SSOAR

Open Access Repository
www.ssoar.info

Die Messung und Qualitätskontrolle kontextbezogener Befragungsdaten mithilfe der Mehrebenenanalyse: am Beispiel des Sozialkapitals von Stadtvierteln

Oberwittler, Dietrich

Veröffentlichungsversion / Published Version
Zeitschriftenartikel / journal article

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:
GESIS - Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:
Oberwittler, D. (2003). Die Messung und Qualitätskontrolle kontextbezogener Befragungsdaten mithilfe der Mehrebenenanalyse: am Beispiel des Sozialkapitals von Stadtvierteln. *ZA-Information / Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung*, 53, 11-41. https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-198848

Nutzungsbedingungen:
Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.
Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

Terms of use:
This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.
By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

gesis Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

Die Messung und Qualitätskontrolle kontextbezogener Befragungsdaten mithilfe der Mehrebenenanalyse – am Beispiel des Sozialkapitals von Stadtvierteln

von Dietrich Oberwittler [1]

Zusammenfassung

Kontexteffekte – z.B. von Stadtvierteln, Betrieben oder Schulen – auf individuelle soziale Phänomene werden in der empirischen Sozialforschung bislang wegen der damit verbundenen methodischen Schwierigkeiten selten untersucht. Die Mehrebenenanalyse ist ein neueres statistisches Verfahren, das die Integration von Makro-Mikro-Verbindungen in empirische Erklärungsmodelle ermöglicht. In diesem Beitrag werden zwei Aspekte dieses Verfahrens erörtert. Erstens wird ein ‚ökometrisches' Verfahren der Qualitätskontrolle von Befragungsdaten zu Kontextmerkmalen vorgestellt, das angewendet werden kann, wenn z.B. das ‚soziale Klima' von Stadtvierteln, Betrieben usw. anhand aggregierter Befragtendaten gemessen werden soll. Zweitens wird gezeigt, wie die simultane Berücksichtigung von Prädiktoren auf der individuellen und Kontextebene im Rahmen der Mehrebenenanalyse zur Korrektur von individualistischen Fehlschlüssen führt. Als empirisches Beispiel dient eine neue Bewohnerbefragung zum Sozialkapital von Stadtvierteln.

Abstract

Due to methodological problems, contextual effects on individual outcomes are a rarely investigated topic in empirical social research. Multilevel analysis as a new statistical method can help to integrate macro-micro-links into models of individual behaviour. In this article, two features of this approach are discussed. First, I describe an 'ecometric' method of assessing the quality of survey data on contextual properties like the 'social climate' of neighbourhoods or companies derived by ag-

1 Dr. phil. ***Dietrich Oberwittler*** ist Wissenschaftlicher Mitarbeiter der kriminologischen Forschungsgruppe am Max-Planck-Institut für ausländisches und internationales Strafrecht Freiburg i.Br. E-mail: d.oberwittler@iuscrim.mpg.de.

gregating individual-level data. Second, I demonstrate how the simultaneous use of individual- and context-level predictors in multilevel models can correct individualistic fallacies. Recent survey data on the social capital of neighbourhoods is taken as an example.

1 Einleitung

1.1 Problemstellung: Mehrebenenansätze in der quantitativen Sozialforschung

Die Mehrebenenanalyse als ein innovatives statistisches Verfahren kann helfen, die in den empirischen Sozial- und Verhaltenswissenschaften weit verbreitete Tendenz zu individualistischen Fehlschlüssen zurückzudrängen und theoretisch angemessene Makro-Mikro-Verbindungen auch in empirische Erklärungsmodelle aufzunehmen. Denn während der ökologische Fehlschluss zum Wissenskanon der Methodenausbildung schon im Grundstudium gehört, machen sich nur sehr wenige Sozialforscher/innen darüber Gedanken, ob ihre Erklärungsmodelle sozialer Einstellungen oder Verhaltensweisen, die anhand der heute dominierenden Befragungsdaten überprüft werden, ohne die Berücksichtigung von Kontextvariablen auf einer Makro-Ebene korrekt spezifiziert sind.[2] Ein individualistischer Fehlschluss liegt dann vor, wenn fälschlicherweise angenommen wird, dass das zu erklärende Verhalten oder die zu erklärende Einstellung von Individuen ausschließlich durch Faktoren beeinflusst wird, die ebenfalls auf der individuellen Ebene liegen, oder dass das Weglassen von Kontext-Variablen zumindest nicht zu einer verzerrten Schätzung der im Modell enthaltenen individuellen Variablen führt. Jedoch ist jedes Individuum stets Teil einer hierarchischen Struktur (eines Stadtviertels, eines Betriebes, einer Region, usw.), so dass ein Einfluss dieser Struktur prinzipiell niemals ausgeschlossen werden kann (***Ditton*** 1998: 13).

Erst in der jüngsten Vergangenheit wird vermehrt im Rahmen von Mehrebenenanalysen explizit geprüft, ob und in welchem Ausmaß Kontextbedingungen auf einer Makro-Ebene Auswirkungen auf individuelle Einstellungen oder Verhaltensformen

2 Eine Internetrecherche mit der Suchmaschine Google ergab für den deutschen Sprachraum einen um den Faktor 15,5 häufigeren Gebrauch des Begriffs ‚ökologischer Fehlschluss' gegenüber dem Begriff ‚individualistischer Fehlschluss'; die entsprechenden englischen Begriffe erscheinen in der Toplevel-Domain .edu im Verhältnis 24:1. Es kommt noch hinzu, dass unter ‚individualistischem Fehlschluss' häufig etwas anderes, nämlich der fehlerhafte Rückschluss von Eigenschaften eines Individuums auf die Eigenschaften des Kollektivs, dem das Individuum angehört, verstanden wird.

haben. Hängt zum Beispiel das Heirats-, Scheidungs- oder Fertilitätsverhalten von lokal und regional variierenden Opportunitätsstrukturen und kulturellen Normen ab (***Hank*** 2003; ***Wagner*** und ***Weiß*** 2003)? Inwieweit wird das Wahlverhalten von lokalen Problemlagen beeinflusst (***Dülmer*** et al. 1996)? Ist das Ausmaß der Fremdenfeindlichkeit eine Funktion des Kontaktes mit Fremden (***Dollase*** et al. 1999)? Macht ein armes Stadtviertel seine Bewohner noch ärmer (***Friedrichs*** 1998; ***Wilson*** 1987)? Behindern sozialräumliche Benachteiligungen die psycho-soziale Entwicklung oder den Arbeitsmarkterfolg von Jugendlichen (***Leventhal*** und ***Brooks-Gunn*** 2000; ***O'Regan*** und ***Quigley*** 1998; ***Sampson*** et al. 1999)? Verhindert die informelle Sozialkontrolle in Wohnquartieren Gewaltkriminalität (***Sampson*** et al. 1997, ***Morenoff*** et al. 2001)? Fördern subkulturelle Netzwerke und Milieus deviante Verhaltensweisen von Jugendlichen (***Espelage*** et. al. 2003; ***Haynie*** 2001; ***Oberwittler***, im Druck a, b)? Kontexteinflüsse auf individuelle soziale Phänomene, also Makro-Mikro-Verbindungen in der Sprache soziologischer Erklärungen (***Esser*** 1996: 94), sind prinzipiell für ein breites Spektrum sozialwissenschaftlicher Forschungsgegenstände denkbar, auch wenn ihre Relevanz und die Gestalt der jeweiligen Makro-Ebene (Staaten, Regionen, Stadtviertel, Schulen, Betriebe, Freundesnetzwerke, usw.) sehr unterschiedlich ausfallen.

Erst die Entwicklung der statistischen Methode der Mehrebenenanalyse (oder hierarchisch-(nicht)linearer Modelle) seit dem Ende der 1980er Jahre hat es möglich gemacht, den Einfluss unabhängiger Variablen auf Individual- und Aggregatdatenebene auf individuelle Zielvariablen sowie auch Interaktionen zwischen Variablen unterschiedlicher Ebenen in simultanen Regressionsgleichungen korrekt zu schätzen (***DiPetre*** und ***Forristal*** 1994; ***Raudenbush*** und ***Bryk*** 2002; ***Snijders*** und ***Bosker*** 1999). Zwar wurden Mehrebenenanalysen auch schon früher durchgeführt (z.B. ***Alpheis*** 1989; ***Esser*** 1988), jedoch verletzt die Verwendung von Kontextvariablen im konventionellen Regressionsmodell die Annahme der Unabhängigkeit der Beobachtungen und Unkorreliertheit der Fehler mit der Folge, dass die Standardfehler der Koeffizienten unterschätzt und Fehler erster Ordnung wahrscheinlicher werden. Das gleiche gilt generell auch für Individualdatenanalysen auf der Basis von geschichteten Zufalls- und Klumpenstichproben, selbst wenn ausschließlich Variablen auf individueller Ebene Verwendung finden, da sich die Befragten einer übergeordneten Einheit (Schüler in Schulklassen, Beschäftigte in Betrieben, Bewohner in Stadtvierteln, Gemeinden oder Regionen) ähnlicher sind als bei einer reinen Zufallsauswahl von Befragten zu erwarten (***Diekmann*** 1998: 336). Wenn dieses Problem in der Praxis überhaupt erkannt wird – zum Beispiel trifft es auch auf die ALLBUS-Datensätze zu – dann erscheint es jedoch eher als ein unerwünschter Störein-

fluss, nicht als Untersuchungsgegenstand eigenen Rechts, wie es in mehrebenenanalytischen Forschungsdesigns der Fall ist. [3]

1.2 Die Messung von Kontextmerkmalen

Wenn im Rahmen von Mehrebenenmodellen Makro-Mikro-Verbindungen eines Kontextes auf individuelle soziale Phänomene untersucht werden sollen, stellt sich die Frage nach der Messung der relevanten Kontexteigenschaften. Hierfür kommen im Wesentlichen zwei Datenquellen in Frage: Amtliche Daten und Befragungsdaten.[4] Zu den amtlichen Datensammlungen zählen in erster Linie die soziodemographischen Strukturdaten der statistischen Ämter und anderer Behörden für unterschiedliche räumliche oder organisatorische Verwaltungseinheiten (Stadtviertel, Städte und Gemeinden, Kreise, Schulen, usw.). Zwar ist die Reliabilität dieser Daten, die meist auf Vollerhebungen basieren, gut, jedoch stehen für zentrale Strukturmerkmale (z.B. Einkommen, Bildung) mangels aktueller Volkszählung keine Daten zur Verfügung. Ist es möglich, Befragte den entsprechenden kleinräumlichen Verwaltungseinheiten zuzuordnen, so können individuelle Befragungsdaten und räumliche Strukturdaten im Mehrebenenmodell miteinander verbunden werden. Dieses Verfahren wird in einigen national-repräsentativen Befragungsstudien mit sehr großen Stichproben in den USA, wie der ‚Add Health Study'[5] und dem ‚National Crime Victimization Survey'[6], erfolgreich praktiziert. Anhand dieser Mehrebenenverknüpfung von Befragungs- und amtlichen Daten lässt sich zum Beispiel zeigen, dass Jugendliche in Regionen mit ungünstigen Arbeitsmarktbedingungen häufiger Gewalt ausüben als in anderen Regionen (***Bellair*** et al. 2003), oder dass das Viktimisierungsrisiko in Stadtvierteln ab einer bestimmten Armutskonzentration nicht-linear ansteigt (***Lauritsen*** und ***White*** 2001), jeweils unter Berücksichtigung der sozialen Komposition und individuellen Eigenschaften der Befragten. Ein entsprechendes Forschungsdesign würde in Deutschland vermutlich schon an der Zersplitterung der regionalen Zuständigkeiten für statistische Strukturdaten scheitern.

Häufig zielen die Hypothesen zur Kontextabhängigkeit sozialer Phänomene jedoch auf soziale Prozesse, die die Wirkung exogener struktureller Kontextmerkmale auf

---

3 Während SPSS keine Lösung für dieses Problem anbietet, kann es in STATA durch die Verwendung des Zusatzbefehls /CLUSTER behandelt werden.

4 Andere nichtreaktive Erhebungsformen wie Beobachtungen oder die Analyse prozessproduzierter Daten sollen hier ausgeklammert bleiben.

