

Einfluss regionaler sozialer Ungleichheits- und Arbeitsmarktmerkmale auf die Gesundheit

Christiane Gross, Peter Kriwy

Zusammenfassung: Der Einfluss von Kontextfaktoren auf den individuellen Gesundheitsstatus hat sich in zahlreichen Studien selbst dann gezeigt, wenn auf die individuelle sozioökonomische Situation (und sonstige relevante Einflussgrößen) kontrolliert wurde. Der Beitrag untersucht, ob und inwiefern sich Merkmale des Wohnortes auf den individuellen Gesundheitsstatus auswirken. Dabei wird nicht nur auf Einkommensniveau und -ungleichheit Bezug genommen, sondern ebenfalls auf Effekte von Bildungsniveau und -ungleichheit und der regionalen Arbeitslosenquote. Als Datengrundlage für die individuellen Merkmale wird die Welle des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) aus 2006 herangezogen, während regionale Informationen auf der Basis der Raumordnungsregionen des Mikrozensus von 2005 zugespielt und mittels Mehrebenenanalyse ausgewertet werden. Die Ergebnisse zeigen zum einen, dass regionale Bildungsungleichheit den individuellen Bildungseffekt verstärkt. Demnach weisen Angehörige bildungsferner Schichten in bildungsungleichen Regionen besonders geringe Gesundheitschancen auf. Zum anderen verstärkt eine hohe regionale Arbeitslosenquote den negativen Effekt der individuellen Arbeitslosigkeit der Männer auf ihre Gesundheit.

Schlagwörter: Gesundheit · Regionale Ungleichheit · Bildung · Arbeitsmarkt · Kontexteffekt

1 Einleitung

Der Beitrag untersucht, ob und inwiefern gesundheitliche Ungleichheit in Deutschland über Merkmale der Region erklärt werden kann (*Kontexteffekte*), wenn auf individuelle Effekte (*Kompositionseffekte*) kontrolliert wird. Dabei werden zwei unterschiedliche Arten von regionalen Kontexten berücksichtigt – zum einen Niveauunterschiede (bzgl. Haushaltseinkommen, Bildungsniveau und Arbeitslosigkeit) und zum anderen Ungleichheitsmerkmale (Einkommensungleichheit und Bil-

dungsungleichheit). Zudem wird analysiert, ob die Einflüsse individueller Merkmale je nach regionalem Kontext variieren.

Bisherige Analysen zur Erklärung regionaler Gesundheitsunterschiede in Deutschland beschränken sich überwiegend auf einzelne Städte und ihre Stadtviertel als regionale Einheiten. Unser Beitrag bezieht repräsentative Daten für Gesamtdeutschland ein und berücksichtigt – anders als die meisten internationalen Studien – den Einfluss regionaler Niveauunterschiede und Ungleichheitsmerkmale auf individuelle Gesundheit. Der Forschungsstand und Theorieteil bezieht sich folglich auf Studien mit sehr unterschiedlichen Gebietseinheiten (von Nachbarschaften bis hin zu Nationalstaaten), währenddessen unsere Analysen auf Raumordnungsregionen in Deutschland basieren, die sich im Hinblick auf die Gebietsgröße dazwischen befinden.

Die Tatsache, dass Menschen in ärmeren Nachbarschaften im Durchschnitt kränker sind, ist bereits seit 1828 über die historischen Arbeiten von Villermé bekannt (Krieger 2001) und wurde bislang vielfach für die unterschiedlichsten Regionen belegt (Haan et al. 1987; Ecob/Smith 1999; Bosma et al. 2001; Borrell et al. 2004). Wenn in ärmeren Vierteln ärmere Menschen wohnen, die über unterschiedlichste soziale Mechanismen gesundheitlich benachteiligt sind, ist dieser Befund nicht weiter verwunderlich. Somit wird der Zusammenhang zwischen der Armut einer Region und der durchschnittlichen Mortalität und Morbidität ihrer Bewohnerinnen und Bewohner über die Zusammensetzung der Bevölkerung hinsichtlich Alter, Geschlecht, Familienstand und sozioökonomischen Status erklärt (Kompositionseffekte). Welche Mechanismen dabei eine tragende Rolle spielen, wird in Abschnitt 2.1 im Rahmen der theoretischen Erklärungsansätze (Abschnitt 2) ausgeführt. Die Zusammensetzung der Bevölkerung konnte die Mortalitäts- und Morbiditätsraten jedoch nur unzulänglich erklären, weswegen auf Einflüsse des regionalen Umfelds zurückgegriffen wurde (Kontexteffekte). Während der positive Effekt des Wohlstands einer Region auf die Gesundheit ihrer Bewohnerinnen und Bewohner noch relativ leicht nachzuvollziehen ist (geringere Umweltbelastung, finanzielle Mittel für Gesundheitsvorsorge, etc.), wird die Erklärung des negativen Effekts sozialer Ungleichheit auf gesundheitliche Chancen schon schwieriger. Abschnitt 2.2 beschreibt daher sehr detailliert die Kontexteffekte von Einkommensniveau und -ungleichheit sowie Bildungsniveau und -ungleichheit und der regionalen Arbeitslosenquote auf die individuellen Gesundheitschancen und welche sozialen Mechanismen dafür verantwortlich sein können. Die Kontexteffekte müssten auch dann noch bestehen bleiben, wenn auf die individuelle sozioökonomische Situation kontrolliert wird. Die aus den vorangehenden Abschnitten abgeleiteten Hypothesen werden auf Datengrundlage des SOEP 2006 und Mikrozensus 2005 mittels Mehrebenenmodellen konkurrierend getestet (siehe Abschnitt 3) und deren Ergebnisse im Anschluss präsentiert (Abschnitt 4). Ein Resümee schließt den Beitrag ab (Abschnitt 5).

