

KRIMINALITÄTSFURCHT IM URBANEN RAUM

Eine Mehrebenenanalyse zu individuellen und sozialräumlichen Determinanten
verschiedener Dimensionen von Kriminalitätsfurcht*

Christian Lüdemann

Zusammenfassung: Ziel ist die Erklärung von Kriminalitätsfurcht auf verschiedenen Dimensionen (affektiv, kognitiv, konativ). Es werden drei theoretische Modelle zur Erklärung von Kriminalitätsfurcht empirisch überprüft (Viktimisierungsmodell, Disorder-Modell, Modell sozialer Integration). Auf der Grundlage einer postalischen Bevölkerungsumfrage (N = 3.612) in 49 Hamburger Stadtteilen werden Mehrebenenmodelle getestet. Dabei zeigt sich, dass die Kriminalitätsfurcht zwischen den Stadtteilen signifikant variiert. In der Mehrebenenanalyse bestätigen sich Effekte von Individualvariablen (perzipierte physical und social incivilities, persönliche und indirekte Viktimisierungen, Vertrauen zu Nachbarn, perzipierte Polizeistreifen, Alter, Geschlecht) und Kontextvariablen (problematische Sozialstruktur, Bevölkerungsdichte) auf die verschiedenen Dimensionen der Kriminalitätsfurcht.

I. Einleitung

Das Wohlbefinden der Bewohner eines Stadtteils hängt stark davon ab, wie sicher sie sich dort fühlen. Das Sicherheitsgefühl der Bewohner ist also ein wesentlicher Bestandteil der Lebensqualität dieses Stadtteils. Daher ist Kriminalitätsfurcht zum einen immer wieder Thema in öffentlichen Diskussionen um kriminalpolitische Maßnahmen. So dient die Kriminalitätsfurcht der Bürger häufig der staatlichen Legitimation schärferer Gesetze oder höherer Sanktionen. Weiter wird darüber diskutiert, wie geeignet die Kriminalitätsfurcht der Bürger ist, um die Qualität und Effizienz bürgernaher Polizeiarbeit zu evaluieren (vgl. Scheider et al. 2003; Weisburd und Eck 2004). Dabei wird die Auffassung vertreten, dass sich die Messung polizeilicher Arbeit nicht nur an der polizeilichen Kriminalstatistik (PKS) orientieren darf, sondern auch die subjektive Befindlichkeit der Bürger berücksichtigen müsse. So wird argumentiert, dass die Furcht vor Kriminalität die Lebensqualität ebenso negativ beeinträchtigen kann wie eine tatsächliche Viktimisierung. So wird untersucht, ob mehr Polizeipräsenz auf den Straßen zur Steigerung des Sicherheitsgefühls beiträgt (vgl. Reuband 2000). Auch die Verbreitung privater Sicherheitsdienste in Bahnhöfen und Shopping Malls, Gated Communities, Formen der Videoüberwachung sowie neue gemeinschaftliche Formen sozialer Kontrolle durch Bürger (Bürgerwacht, Sicherheitspartner, Neighborhood-Watch-Initiativen) sind in die-

* Den Herausgebern der KZfSS sowie den Gutachtern möchte ich für ihre kritischen und hilfreichen Anmerkungen danken.

sem Zusammenhang zu nennen (vgl. Wurtzbacher 2004). Sicherheit ist also nicht nur ein Standortfaktor für Firmen und Dienstleistungsunternehmen, sondern auch für Privatpersonen. So stellt die Polizei in den USA aktuelle „crime-maps“ in Form von Stadtplänen ins Internet, denen man genau entnehmen kann, wo welche Art von Delikt verübt wurde. Diese Informationen werden von potentiellen Mietern oder Käufern einer Immobilie zunehmend als Entscheidungshilfe verwendet. Innerhalb der wissenschaftlichen Diskussion über Kriminalitätsfurcht geht es zum anderen um die Mehrdimensionalität dieses theoretischen Konstrukts (vgl. Gabriel und Greve 2003), dessen Messung (vgl. Kreuter 2002; Sutton und Farrall 2005; Kury et al. 2004) und um die Frage, ob und wie stark Kriminalitätsfurcht und offizielle Kriminalitätszahlen zusammenhängen (vgl. Feltes 1995; Dölling et al. 2003).

Kriminalitätsfurcht ist mit erheblichen individuellen Kosten und negativen Externalitäten verbunden. So verursachen Unsicherheitsgefühle individuelle psychische Kosten. Das Meiden bestimmter Orte aufgrund von Kriminalitätsfurcht führt zu Zeitaufwand durch Umwege und zu psychischen Kosten durch das Gefühl der Einschränkung persönlicher Freiheit (Reaktanz). Verlässt man die Wohnung bei Dunkelheit nur in Begleitung, so führt dies zu Koordinierungs- und Transaktionskosten durch die Notwendigkeit einer Abstimmung mit anderen Personen. Bleibt man aufgrund von Kriminalitätsfurcht bei Dunkelheit zu Hause, entstehen Opportunitätskosten durch den Verzicht auf Nutzen stiftende Aktivitäten außerhalb der Wohnung. Meidet man bei Dunkelheit aufgrund von Kriminalitätsfurcht öffentliche Verkehrsmittel, so führt dies oft zu monetären Kosten, z.B. durch die Benutzung eines Taxis. Weiter fallen monetäre Kosten an, wenn technische Schutzvorkehrungen (zusätzliche Schlösser, Bewegungsmelder, Alarmanlage) angeschafft werden. Zu negativen Externalitäten kommt es, wenn aufgrund von Kriminalitätsfurcht der Besuch von Geschäften oder Gaststätten abnimmt und diese aufgrund geringer Nachfrage Umsatzeinbußen haben oder schließen müssen (Vindevogel 2005). Weitere negative Externalitäten wären als Konsequenz eines Nachfragerückgangs leer stehende Läden und Gewerberäume sowie sinkende Immobilienpreise. Die Wahrnehmung leer stehender Läden und Gewerberäume durch Bewohner führt wiederum zu verstärkter Kriminalitätsfurcht. Die Infrastruktur eines Stadtteils wird geschwächt, wenn aufgrund von Kriminalitätsfurcht die Nachfrage nach öffentlichen Nahverkehrsmitteln sinkt und auf Seiten der Verkehrsbetriebe zur Aufhebung von Haltestellen, zu längeren Taktzeiten oder zur Streichung von Linien führt. In einem Feedbackprozess führt Kriminalitätsfurcht dazu, dass bestimmte Gebiete im Stadtteil nach Einbruch der Dunkelheit gemieden werden und verwaisen. Diese verwaisenen Orte verstärken wiederum die Kriminalitätsfurcht, die wieder zu verstärkter Meidung dieser Gebiete führt, bis eine no-go-area entsteht, in die sich niemand mehr traut (vgl. Liska et al. 1988). Kriminalitätsfurcht führt also *erstens* zu individuellen Kosten, *zweitens* zu negativen Externalitäten und *drittens* schädigen sich Bewohner auch ungewollt selber, da sie aufgrund ihrer fehlenden Nachfrage die Infrastruktur eines Stadtteils schwächen und damit die Bereitstellung von Kollektivgütern beeinträchtigen.

Die Forschung zu Kriminalitätsfurcht wird durch drei theoretische Paradigmen dominiert. Diese drei Modelle sollen in Mehrebenenanalysen getestet werden, die neben Individual- auch Kontextmerkmale als Prädiktoren für verschiedene Dimensionen der Kriminalitätsfurcht berücksichtigen. Da man im Sinne der Sozialökologie der „Chicago

School“ (vgl. Shaw und McKay 1942; Friedrichs 1983: Kap. 2) und auch jeder soziologischen Erklärung davon ausgehen muss, dass nicht nur Individualmerkmale für Wahrnehmungen, Einstellungen und das Verhalten von Personen von Bedeutung sind, sondern auch Merkmale des sozialräumlichen Kontextes, wurden in der vorliegenden Studie neben Individual- auch Kontextmerkmale erhoben, die sich auf die Stadtteile beziehen, in denen die Befragten wohnen. Die Berücksichtigung von Kontexteffekten im Rahmen von Mehrebenenmodellen hat folgende Vorteile. *Erstens* ist es möglich, partielle Effekte von Individual- und Kontextvariablen auf eine abhängige Individualvariable innerhalb einer hierarchischen Datenstruktur simultan zu schätzen (vgl. Snijders und Bosker 1999; Raudenbush und Bryk 2002; Langer 2004). *Zweitens* wird die Lücke zwischen empirischer Mikro- und Makroforschung geschlossen, die lange aufgrund der Dominanz individualistischer Surveyforschung oder reiner Aggregatdatenanalyse bestand. *Drittens* lässt sich methodologisch an das Zweiebenen-Modell einer soziologischen Erklärung von Coleman anknüpfen, das u.a. Effekte der Makro- auf die Mikroebene postuliert (vgl. Coleman 1990: Kap. 1; Friedrichs 1995: 21ff.).

II. Drei Paradigmen zur Erklärung von Kriminalitätsfurcht

Die Forschung zur Kriminalitätsfurcht wird durch drei theoretische Modelle geprägt (vgl. Boers 1991, 1993; Ferraro 1995; Hale 1996; Gibson et al. 2002; Kreuter 2002: Kap. 2). *Erstens* wird ein *Viktimisierungsmodell* vertreten, das davon ausgeht, dass persönliche und indirekte Viktimisierungen einer Person einen positiven Effekt auf deren Kriminalitätsfurcht ausüben (vgl. Wilson und Kelling 1982, 1989; Boers 1991: 78ff., 1993; Covington und Taylor 1991; Bursik und Grasmick 1993: 96ff.; Ferraro 1995; Rountree und Land 1996; Kelling und Coles 1996; Lee und Ulmer 2000; Bellair 2000; Kanan und Pruitt 2002; Scheider et al. 2003; Wilcox et al. 2003; Bals 2004). Wenn man mit Kreuter (2002: Kap. 2) Kriminalitätsfurcht als multiplikative Funktion der subjektiven Auftrittswahrscheinlichkeit eines bestimmten Delikts und der subjektiven Kosten dieses Delikts für das Opfer spezifiziert, sind die Hypothesen des Viktimisierungsmodells aus sozialpsychologischen Hypothesen zur Bildung subjektiver Wahrscheinlichkeiten von Ereignissen ableitbar. So wird in der Sozialpsychologie angenommen, dass die subjektive Auftrittswahrscheinlichkeit, mit der Personen bestimmte Ereignisse erwarten, *erstens* durch eigene Erfahrungen (persönliche Viktimisierung), *zweitens* durch Modellbeobachtungen (indirekte Viktimisierung) und *drittens* durch glaubwürdige Informationen (indirekte Viktimisierung) bestimmt wird (vgl. Kaufmann-Mall 1978: Kap. 4).