5 National Longitudinal Study of Adolescent Health, siehe http://www.cpc.unc.edu/projects/addhealth/.

6 Siehe http://www.icpsr.umich.edu/NACJD/NCVS/.

die individuellen sozialen Phänomene vermitteln. So nehmen ***Sampson*** et al. (1997) an, dass der Effekt von konzentrierter Armut auf Gewalt über die ‚kollektive Wirksamkeit' von Stadtvierteln vermittelt wird; ***Hank*** (2003: 85) vermutet, dass die Frauenerwerbsquote Auswirkungen auf die gesellschaftlichen Rollenerwartungen an Frauen haben könnte, die wiederum ihr Heirats- und Geburtsverhalten beeinflussen. In der jüngsten Zeit hat sich ein ganzer Forschungszweig etabliert, der die Existenz und die Auswirkungen von Sozialkapital auf unterschiedlichen räumlichen und inhaltlichen Ebenen untersucht (***Dekker*** und ***Uslaner*** 2001; ***Jungbauer-Gans*** 2002; ***Portes*** 1998; ***Putnam*** 2000, 2001; ***Sampson*** et al. 2002). Bilden Organisationen wie Betriebe oder Schulen die Makro-Ebene, so besteht häufig ein Interesse an dem sozialen ‚Klima' dieser Kontexte in Hinblick auf die individuellen Zielvariablen, z.B. Arbeitszufriedenheit oder Lernerfolg. Zu den Dimensionen des sozialen ‚Klimas' gehören die Kohäsion der Gruppenmitglieder (***Dion*** 2000) ebenso wie Verhaltensstile von Lehrern oder Managern. Für die direkte Messung dieser vermittelnden Prozesse sind in der Regel Befragungsdaten erforderlich, die von den individuellen Befragten auf die jeweiligen Makro-Einheiten ‚hochaggregiert' werden.[7] Dies setzt Klumpenstichproben voraus, bei denen pro Kontext relativ viele Individuen gezogen werden. Hier stellt sich die Frage nach der Qualität und Qualitätskontrolle solcher aggregierter Befragungsdaten, die in der Psychometrie weitgehend unbeantwortet bleibt (***Dion*** 2000: 20). Wie valide und zuverlässig messen die Befragungsdaten die sozialen Kontexteigenschaften? Wie kann man prüfen, ob die Befragten in ihrer Einschätzung des gemeinsamen Kontextes übereinstimmen? Wie viele Befragte sind notwendig, um zuverlässige Schätzwerte dieser Eigenschaften zu erhalten? Letztere Frage ist besonders für die Planung von Studien und Stichprobendesigns relevant. In diesem Beitrag möchte ich darstellen, wie diese Fragen mithilfe der Mehrebenenanalyse beantwortet werden können.

2 ‚Ökologische' Reliabilität und Validität von kontextbezogenen Befragungsdaten

Die Standardmethoden der Umfrageforschung kennen keine Instrumente, um die Qualität von aggregierten Befragungsdaten in Hinblick auf Reliabilität und Validität auf der Makro-Ebene zu beurteilen. Während auf der Ebene individueller Befragter die Güte von Skalen z.B. mit Cronbachs Alpha bestimmt wird, fehlt es auf der Kon-

7 Dieses Verfahren ist zwar nicht unproblematisch, denn wenn sowohl die abhängige (Individualdaten-)Variable als auch die unabhängigen (Kontext-)Variablen aus der gleichen Datenerhebung stammen, besteht die Gefahr einer Korrelation ihrer Messfehler (***Duncan*** und ***Raudenbush*** 1999; ***Lüdkte*** et al. 2002); Alternativen wie die Durchführung unabhängiger Beobachtungen sind jedoch meist nicht möglich.

textebene an entsprechenden Instrumenten, die die Güte der Beobachtungen von Befragten hinsichtlich sozialer Eigenschaften der Kontexte messen. ***Raudenbush*** und ***Sampson*** (1999) haben daher jüngst eine auf der Mehrebenenanalyse basierende Methodik vorgestellt, die sie in Anlehnung an den gängigen Begriff ‚psychometrics' ‚ecometrics' nennen, und der sich auf die ökologische Dimension von kleinräumlichen Kontexten wie Stadtviertel, Schulen usw. bezieht. Die ökometrische Methode knüpft an ältere varianzanalytische Verfahren der Bestimmung der ‚Intraklassenkorrelation' an (***Ebel*** 1951; ***Bartko*** 1976; ***Buckner*** 1988). Grundlegend hierfür ist die Überlegung, dass Befragte als Beobachter eine Einschätzung kollektiver Eigenschaften des gemeinsamen Kontextes, in dem sie sich aufhalten, abgeben. Zum Beispiel werden Bewohner zum sozialen Zusammenhalt in ihrer Nachbarschaft oder Beschäftigte eines Unternehmens zum Führungsstil der Unternehmensleitung befragt. Das Ziel ist es, eine intersubjektiv gültige, ‚wahre' Beurteilung dieser kollektiven Eigenschaften zu erhalten. Je übereinstimmender die Beurteilungen der Befragten ausfallen, desto höher ist die ökologische Reliabilität der Messung.

Für die Schätzung der ökologischen Reliabilität von Befragungsdaten macht man sich die Fähigkeit der Mehrebenenanalyse zunutze, die Gesamtvarianz von Variablen in den Varianzanteil innerhalb der Kontexte (zwischen Befragten) und in den Varianzanteil zwischen den Kontexten – entsprechend einer Varianzanalyse – zu zerlegen. Das einfachste Mehrebenenmodell ohne Prädiktorvariablen hierzu lautet auf der Ebene der individuellen Befragten (Level 1) (***Bryk*** und ***Raudenbush*** 1992: 17):

$$\mathbf{Y_{ij} = \beta_{0j} + r_{ij},} \qquad \textbf{(1)}$$

Wobei Y_{ij} den Wert der Zielvariablen von Befragtem i in Kontext j bezeichnet, β_{0j} den Intercept des Kontexts j, und r_{ij} den Fehlerterm der Befragten im Kontext j mit einer Varianz σ^2. Auf der Ebene der Gruppenkontexte (Level 2) ist die Gleichung:

$$\boldsymbol{\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{oj}.} \qquad \textbf{(2)}$$

Der Intercept der Gruppenkontexte (β_{0j}), der im ‚leeren' Modell gleich dem Mittelwert der Zielvariablen ist, wird in den Grand Mean der Gesamtpopulation (γ_{00}) und einen Fehlerterm auf der Ebene der Gruppenkontexte (u_{oj}) mit der Varianz τ_{00} zerlegt. Setzt man Gleichung (2) in Gleichung (1) ein, um das vollständige Mehrebenenmodell zu erhalten, ergibt sich

$$\mathbf{Y_{ij} = \gamma_{00} + u_{oj} + r_{ij}} \qquad \textbf{(3)}$$

mit dem Grand Mean der gesamten Population (γ_{00}), dem Fehlerterm der Gruppenkontexte (u_{oj}) und dem Fehlerterm der Individuen in den Gruppen (r_{ij}). Die unerklärte Varianz der Zielvariablen besteht demnach aus den Varianzanteilen auf der individuellen (Level 1) und Kontextebene (Level 2):

$$\mathbf{Var(Y_{ij}) = \sigma^2 + \tau_{00.}} \qquad \textbf{(4)}$$

Auf der Basis dieser Varianzzerlegung kann nun das Maß der Übereinstimmung zwischen Befragten als Anteil der Zwischengruppen- an der Gesamtvarianz berechnet werden. Dieser Varianzanteil wird als Intraklassenkorrelation (Intraclass correlation, ICC) ρ bezeichnet:

$$\boldsymbol{\rho = \tau_{00} /(\tau_{00} + \sigma^2).} \qquad \textbf{(5)}$$

Mit 100 multipliziert ergibt ρ den Prozentanteil der kontextbezogenen Varianz an.

Auf der Basis der Intraklassenkorrelation kann nunmehr auch die Reliabilität (λ) der Messungen für die einzelnen Kontexte bestimmt werden. Hierfür ist ähnlich wie bei Cronbachs α für die Individualdatenebene die Anzahl der Messungen relevant, die sich hier jedoch nicht aus der Anzahl der Items ergibt, sondern aus der Anzahl der Befragten in den Kontexten, um die das Gewicht der individuellen Fehlervarianz verringert wird:

$$\boldsymbol{\lambda_j = \tau_{00} /(\tau_{00} + (\sigma^2/n_j)).} \qquad \textbf{(6)}$$

Je mehr Befragte pro Kontext in die Messungen eingehen, desto stärker nähert sich die kontextbezogene Reliabilität λ dem Maximalwert 1 an. Die Reliabilität der Gesamtpopulation der Kontexte ist gleich dem arithmetischen Mittel dieser λ_j.

Die Mehrebenenanalyse führt robuste Parameterschätzungen anhand von Maximum-Likelihood Methoden durch und verwendet für die Schätzung der Kontextmittelwerte sog. ‚empirical Bayes estimates', die die Schätzwerte mit sinkender Reliabilität in Richtung des Grand Mean bzw. eines aufgrund der Level-1-Prädiktoren in der Gesamtpopulation zu erwartenden Ergebnisses verschieben, so dass es zu einer ‚Schrumpfung' (shrinkage) der Werteverteilung gegenüber den beobachteten Werten kommt (***Bryk*** und ***Raudenbush*** 1992: 39; ***Ditton*** 1998: 131). Dieses Verfahren, das wesentlich älter ist als die Mehrebenenanalyse, nutzt also für jeden einzelnen

Gruppenkontext zusätzliche empirische Informationen der übrigen Gruppenkontexte, so dass das Problem niedriger Fallzahl je Kontext durch Poolen aller Kontexte ausgeglichen wird.

Das Reliabilitätsmaß λ kann dazu genutzt werden, die Frage nach Anzahl der notwendigen Befragten pro Kontext zu beantworten. Aus der Formel (6) ergibt sich, dass bei sehr wenigen Befragten die Reliabilität mit jedem weiteren Befragten stark ansteigt. Bei einer fiktiven ICC von 10% ergibt sich bei nur 4 Befragten pro Kontext λ=0,50, bei 10 Befragten λ=0,70, bei 20 Befragten λ=0,83 und bei 40 Befragten λ=0,91. ***Sampson*** und ***Raudenbush*** (1999: 9) kommen auf der Basis ihrer Beispieldaten zu dem Ergebnis, dass ca. 30 Befragte pro Kontext ausreichen, um reliable Schätzungen kollektiver sozialer Prozesse zu erhalten.

Natürlich hängt es von dem jeweiligen Untersuchungsgegenstand ab, wie stark die Übereinstimmung der Befragten, und damit sowohl die Intraklassenkorrelation als auch die ökologische Reliabilität der entsprechenden Skalen ausfällt. Fragt man zum Beispiel Anwohner einer viel befahrenen Schnellstraße oder eines Stahlwerkes zur Umweltqualität ihrer Wohngegend, so ist anzunehmen, dass sie diese übereinstimmend als relativ schlecht einschätzen. Bei der Einschätzung der sozialen Vertrauenswürdigkeit der Nachbarn oder der Sicherheit im Wohngebiet dürften die Einschätzungen schon weiter auseinander gehen und stärker von individuellen Merkmalen und Erfahrungen der Befragten abhängig sein. Möglicherweise beurteilen junge Menschen die Vertrauenswürdigkeit ihrer Nachbarn anders als alte, oder Menschen mit hohem Bildungsstatus anders als solche mit niedrigem Status.

Weil individuelle Merkmale in systematischer Weise Einfluss auf die Beurteilung von Kontexteigenschaften nehmen können, ist es empfehlenswert, die Beurteilungen um diese relevanten individuellen Merkmale zu kontrollieren (***Sampson*** et al. 1997: 921). Dies wird dadurch erreicht, dass Prädiktorvariablen auf der individuellen Ebene in das Mehrebenenmodell eingeführt werden und die Mittelwerte der Gruppenkontexte unter Berücksichtigung dieser individuellen Eigenschaften neu geschätzt werden.[8]

Bei Fragen etwa nach dem ‚sozialen Klima' von Stadtvierteln oder Betrieben, die die Befragten quasi als ‚Rater' eines gemeinsamen Kontextes ansprechen, sind hohe

8 Der Vorteil der Mehrebenenanalyse besteht hier vor allem darin, dass der Einfluss einer Prädiktorvariable in ihren auf der individuellen Ebene und ihren auf der Kontextebene liegenden Anteil zerlegt wird. So könnte zum Beispiel der Ausländerstatus auf der individuellen Ebene einen geringen, aber auf der Kontextebene (als Ausländeranteil) einen großen Einfluss auf die wahrgenommene Vertrauenswürdigkeit der Nachbarn haben.

Übereinstimmungen zwischen den Befragten und hohe Reliabilitäten der Kontextvariablen das selbstverständliche und intendierte Ziel der Datenerhebung. Wenn man die eingangs erwähnte Gefahr individualistischer Fehlschlüsse jedoch ernst nimmt, dann stellt sich die Frage, ob auch andere, eher auf individuelle als auf kollektive soziale Phänomene bezogene Fragen nicht ebenfalls – möglicherweise unerwartete – Übereinstimmungen innerhalb der Kontexte aufweisen. Vielleicht sind beispielsweise das generelle Vertrauen in Mitmenschen, das Umweltbewusstsein oder die Einstellung zur Arbeit neben individuellen Merkmalen auch von Einflüssen des konkreten Lebensumfelds abhängig. Die ‚ökometrische' Methode ist geeignet, um auch diese Fragen zu untersuchen und Einflussfaktoren auf unterschiedlichen Ebenen in einem Modell zu verbinden.