2 Theoretische Erklärungsansätze

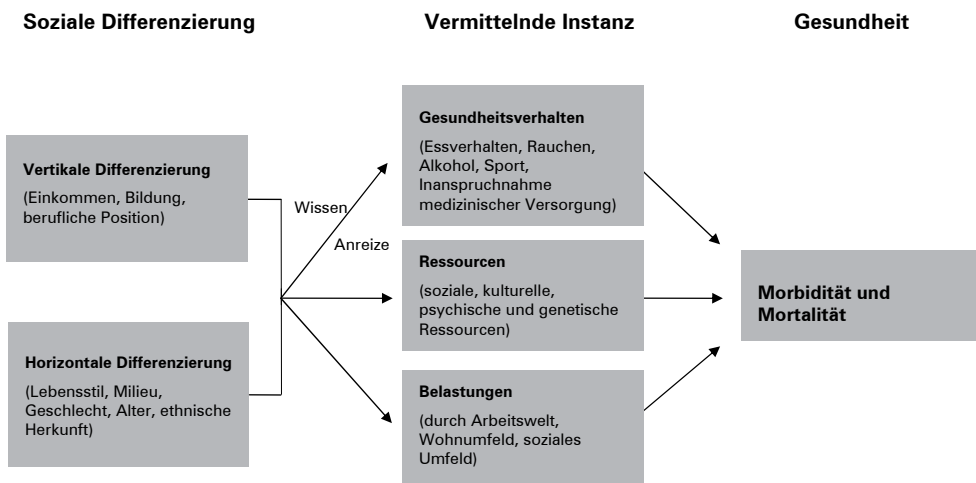
2.1 Individuelle Einflussfaktoren auf den Gesundheitsstatus

Die Positionierung einer Person entlang der Dimensionen sozialer Differenzierung wirkt sich nicht direkt, sondern vielmehr über vermittelnde Instanzen (Gesundheitsverhalten, Ressourcen und Belastungen) auf Morbidität und Mortalität aus (Rothman 1986: 89-90).

Abbildung 1 liefert einen Überblick über die postulierten Wirkungszusammenhänge, die im Folgenden detaillierter betrachtet werden. In der mittleren Spalte sind die sozialen Mechanismen aufgeführt, die Morbidität und Mortalität auf Basis sozialer Differenzierung erklären sollen.

Dass sich *Gesundheitsverhalten* wie etwa Tabak- und Alkoholkonsum, sportliche Betätigungen, Ernährungsverhalten oder die Inanspruchnahme medizinischer Versorgung auf den Gesundheitszustand auswirken, kann als empirisch gut belegt angenommen werden (zusammenfassend Helmert/Schorb 2009). Die Teildimensionen des Gesundheitsverhaltens werden dabei durch Faktoren sozialer Differenzierung bedingt, was im Folgenden beispielhaft erläutert wird: Nach Schichtzugehörigkeit variiert z.B. das Ernährungsverhalten (Gerhards/Rössel 2003; Helmert 2003; Prah/Seitzwein 1999), ebenso wie die Rauchprävalenz (Helmert 2003; Lampert/Thamm 2004, 2007; Statistisches Bundesamt 1998), der Alkoholkonsum (Helmert et al. 1997; Mielck 2000), das Ausmaß sportlicher Betätigung (Helmert et al. 1997; Zubrägel/Settertobulte 2003) und die Inanspruchnahme medizinischer Leistungen (Altenhofen 1998; Janßen et al. 2009; kritisch dazu Mielck 2000). Einkommen, Bildung und die berufliche Position (als die drei zentralen Dimensionen gängiger Schichtkonzepte) haben dabei in der Regel eigenständige Effekte auf das Gesund-

Abb. 1: Erklärungsmodell sozial differenzierter Gesundheitschancen



Quelle: in Anlehnung an Jungbauer-Gans/Gross (2009: 91)

heitsverhalten (exemplarisch für die Rauchprävalenz siehe *Gross und Groß 2008*). Ebenso bedingen Merkmale der horizontalen Differenzierung wie Alter, Geschlecht und ethnische Herkunft das Gesundheitsverhalten. Nach Geschlecht und Alter unterscheiden sich beispielsweise das Rauchverhalten (*Gross/Groß 2008*) und der Alkoholkonsum (*Richter/Settertobulte 2003*). Ebenso erfolgt die Inanspruchnahme medizinischer Leistungen genderspezifisch (zusammenfassend *Rieker/Bird 2000*). Gesundheitsverhalten (z.B. Drogenkonsum und Art der sportlichen Betätigung) sind zudem eng mit dem Lebensstil und der Milieuzugehörigkeit verbunden.