Ein zweites Modell ist das *Disorder-Modell*, das einen positiven Effekt perzipierter physical und social incivilities auf die Kriminalitätsfurcht postuliert (vgl. Garofalo und Laub 1978; Wilson und Kelling 1982, 1989; Taylor et al. 1985; Lewis und Salem 1986; Hope und Hough 1988; Skogan 1990, 1999; Covington und Taylor 1991; LaGrange et al. 1992; Ferraro 1995; Kelling und Coles 1996; Perkins und Taylor 1996; Rountree und Land 1996; McGarrell et al. 1997; Kelling 1999, 2001; Taylor 1999, 2001; Ross und Jang 2000; Markowitz et al. 2001; Gibson et al. 2002; Kanan und Pruitt 2002; Robinson et al. 2003; Scheider et al. 2003; Bals 2004; Hohage 2004;

Jackson 2004; Xu et al. 2005). Unter incivilities werden dabei Verletzungen gemeinschaftlich geteilter Standards verstanden, die eine Erosion anerkannter Werte und sozialer Normen signalisieren (LaGrange et al. 1992). Der positive Effekt perzipierter incivilities auf die Kriminalitätsfurcht lässt sich damit erklären, dass Bewohner incivilities als „Vorstufen“ von Kriminalität und insofern als wichtige Hinweisreize für potentiell gefährliche Situationen oder unangenehme Konsequenzen betrachten, die zu verhindern oder zu meiden sind. Incivilities fungieren dabei als „Signale der Unsicherheit“ (Feltus 2003) und als Symbole einer unzureichenden sozialen Kontrolle im öffentlichen Raum. Dieses Modell ist besonders durch die „broken windows“-Theorie von Wilson und Kelling (1982) bekannt geworden. Seine historischen Ursprünge hat das Disorder-Modell jedoch in der sozialökologischen Tradition der „Chicago-School“ und der Theorie sozialer Desorganisation, die einen Einfluss von Merkmalen der Nachbarschaft auf deren Bewohner postulieren. Hier geht es also um die individuelle Wahrnehmung sozialer Desorganisation und unzureichender sozialer Kontrolle in Form von incivilities im Stadtteil.

Theoretisch lassen sich viele incivilities im öffentlichen Raum in Analogie zu kollektiven Gütern als öffentliche Übel betrachten. In Anlehnung an die Standarddefinition für Kollektivgüter sind öffentliche Übel solche Kollektivgüter, denen sich, sind sie erst einmal „produziert“, niemand in einem bestimmten Umfeld entziehen kann und die auch nicht dadurch, dass sie von irgendwem „erlitten“ werden, für andere geringer werden. Diese öffentlichen Übel haben den Charakter negativer Externalitäten für alle Bewohner eines betroffenen Stadtteils, da sie deren Wohn- und damit Lebensqualität beeinträchtigen. Diese negativen Externalitäten reichen bei incivilities von ästhetischen Beeinträchtigungen (Graffiti, Abfall) über unerwünschte Kontakte mit Personen (Gruppen von Jugendlichen, Betrunkene, Bettler), gesundheitliche Gefährdungen (Hundekot, Kondome, Spritzen), bis zu subjektiven Unsicherheiten und Viktimisierungängsten mit den damit verbundenen Verhaltenseinschränkungen durch das Meiden bestimmter Orte oder Zeiten.

Das dritte Modell ist das *Modell sozialer Integration* oder des lokalen Sozialkapitals, das annimmt, dass die Kriminalitätsfurcht mit zunehmender sozialer Integration einer Person in ihre Nachbarschaft abnimmt (vgl. Taylor et al. 1984; Baumer 1985; Rountree und Land 1996; Farrall et al. 2000; Ross und Jang 2000; Narayan und Cassidy 2001; Gibson et al. 2002; Xu et al. 2005). Zu den Dimensionen lokalen Sozialkapitals zählen Kontakte zu Nachbarn, Vertrauen zu ihnen sowie die soziale Kohäsion innerhalb der Nachbarschaft. So betont auch die Literatur zu Sozialkapital (vgl. Coleman 1990: Kap. 12; Adler und Kwon 2000; Putnam 2000; Portes 1998; Narayan und Cassidy 2001; Schnur 2003) und zum Kommunitarismus (vgl. z.B. Etzioni 1998) immer wieder die positiven persönlichen Konsequenzen und positiven Externalitäten von Sozialkapital, wie Informationen, Vertrauen, soziale Kohäsion, Solidarität und informelle soziale Kontrolle. Ebenso zielen Förderprogramme wie „Soziale Stadt“ (vgl. Walther 2002) oder das EU-Netzwerk ENTRUST („Empowering Neighbourhoods Through Recourse of Urban Synergies with Trades“) auf die Mobilisierung und Stärkung lokalen Sozialkapitals. In der neueren Forschung wird eine weitere Dimension lokalen Sozialkapitals, die „collective efficacy“, als Prädiktor genannt, der negativ auf die Kriminalitätsfurcht wirkt (vgl. Gibson et al. 2002; Xu et al. 2005). Diese Variable bezieht sich auf

die Einschätzung der Wahrscheinlichkeit, dass kollektives nachbarschaftliches Handeln im Sinne einer gemeinsam praktizierten informellen sozialen Kontrolle im Stadtteil zustande kommt.

Weiter nehmen wir an, dass die Häufigkeit der Perzeption von Polizeistreifen im Stadtteil einen negativen Effekt auf die Kriminalitätsfurcht ausübt. Hier ist an die von Wilson und Kelling immer wieder erwähnten Fußstreifen zu denken, denen im Rahmen des „community policing“ eine furchtreduzierende Funktion zugeschrieben wird (vgl. Wilson und Kelling 1982, 1989; Kelling 2001; Scheider et al. 2003; Weisburd und Eck 2004). Die Häufigkeit, mit der sich Bewohner wegen Problemen in ihrem Stadtteil an die Polizei gewendet haben, dürfte dagegen einen positiven Effekt auf die Kriminalitätsfurcht haben. Die entsprechenden Hypothesen sowie die Hypothesen, die sich auf das Viktimisierungsmodell, das Disorder-Modell sowie das Modell sozialer Integration auf der Individualebene beziehen, lauten:

Je häufiger persönliche und indirekte Viktimisierungen im Stadtteil sind,
je häufiger physical und social incivilities im Stadtteil perzipiert werden,
je seltener Kontakte zu Nachbarn sind,
je geringer das Vertrauen zu Nachbarn ist,
je geringer die collective efficacy ist,
je seltener Bewohner Polizeistreifen in einem Stadtteil perzipieren,
je häufiger sich Bewohner an die Polizei gewendet haben,
desto größer ist die Kriminalitätsfurcht einer Person.

Bei den sozialräumlichen Kontextvariablen postulieren wir jeweils positive Effekte einer problematischen Sozialstruktur (vgl. Velez 2001; Wilcox et al. 2003) und der Kriminalitätsbelastung im Stadtteil auf die Kriminalitätsfurcht. Weiter hat sich gezeigt, dass eine hohe Fluktuation der Wohnbevölkerung im Stadtteil die Kriminalitätsfurcht erhöht (vgl. Velez 2001; Wilcox et al. 2003). Je größer die Wohnfluktuation in einem Stadtteil, desto weniger kennen sich die Bewohner eines Stadtteils vom Sehen und desto größer ist die subjektive Unsicherheit. Wir betrachten Wohnfluktuation als Proxy-Variablen für Anonymität und Entfremdung, die Unsicherheitsgefühle erzeugen. Weiter postulieren wir einen negativen Effekt der Bevölkerungsdichte auf die Kriminalitätsfurcht. Dieser Effekt beruht darauf, dass Personen glauben, dass ihnen in ihrem Stadtteil um so eher etwas passiert und dass ihnen dann um so weniger von anderen geholfen wird, je weniger Menschen in ihrem Stadtteil wohnen. Allerdings ist die Bevölkerungsdichte kein idealer Indikator für die faktische Dichte im Stadtteil, da sich die Bevölkerungsdichte nur auf die Wohnbevölkerung (pro km²) bezieht und dabei die täglichen Besucher eines Stadtteils nicht berücksichtigt. So sind Innenstadtbereiche durch eine geringe Wohnbevölkerung bei gleichzeitig vielen täglichen Besuchern (Erwerbstätige, Touristen, ÖPNV-Nutzer) gekennzeichnet (vgl. Eisner 1997: 143ff.; Oberwittler 2005). Weiter gibt es Stadtteile, deren Nachtbevölkerung aufgrund der Besucher von Gaststätten, Kinos und Theatern hoch ist. Die Hypothesen auf der Kontextebene lauten:

Je problematischer die Sozialstruktur des Stadtteils ist,
je höher die Kriminalitätsbelastung des Stadtteils ist,
je niedriger die Bevölkerungsdichte im Stadtteil ist,

je höher die Fluktuationsrate im Stadtteil ist,
desto größer ist die Kriminalitätsfurcht einer Person.

III. Stichprobe

Da das Ziel der Studie nicht darin bestand, eine deskriptive Studie über Hamburg durchzuführen, sondern es sich primär um die Überprüfung genereller Hypothesen handelte, hielten wir es für sinnvoll, in das Sample solche Stadtteile aufzunehmen, bei denen die theoretisch relevanten Variablen möglichst stark variieren. Daher wurde eine geschichtete Zufallsstichprobe auf der Grundlage einer PPS-Auswahl (PPS = probability proportional to size) gezogen. Hierzu wurden alle 98 Hamburger Stadtteile nach den beiden theoretisch relevanten Dimensionen Sozialstruktur und Kriminalität geschichtet. Da die Bevölkerungsgröße der Stadtteile variiert, wurden nur Variablen bei der Schichtung berücksichtigt, die sich auf Prozente oder Angaben je 1.000 Einwohner des Stadtteils beziehen. Weiter sollten nur Schichtungsvariablen berücksichtigt werden, die theoretisch relevant sind.

Diese Kriterien führten zu folgenden Schichtungsvariablen: Prozent Sozialhilfeempfänger im Stadtteil, Prozent Arbeitslose im Stadtteil, Prozent Sozialwohnungen im Stadtteil, Prozent ausländischer Bewohner im Stadtteil, Diebstahlsdelikte je 1.000 Einwohner im Stadtteil, Gewaltdelikte je 1.000 Einwohner im Stadtteil. Die dabei verwendeten Aggregatdaten beruhen auf der PKS und den Angaben des Statistischen Landesamts für 2002. Da zu vermuten ist, dass die beiden Schichtungsdimensionen Sozialstruktur und Kriminalitätsbelastung korrelieren, wurde eine oblique Faktorenanalyse (Hauptkomponentenanalyse mit Faktorextraktion nach dem Kaiser-Kriterium) mit den Schichtungsvariablen durchgeführt. Es ergab sich eine Zwei-Faktorenlösung mit Einfachstruktur, da alle sozialstrukturellen Variablen auf dem ersten Faktor und die Kriminalitätsvariablen auf dem zweiten Faktor luden. Beide Faktoren, die wir als „problematische Sozialstruktur“ und „Kriminalitätsbelastung im Stadtteil“ interpretieren, korrelieren positiv ($r = .21$). Auf Grundlage dieser Faktoren wurden Faktorwerte für alle 98 Stadtteile berechnet und für jeden Faktor fünf Schichten gebildet, so dass eine 5×5 -Matrix entstand. Nach Aufteilung aller 98 Stadtteile auf die Zellen dieser Matrix wurde eine PPS-Zufallsauswahl von jeweils der gleichen Zahl von Elementen aus jeder Schicht (Zelle) dieser Matrix gezogen. Aufgrund des PPS-Design war die Auswahlwahrscheinlichkeit eines Stadtteils proportional zu dessen Einwohnerzahl, wobei diese zwischen 436 und 85.527 variierte. Auf diese Weise wurden 49 Stadtteile gezogen, wobei ein Oversampling der am stärksten besetzten Zellen vorlag. In jedem Stadtteil sollten durchschnittlich jeweils 70 Personen befragt werden. In den 49 Stadtteilen wurde 2004 eine postalische Befragung von Personen in Privathaushalten durchgeführt. Aus dem Einwohnermeldeamtsregister wurde eine Personenstichprobe (systematische Zufallsauswahl mit Startzahl und Intervall) für die 49 Stadtteile gezogen. Insgesamt lagen 3.612 verwertbare Fragebögen vor (Ausschöpfungsquote 39,5 Prozent). Die Zahl verwertbarer Fragebögen pro Stadtteil lag zwischen 54 und 99 (Mittelwert 73,7).

