; In: Transportation Research Record, No. 1953, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 10-20
- WANG, X.; ABDEL-ATY, M.; NEVAREZ, A.; SANTOS, J. B. (2008): *Investigation of Safety Influence Area for Four-Legged Signalized Intersections: Nationwide Survey and Empirical Inquiry*; In: Transportation Research Record, No. 2083, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 86-95

- WOOD, G. R. (2002): *Generalised linear accident models and goodness of fit testing*; In: Accident Analysis & Prevention, Vol. 34, No. 4, Seiten 417-427
- WOOD, G. R. (2005): Confidence and prediction intervals for *generalised linear accident models*; In: Accident Analysis & Prevention, Vol. 37, No. 2, Seiten 267-273
- WILLIAMSON, A.; LOMBARDI, D. A.; FOLKARD, S.; STUTTS, J.; COURTNEY, T. K.; CONNOR, J. L. (2011): *The link between fatigue and safety*; In: Accident Analysis & Prevention, Vol. 43, No. 4, Seiten 498-515
- WINKELMANN, R. (2008): *Econometric Analysis of Count Data* (5<sup>th</sup> edition); Berlin: Springer
- WITTWER, R. (2008): *Raumstrukturelle Einflüsse auf das Verkehrsverhalten*; Dresden: Schriftenreihe des Instituts für Verkehrsplanung und Straßenverkehr der TU Dresden, Heft 11
- YE, Z.; ZHANG, Y.; LORD, D. (2011): *Investigating Goodness-of-Fit Statistics for Accident Models with Low Means*; Indianapolis: Presented at the 3<sup>rd</sup> International Conference on Road Safety and Simulation
- ZHANG, Y.; YE, Z.; LORD, D. (2007): *Estimating Dispersion Parameter of Negative Binomial Distribution for Analysis of Crash Data*; In: Transportation Research Record, No. 2019, Transportation Research Board, National Research Council, Washington, D. C., Seiten 15-21
- ZIEGLER, A. (2011): *Generalized Estimating Equations*; New York: Lecture Notes in Statistics, No. 204; Springer