Im Bezug auf *Ressourcen* und *Belastungen* gilt das Ungleichgewicht von Anstrengung (*effort*) und Anerkennung (*reward*) als besonders gesundheitsschädlich (*Siegrist 1996; Rugulies/Siegrist 2002; Siegrist et al. 2004; Siegrist/Theorell 2006; Peter 2009*). *Steinkamp (1993)* betont, dass hierbei weniger das objektive Anstrengungs-Anerkennungs-Verhältnis zählt, sondern dessen subjektive Einschätzung ausschlaggebend ist. Soziale Ressourcen bzw. Sozialkapital können sich sowohl direkt positiv auf den Gesundheitszustand auswirken (*Holt-Lunstad et al. 2010*) als auch den negativen Effekt von Stress auf die Gesundheit abpuffern (u.a. *Nuckolls et al. 1972*). Komplexe Maße sozialer Integration haben dabei einen stärkeren Einfluss auf das Mortalitätsrisiko als einfache Maße von Sozialkapital wie beispielsweise Kohabitation oder der Familienstand (*Holt-Lunstad et al. 2010*). Genetische Ressourcen bzw. biologische Faktoren bewirken geschlechtsspezifische Prävalenzraten von beispielsweise Herzkrankheiten (*Lane/Cibula 2001*). Sowohl physische als auch psychische Belastungsfaktoren kommen bei Personen mit einem niedrigen sozioökonomischen Status (SES) häufiger vor und sind daher gut geeignet, den Zusammenhang zwischen SES und Gesundheitschancen zu erklären (*Greiner 2001: 150*). Entscheidend sei dabei das Gefühl, ein selbstbestimmtes Leben zu führen und soziales Vertrauen zu besitzen (*Link/Phelan 2000; Mirowsky et al. 2000*).

Der Forschungsstand zum Einfluss individueller Merkmale auf den Gesundheitszustand kann hier sicherlich nur in aller Kürze und nicht umfassend referiert werden (ausführlicher siehe *Jungbauer-Gans/Gross 2009*). Dennoch sollte dieser Abschnitt dafür sensibilisiert haben, auf welche wesentlichen individuellen Faktoren kontrolliert werden sollte, wenn man den Einfluss des sozialen Kontexts auf die subjektive Gesundheit untersuchen möchte.

Zudem sei an dieser Stelle angemerkt, dass die Trennung von Kompositions- und Kontexteffekten nicht unkritisch gesehen wird (u.a. *Cummins et al. 2007*). Die theoretischen Gründe hierfür fassen *Macintyre et al. (2002)* folgendermaßen zusammen: (a) Die Merkmale von Individuen und Haushalten können durch die örtlichen Begebenheiten beeinflusst sein, (b) die individuellen Kontrollvariablen sind möglicherweise intervenierende und keine konfundierten Variablen und (c) es fehlen weitestgehend theoretische Erklärungen, die die Mechanismen beschreiben, die zwischen örtlicher Begebenheit und dem Gesundheitsverhalten bzw. der Gesundheit wirksam sind. Eine statistische Kritik an der analytischen Trennung von Kompositions- und Kontexteffekten kann bei *Gravelle (1998)* nachgelesen werden.

2.2 Kontexteffekte der sozialen Umwelt auf den individuellen Gesundheitsstatus

Die Schwierigkeit, kausale Mechanismen des Einflusses sozialer Kontextmerkmale auf die Gesundheit herauszuarbeiten, liegt hauptsächlich daran, dass die Größe der Gebietseinheit stark variiert. Während manche Studien international vergleichend arbeiten, also den Nationalstaat als Gebietseinheit verwenden (z.B. *Wilkinson/Pickett* 2010), untersuchen andere Studien buchstäblich Nachbarschaftseffekte auf der Ebene von Stadtvierteln (z.B. *Wolf* 2004). Trotz dieser Variation unterscheiden sich die theoretischen Erklärungsansätze oft erstaunlich wenig: So lässt sich beispielsweise sowohl auf Staaten- als auch auf Stadtteilebene über den gesundheitsförderlichen Effekt von Sozialkapital argumentieren, wenngleich die Operationalisierung von Sozialkapital für die beiden Größenordnungen sehr unterschiedlich ausfallen kann.¹ Ebenso kann sich soziale Deprivation auf ganz unterschiedliche Gebietseinheiten beziehen. Die von uns verwendeten erklärenden Faktoren (Einkommens- und Bildungsniveau und -ungleichheiten sowie die Arbeitslosenquote) und die dahinterstehenden sozialen Mechanismen (z.B. relative Deprivation, Sozialkapital) lassen sich relativ problemlos auf unterschiedliche Gebietseinheiten anwenden.