Ein Vergleich der Struktur der eingesetzten und der realisierten Stichprobe zeigt, dass die eingesetzte Stichprobe gut abgebildet werden konnte. In der realisierten Stich-

probe sind Frauen etwas über- und Männer entsprechend unterrepräsentiert. Die Teilnahmebereitschaft liegt auf ähnlich hohem Niveau. Allerdings ist der Anteil neutraler Ausfälle mit 10 Prozent bei den Männern höher als bei den Frauen (6,5 Prozent). Bei der Altersverteilung gibt es nur geringfügige Abweichungen. Jüngere Zielpersonen bis zu einem Alter von 34 Jahren sind leicht unterrepräsentiert, die Zielgruppe der 45- bis 64-Jährigen hingegen ist leicht überrepräsentiert. Explizite Verweigerungen sind bei den älteren Zielpersonen ab 65 Jahre etwas häufiger (2,7 Prozent) zu beobachten als bei den übrigen Altersgruppen. Allerdings ist der Anteil der Fälle ohne Rückmeldung bei der jüngsten Altersgruppe der 18- bis 24-Jährigen am höchsten. Die mittlere Altersgruppe hat sich demnach am ehesten von der Untersuchung angesprochen gefühlt. Die Teilnahme von Personen ausländischer Herkunft ist geringer als bei den Deutschen. Ein Grund liegt in der vergleichsweise hohen Anzahl nicht (mehr) aktueller Adressen. Der Anteil neutraler Ausfälle liegt bei den Ausländern fast acht mal höher (26,5 Prozent) als bei den Deutschen (3,4 Prozent). Hinzu kommt, dass ein etwas größerer Anteil im Vergleich zu den deutschen Zielpersonen nicht geantwortet hat. Hier dürften noch weitere Fälle vermutet werden, die aufgrund mangelnder Deutschkenntnisse den Fragebogen nicht ausgefüllt haben. Ein Vergleich mit den Zahlen der amtlichen Statistik zeigt, dass sowohl Personen ohne Schulabschluss als auch Personen mit Volks- und Hauptschulabschluss unterrepräsentiert sind. Personen mit mittlerer Reife oder Fach- bzw. Hochschulreife hingegen sind überproportional vertreten. Damit liegt der aus Befragungen bekannte Bildungs- bzw. Mittelschichtsbias auch hier vor.

IV. Messung der Individual- und Kontextvariablen

In Anlehnung an das Drei-Komponenten-Modell der Einstellung (vgl. Rosenberg und Hovland 1960; Ajzen 1989) betrachten wir Kriminalitätsfurcht als theoretisches Konstrukt mit drei Dimensionen (vgl. Boers 1991, 1993; Gabriel und Greve 2003; Bals 2004; Kury et al. 2004). Dabei bezieht sich die affektive Dimension auf das Sicherheitsgefühl, die kognitive Dimension auf die subjektive Viktimisierungswahrscheinlichkeit und die konative Dimension auf Handlungen zur Vermeidung oder Abwehr von Kriminalität.

Das Sicherheitsgefühl als affektive Dimension der Kriminalitätsfurcht wurde erstens durch die Frage gemessen, wie sicher oder unsicher man sich fühlt, wenn man tagsüber alleine in dem Stadtteil unterwegs ist, in dem man wohnt (Skala von „sehr sicher“ = 4 bis „sehr unsicher“ = 1). Zweitens wurde gefragt, wie sicher oder unsicher man sich fühlt, wenn man in der Dunkelheit alleine in dem Stadtteil unterwegs ist, in dem man wohnt. Alternativen zu den beiden genannten Items waren die Antwortmöglichkeiten: „Ich gehe tagsüber in meinem Stadtteil nicht alleine auf die Straße“ und „Ich gehe bei Dunkelheit in meinem Stadtteil nicht alleine auf die Straße“. Die kognitive Dimension der Kriminalitätsfurcht wurde im Rahmen verschiedener Fragen zur Viktimisierung erhoben. Befragten wurde eine Liste mit verschiedenen Ereignissen vorgegeben, die einem im Stadtteil passieren können: 1. Beschädigung des Zweirads (Fahrrad, Mofa, Motorrad, Motorroller); 2. Diebstahl des Zweirads (Fahrrad, Mofa, Motorrad, Motorroller); 3. Beschädigung des Autos; 4. Aufbrechen des Autos und Diebstahl aus Auto; 5. Diebstahl des Autos; 6. Einbruch in die Wohnung; 7. von jemandem auf der Straße angepöbelt werden; 8. auf der Straße sexuell belästigt werden; 9. auf der Straße sexuell tätlich angegriffen werden; 10. als Fußgänger oder Radfahrer durch

einen Verkehrsunfall verletzt werden; 11. auf der Straße von einem Hund gebissen werden; 12. auf der Straße ausgeraubt werden; 13. von jemand geschlagen oder verletzt werden. Diese Liste enthielt auch Ereignisse, die nicht den Charakter von Straftaten hatten, sondern als sehr unangenehme Ereignisse zu klassifizieren sind.

Diese Ereignisse wurden auf drei Dimensionen eingeschätzt. *Erstens* wurde die Person gefragt, ob ihr diese Dinge in ihrem Stadtteil innerhalb der letzten zwölf Monate schon selbst passiert sind (Ja = 1; Nein = 0). Diese Frage betrifft die persönliche Viktimisierung. *Zweitens* wurde danach gefragt, für wie wahrscheinlich es die Person hält, dass ihr diese Dinge in ihrem Stadtteil in den nächsten zwölf Monaten passieren (Skala von „sehr wahrscheinlich“ = 3 bis „sehr unwahrscheinlich“ = 0). Diese Frage bezieht sich auf die kognitive Dimension der Kriminalitätsfurcht. *Drittens* wurde danach gefragt, ob die befragte Person Leute kennt, denen diese Dinge im Stadtteil innerhalb der letzten zwölf Monate schon passiert sind (Ja = 1; Nein = 0). Hier ging es um die indirekte Viktimisierung. Für Befragte, die kein Zweirad oder Auto besaßen, waren entsprechende Antwortkategorien vorgesehen („habe kein Zweirad“; „habe kein Auto“). Aufgrund der Antworten für die verschiedenen Ereignisse wurden drei additive Indizes gebildet: persönliche Viktimisierung, indirekte Viktimisierung und erwartete persönliche Viktimisierung.¹

Die konative Dimension der Kriminalitätsfurcht, die sich auf verschiedene Handlungen zur Vermeidung oder Abwehr von Kriminalität bezieht, wurde durch die Frage gemessen, welche der folgenden Maßnahmen die Person in den letzten zwölf Monaten ergriffen hat, um sich vor Kriminalität zu schützen (Ja = 1; Nein = 0). Diese Maßnahmen bezogen sich auf Vermeidungsverhalten und Schutzvorkehrungen: 1. ich meide in meinem Stadtteil tagsüber bestimmte Straßen und Plätze; 2. ich meide in meinem Stadtteil bei Dunkelheit bestimmte Straßen und Plätze; 3. ich benutze in meinem Stadtteil bei Dunkelheit lieber Auto, Taxi oder Zweirad, statt zu Fuß zu gehen; 4. ich gehe bei Dunkelheit nur in Begleitung aus dem Haus; 5. ich bleibe bei Dunkelheit lieber zuhause; 6. ich vermeide bei Dunkelheit die Nutzung öffentlicher Verkehrsmittel; 7. ich weiche in meinem Stadtteil bestimmten Personen oder Gruppen aus (z.B. herumstehenden Jugendlichen oder Betrunkenen); 8. ich nehme etwas mit, womit ich mich wehren könnte (z.B. Tränengas, Pfefferspray, Elektroschocker, Messer), wenn ich ausgehe; 9. ich habe an einem Selbstverteidigungskurs teilgenommen; 10. ich lasse abends Licht in der Wohnung bzw. im Haus brennen (oder verwende eine Zeitschaltuhr), wenn ich nicht da bin; 11. ich habe meine Wohnung bzw. mein Haus zusätzlich gesichert (z.B. durch zusätzliche Türschlösser, abschließbare Fenster, Alarmanlage, Bewegungsmelder, Videokamera). Es wurde ein additiver Index für alle 11 Maßnahmen gebildet (Cronbachs standardisiertes $\alpha = .71$). Bis auf das Sicherheitsgefühl tagsüber im Stadtteil waren alle Kriminalitätsfurchtsvariablen annähernd normalverteilt. Die Variable Sicherheitsgefühl tagsüber im Stadtteil war dagegen linksschief verteilt, was die Anwendung von Verfahren für (rechtsschief verteilte) Count-Variablen, wie der negativen Binomialregression, ausschloss. Zudem handelte es sich beim Sicherheitsgefühl tagsüber im Stadtteil nicht um eine Count-Variable.

Im Hinblick auf die verschiedenen Dimensionen der Kriminalitätsfurcht postulieren wir folgende korrelativen Zusammenhänge:

Je stärker das Sicherheitsgefühl im Stadtteil tagsüber,
desto stärker das Sicherheitsgefühl im Stadtteil im Dunkeln,

¹ In die Berechnungen gingen auch bei Männern die Items „auf der Straße sexuell belästigt werden“ und „auf der Straße sexuell tätlich angegriffen werden“ ein, da 18 Männer angaben, sie seien sexuell belästigt worden, und 7 Männer antworteten, sie seien sexuell tätlich angegriffen worden. 135 Männer hielten es für „eher wahrscheinlich“ oder „sehr wahrscheinlich“, auf der Straße sexuell belästigt zu werden, und 91 Männer hielten es für „eher wahrscheinlich“ oder „sehr wahrscheinlich“, auf der Straße sexuell tätlich angegriffen zu werden.

desto geringer die subjektive Viktimisierungswahrscheinlichkeit,
desto weniger Vermeidungs- und Schutzhandlungen werden praktiziert.

Die Dimensionen der Kriminalitätsfurcht korrelieren, wie erwartet, signifikant ($p < .001$) und auch mit den theoretisch erwarteten Vorzeichen (vgl. Tabelle 1).

Tabelle 1: Bivariate Korrelationen (r) der vier Kriminalitätsfurchtvariablen ($N = 3.223$)

| Kriminalitätsfurchtvariable | Sicherheitsgefühl bei Dunkelheit im Stadtteil (affektiv) | Vermeidungs- und Schutzverhalten (konativ) | subjektive Wahrscheinlichkeit einer Viktimisierung (kognitiv) |
|--|--|--|---|
| Sicherheitsgefühl tagsüber im Stadtteil (affektiv) | .54 | -.40 | -.38 |
| Sicherheitsgefühl bei Dunkelheit im Stadtteil (affektiv) | | -.60 | -.44 |
| Vermeidungs- und Schutzverhalten (konativ) | | | .37 |

Alle Korrelationen sind signifikant ($p < .001$).

Die subjektive Belastung der Befragten durch incivilities in ihrem Stadtteil wurde folgendermaßen erhoben. Befragte sollten die subjektive Schwere und die perzipierte Häufigkeit für verschiedene physical incivilities in ihrem Stadtteil angeben.