3 Beispiel: Die Messung des sozialen Kapitals von Stadtvierteln mithilfe von Befragungsdaten

Im Folgenden sollen die theoretischen Ausführungen anhand eines empirischen Beispiels illustriert werden; dabei handelt es sich um eine Bewohnerbefragung zu verschiedenen Aspekten des Zusammenlebens im Stadtviertel, die man unter dem Oberbegriff des kollektiven ‚Sozialkapitals' subsumieren kann. Das Beispiel ist auf andere Themenbereiche und andere Arten von sozialen Kontexten, z.B. auf Schulen oder Betriebe, übertragbar. Alle nachfolgenden Berechnungen wurden mit dem Programm HLM 5.04 (***Raudenbush*** et al. 2001) durchgeführt.

3.1 Daten

Die verwendeten Daten entstammen der ‚MPI-Bewohnerbefragung 2001', die als postalische Befragung im Rahmen des DFG-geförderten Forschungsprojekts ‚Soziale Probleme und Jugenddelinquenz im sozialökologischen Kontext' in Köln, Freiburg und Gemeinden des Landkreises Breisgau-Hochschwarzwald zeitgleich durchgeführt wurde.[9] Da hierzu ein Methodenbericht vorliegt, beschränke ich mich hier auf eine knappe Beschreibung (***Oberwittler*** und ***Naplava*** 2002).[10] Die postalische Befragung wurde in Köln in 100 von insgesamt 366 Stadtvierteln, in Freiburg in 32 von 40 Stadtbezirken, und im Landkreis Breisgau-Hochschwarzwald in 16 Städten und Gemeinden von insgesamt 50 durchgeführt. Die bewusst erfolgte Gebietsauswahl in Köln, die ca. ein Drittel der Gesamtfläche und 45% der jugendli-

9 DFG-Aktenzeichen: Ob 134/3-1 und -2.

10 Der Bericht kann heruntergeladen werden: www.iuscrim.mpg.de/forsch/krim/docs/oberwitt_techpaper3.pdf

chen Bevölkerung umfasst, zeigt für wichtige sozialstrukturelle Indikatoren keine von der Grundgesamtheit aller 366 Kölner Stadtviertel abweichenden Verteilungen (***Oberwittler*** 2003: 12). Die 100 Kölner Stadtviertel wurden zu 34, die 32 Freiburger Stadtbezirke zu 16, und die Städte und Gemeinden im Landkreis zu 11 größeren Einheiten zusammengefasst. Dies ergibt in der Summe N=61 Kontexte mit N=2505 Befragten. Die Zusammenlegung von benachbarten Stadtvierteln oder Gemeinden zu größeren Einheiten orientierte sich an der räumlichen Verteilung der befragten Jugendlichen der ‚MPI-Schulbefragung 1999/2000', bei der zuvor insgesamt 6400 Jugendliche befragt worden waren (***Oberwittler*** et al. 2001; ***Oberwittler*** und ***Blank*** 2003); für die Durchführung von Mehrebenenanalysen mit den Daten der Schulbefragung war es erforderlich, Stadtviertel und Gemeinden mit nur wenigen befragten Jugendlichen unter Berücksichtigung ihrer soziodemographischen Ähnlichkeit zusammenzulegen (***Oberwittler*** 2003).

Die Grundgesamtheit der Bewohnerbefragung besteht aus allen Personen (mit und ohne deutsche Staatsangehörigkeit) im Alter zwischen 25 und 79 Jahren, die in Privathaushalten (Hauptwohnsitz) in den ausgewählten Stadtvierteln Kölns und Freiburgs bzw. Gemeinden des Landkreises Breisgau-Hochschwarzwald wohnen. Die Stichprobe ist eine Zufallsstichprobe aus den Einwohnermelderegistern, wobei je nach sozialstruktureller Lage zwischen 65 und 95 Adressen eingesetzt wurden, um die Zielgröße von ca. 35 Befragten pro Kontext zu erreichen.[11] Die Rücklaufquote betrug bei zwei Mahnwellen in Köln insgesamt 43%, in Freiburg und dem Landkreis ca. 60%; sie schwankte in den Kölner Gebietseinheiten zwischen 24,5% und 61%, und in den Freiburger Gebietseinheiten und denen des Landkreises zwischen 47% und 70%. Ein Vergleich der anhand der Befragtenangaben berechneten mit den amtlichen Sozialstrukturindikatoren der Kontexte weist auf eine gute Abbildqualität der realisierten Stichprobe hin.[12]

Bei der Befragung kam ein standardisiertes, 8-seitiges Erhebungsinstrument mit insgesamt 110 Einzelfragen und -items zum Einsatz. Die Zielrichtung der Bewohnerbefragung liegt im Rahmen der Gesamtstudie in der Messung der kollektiven, sozialräumlichen Aspekte des Wechselverhältnisses von sozialer Benachteiligung,

11 Da der Rücklauf in einigen Gebietseinheiten in Köln sehr niedrig war, wurden für diese Gebiete zusätzliche Adressen nach den gleichen Kriterien wie bei der ursprünglichen Adressenziehung angefordert. Insgesamt wurden für 10 Gebiete nochmals 70 Fragebogen versendet.

12 Der Zusammenhang der auf der Basis der Befragtenangaben berechneten Sozialhilfequote mit der amtlichen Sozialhilfequote auf der Ebene der zusammengefassten Gebietseinheiten ergibt einen Zusammenhang von r=0,85; der Zusammenhang zwischen Befragungs- und amtlicher Ausländerquote beträgt r=0,83, und der Zusammenhang des Befragungs- und amtlichen Anteils von Wohnungen in 1- oder 2-Familienhäusern beträgt r=0,94.

sozialer Kohäsion und Kontrolle sowie devianten Einstellungen und Verhaltensweisen von Jugendlichen. Bei der Entwicklung des Erhebungsinstruments waren vor allem Einflüsse der U.S.-amerikanischen Forschung zur Stadtsoziologie und zur ‚community'-bezogenen Kriminologie, und hier insbesondere des ‚Project on Human Development in Chicago Neighborhoods' prägend.[13] Kurz gesagt steht dabei die Frage im Mittelpunkt, inwiefern das Sozialkapital von Stadtvierteln (das heißt die sozialen Netzwerke, die soziale Kohäsion, die kollektive Fähigkeit zur Durchsetzung gemeinsamer Interessen) den schon länger bekannten Zusammenhang von sozialstruktureller Benachteiligung und Gewalt- und Jugenddelinquenz vermittelt (***Oberwittler*** 1999, im Druck a, b). Für diese sozialen Prozesse auf der Stadtviertelebene werden in der U.S.-amerikanischen Forschung häufig die Begriffe ‚social capital' und ‚collective efficacy' verwendet (***Bellair*** 1997; ***Browning*** et al. 2000; ***Sampson*** et al. 1997, 1999). Eine Übersicht der verwendeten Skalen mit Angaben zur ‚psychometrischen' Güte auf der Individualdatenebene findet sich im Anhang, die Verteilungen dieser Skalen auf der Kontextebene sind in Tabelle 1 dokumentiert.

Tabelle 1 Deskriptive Statistik der Skalen und Einzelitems (beobachtete Mittelwerte, N=61 Stadtviertel)

	Bereich	Min.	Max.	Mean	Std.dev.
Sozialer Ruf des SV	-3 bis +3	-2,14	2,57	1,07	1,20
Beobachtete Jugendgewalt	0 bis 3	0,32	1,69	0,85	0,34
Informelle Sozialkontrolle über Jugendl.	0 bis 3	1,44	2,50	1,91	0,26
Kindbezog. Sozialkapital	0 bis 3	1,37	2,53	1,99	0,31
Kriminalitätsfurcht in Wohngegend	0 bis 3	0,59	1,85	1,16	0,35
Verbundenheit mit SV	0 bis 3	1,42	2,62	2,16	0,33
Soziale Kohäsion	0 bis 3	1,19	2,53	1,87	0,29
Soziales Misstrauen	0 bis 3	0,64	1,63	1,04	0,25
Kollektive Interessenwahrnehmung	0 bis 3	1,45	2,36	1,89	0,21
Bekanntschaft mit Nachbarskindern	0 bis 3	0,49	2,06	1,15	0,34
Anomia	0 bis 3	1,14	2,20	1,65	0,26
Soziale Kontakte	0 bis 3	1,67	2,49	2,07	0,17

13 Projektleiter des PHDNC sind ***J. Brooks-Gunn, F. Earls, S. Raudenbush*** und ***R. Sampson.*** Siehe http://phdcn.harvard.edu/about/index.html.

3.2 Ökologische Reliabilität

Zunächst soll die ‚ökometrische' Methode der Überprüfung von kontextbezogener Reliabilität und Validität am Beispiel der Skala‚Verbundenheit mit dem Stadtviertel' ausführlicher demonstriert werden. Von dieser aus drei Einzelitems gebildeten Skala (α = .89) ist anzunehmen, dass sie zwar indirekt die Merkmale des Kontexts, also der jeweiligen Stadtviertel, reflektiert, aber auch stark von individuellen Merkmalen der Befragten beeinflusst wird. So liegt die Hypothese nahe, dass Bewohner, die schon sehr lange in einem Stadtviertel wohnen, oder die dort Wohneigentum besitzen, eine höhere Verbundenheit mit ihrem Stadtviertel haben. Insofern ist diese Skala keine reine ‚Beobachtungsskala', in der Befragte Auskunft über soziale Merkmale des Kontexts geben sollen, wie zum Beispiel die Frage nach dem sozialen ‚Ruf' des Stadtviertels (siehe unten).

Berechnet man in HLM nach Gleichung (3) das ‚leere Modell' ohne erklärende Variablen, so ergibt die Varianzzerlegung einen Varianzanteil von σ^2 = 0,473 auf der Befragtenebene (Level 1) und von τ_{00} = 0,095 auf der Kontextebene (Level 2) Tabelle 2. Nach Gleichung (5) ergibt sich daraus eine Intraklassenkorrelation (ICC) von ρ = 0,167 (0,095/(0,095+0,473)), also ein Prozentanteil der Level-2-Varianz an der Gesamtvarianz von 16,7%. Dieser Anteil ist nach dem X^2-Test hoch signifikant ($p<0{,}001$). Unter Einbeziehung der Befragtenzahl liegt die kontextbezogene Reliabilität (λ) mit 0,89 sehr hoch. Es gibt demnach eine relativ hohe Übereinstimmung der Befragten bei der Verbundenheit zu ihrem jeweiligen Stadtviertel, das heißt, diese Skala charakterisiert nicht nur die individuell geprägten Einstellungen der Befragten zu ihrem Stadtviertel, sondern auch einen Aspekt der intersubjektiv gültigen ‚Attraktivität' der Stadtviertel.

Dies bestätigt sich noch mehr, wenn man einige individuelle Variablen, die die Verbundenheit mit dem Stadtviertel beeinflussen könnten, in das Modell aufnimmt – so unter anderem die Wohndauer, das Alter und den Wohnstatus (Eigentümer vs. Mieter) – , um den Effekt der sozialen Komposition der Befragten auf die geschätzten Kontextmittelwerte zu kontrollieren. Man erhält dadurch das so genannte ‚konditionale' Modell mit der ‚konditionalen' ICC (Tabelle 2). Diese liegt in unserem Beispiel mit 14,8% nur wenig unterhalb der ICC ohne Berücksichtigung individueller Befragtenmerkmale; entsprechend sinkt die Reliabilität geringfügig von 0,89 auf 0,87. Durch die Einführung von Level-1-Prädiktoren hat sich die Fehlervarianz sowohl auf der individuellen als auch auf der Kontextebene reduziert; letzteres ist ein Hinweis darauf, dass einige der Prädiktorvariablen ebenfalls mit den Stadtviertelkontext variieren. Auf der Befragtenebene beträgt der Anteil der nun aufgeklärten Varianz, die als relative Verringerung von σ^2 gegenüber dem leeren Modell ((0,473-0,451)/0,473) berechnet wird, 5%.