Die Mehrzahl der Studien, die den Zusammenhang zwischen Gesundheitsfaktoren und Wohnortkennzahlen untersuchen, finden – selbst unter Kontrolle der Komposition der BewohnerInnen – signifikante Kontexteffekte des Wohnorts (zusammenfassend *Robert/House* 2001). Im Folgenden werden diese Einflussgrößen im Hinblick auf *Niveau*unterschiede bezüglich Einkommen, Bildung und Arbeitslosigkeit (Abschnitt 2.2.1) sowie *Ungleichheitsmerkmale* hinsichtlich Einkommen und Bildung (Abschnitt 2.2.2) diskutiert. Dabei werden Ergebnisse von Studien präsentiert, die sehr unterschiedliche Gebietseinheiten verwenden.

2.2.1 Durchschnittliches Einkommens- und Bildungsniveau sowie Arbeitslosenquote

Signifikant höhere Mortalitätsraten in nichtprivilegierten Wohnorten unter Kontrolle individueller Faktoren wurden in zahlreichen Studien belegt (*Yen/Kaplan* 1999b; *Bosma et al.* 2001; *Martikainen et al.* 2003; *Borrell et al.* 2004; *Marinacci et al.* 2004) und nur in einigen wenigen nicht gefunden (*Sloggett/Joshi* 1994; *Veugelers et al.* 2001; *Gerdtham/Johannesson* 2004). Ebenso wurde in nichtprivilegierten Nachbarschaften ein erhöhtes Vorkommen von Depressionssymptomen (*Yen/Kaplan* 1999a) und Herz-Kreislauf-Erkrankungen (*Diez-Roux* 2001; *Marinacci et al.* 2004) unter Kontrolle individueller Risikofaktoren festgestellt. Die Quote der Fehlgeburten und chronischer Krankheiten, wie beispielsweise koronare Herzkrankheiten, ist in depri-

¹ Sozialkapital wird bei international vergleichenden Studien gerne über das soziale Vertrauen oder Vereinsmitgliedschaften gemessen, währenddessen der Einfluss von Sozialkapital in Nachbarschaften auch ganz konkret über nachbarschaftliche Unterstützung operationalisiert werden kann.

vierten Nachbarschaften auch dann höher, wenn auf individuelle Bildung, Beschäftigung und Einkommen kontrolliert wird (*Pickett/Pearl* 2001).

Weshalb die Auswirkungen des durchschnittlichen *Wohlstands- und Einkommensniveaus* auf Gesundheitschancen im internationalen Vergleich unterschiedlich hoch ausfallen, wird dabei mit der unterschiedlichen Ausprägung der wohlfahrtsstaatlichen Tendenzen erklärt, die die Einkommensungleichheit selbst und auch deren Auswirkungen abmildern können. Nach *van Lenthe* (2006) können wohlfahrtsstaatliche und öffentliche Unterstützung die negativen Effekte einer schlechteren Wohngegend auf die Gesundheit abfedern. *Dahl et al.* (2006) finden jedoch keinen systematischen Zusammenhang zwischen der Tendenz egalitär/wohlfahrtsstaatlich versus liberal/konservativ und gesundheitlicher Ungleichheit. Unter einer nichtprivilegierten Nachbarschaft leiden nach *Stafford* und *Marmot* (2003) besonders ärmere Menschen, was sie über die stärkere Abhängigkeit von lokalen Ressourcen erklären.

Das durchschnittliche *Bildungsniveau* in Nachbarschaftsregionen als eigenständiger Effekt auf die Wahrscheinlichkeit, dass ältere Männer aufgrund von Herzleiden behandelt werden, wurde in Schweden untersucht. Niedrige Bildung in der Nachbarschaft erhöht die Wahrscheinlichkeit, aufgrund von Herzproblemen ambulant oder stationär behandelt zu werden (*Larsen/Merlo* 2005).

Hohe *Arbeitslosigkeit* in einem Wohngebiet kann als Indikator für geringe politische und wirtschaftliche Partizipation und Mitbestimmung (*Empowerment*) fungieren, unabhängig von der Armut oder Arbeitslosigkeit einzelner Personen (*O'Campo et al.* 1997). *Reijneveld et al.* (2000) belegen mit einem Sample der Amsterdamer Wohnbevölkerung, dass unter Kontrolle individueller Merkmale das Leben in einem Viertel mit hoher Arbeitslosigkeit gegenüber einem Viertel mit geringer Arbeitslosigkeit² zu einem signifikant höheren Risiko eines schlechten selbsteingeschätzten Gesundheitsstatus, körperlicher Beschwerden, körperlicher Langzeiteinschränkungen, von Fettleibigkeit und regelmäßigem Zigarettenkonsum führt. Die Ergebnisse zum Wohnorteffekt von hoher Arbeitslosigkeit auf ein hohes Mortalitätsrisiko sind jedoch widersprüchlich: Mit Daten der niederländischen GLOBE-Studie weisen *Bosma et al.* (2001) diesen Effekt nach; ebenso belegen *Stafford et al.* (2004) den gesundheitsschädlichen Effekt hoher Arbeitslosigkeit mit Daten der Whitehall II Studie (London und Helsinki), wobei sie jedoch nur auf Alter und Geschlecht auf Level I kontrollieren. Dem widersprechen Analysen mit Daten einer kanadischen Befragung von *Veugelers et al.* (2001), die keine signifikanten Effekte von Arbeitslosigkeit (sowie durchschnittlichem Wohlstands- und Bildungsniveau) einer Nachbarschaft auf das Mortalitätsrisiko feststellen können. Mit hoher Arbeitslosenquote in einem Wohnviertel geht zudem der protektive Effekt von pränatalen Vorsorgeuntersuchungen auf das Risiko eines geringen Geburtsgewichts zurück (*O'Campo et al.* 1997). Zu widersprüchlichen Ergebnissen bezüglich des Effekts der Arbeitslosenquote auf die individuelle Mortalität gelangen auch *van Lenthe et al.* (2005a), die Daten aus sechs