So wurde zunächst danach gefragt, für wie schlimm Befragte eine bestimmte incivility halten (Skala von „sehr schlimm“ = 3 bis „gar nicht schlimm“ = 0). Anschließend wurden sie gefragt, wie oft sie diese incivility in ihrem Stadtteil in den letzten zwölf Monaten selbst gesehen haben (Skala von „sehr oft“ = 4 bis „nie“ = 0). Abgefragt wurden diese beiden Dimensionen für folgende physical incivilities: 1. Abfall (Papier, weggeworfene Flaschen, Getränkedosens, Zigarettenkippen); 2. unerlaubt am Straßenrand abgestellter Sperrmüll; 3. Graffiti, d.h. mit Farbe bemalte oder besprühte Häuserwände; 4. Aufkleber oder Zettel an Bäumen, Straßenlaternen, Straßenschildern, Mülltonnen; 5. Hundekot auf Gehwegen oder Grünflächen; 6. umgeworfene oder kaputte Parkbänke oder Sitzgelegenheiten; 7. ungepflegte Vorgärten oder öffentliche Grünflächen; 8. demolierte Briefkästen, Telefonzellen, Haltestellen, Papierkörbe, Spielplatzgeräte; 9. irgendwo abgestellte Supermarkt-Einkaufswagen; 10. kaputte Beleuchtung auf Straßen, Plätzen oder Parkanlagen; 11. irgendwo stehen gelassene, kaputte Fahrräder; 12. weggeworfene Kondome, Spritzen oder Kanülen auf Straßen, Gehwegen oder Grünflächen; 13. irgendwo zur Entsorgung abgestellte Autos; 14. unerlaubt parkende Autos auf Gehwegen, Radwegen oder Grünflächen; 15. verlassene oder verwahrloste Wohngebäude; 16. leer stehende Läden, Kioske oder Gaststätten.

Gegenüber der in der Forschung oft verwendeten Frage, wie stark eine bestimmte incivility in einem Stadtteil als ein Problem perzipiert wird (vgl. Skogan 1990, 1999; Taylor 2001; Gibson et al. 2002; Hohage 2004; Sampson/Raudenbush 2004; Swaroop und Morenoff 2004; Xu et al. 2005), konfundieren unsere Messvorschläge nicht die beiden Dimensionen Schwere und Häufigkeit. Für jede incivility wurde ein Produkt aus Schwere \times Häufigkeit gebildet. Anschließend wurden die Produkte summiert und es ergab sich eine Produktschwere für die subjektive Problembelastung durch physical incivilities. Alle incivilities gingen dabei mit dem gleichen Gewicht in den Index ein. Befragte konnten jedoch durch ihre Schwereinschätzung eine individuelle Gewichtung der incivilities vornehmen. Aufgrund der Kodierung war eine incivility für eine Person nicht von subjektiver Bedeutung, wenn das Produkt für diese incivility den Wert 0 hatte, d.h. wenn diese incivility als „gar nicht schlimm“ (0) eingeschätzt wurde, wenn sie „nie“ (0) auftrat oder wenn beides der Fall war. Dabei sind wir uns des Problems des Skalenniveaus bei der Multiplikation der Scores bewusst, das darin besteht, dass sich Intervallskalen linear transformieren lassen und damit die Ko-

effizienten entsprechend manipuliert werden können. Zur Lösung dieses Problems haben wir die Wertebereiche für Schwere und Häufigkeit aufgrund theoretischer Überlegungen festgelegt. Wir betrachten damit den Wertebereich der interagierenden Variablen als Teil unserer theoretischen Annahmen.²

Analog sollten Befragte die subjektive Schwere und die perzipierte Auftrittshäufigkeit in ihrem Stadtteil für verschiedene social incivilities angeben. Um zu vermeiden, dass die Befragten das Auftreten bestimmter Personen oder Gruppen in ihrem Stadtteil für „schlimm“ im Sinne eines sozialen Problems, jedoch nicht für persönlich beunruhigend halten, wurde im Fragebogen darauf hingewiesen, dass mit „schlimm“ hier gemeint sei, dass sich Befragte durch diese Personen oder Gruppen im Stadtteil persönlich beunruhigt fühlen. Diese doppelte Bedeutung des Begriffs „schlimm“ bei social incivilities hatte sich im Pretest (N = 35) gezeigt und uns zu diesem Hinweis motiviert. Es handelte sich um folgende social incivilities: 1. Gruppen herumstehender oder herumsitzender Jugendlicher; 2. Obdachlose oder Bettler; 3. Betrunkene; 4. Lärm auf der Straße (z.B. durch Jugendliche oder laute Musik); 5. Drogenabhängige oder Drogendealer; 6. Prostituierte; 7. Streitereien oder Schlägereien zwischen Leuten in der Öffentlichkeit; 8. zu schnell fahrende Autofahrer; 9. Radfahrer, Inlineskater oder Rollschuhfahrer, die auf dem Gehweg fahren; 10. freilaufende Hunde; 11. Kampfhunde; 12. Leute, die Passanten anpöbeln oder beschimpfen; 13. psychisch Kranke; 14. Leute, die in der Öffentlichkeit urinieren. Auch hier wurde pro incivility ein Produkt aus Schwere \times Häufigkeit gebildet. Anschließend wurden die Produkte summiert, so dass sich eine Produktschwere für die subjektive Problembelastung durch social incivilities ergab. Da die Indizes für physical und social incivilities stark positiv korrelieren ($r = .73$) wurde ein gemeinsamer Index für die subjektive Problembelastung durch physical und social incivilities im Stadtteil gebildet (Cronbachs stand. $\alpha = .92$).

Das lokale Sozialkapital (vgl. Schnur 2003) innerhalb der Nachbarschaft wurde auf verschiedenen Dimensionen gemessen. So wurde lokales Sozialkapital durch Items zu nachbarschaftlichen Kontakten gemessen. Die Person wurde gefragt, wie oft sie in den letzten zwölf Monaten folgende Dinge mit Nachbarn unternommen hat (Skala von „sehr oft“ = 4 bis „nie“ = 0): 1. Sich mit Nachbarn über Ereignisse oder Probleme unterhalten; 2. Gemeinsam mit Nachbarn etwas in der Freizeit unternommen (z.B. Kaffee getrunken, gegessen, Sport getrieben); 3. Nachbarn etwas ausgeliehen (z.B. Werkzeug, Lebensmittel). Weiter wurde lokales Sozialkapital durch Items zum Vertrauen in Nachbarn erhoben. So wurde die Person gefragt, wie sehr sie den folgenden Items zustimmt (Likert-Skala von „trifft voll und ganz zu“ = 4 bis „trifft überhaupt nicht zu“ = 1): 1. Den meisten Nachbarn hier kann man vertrauen; 2. Wenn ich längere Zeit nicht da bin, bitte ich Nachbarn darum, nach meiner Wohnung zu schauen (Briefkasten leeren, Pflanzen gießen oder Haustier versorgen); 3. Wenn es darauf ankommen würde, könnte ich mich auf meine Nachbarn verlassen. Weiter wurde lokales Sozialkapital mit Hilfe von Items zur sozialen Kohäsion innerhalb der Nachbarschaft gemessen. Es wurde gefragt, wie sehr die Person den folgenden Items zustimmt (Likert-Skala von „trifft voll und ganz zu“ = 4 bis „trifft überhaupt nicht zu“ = 1): 1. Die Leute in meiner Nachbarschaft kenne ich größtenteils mit Namen; 2. Die Leute in meiner Nachbarschaft haben oft Streitigkeiten; 3. Die Leute in meiner Nachbarschaft sind bereit, sich gegenseitig zu helfen und zu unterstützen. Die Antwort auf das gedrehte Item 2 wurde invers recodiert.

Eine weitere Dimension lokalen Sozialkapitals ist die collective efficacy, die ins Zentrum neuerer Studien gerückt ist (vgl. Bellair 1997; Sampson und Raudenbush 1999; Sampson et al. 1997, 1999; Morenoff et al. 2001; Gibson et al. 2002; DeKeseredy et al. 2003; Oberwittler 2003; Perkins und Long 2002; Brown et al. 2003; Sampson 2004; Xu et al. 2005; Cancino 2005). Diese Variable bezieht sich auf eine gemeinsam praktizierte informelle soziale Kontrolle im Stadtteil und wurde durch die Frage gemessen, für wie wahrscheinlich es Befragte halten, dass Nachbarn gemeinsam etwas unternehmen, um bestimmte Probleme im Stadtteil zu lösen. Einige Studien messen diese Variable mit Hilfe von Items, die sich auf Vertrauen, soziale Kohäsion und die subjektive

² Auch das Verfahren der optimalen Skalierung (Orth 1985) führt nicht weiter, da es zu neuen Messwertsummen führt, die inhaltlich, d.h. theoretisch, nicht mehr interpretierbar sind.

Wahrscheinlichkeit kollektiver Handlungen beziehen (vgl. Sampson und Raudenbush 1999; Sampson et al. 1997, 1999; DeKeseredy et al. 2003; Brown et al. 2003; Xu et al. 2005). Im Gegensatz hierzu haben wir keine Items verwendet, die sich auch auf Vertrauen und Kohäsion beziehen, da es uns sinnvoller erschien, diese beiden Dimensionen separat zu erheben und nicht zur Messung der collective efficacy zu verwenden. Zur Messung haben wir daher nur die subjektive Wahrscheinlichkeit kollektiver Handlungen beim Auftreten bestimmter Probleme im Stadtteil erhoben (vgl. Oberwittler 2003; Perkins und Long 2002). Zur Beantwortung dieser Frage sollten Befragte davon ausgehen, dass folgende Probleme in ihrem Stadtteil auftreten (Skala von „sehr wahrscheinlich“ = 3 bis „sehr unwahrscheinlich“ = 0): 1. Auf einer Grünfläche liegt häufig Sperrmüll (z.B. alte Fernseher, Möbel, Kartons) herum; 2. Eine Gruppe von Jugendlichen steht abends oft draußen herum und macht Lärm; 3. Wände werden immer wieder mit Graffiti besprüht.

Eine oblique Faktorenanalyse (Hauptkomponentenanalyse mit Faktorextraktion nach dem Kaiser-Kriterium) aller Items zu lokalem Sozialkapital (Nachbarschaftskontakte, Vertrauen, Kohäsion, collective efficacy) führte zu einer nicht interpretierbaren Lösung. Erst nach Eliminierung des gedrehten Items „Die Leute in meiner Nachbarschaft haben oft Streitigkeiten“ ergab sich eine gut interpretierbare Einfachstruktur mit drei Faktoren. Auf dem ersten Faktor luden alle Items zur Messung von Vertrauen und die beiden Items zur Messung sozialer Kohäsion. Auf dem zweiten Faktor luden alle Items zur Messung von Nachbarschaftskontakten und auf dem dritten Faktor luden alle Items zur collective efficacy. Daher wurde ein additiver Index „Vertrauen“ aus den drei Items zu Vertrauen und den beiden Items zur Kohäsion gebildet (Cronbachs stand. $\alpha = .84$). Ein additiver Index „Nachbarschaftskontakte“ wurde aus den drei Items zu Nachbarschaftskontakten gebildet (Cronbachs stand. $\alpha = .81$) und es wurde ein additiver Index „collective efficacy“ aus den drei efficacy-Items gebildet (Cronbachs stand. $\alpha = .85$). Alle drei Faktoren korrelieren positiv miteinander, was plausibel ist, da es sich um unterschiedliche Dimensionen von lokalem Sozialkapital handelt.

Die perzipierte formelle soziale Kontrolle im Stadtteil wurde mit den Fragen gemessen, wie oft Befragte in den letzten zwölf Monaten zum einen Streifenwagen oder Motorradstreifen und zum anderen Fuß- oder Fahrradstreifen der Polizei in ihrem Stadtteil gesehen haben („nie“ = 0; „1–2 mal“ = 1; „3–5 mal“ = 2; „öfter“ = 3; „täglich“ = 4). Aus beiden Variablen wurde ein additiver Index gebildet. Die praktizierte formelle soziale Kontrolle im Stadtteil wurde mit der Frage gemessen, wie oft sich Befragte in den letzten zwölf Monaten wegen Problemen in ihrem Stadtteil an die Polizei gewendet haben („nie“ = 0; „1–2 mal“ = 1; „3–5 mal“ = 2; „6–10 mal“ = 3; „öfter“ = 4). Weitere Individualvariablen, die innerhalb der Forschung zur Kriminalitätsfurcht eine Rolle als Prädiktoren spielen, weil sie als Proxies für alters- und geschlechtsspezifische Vulnerabilität betrachtet werden, waren Alter und Geschlecht.