Tabelle 2 Skala ‚Verbundenheit mit dem Stadtviertel': Varianzkomponenten im hierarchisch-linearen Modell (N=2505 Befragte in N=61 Stadtvierteln)

	‚leeres Modell'		‚konditionales Modell' mit L1-Prädiktoren[a]	
Intercept	2,16		2,0	
Varianzkomponenten				
Level 1 - zwischen Befragten (σ^2)	0,473		0,451	
Level 2 – zw. Stadtvierteln (τ_{00})	0,095	X^2 565,4 ***	0,078	X^2 494,7 ***
ICC (ρ)	16,8%		14,8%	
Reliabilität (λ)	.89		.87	

a Kontrollvariablen: Geschlecht, Alter, Kinder im Haushalt, Bildungsstatus, Bezug von Sozialhilfe oder Wohngeld, Bildungsgüter, Wohndauer mehr als 4 Jahre, Wohnung im 1- oder 2-Familienhaus, Wohneigentum

Ist nun eine konditionale ICC von 14,8% als hoch oder niedrig einzuschätzen? Überwiegen hier die individuellen Einflüsse oder die des Kontextes? Um diese Frage zu beantworten, ist es sinnvoll, die Skala mit anderen Skalen und Items zu vergleichen, die in ganz unterschiedlichem Ausmaße Übereinstimmungen zwischen den Befragten eines Kontexts zeigen. Hierzu habe ich in Tabelle 3 die Ergebnisse der eben dargestellten ‚ökometrischen' Prüfung für die übrigen in der Befragung verwendeten Skalen und Einzelitems in der nach ihrer ökologischen Reliabilität (unter Kontrolle individueller soziodemographischer Merkmale) absteigenden Reihenfolge aufgelistet. Die konditionalen ICCs liegen zwischen 42,1% und 1,4%, die ökologischen Reliabilitäten entsprechend zwischen .97 und .36. Am höchsten ist die ökologische Reliabilität bei der wahrgenommenen Einschätzung des sozialen ‚Rufs' des Stadtviertels. Die Befragten wurden dazu nach ihrer Einschätzung gefragt, welchen Ruf ihr eigenes Stadtviertel bei den übrigen Bewohnern der Stadt (auf einer Skala von -3 bis +3) hat. 42% der Varianz liegen bei dieser Frage zwischen den Stadtvierteln, und die Einführung individueller Kontrollvariablen führt sogar zu einer minimalen Vergrößerung dieses Anteils gegenüber dem leeren Modell, während nur 3,1% der Varianz auf der Befragtenebene durch die Kontrollvariablen erklärt werden kann. Dies bedeutet, dass die Befragten ganz unabhängig von ihrem eigenen soziodemographischen Profil die soziale Reputation ihres Stadtviertels sehr übereinstimmend einschätzen.

Deutlich niedriger, aber ebenfalls noch höher als für die Verbundenheit mit dem Stadtviertel, fällt die ökologische Reliabilität für die Beobachtung von Jugendgewalt, für die Einschätzung des kindbezogenen Sozialkapitals und für die so genannte

Standardfrage zur Kriminalitätsfurcht im Wohngebiet aus (Tabelle 3). Letzteres Ergebnis unterstreicht, dass das Ausmaß der Kriminalitätsfurcht sehr stark von kleinräumlichen Problemlagen bestimmt wird (***Oberwittler***, in Vorbereitung). Deutlich schlechter ist die ökologische Reliabilität der Skalen zur sozialen Kohäsion, zum sozialen Misstrauen und zum wahrgenommenen Potenzial kollektiver Interessendurchsetzung im Wohngebiet mit weniger als 10% Varianz zwischen den Kontexten und λ-Werten um oder unter .80. Hier sorgen die individuellen soziodemographischen Kontrollvariablen für eine Reduktion der ICCs um ca. 40% gegenüber dem ‚leeren' Modell. Das bedeutet, dass individuelle Befragtenmerkmale bei diesen Fragen einen erheblicheren Einfluss auf das Antwortverhalten haben als es etwa bei der Kriminalitätsfurcht oder der Verbundenheit mit dem Stadtviertel (jeweils ca. 11% Reduktion) der Fall ist. Betrachtet man schließlich zwei Skalen bzw. Einzelfragen, die keine Einstellungen bzw. Einschätzungen des Stadtviertels zum Gegenstand haben, sondern individuelles Verhalten (Bekanntschaft mit Nachbarskindern, soziale Kontakte in der Nachbarschaft) sowie eine sozialraum-unabhängige Einstellungsskala (Anomia), so ergeben sich noch geringere Reliabilitätswerte. Dies ist auch zu erwarten, da konkretes Verhalten ebenso wie Einstellungen, die sich nicht auf den Kontext beziehen, auch weniger vom Kontext beeinflusst werden sollten. Dennoch ist hervorzuheben, dass auch die Anomia-Skala selbst nach Kontrolle individueller soziodemographischer Merkmale, die 20% der Varianz auf der individuellen Ebene erklären können, einen hoch signifikanten ($p < 0.001$) Varianzanteil von knapp 5% auf der Kontextebene behält. Dies ist ein Hinweis darauf, dass Anomia auch durch Merkmale des kleinräumlichen sozialen Kontexts beeinflusst sein könnte.[14]

Es gibt keinen allgemeingültigen Grenzwert für die ökologische Reliabilität von kontextbezogenen Befragungsdaten; ***Duncan*** und ***Raudenbush*** (1999: 33) weisen jedoch darauf hin, dass selbst niedrige ICCs von ca. 10% für große Effektstärken von ca. .6 bis .8 verantwortlich sein können.

14 Eine kausale Interpretation des Ergebnisses ist bei Mehrebenenanalysen mit Querschnittsdaten schwierig, da stets auch die Selbstselektion der Individuen in Kontexte und weitere, nicht gemessene individuelle Eigenschaften für eine signifikante Level-2-Varianz verantwortlich sein könnten (***Duncan*** und ***Raudenbush*** 1999: 36).

Tabelle 3 ‚Ökometrische' Gütewerte der Skalen und Einzelitems (N=2505 Befragte in N=61 Stadtvierteln)

	ICC (ρ)	ICC-cond.	Δ%	λ	L1 R²	L2 R²	Level-2-Prädiktoren			
							A	B	C	D
Sozialer Ruf des SV	42,0	42,1	+ 0,2	.97	3,1	81,5	---			
Beobachtete Jugendgewalt	23,2	20,9	- 9,9	.91	3,7	75,9		+++		
Kindbezog. Sozialkapital	25,1	17,5	- 30,3	.89	4,7	81,0	---		+++	
Kriminalitäts-furcht in Wohngegend	18,5	16,4	- 11,4	.89	8,7	87,8		+++		
Verbundenheit mit SV	16,8	14,8	- 11,9	.87	4,7	82,0	---		-	
Soziale Kohäsion	16,7	9,7	- 41,9	.81	6,7	74,2	---		+++	
Informelle Sozialkontrolle Jugendl.	10,0	7,5	-25.0	.76	0,7	76,4		---	(+)	
Soziales Miss-trauen	12,6	7,4	- 41,3	.76	2,6	90,1	+++		+	
Kollektive Interessen-wahrnehmung	8,3	5,1	- 38,6	.68	0,5	92,7	---		+	
Bekanntschaft mit Nachbars-kindern	12,1	4,0	- 66,9	.63	16,6	80,6	---			+++
Anomia	9,6	4,5	- 53,1	.65	19,7	86,6	+++			
Soziale Kontakte	4,6	1,4	- 69,7	.36	6,8	50,9	-			

+ : positiver Zusammenhang; - : negativer Zusammenhang
(+) p<0,10; + p<0,05; ++ p<0,01; +++ p<0,001
A: Sozialhilfequote gesamt; B: Sozialhilfequote < 18 Jahren; C: % Wohnungen in 1-/2-Familienhäusern
D: % Kinder < 14 Jahren

3.3 Ökologische Validität

Ein weiteres Qualititätskriterium für kontextbezogene Befragungsdaten sind deren Zusammenhänge mit theoretisch vorhergesagten, am besten extern gemessenen Eigenschaften der Kontexte. Bei sozialräumlichen Kontexten kommen dafür amtliche soziodemographische Daten in Frage. Aufgrund der bisherigen stadtsoziologischen Forschung ist bekannt, dass kollektive soziale Phänomene wie soziale Kohäsion im und Verbundenheit mit dem Stadtviertel stark von soziodemographischen Bedingungen beeinflusst werden. Nach dem klassischen Ansatz der sozialen Desorganisation der ‚Chicago-School' gelten Armut, Fluktuation und ethnische Heterogenität als Ursachen für niedrige Kohäsion und deviante Verhaltensweisen im Stadtviertel (***Wirth*** 1938; ***Friedrichs*** 1995). In ihrem klassischen Aufsatz ‚Community Attachment in Mass Society' zeigten ***Kasarda*** und ***Janowitz*** (1974), dass die Verbundenheit mit dem Stadtviertel eher mit der individuellen Wohndauer als mit dem Urbanitätsgrad des Wohnorts zusammenhängt. Die Schwächung der sozialen Kohäsion durch konzentrierte Armut wird auch in dem erneuerten Desorganisationsansatz von ***Sampson*** et al. (1997) bestätigt. Andere Autoren haben die Auswirkungen sozialer und physischer Desorganisation auf den sozialen Zusammenhalt in Stadtvierteln untersucht (***Skogan*** 1990; ***Taylor*** 1996; ***Woldoff*** 2002).

Die Ergebnisse der externen Validierungen aller untersuchten Skalen mit amtlichen Strukturdaten sind in Tabelle 3 auf der rechten Seite wiedergegeben. Betrachtet man als erstes den wahrgenommenen sozialen Ruf des Stadtviertels, so zeigt sich ein sehr hoher Zusammenhang mit der Soziallage der Bewohner. Die bivariate Korrelation der nach der ‚Empirical-Bayes'-Methode geschätzten Stadtviertelmittelwerte des sozialen Rufs mit der amtlichen Sozialhilfequote der Stadtviertel beträgt $r=-0{,}89$, was einem Anteil der aufgeklärten Varianz von knapp 80% entspricht. Im vollständigen Mehrebenenmodell erklärt die Sozialhilfequote sogar 81,5% der Varianz auf der Kontextebene (siehe Tabelle 3, Spalte ‚L2 R^2'). Berücksichtigt man, dass diese zusammengelegten Stadtviertel mit durchschnittlich 11.000 Einwohnern und 1,9 qkm Siedlungsfläche (im dicht besiedelten Köln 1,4 qkm) relativ groß und intern nicht völlig homogen sind, so ist es bemerkenswert, dass durchschnittlich 40 Befragte pro Kontext ausreichen, um die sozialstrukturelle Position der Stadtviertel innerhalb der Gesamtstadt mit einer einzigen Frage beinahe perfekt vorauszusagen.

Auch die Skala ‚Verbundenheit mit dem Stadtviertel' korreliert auf der Kontext-Ebene sehr eng mit der amtlichen Sozialhilfequote; unter Kontrolle dieser Variable wirkt der Anteil der Wohnungen in 1- und 2-Familienhäusern zusätzlich leicht negativ auf die Verbundenheit; gemeinsam werden 82% der Varianz auf der Kontextebene erklärt. Auch bei den übrigen Skalen werden unabhängig von ihrer ökologi-

schen Reliabilität auf der Kontextebene zwischen 70% und 90% der Varianz erklärt, wobei die Sozialhilfequote als Indikator der Sozialstruktur fast durchweg von großer Bedeutung ist.[15] Teilweise gilt dies noch mehr für die Sozialhilferate der unter 18-Jährigen, die für die beobachtete Jugendgewalt und die Kriminalitätsfurcht im Wohngebiet stärkere Erklärungskraft hat als die Gesamt-Sozialhilfequote. Dieses Ergebnis ist plausibel, da die spezifische materielle Benachteiligung von Familien mit Kindern stärkere Auswirkungen auf das deviante Verhalten von Kindern und Jugendlichen und die daran gekoppelte Furcht der übrigen Bewohner vor Gewalt haben sollte als beispielsweise die materielle Benachteiligung von Rentnern.

Jedoch fallen die Zusammenhänge zwischen den ökologischen Skalen und der Sozialstruktur nicht einheitlich aus; wäre dem so, würde dies den Verdacht nähren, dass letztlich stets dasselbe latente Konstrukt gemessen wird. Die Kontext-Varianz von Skalen, die mit dem Ausmaß sozialer Problemlagen im Stadtviertel zu tun haben (Ruf des Stadtviertels, Jugendgewalt, Kriminalitätsfurcht, Anomia), wird ausschließlich durch sozialstrukturelle Benachteiligung erklärt, während für Skalen der sozialen Kohäsion und des Sozialkapitals (Kindbezogenes Sozialkapital, soziale Kohäsion, soziales Misstrauen, kollektive Interessenwahrnehmung, Kontakt mit Nachbarskindern) daneben auch der Anteil von 1- oder 2-Familienhäusern bzw. der Kinderanteil in der Wohnbevölkerung Erklärungskraft besitzt. Unabhängig von der sozialstrukturellen Lage spielt für das Sozialkapital von Stadtvierteln offenbar auch die Siedlungsstruktur bzw. durch diesen Indikator repräsentierten sozialen Eigenschaften von Individuen und Wohngebieten eine wichtige Rolle. Sowohl 1- und 2-Familienhäuser als auch der Kinderanteil scheinen den sozialen Zusammenhalt und das Sozialkapital von Wohngebieten (unabhängig von Effekten des sozialen Status) zu fördern. Diese differenziellen Zusammenhänge der kontextbezogenen Skalen mit extern gemessenen sozialstrukturellen Merkmalen der Stadtviertel sprechen insgesamt für ihre ökologische Validität.