² Die Wohnviertel wurden anhand des 33 %- und 66 %-Quantils in drei gleich stark besetzte Kategorien mit geringer, mittlerer und hoher Arbeitslosenquote eingeteilt.

unterschiedlichen Studien (ARIC, GLOBE, Whitehall II, Helsinki, Turin und Madrid) und getrennte Modelle für Männer und Frauen rechnen. Alle sechs Modelle für Männer weisen ohne Kontrolle individueller Bildung und Beschäftigung einen signifikant negativen Effekt der Arbeitslosigkeit auf, der jedoch in zwei Modellen verschwindet, wenn auf diese individuellen sozioökonomischen Faktoren kontrolliert wird. In den fünf Modellen für Frauen (die Helsinki-Daten enthalten nur männliche Probanden) ist in dreien die Arbeitslosenquote signifikant, unabhängig davon, ob auf Bildung und Beschäftigung kontrolliert wird (*van Lenthe et al. 2005a*).

Zu der Frage, inwiefern sich hohe Arbeitslosigkeit in einer Wohnregion auf den gesundheitsschädlichen Effekt individueller Arbeitslosigkeit auswirkt, sind zweierlei Mechanismen denkbar: Zum einen können sich die negativen Zukunftsaussichten von Arbeitslosen in einer strukturschwachen Region besonders gesundheitsschädlich auswirken. Zum anderen könnte der stigmatisierende Effekt von Arbeitslosigkeit in einer Region, in der viele das Schicksal teilen, schwächer und damit weniger gesundheitsschädlich ausfallen.

Als *Erklärung* für den Zusammenhang zwischen Wohlstand des Wohnviertels und Gesundheit stehen zwei Mechanismen zur Debatte: selektive Migration und tatsächliche Kausation. Beim Vorliegen *selektiver Migration* müssten demnach kranke Personen eher in statustiefe Viertel ziehen, wohingegen gesunde Personen eher in statushohe Wohngegenden ziehen – beides unter Kontrolle des individuellen SES. Möglicherweise bedingt jedoch die soziale Herkunft sowohl die Wahl der Wohngegend als auch die Gesundheit (*van Lenthe 2006*). *Monden et al. (2006)* belegen den Zusammenhang zwischen dem SES der Kindheitsnachbarschaft mit der Nachbarschaft im Erwachsenenleben. Sowohl die frühe als auch die spätere Nachbarschaft im Leben einer Person ist selbst unter Kontrolle des individuellen SES mit dem Rauchverhalten und Übergewicht korreliert, jedoch nicht mit exzessivem Alkoholkonsum (*Monden et al. 2006*). Für Frauen und hochgebildete Personen scheint eine „Aufwärtsmigration“ nach *van Lenthe et al. (2007)* leichter zu sein als für Männer und niedrig gebildete Personen. Insgesamt gehen *van Lenthe et al. (2007)* von einem kaum bemerkbaren Einfluss selektiver Migration zur Erklärung von Wohnortunterschieden in der Gesundheit aus.

Kausation liegt vor, wenn sich tatsächlich Merkmale des Wohnorts (z.B. Wohnqualität, geringe Lärmbelastung, Freizeit- und Sportmöglichkeiten, Umweltfaktoren) als Mediatoren auf die Gesundheit auswirken. Nach den Analysen von *Wolf (2004)* sind der Sozialstatus des Stadtviertels und die Qualität der Außenluft für die individuelle Gesundheit entscheidend. *Voigtländer et al. (2011)* spezifizieren den Einfluss der Außenluft dahingehend, dass sich lediglich die subjektiv empfundene Qualität der Außenluft auf die physische Gesundheit auswirkt, nicht jedoch die objektiven Messwerte der Luftqualität. *Kamphuis et al. (2007)* belegen etwa, dass Personen mit geringem SES Merkmale ihres Viertels (z.B. Sicherheitsbedenken, fehlende Freizeitmöglichkeiten) eher als Barrieren für körperliche Aktivitäten wahrnehmen als Personen mit hohem SES. Nach *Kemptner et al. (2008)* betreiben Menschen in sogenannten Risikovierteln weniger Sport und sind häufiger übergewichtig. *Lee et al. (2007)* weisen für Frauen mit einem geringen SES zwar häufigere ermüdende Tätigkeiten nach, jedoch weniger sportliche Aktivitäten als bei Frauen mit hohem SES. Eben-

so fahren Personen in nichtprivilegierten Nachbarschaften häufig mit dem Fahrrad zur Arbeit oder zum Einkaufen, verwenden das Fahrrad jedoch seltener um Sport zu treiben. Generell geht das Wohnen in nichtprivilegierten Nachbarschaften mit geringer körperlicher Aktivität einher, auch wenn individuelle Merkmale kontrolliert werden (*van Lenthe et al.* 2005b).