Die Kontextvariablen bezogen sich auf die 49 ausgewählten Stadtteile und wurden den Veröffentlichungen des Statistischen Landesamtes und der PKS für das Jahr 2002 entnommen bzw. auf der Grundlage dieser Daten berechnet. Eine oblique Faktorenanalyse (Hauptkomponentenanalyse mit Faktorextraktion nach dem Kaiser-Kriterium) der folgenden Variablen ergab die gleiche Struktur wie die Faktorenanalyse dieser Variablen, die wir zur Schichtung aller 98 Stadtteile für die Ziehung der PPS-Stichprobe durchgeführt haben: Prozent Arbeitslose, Prozent Sozialhilfeempfänger, Prozent Sozialwohnungen, Prozent Ausländer, Gewaltdelikte pro 1.000 Einwohner, Diebstahlsdelikte pro 1.000 Einwohner. Dementsprechend wurden Faktorscorevariablen für die beiden

extrahierten Faktoren „problematische Sozialstruktur“ sowie „Kriminalitätsbelastung im Stadtteil“ berechnet. Der Faktor „problematische Sozialstruktur“ entspricht im Hinblick auf die verwendeten Indikatoren der Variable „concentrated disadvantage“ von Sampson und Raudenbush (vgl. Sampson und Raudenbush 1999; Sampson et al. 1997, 1999; Bellair 2000). Ähnliche Indikatoren verwenden Friedrichs und Blasius (2000) zur Charakterisierung benachteiligter Wohngebiete, Oberwittler (2004) zur Messung von „social disadvantage“ eines Stadtteils oder Ross et al. (2001) zur Messung von „neighborhood disadvantage“. Auch in der Theorie sozialer Desorganisation spielen diese Indikatoren eine wichtige kausale Rolle für Kriminalität innerhalb eines Stadtteils (vgl. Sampson und Groves 1989; Martin 2002; Triplett et al. 2003; Lowenkamp et al. 2003; Kubrin und Weitzer 2003; Sun et al. 2004). Weitere Kontextvariablen waren die Bevölkerungsdichte (Einwohner pro km²) sowie die Fluktuation der Wohnbevölkerung im Stadtteil, bezogen auf 1.000 Einwohner. Die Fluktuation wurde folgendermaßen berechnet: [(bereinigte Zuzüge + bereinigte Wegzüge)/Bevölkerungszahl im Stadtteil] × 1.000. „Bereinigt“ bedeutet, dass keine Binnenumzüge innerhalb des Stadtteils berücksichtigt wurden.

V. Ergebnisse der Mehrebenenanalyse

Vor Durchführung einer Mehrebenenanalyse muss geprüft werden, ob die abhängige Variable zwischen den Kontexten signifikant variiert. Hierzu wurde für jede der vier abhängigen Kriminalitätsfurchtvariablen ein Nullmodell ohne Prädiktoren berechnet, das nur die Regressionskonstante enthält (vgl. *Tabelle 2*). Ein Nullmodell informiert darüber, ob ein signifikanter Varianzanteil der abhängigen Variable der Aggregatebene zuzurechnen ist. Die Intraklassen-Korrelation (ICC) gibt dabei den Anteil der Varianz in der abhängigen Variable an, der durch den Stadtteil des Befragten erklärt wird. Wie man *Tabelle 2* entnehmen kann, sind durchweg signifikante ($p < .001$) Varianzanteile der vier abhängigen Variablen der Aggregatebene zuzurechnen. Dies bedeutet, dass sozialräumliche Kontexteffekte vorliegen und eine Mehrebenenanalyse angebracht ist.³

Die *Tabellen 3* und *4* enthalten die unstandardisierten⁴ Koeffizienten für ein Mehrebenenmodell in Form eines Random Intercept Modells mit fixierten Effekten der Individualvariablen. Die Parameter wurden mit dem Programm HLM 6 (vgl. Raudenbush et al. 2004) mit der restricted maximum likelihood Methode geschätzt und es wurden dabei asymptotische Standardfehler zugrunde gelegt. Alle Prädiktoren wurden am grand mean zentriert, um die Effekte von Kontextvariablen unter Kontrolle von Individualvariablen zu bestimmen (vgl. Hofmann und Gavin 1998). Erklärte Varianzen für jede Ebene wurden in Relation zum jeweiligen Nullmodell berechnet. Die Tole-

3 Bei der Durchführung der Mehrebenenanalysen mit dem Programm HLM danke ich Sascha Peter sehr für seine Unterstützung bei der Klärung statistischer Fragen und der Lösung modelltheoretischer Probleme.

4 Wie in der Mehrebenenanalyse durchweg üblich, haben wir hier unstandardisierte Koeffizienten verwendet, da die Varianzkomponenten des Modells gegenüber Lineartransformationen, wie der z-Transformation, die zu einer Standardisierung der Koeffizienten führt, nicht invariant sind und sich dadurch die Schätzungen der Varianzkomponenten verändern würden (vgl. Hox 2002: 20ff.).

Table 2: Varianzkomponenten der Nullmodelle für die vier Kriminalitätsfurchtvariablen; 3.612 Befragte; 49 Stadtteile

| abhängige Variable | Sicherheitsgefühl tagsüber im Stadtteil | Sicherheitsgefühl bei Dunkelheit im Stadtteil | Viktimisierungswahrscheinlichkeit | Vermeidungs- und Schutzverhalten |
|--|---|---|-----------------------------------|----------------------------------|
| Konstante | 3.45 | 2.69 | 1.10 | 3.49 |
| Varianz Level-1 zwischen Befragten (σ^2) | .33 | .54 | .24 | 5.24 |
| Varianz Level-2 zwischen Stadtteilen (τ_{00}) | .04 p < .001 | .07 p < .001 | .02 p < .001 | .56 p < .001 |
| ICC | .10 | .12 | .09 | .10 |
| Deviance (-2 Log Likelihood) | 6258.46 | 7328.57 | 5187.64 | 16326.85 |

ranzwerte für alle Prädiktoren unterschritten nicht den kritischen Bereich von $< .10$ und indizierten damit kein Multikollinearitätsproblem.

Wenn man sich am methodologischen Individualismus orientiert (Coleman 1990: Kap. 1), sind viele Kontextmerkmale eines Stadtteils nicht exogener Natur, sondern endogen, d.h. abhängig von den individuellen Merkmalen seiner Bewohner. Wenn man dies nicht berücksichtigt, besteht die Gefahr, dass Effekte fälschlicherweise Prädiktoren auf Stadtrebene zugeschrieben werden, die in Wahrheit auf nicht berücksichtigte und nicht kontrollierte Merkmale der Bewohner dieser Stadtteile zurückgehen (vgl. Dietz 2000). Um die Wahrscheinlichkeit solcher Fehlzuschreibungen möglichst gering zu halten, haben wir den Einfluss relativ vieler Individualmerkmale in den Mehrebenenmodellen kontrolliert.

Die Ergebnisse der Mehrebenenanalyse bestätigen zunächst durchgängig, d.h. für alle vier Kriminalitätsfurchtvariablen, das Disorder-Modell. Bei der Beurteilung der Hypothesen hinsichtlich ihrer Bestätigung legen wir ein Signifikanzniveau von $p < .05$ und die Übereinstimmung zwischen theoretisch postuliertem und berechnetem Vorzeichen zugrunde. Auch das Viktimisierungsmodell wird (fast) durchgängig bestätigt. Lediglich auf das Sicherheitsgefühl bei Dunkelheit haben persönliche Viktimisierungen keinen signifikanten Effekt. Von den Prädiktoren, die sich auf verschiedene Dimensionen des lokalen Sozialkapitals beziehen (Vertrauen, Nachbarschaftskontakte, collective efficacy), hat nur das Vertrauen zu Nachbarn durchgängig die postulierten Effekte auf die Kriminalitätsfurchtvariablen. Damit werden die Ergebnisse von Kanan und Pruitt (2002) repliziert. Möglicherweise ist die Falsifizierung der Hypothese, dass die collective efficacy einen negativen Effekt auf die Kriminalitätsfurcht hat, darauf zurückzuführen, dass unser Messinstrument für die collective efficacy, im Gegensatz zu Gibson et al. (2002), keine Items enthielt, die sich auch auf Vertrauen und Kohäsion beziehen. So könnten die Effekte der collective efficacy auf Kriminalitätsfurcht bei Gibson et al. (2002) nur dadurch entstanden sein, dass dort zur Messung der collective efficacy neben den Items zur subjektiven Wahrscheinlichkeit kollektiver Handlungen auch Items zur Kohäsion und Vertrauen verwendet wurden, die dann, wie in unserem Modell, einen negativen Effekt auf Kriminalitätsfurcht haben.

Die Perzeption von Polizeistreifen hat (fast) durchgängig die postulierten Effekte und bestätigt insofern die vom „community policing“ immer wieder empfohlenen Fuß-

streifen als furchtreduzierende Maßnahme. Der Effekt perzipierter Polizeistreifen auf die subjektive Viktimisierungswahrscheinlichkeit verfehlt mit $p = .053$ nur knapp das Signifikanzniveau. Ein nicht-linearer (U-förmiger) Zusammenhang bestätigt sich dagegen nicht. So könnte man annehmen, dass mit steigender Polizeipräsenz die Kriminalitätsfurcht zunächst zwar sinkt, dann aber wieder ansteigt, da zuviel Polizeipräsenz eher Kriminalität indiziert (vgl. Feltes 2003). Plots zwischen den vier Kriminalitätsfurchtvariablen als jeweils abhängiger Variable und der perzipierten Häufigkeit von Polizeistreifen als Prädiktor und Berechnungen von LOWESS-Anpassungslinien bestätigen jedoch keinen U-förmigen Zusammenhang. Auch Polynomregressionen 2. Grades bestätigen keinen U-förmigen Zusammenhang. Die Häufigkeit, mit der sich Bewohner wegen Problemen in ihrem Stadtteil an die Polizei gewendet haben, hat nur für die Vermeidungs- und Schutzhandlungen den postulierten Effekt.

Alter und Geschlecht besitzen die aus der Literatur bekannten Effekte auf die Kriminalitätsfurcht, die sich durch alters- und geschlechtsspezifische Vulnerabilität erklären lassen. Alter und Geschlecht fungieren dabei als Proxy-Variablen für die nicht direkt gemessene Vulnerabilität, wobei die generelle Hypothese lautet: Je vulnerabler eine Person ist, desto höher ist ihre Kriminalitätsfurcht. Die Messhypothese lautet: Ältere Personen und Frauen sind vulnerabler. Genau dies zeigen die Daten: Ältere Personen und Frauen fühlen sich tagsüber und im Dunkeln unsicherer, praktizieren mehr Vermeidungs- und Schutzhandlungen und haben eine höhere Erwartung, viktimisiert zu werden. Die einzige Ausnahme bildet der unerwartete negative Effekt des Alters auf die subjektive Viktimisierungswahrscheinlichkeit. Ob die Kriminalitätsfurcht bei Männern valide gemessen wurde, kann jedoch angesichts der Studie von Sutton und Farrall (2005) bezweifelt werden, da diese bei Männern einen negativen Zusammenhang zwischen der Tendenz, sozial erwünscht zu antworten und der gemessenen Kriminalitätsfurcht fanden. Männer, so ihr Argument, würden in Befragungen aufgrund ihrer geschlechtsspezifischen Sozialisation nicht zugeben, sich vor Kriminalität zu fürchten. Dieser systematische Messfehler habe zu den bislang immer wieder gefundenen Unterschieden in der gemessenen Kriminalitätsfurcht zwischen Männern und Frauen geführt.