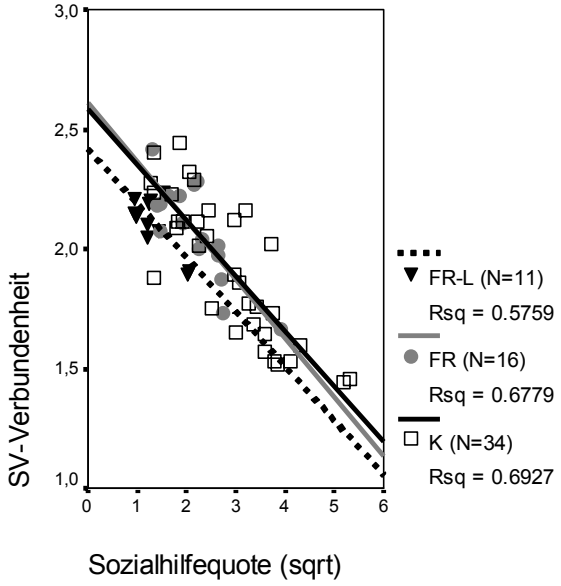
Das Untersuchungsdesign der ‚MPI-Bewohnerbefragung' erlaubt es zudem, die Ergebnisse dieser externen Validierung anhand mehrerer, voneinander unabhängiger Stichproben zu vergleichen. Dazu werden die bivariaten Zusammenhänge der geschätzten Stadtviertelmittelwerte der Skalen mit der amtlichen Sozialhilfequote als sozialstrukturellem ‚Leitindikator' getrennt für die drei Untersuchungsgebiete Köln, Freiburg und Landkreis Breisgau-Hochschwarzwald in Streudiagrammen darge-

15 Bei der Bewertung dieser für Individualdaten ungewöhnlich hohen Zusammenhangswerte ist zu bedenken, dass sich diese auf die Zusammenhänge von Mittelwerten auf einer Makro-Ebene beziehen, wo die individuelle Streuung statistisch eliminiert ist. Daher sind Zusammenhänge auf Aggregatdatenebene immer erheblich enger als auf Individualdatenebene.

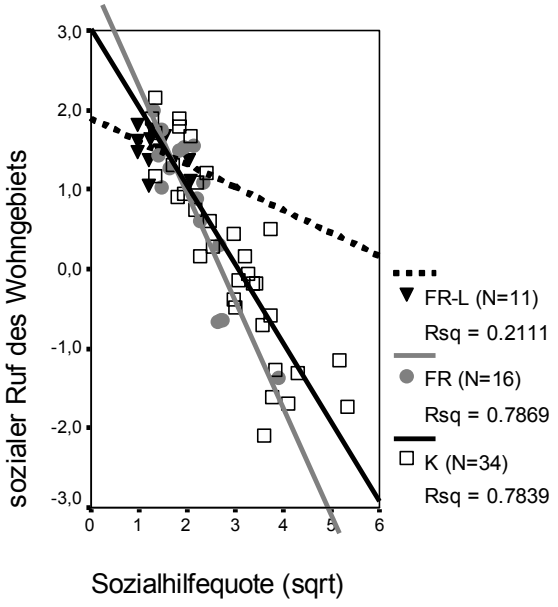
stellt. Wegen ihrer schiefen Verteilung wurde die Sozialhilferate wurzeltransformiert (Abbildung 1 a bis h). Hier zeigt sich, dass sowohl die Intercepts als auch die Neigungen der Regressionslinien für die Stadtviertel in Köln und Freiburg in den meisten Fällen absolut deckungsgleich und in einigen Fällen immerhin weitgehend deckungsgleich sind. In keinem Fall bestehen statistisch signifikante Abweichungen der Regressionsmodelle auf der Kontextebene. Bei lediglich 11 Fällen ist der Verlauf der Regressionslinien für die Gemeinden des Landkreises Breisgau-Hochschwarzwald naturgemäß nicht so stabil wie für die anderen Stichproben. Zudem befinden sich die ländlichen Gemeinden stets gedrängt am äußersten oberen bzw. unteren Ende der Punktwolken, weil die Varianz der sozialen Bedingungen in diesem Gebiet weitaus niedriger ist als in den Städten. Dennoch zeigen auch die ländlichen Kontexte weitgehend ähnliche Zusammenhänge und vor allem gleiche Niveaus wie die großstädtischen Sozialräume, wenn man die sozialstrukturellen Bedingungen kontrolliert. Obwohl Köln und Freiburg Städte von sehr unterschiedlicher Größe und Struktur sind und zudem in unterschiedlichen regionalen Kontexten verankert sind, und obwohl die Stichprobe sowohl städtische als auch ländliche Gebiete umfasst, bestehen demnach keinerlei sozialräumliche Unterschiede in der Einschätzung stadtviertelbezogener sozialer Prozesse, die nicht durch sozialstrukturelle Bedingungen erklärt werden können. Dieser Befund spricht für die Validität der kontextbezogenen Skalen und für die Generalisierbarkeit der Ergebnisse über die untersuchte Stichprobe hinaus.

Abbildung 1 a bis h: Bivariate Streudiagramme der Befragungsdaten mit der amtlichen Sozialhilfequote (N=61 Stadtviertel, Empirical-Bayes-Schätzungen unter Kontrolle individueller soziodemographischer Merkmale)

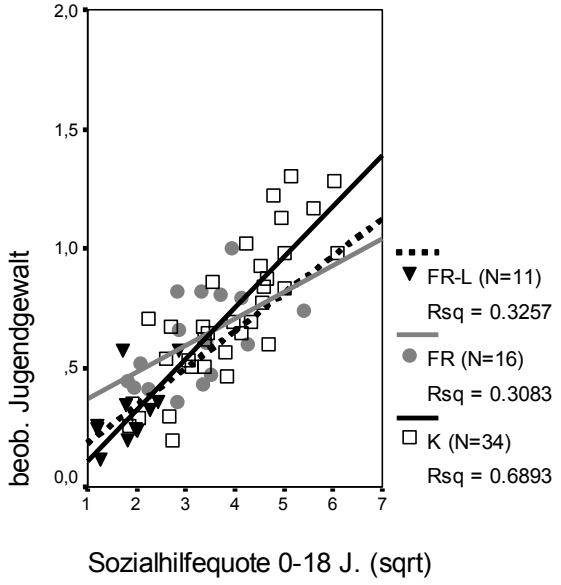
Verbundenheit mit dem SV



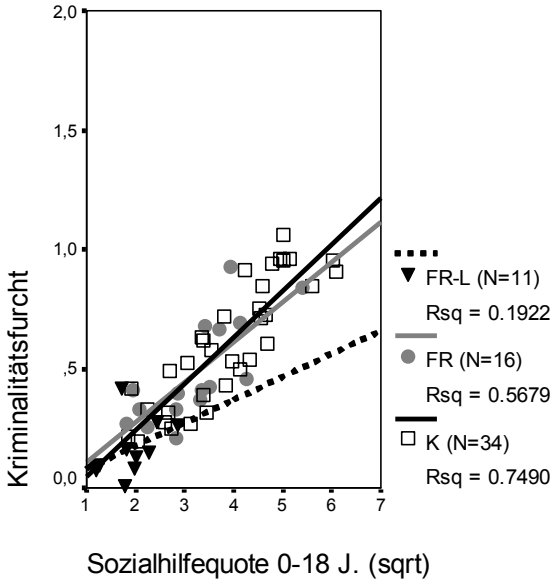
Sozialer ‚Ruf' des SV



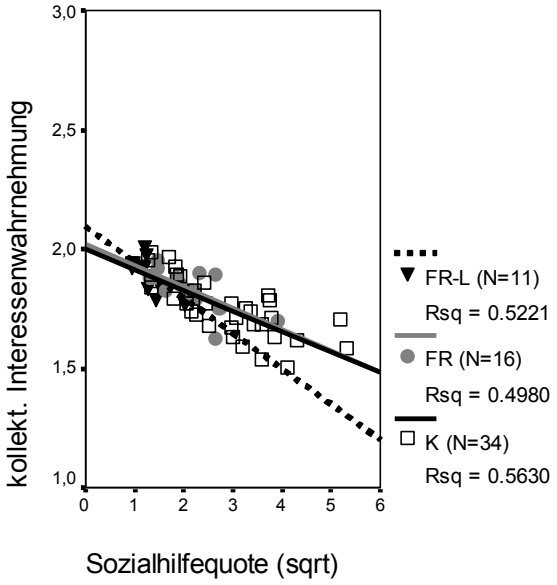
Beobacht. Jugendgewalt



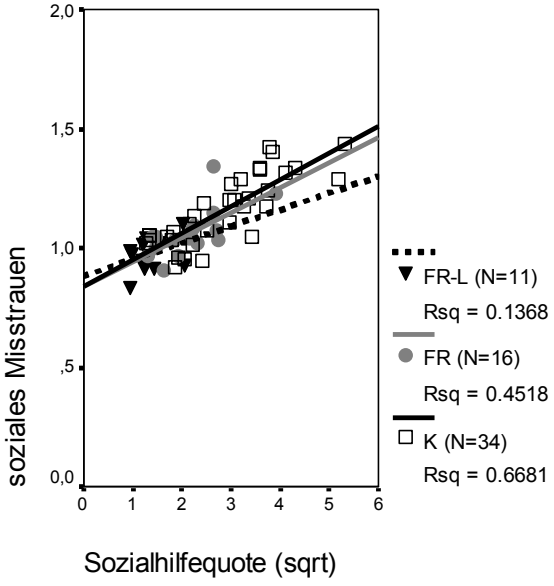
Kriminalitätsfurcht



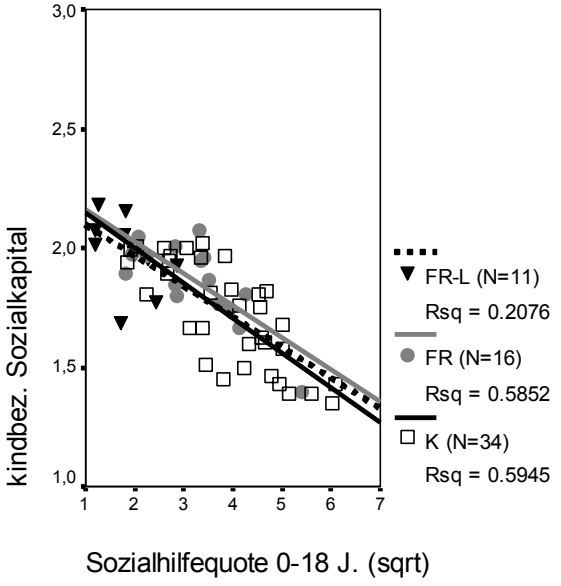
Kollektive Interessenwahrnehmung



Soziales Misstrauen



Kindbezogenes Sozialkapital



Soziale Kohäsion

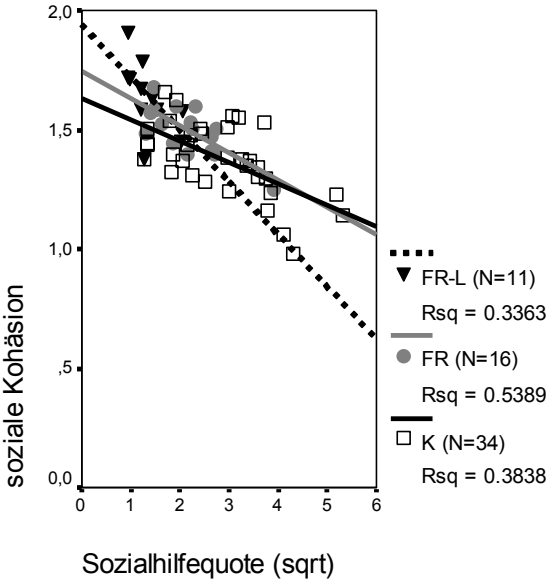
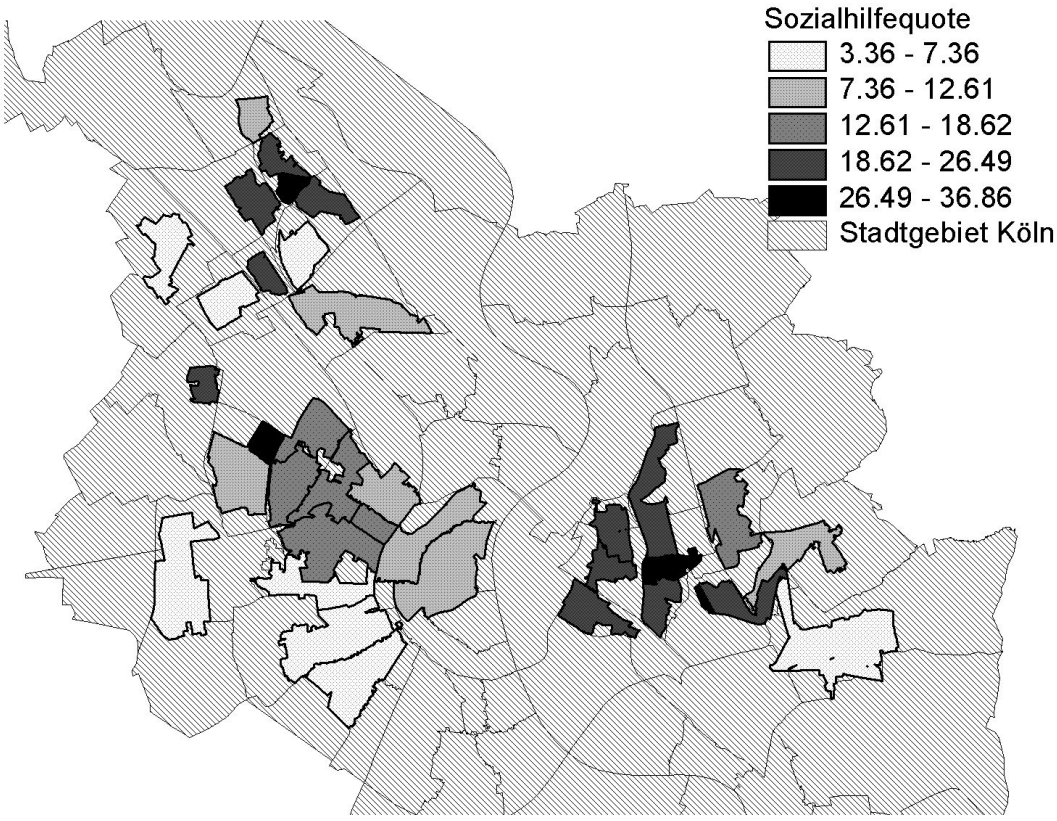