Ein oft vernachlässigter Aspekt des Einflusses von Merkmalen des Wohngebietes ist die Ansteckungsgefahr bzgl. Krankheiten aber auch das Gesundheitsverhalten. In einem Gebiet mit einem sehr hohen Anteil an Raucherinnen und Rauchern ist es vermutlich schwieriger, selbst das Rauchen aufzugeben und leichter damit anzufangen als in einem Gebiet mit einem geringen Anteil an Raucherinnen und Rauchern (*van Lenthe* 2006).

Wir gehen daher davon aus, dass sich die Chancen auf einen sehr guten bzw. guten Gesundheitsstatus mit einem hohen regionalen Durchschnittseinkommen (*Hypothese 1a*), einem hohen regionalen Bildungsniveau (*Hypothese 2a*) sowie einer geringen Arbeitslosenquote in einer Region (*Hypothese 3a*) erhöhen. Zudem sollte ein hohes regionales Durchschnittseinkommen den individuellen Einkommenseffekt auf die Gesundheit verringern (*Hypothese 1b*), ein hohes regionales Bildungsniveau den individuellen Bildungseffekt auf die Gesundheit reduzieren (*Hypothese 2b*) sowie hohe regionale Arbeitslosigkeit den nachteiligen Effekt individueller Arbeitslosigkeit auf die Gesundheit verstärken (*Hypothese 3b*).

2.2.2 Einkommens- und Bildungsungleichheit

Zahlreiche Studien belegen den Zusammenhang zwischen *Einkommensungleichheit* und Gesundheitsindikatoren (u.a. *Cubbin et al.* 2000; *Babones* 2008). Entscheidend für die Interpretation von Kompositions- versus Kontexteffekt ist jedoch, ob dieser Zusammenhang unter Kontrolle der Individualfaktoren bestehen bleibt. *Beckfield* (2004) findet einen Rückgang des signifikanten Effektes der Einkommensungleichheit, wenn Individualfaktoren berücksichtigt werden, während der Einkommensungleichheitseffekt gänzlich verschwindet, wenn mit Fixed-Effects Modellen auf unbeobachtete Heterogenität kontrolliert wird. *Backlund et al.* (2007) belegen, dass der Zusammenhang zwischen Einkommensungleichheit und Mortalität lediglich für Personen unter 65 Jahren gilt. *Babones* (2008) gibt zu bedenken, dass die Kausalität zwischen Einkommensungleichheit und Gesundheit nur schwer nachzuweisen sei, da die Einkommensungleichheit kaum über die Zeit variiert. *McLeod et al.* (2004) belegen einen nicht signifikanten Ungleichheitseffekt unter Kontrolle der ethnischen Zusammensetzung der Population auf Staatenebene. Einige wenige Studien finden keinerlei Hinweise, dass sich Einkommensungleichheit auf individuelle Gesundheitsindikatoren auswirkt (z.B. *Mellor/Milyo* 2002). *Cubbin et al.* (2000) bemerken, dass der Zusammenhang zwischen Einkommensungleichheit und selbstberichteter Morbidität nicht robust ist, wenn die Operationalisierung von Einkommensungleichheit und Gesundheitsindikatoren variiert. *Voigtländer et al.* (2010) haben eine Studie zu dem Einfluss regionaler Deprivation auf individuelle Gesundheit mit den Daten des SOEP durchgeführt. Obwohl sie zwar über Informationen u.a. zu regionaler Arbeitslosen- und Beschäftigungsquote, Arztdichte und Einkommensniveau verfügen, wird

in den Mehrebenenanalysen lediglich der regionale Effekt eines Ost-West-Dummies berichtet.

Bislang weitgehend unerklärt bleibt nach *Wilkinson* (2001: 1) der vielfach belegte Befund, dass sich die Lebenserwartung von Personen erhöht, wenn die Einkommensgleichheit in ihrem Land zunimmt. *Wilkinson* (2001: Kap. 6) zeigt, dass egalitäre Gesellschaften gesünder sind und einen höheren sozialen Zusammenhalt vorweisen. Die gesundheitsschädlichen Auswirkungen relativer Armut bestehen dabei nicht etwa aus schlechteren Wohnbedingungen, erhöhtem Zigarettenkonsum und schlechterer Ernährung, sondern vielmehr aus dem subjektiven Gefühl relativer Deprivation:

„Sich deprimiert, betrogen, verbittert, verzweifelt, verletzt, verängstigt, verärgert, besorgt über Schulden oder die unsichere Arbeits- und Wohnsituation zu fühlen; sich entwertet, nutzlos, hilflos, unbeachtet, hoffnungslos, isoliert, ängstlich und gescheitert zu fühlen; all diese Gefühle können das gesamte Leben von Menschen beherrschen, auf die Wahrnehmung aller anderen Dinge abfärben. Der aus diesen und anderen Gründen resultierende Dauerstress ist es, der den Schaden anrichtet.“ (Wilkinson 2001: 262)

Neben *Wilkinsons* Erklärung der *relativen Deprivation* finden noch die *individuelle Einkommensinterpretation* von *Gravelle* (1998) und die *neo-materielle Interpretation* von *Lynch et al.* (2000) Beachtung. *Gravelle* (1998) warnt davor, den Zusammenhang zwischen sozialer Ungleichheit und Krankheit mit Aggregatdaten zu untersuchen, da man ansonsten den ökologischen Fehlschluss ziehen könnte. Daher ist auch das vieldiskutierte Werk „The Spirit Level“ von *Wilkinson* und *Pickett* (2010), das sich nur auf Aggregatdaten stützt und zudem auf die Überprüfung und Einhaltung basaler Modellannahmen verzichtet, mit großer Vorsicht zu interpretieren. *Lynch et al.* (2000) erklären die neo-materielle Interpretation anhand einer Metapher mit Hilfe von erster und zweiter Klasse bei Flugpassagieren. Während sich nach einer psychosozialen Erklärung über die relative Deprivation Passagiere zweiter Klasse schlecht fühlen, weil sie beim Gang durch das Flugzeug die Annehmlichkeiten der ersten Klasse wahrnehmen, sich benachteiligt fühlen und somit negative Emotionen entwickeln, sind es nach der neo-materiellen Erklärung die schlechteren Sitze und das schlechtere Essen der zweiten Klasse, die zu einer schlechteren Gesundheitseinschätzung nach dem Flug führen.

Subramanian und *Kawachi* (2004) argumentieren, dass sich mit der Verringerung der Einkommensungleichheit die durchschnittliche Gesundheit der Bevölkerung verbessern würde, da der ärmere Teil der Bevölkerung gesundheitlich stark vom individuellen Einkommenszuwachs profitieren würde, der reiche Teil der Bevölkerung dagegen aber kaum messbare gesundheitliche Einbußen von einem individuellen Einkommensrückgang hätte.

Eine weitere Erklärungskette läuft über die Ausprägung des *Sozialkapitals*. Demnach führt hohe Einkommensungleichheit zu geringem Sozialkapital in einer Wohngegend, was wiederum für die gesundheitliche Belastung verantwortlich gemacht wird (*Mielck* 2008). Die Pionierarbeit für den Beleg dieser Kausalkette leistete die Studie von *Kawachi et al.* (1997). Operationalisiert wurde Sozialkapital in dieser Studie über das soziale Engagement in Verbänden und Organisationen und soziales

Vertrauen. Ähnlich dazu bestätigen *Lochner et al.* (2003) den Zusammenhang zwischen sozialem Vertrauen, Reziprozität und sozialer Partizipation auf der einen Seite und höherer Lebenserwartung auf der anderen Seite unter Kontrolle der materiellen Deprivationslage. Nach *Engström et al.* (2008) sind es eher die soziale Partizipation und das soziale Vertrauen (*horizontales* kontextuelles Sozialkapital), als das politische Vertrauen und die politische Partizipation (*vertikales* kontextuelles Sozialkapital), die die Risikofaktoren eines als gering eingeschätzten Gesundheitszustandes abbilden. Sozialkapital korreliert nach *Steptoe* und *Feldman* (2001) negativ mit einem Index zu Nachbarschaftsproblemen.

Bildungsungleichheit und individuelle Gesundheitschancen hängen ebenfalls stark zusammen. In 59 New Yorker Nachbarschaftsregionen wurde regionale Bildungsungleichheit als Prädiktor verschiedener Gesundheitsindikatoren untersucht. Hoch gebildete Personen in der Nachbarschaft haben laut dieser Studie einen gesundheitsfördernden Einfluss für alle Personen der betreffenden Regionen (*Galea/Ahern* 2005).

Bezogen auf den Einfluss regionaler Ungleichheitsmerkmale auf die individuelle Gesundheit gehen wir von einer gesundheitsförderlichen Wirkung einer hohen Einkommensgleichheit (*Hypothese 4a*) und einer hohen Bildungsungleichheit (*Hypothese 5a*) aus. Zudem sollte eine hohe regionale Einkommensungleichheit den individuellen Einkommenseffekt stärken (*Hypothese 4b*) und auch eine hohe Bildungsungleichheit sollte den individuellen Bildungseffekt verstärken (*Hypothese 5b*). Tabelle 1 bietet einen Überblick über alle Hypothesen.