Hinsichtlich der Kontextvariablen bestätigt die Mehrebenenanalyse fast durchgängig den postulierten positiven Kontexteffekt einer problematischen Sozialstruktur auf die Kriminalitätsfurcht. Der Effekt einer problematischen Sozialstruktur auf Vermeidungs- und Schutzverhalten verfehlt mit $p = .057$ nur knapp das Signifikanzniveau. Der Effekt einer problematischen Sozialstruktur dürfte sich aus unterschiedlichen Quellen speisen. Da der Ausländeranteil Bestandteil der Kontextvariable „problematische Sozialstruktur“ ist, kann man im Sinne der „subcultural diversity“-Hypothese (vgl. Covington und Taylor 1991) annehmen, dass das Zusammenleben mit Mitbewohnern aus fremden Kulturen allgemeine Ängste schürt, die sich u.a. auch in verstärkter Kriminalitätsfurcht manifestieren. Ebenso kann man annehmen, dass der „schlechte Ruf“ eines benachteiligten Wohnviertels zur Kriminalitätsfurcht beiträgt. Auch die Wahrnehmung desolater oder unbewohnter Bausubstanz in benachteiligten Wohnvierteln kann zu Unsicherheitsgefühlen führen. Zu erinnern ist hier an den positiven Effekt perzipierter incivilities auf die Kriminalitätsfurcht mit den Items „verlassene oder verwahrloste Wohngebäude“ und „leer stehende Läden, Kioske oder Gaststätten“.

Table 3: Mehrebenenanalysen mit den abhängigen Variablen Sicherheitsgefühl tagsüber und Sicherheitsgefühl bei Dunkelheit; unstandardisierte Koeffizienten; Random Intercept Modell mit fixierten Effekten der Individualvariablen

| Prädiktor | Sicherheitsgefühl tagsüber im Stadtteil | | Sicherheitsgefühl bei Dunkelheit im Stadtteil | |
|---|---|---------|---|---------|
| | Koeffizient | p-Wert | Koeffizient | p-Wert |
| Konstante | 3.46 | .000 | 2.66 | .000 |
| Level-1-Variablen (N = 3.612 Befragte) | | | | |
| physical und social incivilities | -.10 | .000 | -.15 | .000 |
| Vertrauen zu Nachbarn | .17 | .000 | .19 | .000 |
| collective efficacy | -.01 | .638 | .03 | .092 |
| Häufigkeit der Nachbarschaftskontakte | -.02 | .151 | -.02 | .131 |
| Zahl indirekter Viktimisierungen | -.02 | .000 | -.04 | .000 |
| Zahl persönlicher Viktimisierungen | -.02 | .010 | -.01 | .378 |
| Perzeption von Polizeistreifen im Stadtteil | .03 | .007 | .08 | .000 |
| Häufigkeit, mit der Polizei gerufen wurde | -.01 | .372 | -.02 | .472 |
| Alter | -.01 | .000 | -.00 | .000 |
| Geschlecht (Frau = 0; Mann = 1) | .04 | .021 | .33 | .000 |
| Level-2-Variablen (N = 49 Stadtteile) | | | | |
| problematische Sozialstruktur | -.06 | .001 | -.08 | .012 |
| Kriminalitätsbelastung im Stadtteil | .05 | .010 | .06 | .090 |
| Bevölkerungsdichte ^a | .01 | .005 | .02 | .017 |
| Fluktuationsrate im Stadtteil ^a | -.05 | .748 | .04 | .875 |
| Varianz Level-1 σ^2 | | .25 | | .41 |
| Varianz Level-2 τ_{00} | | .01 | | .03 |
| erklärte Varianz Level-1 | | .22 | | .24 |
| erklärte Varianz Level-2 | | .84 | | .57 |
| Deviance (-2 Log Likelihood) | | 4792.59 | | 5793.11 |

Alle Prädiktoren sind grand-mean-zentriert; erklärte Varianzen im Vergleich zum Nullmodell;

^a = Koeffizient wurde mit 1.000 multipliziert.

Der postulierte positive Kontexteffekt der Kriminalitätsbelastung im Stadtteil auf die Kriminalitätsfurchtvariablen wird dagegen durchgängig widerlegt. Kriminalität im Stadtteil hat also, unabhängig von persönlicher und indirekter Viktimisierung, keinen Kontexteffekt auf die Kriminalitätsfurcht. Die Kriminalitätsbelastungsziffern der PKS als Maß der Kriminalitätsbelastung im Stadtteil sind jedoch nicht unproblematisch, da in diese Zahlen auch Delikte eingehen, die Personen betreffen, die zwar im Stadtteil viktimisiert werden, jedoch nicht dort wohnen, die Häufigkeit von Delikten jedoch auf die Größe der Wohnbevölkerung relativiert wird. So haben, wie bereits erwähnt, Innenstadtbereiche eine geringe Wohnbevölkerung bei gleichzeitig vielen täglichen Besuchern. Bis auf die Ausnahme der subjektiven Viktimisierungswahrscheinlichkeit bestätigt sich der postulierte negative Kontexteffekt der Bevölkerungsdichte auf die Kriminalitätsfurcht. Dichter besiedelte Stadtteile fördern also offenbar das Gefühl der Sicherheit und reduzieren Vermeidungs- und Schutzverhalten der Bewohner. Durchgängig falsifiziert wird dagegen der postulierte positive Kontexteffekt der Wohnfluktuation auf die Kriminalitätsfurcht, was vermuten lässt, dass Wohnfluktuation keine valide Proxy-Variable für Anonymität und Entfremdung im Stadtteil ist.

Tabelle 4: Mehrebenenanalysen mit den abhängigen Variablen Viktimisierungswahrscheinlichkeit und Vermeidungs- und Schutzverhalten; unstandardisierte Koeffizienten; Random Intercept Modell mit fixierten Effekten der Individualvariablen

| Prädiktor | Wahrscheinlichkeit einer Viktimisierung | | Vermeidungs- und Schutzverhalten | |
|---|---|--------|----------------------------------|--------|
| | Koeffizient | p-Wert | Koeffizient | p-Wert |
| Konstante | 1.10 | .000 | 3.48 | .000 |
| Level-1-Variablen (N = 3.612 Befragte) | | | | |
| physical und social incivilities | .10 | .000 | .41 | .000 |
| Vertrauen zu Nachbarn | -.07 | .000 | -.22 | .002 |
| collective efficacy | .01 | .130 | .08 | .096 |
| Häufigkeit der Nachbarschaftskontakte | .01 | .144 | .03 | .442 |
| Zahl indirekter Viktimisierungen | .04 | .000 | .15 | .000 |
| Zahl persönlicher Viktimisierungen | .09 | .000 | .11 | .001 |
| Perzeption von Polizeistreifen im Stadtteil | -.01 | .053 | -.17 | .000 |
| Häufigkeit, mit der Polizei gerufen wurde | -.01 | .550 | .30 | .000 |
| Alter | -.001 | .006 | .03 | .000 |
| Geschlecht (Frau = 0; Mann = 1) | -.06 | .000 | -1.22 | .000 |
| Level-2-Variablen (N = 49 Stadtteile) | | | | |
| problematische Sozialstruktur | .02 | .027 | .15 | .057 |
| Kriminalitätsbelastung im Stadtteil | -.01 | .157 | -.18 | .033 |
| Bevölkerungsdichte ^a | -.001 | .655 | -.08 | .001 |
| Fluktuationsrate im Stadtteil ^a | .02 | .792 | -.47 | .495 |
| Varianz Level-1 σ^2 | .14 | | 3.61 | |
| Varianz Level-2 τ_{00} | .001 | | .18 | |
| erklärte Varianz Level-1 | .41 | | .31 | |
| erklärte Varianz Level-2 | .96 | | .69 | |
| Deviance (-2 Log Likelihood) | 2982.36 | | 13253.27 | |

Alle Prädiktoren sind grand-mean-zentriert; erklärte Varianzen im Vergleich zum Nullmodell;

^a = Koeffizient wurde mit 1.000 multipliziert.

VI. Probleme und Fazit

Abschließend wollen wir einige Kritikpunkte nennen und ein Fazit ziehen. *Erstens* würde ein optimales Forschungsdesign mehrere Messzeitpunkte erfordern. So liegen einige wenige Mehrebenenanalysen aus den USA mit Längsschnittdesign vor (vgl. Taylor 2001; Robinson et al. 2003; Brown et al. 2004), aber die meisten Studien basieren, wie unsere auch, wegen der Kosten eines Längsschnittdesigns auf Querschnittdaten. Daher sind Aussagen über kausale Beziehungen streng genommen nicht möglich. *Zweitens* ist nicht auszuschließen, dass Befragte die Antworten zu ihrem Stadtteil nicht auf die administrativen Grenzen des Stadtteils, sondern auf ihren „subjektiven Stadtplan“ oder ihren jeweiligen Aktionsraum, d.h. eine selektive subjektive Repräsentation des administrativen Stadtteils beziehen (vgl. Friedrichs 1983: Kap. 8). *Drittens* könnte man an der Kontextvariable „problematische Sozialstruktur“ kritisieren, dass diese Faktorscorevariable mehrere Indikatoren enthält, deren unterschiedliche Effekte auf die abhängige Variable durch die Aggregation konfundiert sind (vgl. Kubrin und Weitzer

2003: 392). Aufgrund der Multikollinearität der einzelnen Indikatoren war es jedoch unmöglich, diese als separate Prädiktoren auf der Kontextebene zu verwenden. *Viertens* muss berücksichtigt werden, dass es bei der Abfrage von Häufigkeiten trotz Vorgabe einer Referenzperiode („in den letzten zwölf Monaten“) durch „telescoping“ zu Messfehlern in Form von Überschätzungen gekommen sein kann. „Telescoping“ tritt auf, wenn Ereignisse, die faktisch nicht in den abgefragten Zeitraum fallen, sondern zeitlich weiter zurückliegen, so erinnert werden, als würden sie in die erfragte Referenzperiode fallen (vgl. Schwarz et al. 1991). Überschätzungen können auch auftreten, wenn Befragte trotz der Vorgabe eines Referenzgebietes („in Ihrem Stadtteil“) aufgrund ihres „subjektiven Stadtplans“ auch angrenzende Stadtteile bei ihren Antworten berücksichtigen. Ein anderes Problem besteht darin, dass die Referenzperiode für persönliche Viktimisierungen möglicherweise zu kurz war und damit Befragte mit Opfererfahrungen vor dem Referenzzeitpunkt als „Nicht-Opfer“ gezählt werden. *Fünftens* ließe sich an den Items zur Messung der incivilities kritisieren, dass diese zu unspezifisch formuliert sind. So kann es z.B. für Befragte bei der Schwereinschätzung von Graffiti einen Unterschied machen, ob sich diese an der Mauer einer alten Lagerhalle oder an der frisch gestrichenen weißen Wand eines Wohnhauses befinden. Auch Größe und Bildinhalte der Graffiti könnten bei der Beurteilung der subjektiven Schwere von Graffiti eine Rolle spielen. Ebenso kann es von Bedeutung sein, zu welcher Tageszeit und an welchem Ort Jugendliche wahrgenommen werden und was diese konkret tun. Die gleiche Kritik könnte man im Hinblick auf die Items zur Kriminalitätsfurcht formulieren. Die Formulierung von Items in Form von Vignetten würde zwar zu einer Präzisierung der verschiedenen Facetten (Ort, Tageszeit, spezifische Umstände) führen, jedoch verhindern, dass Befragte auch solche Erfahrungen bei ihren Antworten berücksichtigen, die nicht der spezifischen Beschreibung in der Vignette entsprechen (für ein Vignetten-Design vgl. Farrall et al. 2000; Kury 2004 et al.). Ein weiteres Argument gegen ein Vignetten-Design wäre, dass Situationsbeschreibungen dann für Befragte zu „künstlich“ oder komplex sind, was die Validität der Messung beeinträchtigen kann. *Sechstens* könnte man kritisieren, dass ein weiteres Modell, das Kriminalitätsfurcht durch Kriminalitätsberichte oder Skandalisierungen in den Massenmedien erklärt (vgl. Boers 1991: 139ff.; 1993), nicht berücksichtigt wurde. Der Grund hierfür liegt darin, dass aus forschungsökonomischen Gründen hierzu keine Daten erhoben wurden. *Siebtens* ist es möglich, dass kausale Beziehung zwischen Prädiktoren existieren (z.B. zwischen der collective efficacy und incivilities oder zwischen einer problematischen Sozialstruktur und der Wohnfluktuation). Das Programm HLM erlaubt es jedoch nicht, mehrstufige Mehrebenenmodelle zu überprüfen.