Abbildung 2 Sozialhilfequote (Januar 2000, in %), Kölner Auswahlgebiete



Diese Ergebnisse sind in den Abbildungen 2 – 5 auch kartographisch jeweils für die Auswahlgebiete in Köln dargestellt. Kartographische Darstellungen erlauben eine detalliertere und zugleich intuitive Informationsvermittlung, da sie relevante Zusatzinformationen wie z.B. die Zentralität von Stadtvierteln mit transportieren. Für die Klassenbildung der Werteverteilung wurde hier das Verfahren der gleich großen Skalenabstände gewählt. Dies betont die Extremwerte stärker als das Verfahren der gleich großen Klassen (z.B. Quintile).

Abbildung 3 %-Anteil Wohnungen in 1-/2-Familienhäusern (2000), Kölner Auswahlgebiete

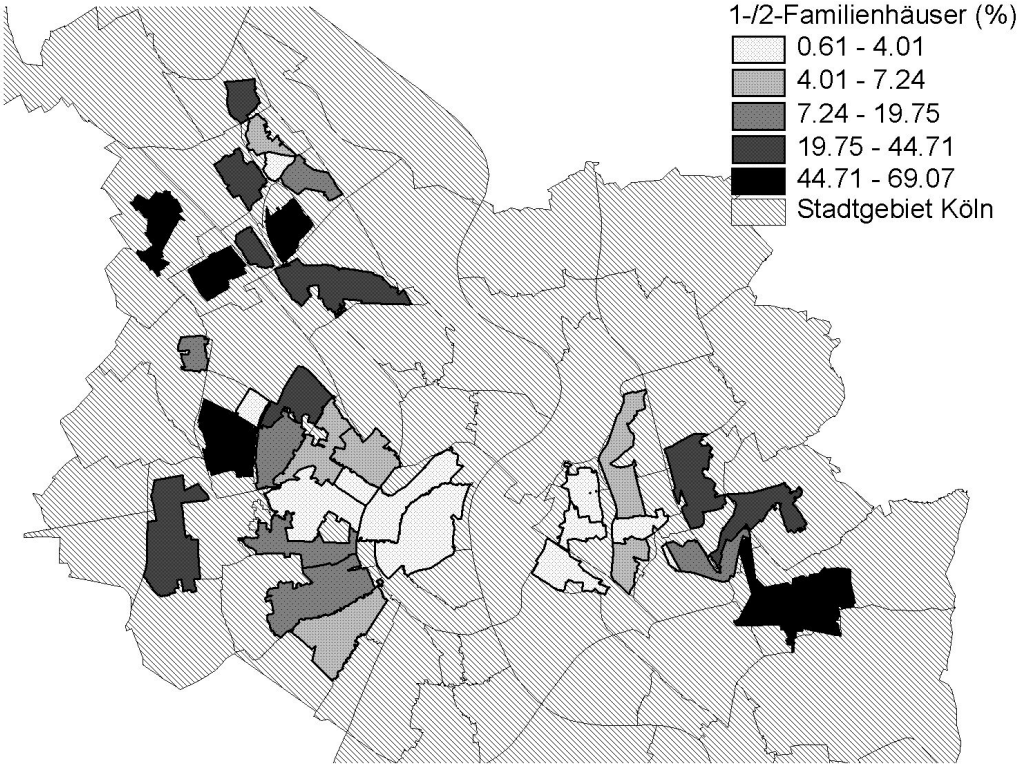


Abbildung 4 Verbundenheit mit dem Stadtviertel (Empirical-Bayes-Schätzungen), Kölner Auswahlgebiete

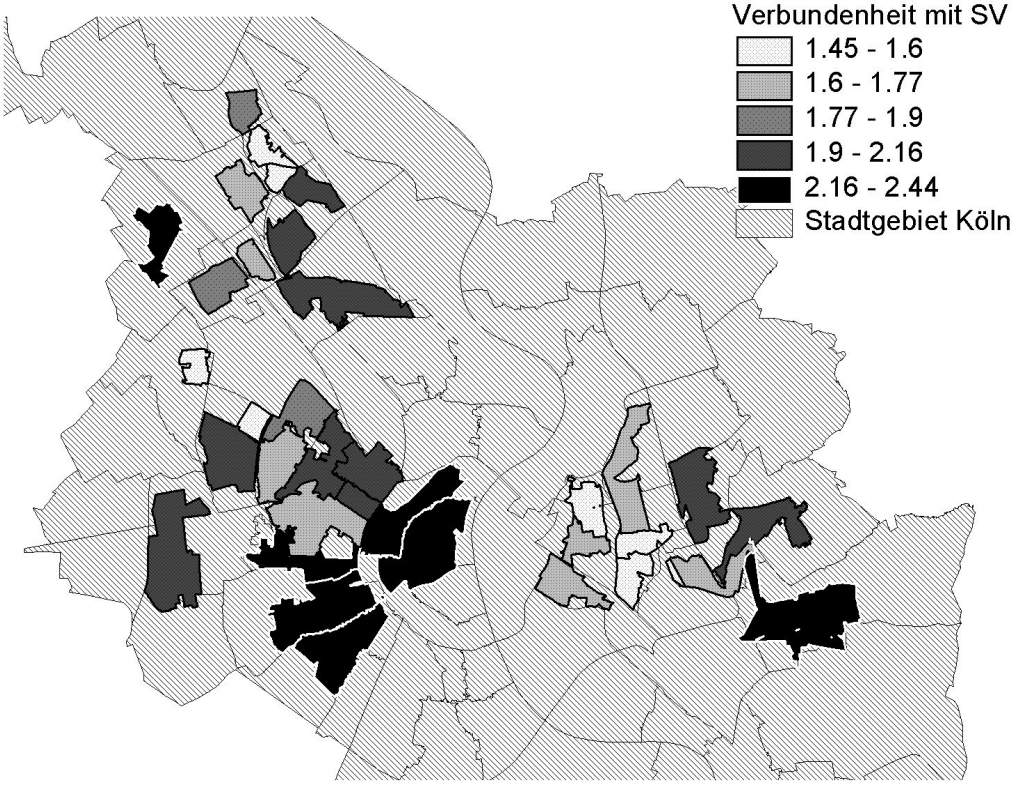
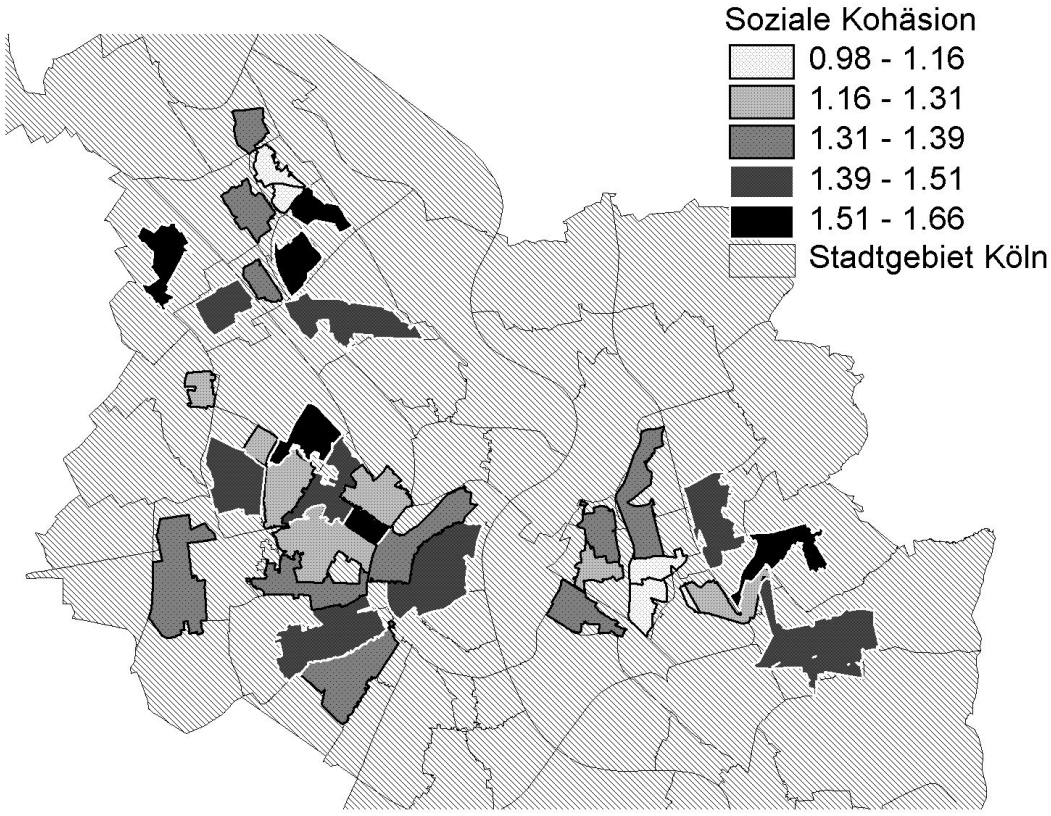


Abbildung 5 Soziale Kohäsion (Empirical-Bayes-Schätzungen), Kölner Auswahlgebiete



3.4 Korrektur individualistischer Fehlschlüsse mithilfe von Mehrebenenmodellen

Zuletzt möchte ich die eingangs formulierte These von der Gefahr individualistischer Fehlschlüsse am Beispiel der Skala 'Verbundenheit mit dem Stadtviertel' empirisch belegen. Wie sich bereits bei der Untersuchung der ökologischen Reliabilität zeigte, beeinflussen offenbar sowohl individuelle als auch kontextbezogene Merkmale das Ausmaß der Verbundenheit mit dem Stadtviertel. Die Mehrebenenanalyse ermöglicht eine angemessene Modellierung dieser Einflüsse von Variablen auf mehreren Ebenen, während eine konventionelle Modellierung auf der Individualdatenebene impliziert, dass solche Effekte auch ausschließlich auf der Individualdatenebene angesiedelt sind. Um die Konsequenzen dieser unterschiedlichen Modellansätze zu vergleichen, sind die Ergebnisse der konventionellen OLS-Regression und der hierarchisch-linearen Modelle (HLM) mit denselben Daten in Tabelle 4 nebeneinander dargestellt.

Tabelle 4 Vergleich konventioneller OLS- und hierarchisch-linearer Regression für die Skala ‚Verbundenheit mit dem Stadtviertel'

unstandard. Beta-Koeff.	**OLS**			**HLM**		
	b	std. err.	t-wert	b	std. err.	t-wert
Level 1 (N=2505 Befragte)						
Geschlecht (weiblich)	0,025	0,03	0,86	-0,006	0,03	-0,24
Alter in Jahren (*10)	0,030	0,01	2,4 *	0,028	0,01	2,6 **
Bildungsstatus[a]	-0,001	0,03	-0,2 n.s.	-0,049	0,03	-1,7
Sozialhilfe/Wohngeld	-0,288	0,06	-5,1 ***	-0,114	0,06	-1,8
Bildungsgüter[b]	-0,047	0,05	-1,1	-0,131	0,04	-3,1 **
Kinder im HH	-0,088	0,04	-2,5 *	-0,045	0,03	-1,4
Wohndauer > 4 Jahre	0,087	0,04	2,4 *	0,101	0,04	2,7 **
Wohneigentum	-0,071	0,04	-1,9	-0,029	0,04	-0,7
1- od. 2-Familienhaus	0,201	0,04	5,6 ***	0,136	0,03	4,0 ***
Soziale Kontakte im SV	0,253	0,02	10,4 ***	0,224	0,03	7,5 ***
Intercept	1,503	0,13	12,0 ***	1,610	0,12	13,7 ***
Level 2 (N=61 Stadtviertel/Gemeinden)						
% Sozialhilfeempf. (sqrt)				-0,280	0,02	-11,7 ***
% 1-, 2-Fam.häuser (sqrt)				-0,036	0,01	-2,9 **
Level 1 - R^2	12,5 %			8,3%	$\sigma^2 = 0.433$	
Level 2 - R^2 [c]				83,8%	$\tau_{00} = 0.013$	

[a] Bildungsstatus: dichotom (Abitur oder höher)
[b] Bildungsgüter: mehr als 100 Bücher, Internetanschluss (dreistufig)
[c] gegenüber dem konditionalen Modell

Folgt man der OLS-Regression, so hängt die Verbundenheit mit dem Stadtviertel vor allem mit der Häufigkeit sozialer Kontakte und dem Wohnen in einem 1- oder 2-Familienhaus positiv, mit dem Empfang von Sozialhilfe oder Wohngeld (als Statusindikator) negativ zusammen; wenn Kinder im Haushalt des Befragten leben, ist die Verbundenheit ebenfalls etwas niedriger. Insgesamt werden 12,5% der Varianz aufgeklärt. In der HLM-Regression stellen sich diese Zusammenhänge auf der individuellen Ebene teilweise anders dar: Zwar bestehen hier einige Zusammenhänge, allen voran die Bedeutung der sozialen Kontakte, in ähnlicher Weise fort, aber andere, vor allem sozialstrukturelle Faktoren verlieren bzw. gewinnen an Bedeutung. Der unstandardisierte Betakoeffizient des Bezugs von Sozialhilfe oder Wohngeld schrumpft um 60% und verliert seine signifikante Rolle; das Gleiche gilt für die

Anwesenheit von Kindern im Haushalt. Auch der Koeffizient des Wohnens im 1- oder 2-Familienhaus schrumpft um ein Drittel, bleibt jedoch signifikant. Gleichzeitig führt ein Ansteigen der Quote der Sozialhilfeempfänger auf der Kontextebene zu einem deutlichen Absinken der durchschnittlichen Verbundenheit der Befragten, und auch der Zusammenhang der durchschnittlichen Verbundenheit mit dem Anteil der Wohnungen in 1- oder 2-Familienhäusern im Stadtviertel ist signifikant negativ. Im OLS-Modell führt die individuelle Eigenschaft Sozialhilfe-/Wohngeldbezug zu einer Reduktion der Verbundenheit mit dem Stadtviertel um 0,31 Punkte (auf einer Skala von 0 bis 3); im hierarchisch-linearen Modell führt die gleiche Eigenschaft nur zu einer Reduktion der Zielvariable um 0,11 Punkte. Steigt jedoch die Sozialhilfequote auf der Stadtviertelebene um 6% (eine Standardabweichung), sinkt die Verbundenheit mit dem Stadtviertel um 0,27 Punkte.[16]

Während der Faktor Sozialhilfe auf Individual- und Kontextebene in der gleichen Richtung wirkt, der weitaus größere Effekt jedoch auf der Kontextebene liegt, wirkt der Faktor 1-/2-Familienhaus auf den beiden Ebenen in entgegengesetzte Richtungen und ist auf der individuellen Ebene stärker. Befragte, die in 1-/2-Familienhäusern wohnen, geben eine deutlich höhere Verbundenheit mit ihrem Stadtviertel an, aber die durchschnittliche Verbundenheit der Befragten in Stadtvierteln mit einen hohem Anteil von Wohnungen in 1-/2-Familienhäusern ist etwas niedriger. Dieses Ergebnis ist auf den ersten Blick verblüffend, lässt sich aber mit der fehlenden Geschäfts- und Unterhaltungsinfrastruktur in ‚reinen' Wohngebieten erklären. Diese Vermutung wird bestätigt, wenn auf der Kontextebene anstelle des Anteils der Wohnungen in 1-/2-Familienhäusern eine Indikatorvariable der Infrastrukturdichte[17] in das Mehrebenenmodell eingeführt wird. Diese Prädiktorvariable hat einen positiven Einfluss auf die Verbundenheit mit dem Stadtviertel und erhöht die Varianzaufklärung auf Level 2 leicht von 83,8% auf 85,1% (nicht dargestellt). Die Monostruktur von Eigenheimsiedlungen führt also zu einem subjektiv wahrgenommenen Attraktivitätsverlust gegenüber den ‚lebendigeren' Innenstädten. Dies ist vermutlich auch der Grund, warum die ländlichen Gemeinden im Freiburger Umland etwas niedrigere Verbundenheitswerte aufweisen.

Zwar ist der Anteil der aufgeklärten Varianz in der HLM-Regression auf der Individualebene geringer (8,3%), dafür werden nun zusätzlich fast 84% der Varianz auf

16 Hierfür habe ich, anders als in der Tabelle berichtet, Modelle mit der untransformierten (schief verteilten) Sozialhilfequote gerechnet.

17 Diese besteht aus der Anzahl der Bekleidungsgeschäfte, Arztpraxen, Reisebüros und Gaststätten pro qkm. Die Daten wurden der CD-ROM ‚Gelbe Seiten' 1998 der Deutschen Telekom entnommen, rekodiert und auf die Untersuchungsgebiete aggregiert.

der Kontextebene, die wiederum 14,8% der Gesamtvarianz ausmacht ($ICC_{cond.}$ in Tabelle 3), erklärt.[18]

Die falsche Annahme der konventionellen Regression, dass alle relevanten Effekte auf der Individualebene liegen, hat also sowohl zur Über- als auch Unterschätzung von Regressionskoeffizienten geführt. Stadtviertel mit einer hohen Konzentration von Sozialhilfeempfängern weisen eine durchschnittlich geringere Verbundenheit *aller* ihrer Bewohner auf, vermutlich weil diese Viertel aufgrund verschiedener Aspekte – soziale Zusammensetzung, bauliche/physische Struktur, Lage innerhalb des Siedlungsraumes – als weniger attraktiv empfunden werden. Dafür ist es gleichgültig, ob die Befragten individuell von Sozialhilfe betroffen sind oder nicht. Weil in Stadtvierteln mit vielen Sozialhilfeempfängern auch viele Kinder leben (r = .38), zeigt die OLS-Regression einen negativen Zusammenhang der Eigenschaft ‚Kinder im Haushalt' mit der Verbundenheit mit dem Stadtviertel an; wird der sozialstrukturelle Effekt auf der Kontextebene berücksichtigt, verschwindet dieser Scheinzusammenhang. Auf der anderen Seite ergibt sich in der HLM-Regression ein negativer individueller Zusammenhang zwischen dem Bildungsstatus (gemessen an dem Besitz von Bildungsgütern) und der Verbundenheit mit dem Stadtviertel, der in der OLS-Regression nicht erkennbar ist, weil der Bildungsstatus mit dem durchschnittlichen Sozialstatus der Stadtviertel, der sich positiv auf die Verbundenheit auswirkt, konfundiert ist (vgl. ***Buckner*** 1988: 785).

Nun könnte man einwenden, dass die Analyse eines soziales Phänomens wie der Verbundenheit mit dem Stadtviertel erkennbar eine kollektive, kontextbezogene Dimension hat, und die Frage der angemessenen ‚unit of analysis' leicht zu klären ist. Doch sollten die Beispiele in diesem Beitrag das Bewusstsein dafür schärfen, dass Makro-Mikro-Effekte des Kontextes auf individuelle Zielvariablen auch in unerwarteten und weniger offensichtlichen Themengebieten ‚lauern' können. Zum Beispiel zeigen sich ganz ähnliche Kontexteffekte des Stadtviertels bei der Erklärung der Kriminalitätsfurcht, die in der Forschung bislang ganz überwiegend als ein rein individuelles Phänomen behandelt wird (**Oberwittler**, in Vorbereitung).

Ausblick

Die hier vorgestellte ‚ökometrische' Methode stellt einen Baustein für die Bildung von Mehrebenenmodellen dar, die die Analyse von Kontexteinflüssen auf individu-

18 Eine einfache Berechnung des Gesamt-R^2 in Mehrebenenmodellen ist nicht möglich (***Kreft*** und ***de Leeuw*** 1998: 119).

elle Phänomene ermöglichen. Beispielsweise dienen die hier vorgestellten Skalen zum Sozialkapital von Stadtvierteln dazu, den Einfluss der sozialräumlichen Makroebene auf das individuelle Delinquenzverhalten von Jugendlichen zu überprüfen, das in einer unabhängigen Befragung in denselben Stadtvierteln gemessen wurde (***Oberwittler*** im Druck a, b). Dieser gegenüber der konventionellen Analysestrategie komplexere Ansatz ist theoretisch vielen Gegenstandsbereichen der Sozial- und Verhaltenswissenschaften angemessen, da Individuen in der realen Welt stets in größere Strukturen eingebettet sind und entsprechende Wirkungen im Sinne von Makro-Mikro-Verbindungen nicht ausgeschlossen werden können. Ist der Fokus der Forschung ausschließlich auf die Makro-Ebene gerichtet, sind also Kontexte die zentralen Untersuchungseinheiten, deren Eigenschaften jedoch durch Individualdaten gemessen werden müssen, so ermöglicht die ‚ökometrische' Methode eine Qualitätskontrolle der individuell erhobenen Daten und die Bildung von aggregierten Werten, die um individuelle Messfehler bereinigt sind. Dabei sind schon 30 bis 40 Befragte pro Kontext ausreichend, um zu reliablen Daten zu gelangen.

Die sich schnell entwickelnden mehrebenenanalytischen Verfahren ermöglichen Erweiterungen dieses Ansatzes. ***Raudenbush*** und ***Sampson*** (1999a, 1999b) bilden 3-Ebenen-Modelle, in denen auf der ersten Ebene Items in Befragten, und auf der zweiten Ebene Befragte in Kontexten geschachtelt sind, und die im Effekt eine Verknüpfung eines Makro-Mikro-Kontextmodells mit einem Messmodell latenter Variablen darstellen. Dadurch wird eine Messfehlerkontrolle auch auf der individuellen Ebene ermöglicht und die Mehrebenenanalyse an die Logik der Strukturgleichungsmodelle angenähert.

Es wäre wünschenswert, wenn der Mehrebenenansatz größere Berücksichtigung in der empirischen Sozialforschung finden würde, und wenn die ‚geschachtelte' Struktur sozialer Phänomene schon in der Konzeption von Datenerhebungen berücksichtigt werden würde, um überhaupt die Voraussetzungen für Mehrebenenanalysen zu schaffen.

Literatur

Alpheis, Hannes (1989). Kontext- und Mehrebenenanalyse: neue Perspektiven für den Netzwerk-Ansatz. In ***Kardorff, Ernst von; Stark, Wolfgang; Rohner, Robert; Wiedemann, Peter*** (Hrsg.), Zwischen Netzwerk und Lebenswelt - Soziale Unterstützung im Wandel: wissenschaftliche Analysen und praktische Strategien (S. 145-158). München: Profil-Verlag.

Bartko, J. J. (1976). On various intraclass reliability coefficients. Psychological Bulletin, 83, 762-765.

Bellair, Paul E. (1997). Social interaction and community crime: Examining the importance of neighbor networks. Criminology, 35, 677-703.

Bellair, Paul E.; Roscigno, Vincent J.; McNulty, Thomas L. (2003). Linking Local Labor Market Opportunity to Violent Adolescent Delinquency. Journal of Research in Crime and Delinquency, 40(1), 6-33.

Browning, Christopher; Dietz, Robert; Feinberg, Seth (2000). 'Negative' Social Capital and Urban Crime: A Negotiated Coexistence Perspective (Urban and Regional Analysis Initiative, Ohio State University) Unveröffentlichtes Manuskript.

Bryk, Anthony S.; Raudenbush, Stephen W. (1992). Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods, 1. Auflage. Newbury Park: Sage.

Buckner, John C. (1988). The Development of an Instrument to Measure Neighborhood Cohesion. American Journal of Community Psychology, 16, 771-791.

Dekker, Paul; Uslaner, Eric M. (Hrsg.) (2001). Social capital and participation in everyday life. London: Routledge.

Diekmann, Andreas (1998). Empirische Sozialforschung: Grundlagen, Methoden, Anwendungen. Reinbek bei Hamburg: Rowohlt.

DiPrete, Thomas A.; Forristal, Jerry D. (1994). Multilevel Models: Methods and Substance. Annual Review of Sociology, 20 , 331-357.

Ditton, Hartmut (1998). Mehrebenenanalyse: Grundlagen und Anwendungen des Hierarchisch Linearen Modells. Weinheim; München: Juventa.