Wenn man den Grad der empirischen Bestätigung der Hypothesen danach bemisst, für wie viele der vier Kriminalitätsvariablen die Hypothesen zutreffen, ergibt sich folgendes Fazit. Bei den Individualhypothesen hat sich das Disorder-Modell am besten bestätigt, am zweitbesten schneidet das Viktimisierungsmodell ab und am drittbesten das Modell sozialer Integration. Eine durchgängige Bestätigung erfährt die Annahme über den negativen Effekt perzipierter Polizeistreifen. Bei den Kontexthypothesen bewährt sich am besten die Annahme eines positiven Effekts einer problematischen Sozialstruktur, am zweitbesten schneidet die Hypothese über den negativen Effekt der Bevölkerungsdichte ab und am schlechtesten die Hypothese zum positiven Effekt der Kri-

minalitätsbelastung. Dabei betrachten wir in zwei Fällen Hypothesen auch dann als bestätigt, wenn das Signifikanzniveau von $p < .05$ nur knapp verfehlt wird. Auch wenn sich einige Kontexteffekte nachweisen lassen, liegt die Vermutung nahe, dass noch viele Mechanismen der Vermittlung zwischen der Makro-Ebene des Stadtteils und der Mikro-Ebene seiner Bewohner bislang weder theoretisch noch empirisch befriedigend geklärt sind und einer weiteren Spezifizierung bedürfen. So wäre es denkbar, dass ein stärker differenziertes Mehrebenenmodell, das Daten auf drei verschiedenen Ebenen berücksichtigt (Merkmale des Stadtteils, Merkmale lokaler sozialer Netzwerke, Individualmerkmale der Bewohner) zu besseren Resultaten führt.

Literatur

- Adler, Paul S., und Seok-Woo Kwon, 2000: Social Capital: The Good, the Bad, and the Ugly. S. 89–115 in: Eric L. Lesser (Hg.), Knowledge and Social Capital. Foundations and Applications. Oxford: Butterworth & Heinemann.
- Ajzen, Icek, 1989: Attitude Structure and Behavior. S. 241–274 in: Anthony R. Pratkanis, Steven J. Breckler und Anthony Greenwald (Hg.), Attitude Structure and Function. Hillsdale: Erlbaum.
- Bals, Nadine, 2004: Kriminalität als Stress – Bedingungen der Entstehung von Kriminalitätsfurcht. Soziale Probleme 15: 54–76.
- Baumer, Terry L., 1985: Testing a General Model of Fear of Crime: Data from a National Sample. Journal of Research in Crime and Delinquency 22: 239–255.
- Bellair, Paul E., 1997: Social Interaction and Community Crime: Examining the Importance of Neighbor Networks. Criminology 35: 677–703.
- Bellair, Paul E., 2000: Informal Surveillance and Street Crime: A Complex Relationship. Criminology 38: 137–169.
- Boers, Klaus, 1991: Kriminalitätsfurcht. Über den Entstehungszusammenhang und die Folgen eines sozialen Problems. Pfaffenweiler: Centaurus.
- Boers, Klaus, 1993: Kriminalitätsfurcht. Ein Beitrag zum Verständnis eines sozialen Problems. Monatsschrift für Kriminologie und Strafrechtsreform 76: 65–82.
- Brown, Barbara B., Douglas D. Perkins und Graham Brown, 2003: Place Attachment in a Revitalizing Neighborhood: Individual and Block Levels of Analysis. Journal of Environmental Psychology 23: 259–271.
- Brown, Barbara B., Douglas D. Perkins und Graham Brown 2004: Crime, New Housing, and Housing Incivilities in a First-ring Suburb: Multilevel Relationships Across Time. Housing Policy Debate 15: 301–345.
- Bursik, Robert J., und Harold G. Gasmick, 1993: Neighborhoods and Crime. The Dimensions of Effective Community Control. New York: Lexington Books.
- Cancino, Jeffrey M., 2005: The Utility of Social Capital and Collective Efficacy: Social Control Policy in Nonmetropolitan Settings. Criminal Justice Policy Review 16: 287–318.
- Coleman, James S., 1990: Foundations of Social Theory. Cambridge MA: Belknap Press.
- Covington, Jeanette, und Ralph B. Taylor, 1991: Fear of Crime in Urban Residential Neighborhoods: Implications of Between- and Within-neighborhoods Sources for Current Models. The Sociological Quarterly 32: 231–249.
- DeKeseredy, Walter S., Martin D. Schwartz, Shahid Alvi und E. Andreas Tomaszewski, 2003: Perceived Collective Efficacy, and Women's Victimization in Public Housing. Criminal Justice 3: 5–27.
- Dietz, Robert, 2000: Estimation of Neighborhood Effects in the Social Sciences. An Interdisciplinary Literature Review. URAI Working Paper No. 00-03. Urban and Regional Analysis Initiative. Ohio State University.
- Dölling, Dieter, Thomas Feltes, Wolfgang Heinz und Helmut Kury (Hg.), 2003: Kommunale Kriminalprävention – Analysen und Perspektiven. Holzkirchen: Felix Verlag.

- Eisner, Manuel, 1997: Das Ende der zivilisierten Stadt? Die Auswirkungen von Modernisierung und urbaner Krise auf Gewaltdelinquenz. Frankfurt a.M.: Campus.
- Ezioni, Amitai, 1998: Die Entdeckung des Gemeinwesens. Ansprüche, Verantwortlichkeiten und das Programm des Kommunitarismus. Frankfurt a.M.: Campus.
- Farrall, Stephen, Jon Bannister, Jason Ditton und Elizabeth Gilchrist, 2000: Social Psychology and the Fear of Crime. Re-examining a Speculative Model. *British Journal of Criminology* 40: 399–413.
- Feltes, Thomas (Hg.), 1995: Kommunale Kriminalprävention in Baden-Württemberg. Holzkirchen: Felix Verlag.
- Feltes, Thomas, 2003: Vandalismus und Sicherheit im öffentlichen Personennahverkehr. Zusammenhänge und Lösungsansätze. *Kriminalistik* 5: 277–284.
- Ferraro, Kenneth F., 1995: Fear of Crime: Interpreting Victimization Risk. Albany NY: State University of New York Press.
- Friedrichs, Jürgen, 1983: Stadtanalyse. Soziale und räumliche Organisation der Gesellschaft. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Friedrichs, Jürgen, 1995: Stadtsoziologie. Opladen: Leske + Budrich.
- Friedrichs, Jürgen, und Jörg Blasius, 2000: Leben in benachteiligten Wohngebieten. Opladen: Leske + Budrich.
- Gabriel, Ute, und Werner Greve, 2003: The Psychology of Fear of Crime. Conceptual and Methodological Perspectives. *British Journal of Criminology* 43: 600–614.
- Garofalo, James, und John Laub, 1978: The Fear of Crime: Broadening our Perspective. *Victimology* 3: 242–253.
- Gibson, Chris L., Jihong Zhao, Nicholas P. Lovrich und Michael J. Gaffney, 2002: Social Integration, Individual Perceptions of Collective Efficacy, and Fear of Crime in Three Cities. *Justice Quarterly* 19: 537–564.
- Hale, Chris, 1996: Fear of Crime: A Review of the Literature. *International Review of Victimology* 4: 79–150.
- Hofmann, David A., und Mark B. Gavin, 1998: Centering Decisions in Hierarchical Linear Models. Implications for Research in Organizations. *Journal of Management* 24: 623–641.
- Hobage, Christoph, 2004: „Incivilities“ und Kriminalitätsfurcht. *Soziale Probleme* 15: 77–95.
- Hope, Tim, und Mike Hough, 1988: Area, Crime and Incivilities: A Profile from the British Crime Survey. S. 30–47 in: Tim Hope und Margaret Shaw (Hg.), *Communities and Crime Reduction*. London: Home Office Research and Planning Unit.
- Hox, Joop, 2002: Multilevel Analysis. Techniques and Applications. Mahwah: Erlbaum.
- Jackson, Jonathan, 2004: Experience and Expression. Social and Cultural Significance in the Fear of Crime. *British Journal of Criminology* 44: 946–966.
- Kanan, James W., und Matthew V. Pruitt, 2002: Modeling Fear of Crime and Perceived Victimization Risk: The (In)Significance of Neighborhood Integration. *Sociological Inquiry* 72: 527–548.
- Kaufmann-Mall, Klaus, 1978: Kognitiv-hedonistische Theorie menschlichen Verhaltens. Beiheft 3 der Zeitschrift für Sozialpsychologie. Bern: Huber.
- Kelling, George L., 1999: Measuring What Matters: A New Way of Thinking About Crime and Public Order. S. 27–35 in: Robert H. Langworthy (Hg.), *Measuring What Matters: Proceedings from the Policing Research Institute Meetings*. Washington DC: U.S. Department of Justice.
- Kelling, George L., 2001: „Broken windows“ and the Culture Wars. A Response to Selected Critiques. S. 120–144 in: Roger Matthews und John Pitts (Hg.), *Crime, Disorder, and Community Safety. A New Agenda?* London: Routledge.
- Kelling, George L., und Catherine M. Coles, 1996: Fixing Broken Windows. Restoring Order and Reducing Crime in Our Communities. New York: Simon & Schuster.
- Kreuter, Frauke, 2002: Kriminalitätsfurcht – Messung und methodische Probleme. Opladen: Leske + Budrich.
- Kubrin, Charis E., und Ronald Weitzer, 2003: New Directions in Social Disorganization Theory. *Journal of Research in Crime and Delinquency* 40: 374–402.
- Kury, Helmut, Andrea Lichtblau, André Neumaier und Joachim Obergfell-Fuchs, 2004: Zur Validität der Erfassung der Kriminalitätsfurcht. *Soziale Probleme* 15: 139–163.

- LaGrange, Randy L., Kenneth F. Ferraro und Michael Supancic*, 1992: Perceived Risk and Fear of Crime: Role of Social and Physical Incivilities. *Journal of Research in Crime and Delinquency* 29: 311–334.
- Landeskriminalamt Hamburg*, 2003: Polizeiliche Kriminalstatistik 2002. Hamburg.
- Langer, Wolfgang*, 2004: Angewandte Mehrebenenanalyse. Eine Einführung für die Forschungspraxis. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Lee, Min Sik, und Jeffrey T. Ulmer*, 2000: Fear of Crime Among Korean Americans in Chicago Communities. *Criminology* 38: 1173–1206.
- Lewis, Dan A., und Greta Salem*, 1986: Fear of Crime: Incivility and the Production of a Social Problem. New Brunswick NJ: Transaction.
- Liska, Allen E., Andrew Sanchirico und Mark D. Reed*, 1988: Fear of Crime and Constrained Behavior: Specifying and Estimating a Reciprocal Effects Model. *Social Forces* 66: 827–837.
- Lowenkamp, Christopher T., Francis T. Cullen und Travis C. Pratt*, 2003: Replicating Sampson and Groves's Test of Social Disorganization Theory: Revisiting a Criminological Classic. *Journal of Research in Crime and Delinquency* 40: 351–373.
- Markowitz, Fred, Paul E. Bellair, Allen E. Liska und Jianhong Liu*, 2001: Extending Social Disorganization Theory: Modeling the Relationships Between Cohesion, Disorder, and Fear. *Criminology* 39: 293–319.
- Martin, David*, 2002: Spatial Patterns in Residential Burglary. Assessing the Effect of Neighborhood Social Capital. *Journal of Contemporary Criminal Justice* 18: 132–146.
- McGarrell, Edmund F., Andrew L. Giacomazzi und Quint C. Thurman*, 1997: Neighbourhood Disorder, Integration, and the Fear of Crime. *Justice Quarterly* 14: 479–499.
- Morenoff, Jeffrey D., Robert J. Sampson und Stephen W. Raudenbush*, 2001: Neighborhood Inequality, Collective Efficacy, and the Spatial Dynamics of Homicide. *Criminology* 39: 517–560.
- Narayan, Deepa, und Michael F. Cassidy*, 2001: A Dimensional Approach to Measuring Social Capital: Development and Validation of a Social Capital Inventory. *Current Sociology* 49: 59–102.
- Oberwittler, Dietrich*, 2003: Die Messung und Qualitätskontrolle kontextbezogener Befragungsdaten mithilfe der Mehrebenenanalyse – am Beispiel des Sozialkapitals von Stadtvierteln. *ZA-Informationen* 53: 11–41.
- Oberwittler, Dietrich*, 2004: A Multilevel Analysis of Neighbourhood Contextual Effects on Serious Juvenile Offending: The Role of Subcultural Values and Social Disorganization. *European Journal of Criminology* 1: 201–235.
- Oberwittler, Dietrich*, 2005: Re-Balancing Routine Activity and Social Disorganization Theories in the Explanation of Urban Violence. A New Approach to the Analysis of Spatial Crime Patterns Based on Population at Risk. Freiburg i. Br.: unveröffentl. Ms.
- Orth, Bernhard*, 1985: Bedeutsamkeitsanalyse bilinearer Einstellungsmodelle. *Zeitschrift für Sozialpsychologie* 16: 101–115.
- Perkins, Douglas D., und Adam Long*, 2002: Neighborhood Sense of Community and Social Capital. A Multi-level Analysis. S. 291–318 in: *Adrian T. Fisher, Christopher C. Sonn und Brian J. Bishop* (Hg.), *Psychological Sense of Community: Research, Applications, and Implications*. New York: Plenum.
- Perkins, Douglas D., und Ralph B. Taylor*, 1996: Ecological Assessments of Community Disorder: Their Relationship to Fear of Crime and Theoretical Implications. *American Journal of Community Psychology* 24: 63–107.
- Portes, Alejandro*, 1998: Social Capital: Its Origins and Applications in Modern Sociology. *Annual Review of Sociology* 24: 1–24.
- Putnam, Robert D.*, 2000: *Bowling Alone. The Collapse and Revival of American Community*. New York: Simon & Schuster.
- Raudenbush, Stephen W., und Anthony S. Bryk*, 2002: *Hierarchical Linear Models. Applications and Data Analysis Methods*, second edition. Thousand Oaks CA: Sage.
- Raudenbush, Stephen W., Anthony S. Bryk, Yuk Fai Cheong und Richard Congdon*, 2004: HLM 6 – Hierarchical Linear and Nonlinear Modeling. Lincolnwood IL. Scientific Software International, Inc.

- Reuband, Karl-Heinz, 2000: Polizeipräsenz und Sicherheitsgefühl: Eine vergleichende Analyse auf der Basis von Aggregat- und Individualdaten. S. 114–131 in: *Karlhans Liebl* und *Thomas Ohlemacher* (Hg.), *Empirische Polizeiforschung*. Herbolzheim: Centaurus.
- Robinson, Jennifer B., Brian A. Lawton, Ralph B. Taylor und Douglas D. Perkins, 2003: Multilevel Longitudinal Impacts of Incivilities: Fear of Crime, Expected Safety, and Block Satisfaction. *Journal of Quantitative Criminology* 19: 237–274.
- Rosenberg, Milton J., und Carl I. Hovland, 1960: Cognitive, Affective, and Behavioral Components of Attitudes. S. 1–14 in: *Carl I. Hovland, Milton J. Rosenberg, William J. Mc Guire, Robert P. Abelson* und *Jack W. Brehm* (Hg.), *Attitude Organization and Change*. New Haven: Yale University Press.
- Ross, Catherine E., und Sung Joon Jang, 2000: Neighborhood Disorder, Fear, and Mistrust: The Buffering Role of Social Ties with Neighbors. *American Journal of Community Psychology* 28: 401–420.
- Ross, Catherine E., John Mirowsky und Shana Pribesh, 2001: Powerlessness and the Amplification of Threat: Neighborhood Disadvantage, Disorder, and Mistrust. *American Sociological Review* 66: 568–591.
- Rountree, Pamela W., und Kenneth C. Land, 1996: Perceived Risk Versus Fear of Crime: Empirical Evidence of Conceptually Distinct Reactions in Survey Data. *Social Forces* 74: 1353–1376.
- Sampson, Robert J., 2004: Neighborhood and Community: Collective Efficacy and Community Safety. *New Economy* 11: 106–113.
- Sampson, Robert J., und W. Byron Groves, 1989: Community Structure and Crime: Testing Social Disorganization Theory. *American Journal of Sociology* 94: 774–802.
- Sampson, Robert J., Jeffrey D. Morenoff und Felton Earls, 1999: Beyond Social Capital: Spatial Dynamics of Collective Efficacy for Children. *American Sociological Review* 64: 633–660.
- Sampson, Robert J., und Stephen W. Raudenbush, 1999: Systematic Observation of Public Spaces: A New Look at Disorder in Urban Neighborhoods. *American Journal of Sociology* 105: 603–651.
- Sampson, Robert J., und Stephen W. Raudenbush, 2004: Seeing Disorder: Neighborhood Stigma and the Social Construction of Broken Windows. *Social Psychology Quarterly* 67: 319–342.
- Sampson, Robert J., Stephen W. Raudenbush und Felton Earls, 1997: Neighborhoods and Violent Crime: A Multilevel Study of Collective Efficacy. *Science* 277: 918–924.
- Scheider, Matthew C., Tawandra Rowell und Veh Bezdikian, 2003: The Impact of Citizen Perceptions of Community Policing on Fear of Crime: Findings From Twelve Cities. *Police Quarterly* 6: 363–386.
- Schnur, Olaf, 2003: Lokales Sozialkapital für die soziale Stadt. Politische Geographien sozialer Quartiersentwicklung am Beispiel Berlin-Moabit. Leverkusen: Leske + Budrich.
- Schwarz, Norbert, Fritz Strack und Hans-Jürgen Hippler, 1991: Kognitionspsychologie und Umfrageforschung: Themen und Befunde eines interdisziplinären Forschungsgebietes. *Psychologische Rundschau* 42: 175–186.
- Shaw, Clifford R., und Henry D. McKay, 1942: *Juvenile Delinquency and Urban Areas*. Chicago: University of Chicago Press.
- Skogan, Wesley G., 1990: Disorder and Decline: Crime and the Spiral of Decay in American Neighborhoods. New York: Free Press.
- Skogan, Wesley G., 1999: Measuring What Matters: Crime, Disorder, and Fear. S. 37–53 in: *Robert H. Langworthy* (Hg.), *Measuring What Matters: Proceedings from the Policing Research Institute Meetings*. Washington DC: U.S. Department of Justice.
- Snijders, Tom A. B., und Roel J. Bosker, 1999: *An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling*. Newbury Park CA: Sage.
- Statistisches Landesamt der Freien und Hansestadt Hamburg, 2003: Stadtteil-Profil 2003 mit Kreisdaten für das Umland. Bd. 19 der Reihe „Hamburg Regional“. Hamburg.
- Sun, Ivan Y., Ruth A. Triplett und Randy R. Gaine, 2004: Neighborhood Characteristics and Crime: A Test of Sampson and Groves' Model of Social Disorganization. *Western Criminology Review* 5: 1–16.

- Sutton, Robbie M., und Stephen Farrall*, 2005: Gender, Socially Desirable Responding and the Fear of Crime. Are Women Really More Anxious About Crime? *British Journal of Criminology* 45: 212–224.
- Swaroop, Sapna, und Jeffrey D. Morenoff*, 2004: Building Community: The Neighborhood Context of Local Social Organization, PSC Research Report No. 04-549. January. University of Michigan.
- Taylor, Ralph B.*, 1999: The Incivilities Thesis: Theory, Measurement and Policy. S. 65–88 in: *Robert H. Langworthy* (Hg.), *Measuring What Matters: Proceedings from the Policing Research Institute Meetings*. Washington DC: U.S. Department of Justice.
- Taylor, Ralph B.*, 2001: *Breaking Away from Broken Windows: Baltimore Neighborhoods and the Nationwide Fight Against Crime, Grime, Fear, and Decline*. Boulder CO: Westview Press.
- Taylor, Ralph B., Stephen D. Gottfredson und Sidney Brower*, 1984: Block Crime and Fear: Defensible Space, Local Ties, and Territorial Functioning. *Journal of Research in Crime and Delinquency* 21: 303–331.
- Taylor, Ralph B., Sally Ann Shumaker und Stephen D. Gottfredson*, 1985: Neighborhood-level Links Between Physical Features and Local Sentiments. Deterioration, Fear of Crime, and Confidence. *Journal of Architectural Planning and Research* 2: 261–275.
- Triplett, Ruth A., Randy R. Gainey und Ivan Y. Sun*, 2003: Institutional Strength, Social Control, and Neighborhood Crime Rates. *Theoretical Criminology* 7: 439–467.
- Velez, Maria B.*, 2001: The Role of Public Social Control in Urban Neighborhoods: A Multilevel Analysis of Victimization Risk. *Criminology* 39: 837–863.
- Vindevoegel, Franck*, 2005: Private Security and Urban Crime Mitigation: A Bid for BIDs. *Criminal Justice* 5: 233–255.
- Walther, Uwe-Jens* (Hg.), 2002: *Soziale Stadt – Zwischenbilanzen. Ein Programm auf dem Weg zur Sozialen Stadt?* Opladen: Leske + Budrich.
- Weisburd, David, und John E. Eck*, 2004: What Can Police Do to Reduce Crime, Disorder, and Fear? *The Annals of the American Academy of Political and Social Science* 593: 42–65.
- Wilcox, Pamela, Neil Quisenberry und Shayne Jones*, 2003: The Built Environment and Community Crime Risk Interpretation. *Journal of Research in Crime and Delinquency* 40: 322–345.
- Wilson, James Q., und George L. Kelling*, 1982: Broken Windows: The Police and Neighborhood Safety. *Atlantic Monthly*, March: 29–38.
- Wilson, James Q., und George L. Kelling*, 1989: Making Neighborhoods Safe. *Atlantic Monthly*, February: 46–52.
- Wurtzbacher, Jens*, 2004: *Sicherheit durch Gemeinschaft. Bürgerschaftliches Engagement für innere Sicherheit*. Opladen: Leske + Budrich.
- Xu, Yili, Mora L. Fiedler und Karl H. Flaming*, 2005: Discovering the Impact of Community Policing: The Broken Windows Thesis, Collective Efficacy, and Citizens' Judgment. *Journal of Research in Crime and Delinquency* 42: 147–186.

Korrespondenzanschrift: PD Dr. Christian Lüdemann, Institut für Sicherheits- und Präventionsforschung (ISIP), Troplowitzstr. 7, 22529 Hamburg
E-Mail: chloedemann@t-online.de