Dollase, Rainer; Ridder, Arnd; Bieler, Ariel; Köhnemann, Ina; Woitowitz, Katharina (1999). Sind hohe Anteile ausländischer SchülerInnen in Schulklassen problematisch? Beurteilungsübereinstimmungen und -diskrepanzen zwischen SchülerInnen, Eltern, LehrerInnen zu einer zentralen Frage der städtischen und schulischen Integration. Journal für Konflikt- und Gewaltforschung, 1(1), 56-83.

Dülmer, Hermann; Jagodzinski, Wolfgang; Friedrichs, Jürgen (1996). Bestimmungsgründe der Wahlbeteiligung und der Wahl rechtsextremistischer Parteien - Ergebnisse von Aggregatdatenanalysen zweier westdeutscher Großstädte. In ***Gabriel***, ***Oscar W.***; ***Falter***, ***Jürgen*** (Hrsg.), Wahlen und politische Einstellungen in westlichen Demokratien (S. 119-147). Frankfurt/M.: Peter Lang.

Duncan, Greg J.; Raudenbush, Stephen W. (1999). Assessing the Effect of Context in Studies of Child and Youth Development. Educational Psychologist, 34(1), 29-41.

Ebel, R. L. (1951). Estimation of the reliability of ratings. Psychometrika, 16, 407-424.

Espelage, Dorothy L.; Holt, Melissa K.; Henkel, Rachael R. (2003). Examination of Peer Group Contextual Effects on Aggression During Early Adolescence. Child Development, 74(1), 205-220.

Esser, Hartmut (1996). Soziologie. Allgemeine Grundlagen. Frankfurt: Campus.

Friedrichs, Jürgen (1995). Stadtsoziologie. Opladen: Leske + Budrich.

Friedrichs, Jürgen (1998). Do poor neighborhoods make their residents poorer? Context effects of poverty neighborhoods on residents. In ***Andreß, Hans-Jürgen*** (Hrsg.), Empirical Poverty Research in a Comparative Perspective (S. 77-98). Aldershot: Ashgate.

Hank, Karsten (2003). Eine Mehrebenenanalyse regionaler Einflüsse auf die Familiengründung westdeutscher Frauen in den Jahren 1984 bis 1999. Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, 55(1), 79-98.

Haynie, Dana L. (2001). Delinquent Peers Revisited: Does Network Structure Matter? American Journal of Sociology, 106(4), 1013-1057.

Jungbauer-Gans, Monika (2002). Schwindet das soziale Kapital? Soziale Welt, 53, 189-208.

Kasarda, John; Janowitz, Morris (1974). Community Attachment in Mass Society. American Sociological Review, 39, 328-339.

Kreft, Ita; de Leeuw, Jan (1998). Introducing Multilevel Modelling. London: Sage.

Lauritsen, J.; White, N. A. (2001). Putting Violence in Its Place: The Influence of Race, Ethnicity, Gender, and Place on the Risk for Violence. Criminology and Public Policy, 1(1), 37-60.

Leventhal, Tama; Brooks-Gunn, Jeanne (2000). The Neighborhoods They Live In: The Effects of Neighborhood Residence on Child and Adolescent Outcomes. Psychological Bulletin, 126, 309-337.

Morenoff, Jeffrey; Sampson, Robert J.; Raudenbush, Stephen W. (2001). Neighborhood Inequality, Collective Efficacy, and the Spatial Dynamics of Urban Violence. Criminology, 39(3), 517-559.

Oberwittler, Dietrich (1999). Soziale Probleme, Gewalt und Jugenddelinquenz in der Stadt. Ansätze einer sozialökologischen Forschung. In ***Albrecht, Hans-Jörg*** (Hrsg.), Forschungen zu Kriminalität und Kriminalitätskontrolle am Max-Planck-Institut für ausländisches und internationales Strafrecht in Freiburg i.Br. (S. 403-419). Freiburg: edition iuscrim.

Oberwittler, Dietrich (2003). Das stadtviertel- und gemeindebezogene Stichprobendesign – Anlage und empirische Ergebnisse (working paper des Projekts 'Soziale Probleme und Jugenddelinquenz im sozialökologischen Kontext' / Nr. 9)

Oberwittler, Dietrich (im Druck a). A Multilevel Analysis of Neighbourhood Contextual Effects on Serious Juvenile Offending. The Role of Subcultural Values and Social Disorganization. European Journal of Criminology, 1(2).

Oberwittler, Dietrich (im Druck b). Jugenddelinquenz und Stadtstruktur - Eine Mehrebenenanalyse zu sozialökologischen Kontexteffekten. In ***Oberwittler, Dietrich; Karstedt, Susanne*** (Hrsg.), Soziologie der Kriminalität (Sonderheft 43 der Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie). Wiesbaden: Westdeutscher Verlag.

Oberwittler, Dietrich (in Vorbereitung) Armut macht Angst – eine sozialökologische Neuinterpretation der Kriminalitätsfurcht.

Oberwittler, Dietrich; Blank, Tom; Köllisch, Tilman; Naplava, Thomas (2001). Soziale Lebenslagen und Delinquenz von Jugendlichen. Ergebnisse der MPI-Schulbefragung 1999 in Freiburg und Köln. Freiburg: edition iuscrim.

Oberwittler, Dietrich; Köllisch, Tilman; Naplava, Thomas; Blank, Tom (2001). MPI-Schulbefragung Breisgau / Markgräfler Land 2000 - Ergebnisbericht (working paper des Projekts 'Soziale Probleme und Jugenddelinquenz im sozialökologischen Kontext' / Nr. 8)

Oberwittler, Dietrich; Naplava, Thomas (2002). Methodenbericht postalische Bewohnerbefragung (Technische Berichte des Projekts 'Soziale Probleme und Jugenddelinquenz im sozialökologischen Kontext / Nr. 3)

O'Regan, Katherine M.; Quigley, John M. (1998). Where Youth Live: Economic Effects of Urban Space on Employment Prospects. Urban Studies, 35(7), 1187.

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. London: Simon and Schuster.

Putnam, Robert D. (Hrsg.) (2001). Gesellschaft und Gemeinsinn: Sozialkapital im internationalen Vergleich. Gütersloh: Bertelsmann Stiftung.

Raudenbush, Stephen W.; Bryk, Anthony S. (2002). Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods, 2. Auflage. Newbury Park: Sage.

Raudenbush, Stephen W.; Sampson, Robert J. (1999). Ecometrics: Toward a Science of Assessing Ecological Settings, with Appliance to the Systematic Social Observation of Neighborhoods. Sociological Methodology, 29, 1-41.

Raudenbush, Stephen W.; Sampson, Robert J. (1999). Assessing direct and indirect associations in multilevel designs with latent variables. Sociological Methods and Research, 28(2), 123-153.

Sampson, Robert J.; Raudenbush, Stephen W.; Earls, Felton J. (1997). Neighborhoods and Violent Crime: A Multilevel Study of Collective Efficacy. Science, 277, 918-924.

Sampson, Robert J.; Morenoff; Jeffrey, D.; Earls, Felton (1999). Beyond Social Capital: Spatial Dynamics of Collective Efficacy for Children. American Sociological Review, (64), 633-660.

Sampson, Robert J.; Morenoff, Jeffrey D.; Gannon-Rowley, Thomas (2002). Assessing "Neighborhood Effects": Social Processes and New Directions in Research. Annual Review of Sociology, 28, 443-478.

Skogan, Wesley G. (1990). Disorder and Decline. Crime and the Spiral of Decay in American Neighborhoods. New York: Free Press.

Snijders, Thomas; Bosker, Roelof (1999). Multilevel Analysis. An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Analysis. London: Sage.

Taylor, R. B. (1996). Neighborhood Responses to Disorder and Local Attachments: The Systemic Model of Attachment, Social Disorganization, and Neighborhood Use Value. Sociological Forum, 11, 41-47.

Wilson, William J. (1987). The Truly Disadvantaged: The Inner City, the Underclass, and Public Policy. Chicago: Chicago University Press.

Wirth, Louis (1938). Urbanism as a Way of Life. American Journal of Sociology, 44(1), 1-24.

Woldoff, Rachael Anne (2002). The Effects of Local Stressors on Neighborhood Attachment. Social Forces, 81(1), 87-116.

4 Anhang

Übersicht über Skalen und Einzelitems	r_{it}
Kindbezogenes Sozialkapital (α = .70)	
Die Leute hier kennen die Kinder aus der Nachbarschaft.	.50
Die Eltern wissen, wer die Freunde ihrer Kinder sind.	.55
Dies ist kein guter Ort für Kinder, um groß zu werden (-).	.42
Hier gibt es Menschen, die ein Vorbild für Kinder sein können.	.44
Soziale Kontakte (α = .80)	
Häufigkeit der Kontakte mit Nachbarn in den letzten 6 Monaten	
Gemeinsam eine Tasse Kaffee oder Tee getrunken	.64
Gemeinsam etwas in der Freizeit unternommen (z.B. zu Abend gegessen, ausgegangen, Sport getrieben)	.58
Lebensmittel oder Werkzeug ausgeliehen	.53
Kleine Erledigungen übernommen (z.B. Blumen gegossen, Briefkasten geleert, etwas eingekauft)	.54
Sich über persönliche Angelegenheiten (z.B. Kindererziehung, berufliche Fragen) unterhalten	.59
Sich über Ereignisse oder Probleme in der Nachbarschaft oder im Stadtviertel unterhalten	.50
Beobachtete Jugendgewalt (α = .82)	
Häufigkeit des Vorkommens im Wohngebiet	
Eine Gruppe von Jugendlichen steht abends draußen herum und macht Lärm und verunsichert Anwohner.	.68
Jugendliche beschädigen mutwillig etwas (Postkästen, Mülleimer, Pflanzen, Telefonzelle o. ä.).	.71
Es gibt eine Schlägerei zwischen mehreren Jugendlichen, bei der jemand verletzt wird.	.66

Übersicht über Skalen - Fortsetzung	r_{it}
Informelle Sozialkontrolle über Jugendliche (α = .83)	
Jemand würde einschreiten und die Jugendlichen auffordern, das zu lassen (‚ja, sicher' bis ‚nein') bei den 3 Items der beobachteten Jugendgewalt	
Lärm, Verunsicherung der Anwohner	.68
Mutwillige Beschädigung	.75
Schlägerei	.66
Soziale Kohäsion (α = .82)	
Die Leute hier helfen sich gegenseitig.	.71
Hier kennen sich die Leute gut.	.66
Man kann den Leuten in der Nachbarschaft vertrauen.	.64
Soziales Misstrauen (α = .73)	
Die Leute hier kommen nicht gut miteinander aus.	.56
Die Leute hier haben keine gemeinsamen Werte.	.57
Die Leute hier haben keinen Respekt vor Gesetz und Ordnung.	.53
Verbundenheit mit dem Stadtviertel (α = .89)	
Wenn Sie an Ihr Stadtviertel denken: Wie zufrieden sind Sie hier insgesamt?	.75
Fühlen Sie sich in Ihrem Stadtviertel richtig "zu Hause"?	.83
Wenn Sie aus irgendeinem Grund aus Ihrem Stadtviertel wegziehen müssten, wie sehr würden Sie das bedauern?	.76
Kollektive Interessenwahrnehmung (α = .76)	
Wahrscheinlichkeit des gemeinsamen Handels in folgenden Situationen	
Ein kleiner Lebensmittelladen im Viertel, in dem viele alte Menschen einkaufen, soll geschlossen werden.	.46
Auf einer kleinen Grünfläche liegt häufig Sperrmüll herum (alte Fernseher, Sessel etc.).	.59
Im Stadtviertel fehlen Freizeitangebote für Jugendliche. Die Stadt will ein Jugendzentrum einrichten, es fehlt jedoch Geld für Möbel, Spiele etc.	.51
An einer Straßenkreuzung sind schon mehrere Unfälle passiert, weil es keine Fußgängerampel gibt.	.58
Eine Gruppe von Jugendlichen trifft sich häufig abends draußen und macht Lärm oder Unfug.	.50
Anomia (α = .78)	
Heutzutage ist alles so unsicher geworden, dass man auf alles gefasst sein muss.	.58
Heute ändert sich alles so schnell, dass man nicht weiß, woran man sich halten soll.	.70
Früher waren die Leute besser dran, weil jeder wusste, was er zu tun hatte.	.61
Einzelitems:	
1) Sozialer Ruf des Wohngebiets	
Wahrgenommener ‚Ruf' des eigenen Wohngebiets bei den übrigen Bewohnern der Stadt (-3 bis +3)	
2) Kriminalitätsfurcht	
Wie sicher fühlen Sie sich oder würden Sie sich fühlen, wenn Sie hier in Ihrem Wohngebiet nachts draußen alleine sind?	
3) Bekanntschaft mit Nachbarskindern	
Wie viele dieser Kinder und Jugendliche in Ihrer Nachbarschaft kennen Sie beim Vornamen?	