Tab. 1: Hypothesen im Überblick

Haupteffekte des sozialen Kontextes: Die individuelle Gesundheit steigt mit ...	
... hohem regionalem Durchschnittseinkommen	(<i>Hypothese 1a</i>).
... hohem regionalem Bildungsniveau	(<i>Hypothese 2a</i>).
... geringer Arbeitslosenquote in einer Region	(<i>Hypothese 3a</i>).
... hoher regionaler Einkommensgleichheit	(<i>Hypothese 4a</i>).
... hoher regionaler Bildungsungleichheit	(<i>Hypothese 5a</i>).
Interaktionseffekte zwischen sozialem Kontext und Individualmerkmalen:	
Ein hohes regionales Durchschnittseinkommen verringert den individuellen Einkommenseffekt auf die Gesundheit.	(<i>Hypothese 1b</i>).
Ein hohes regionales Bildungsniveau reduziert den individuellen Bildungseffekt auf die Gesundheit.	(<i>Hypothese 2b</i>).
Hohe regionale Arbeitslosigkeit verstärkt den nachteiligen Effekt individueller Arbeitslosigkeit auf die Gesundheit.	(<i>Hypothese 3b</i>).
Hohe regionale Einkommensungleichheit verstärkt den individuellen Einkommenseffekt auf die Gesundheit.	(<i>Hypothese 4b</i>).
Hohe Bildungsungleichheit verstärkt den individuellen Bildungseffekt auf die Gesundheit.	(<i>Hypothese 5b</i>).

Quelle: eigene Darstellung

3 Daten und Methoden

Bisherige Studien greifen meist auf Gebietseinheiten zurück, die für administrative Zwecke gebildet wurden (*Tampubolon* 2012). Die so definierten Gebietseinheiten stimmen allerdings nicht zwangsläufig mit der subjektiv eingeschätzten bzw. gefühlten Nachbarschaft überein. Verwendet man die administrativen Bezirke, werden die Kontexteffekte des Wohnviertels also unterschätzt, was einer konservativen Schätzvariante entspricht (*van Lenthe* 2006). Gesundheitsstudien, die Kontexteffekte als erklärende Variablen einsetzen, verwenden als Referenzgruppe für zu untersuchende Individuen zumeist entweder die direkte Nachbarschaft (*Wilkinson* 1997) oder ganze Staaten (*Wilkinson/Pickett* 2010). Mit Daten des Mikrozensus wäre eine kleinräumige Operationalisierung über die Auswahlbezirke prinzipiell möglich.³ Leider stellt das Mikrozensusprogramm keine brauchbare Variable zur Messung des Gesundheitszustandes bereit. Aus diesem Grund wird für die vorliegende Arbeit von der Verwendung solcher extrem kleinräumigen Auswahlbezirke abgesehen und die gröbere Gebietseinheit der Raumordnungsregion gewählt, die mit Daten des SOEP kompatibel ist. D.h. es wird die kleinstmögliche Gebietseinheit in Deutschland verwendet, für die zum einen die gewünschten Kontextmerkmale erhältlich sind und für die zum anderen die Zusammenführung mit brauchbaren Gesundheitsindikatoren auf der Individualebene möglich ist.

Raumordnungsregionen (ROR) werden vom Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung in Bonn verwaltet und entsprechen weitgehend den Planungsregionen der Bundesländer. Diese „bilden den räumlichen Bezugsrahmen für großräumige Analysen der raumstrukturellen Ausgangslage, großräumige Analysen der raumwirksamen Bundesmittel, Prognosen der großräumigen Entwicklungstendenzen, Aussagen über großräumige Disparitäten im Bereich der Infrastruktur und der Erwerbsstruktur“ (*Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung im Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (BBR)* 2009) ab. Die ROR sollen dem Konzept von Funktionalräumen entsprechen und beispielsweise die Pendlerverflechtungen von Erwerbstätigen abdecken (*BBR* 2009). Raumordnungsregionen werden demzufolge so gebildet, dass ein Großteil der Pendlerbewegungen innerhalb einer ROR stattfindet. Insofern handelt es sich bei den ROR nicht lediglich um administrative Einheiten, sondern auch um menschliche Erfahrungsräume. Zudem sind gerade Regionen, die sich über Pendlerverflechtungen definieren, die relevanten Einheiten, wenn es um die Untersuchung des Effekts von regionaler Arbeitslosigkeit auf die individuellen Erwerbchancen bzw. das individuelle Wohlergehen und die Gesundheit geht. Die Anzahl der ROR pro Bundesland richtet sich in etwa nach der Größe des Landes; so ist beispielsweise Bayern in 18 und Schleswig-Holstein in 5 solcher Regionen unterteilt. Im Durchschnitt leben ca. 852.000 Personen in einer ROR (eigene Berechnung auf Basis der Angaben des BBR 2009). Da die ROR bzgl. ihrer Be-

³ Eine überzeugende Arbeit zur beruflichen Selbständigkeit von Personen mit Migrationshintergrund, die mit Mehrebenenanalysen auf Basis solcher Auswahlbezirke arbeitet, wurde von *Schunck und Windzio* (2009) vorgelegt.

schaffenheit weder mit Stadtvierteln, wie sie in kleinräumigen Analysen verwendet werden, noch mit ganzen Nationalstaaten, wie sie in international vergleichenden Studien herangezogen werden, vergleichbar sind, bleibt unklar, inwiefern bisherige Ergebnisse auf unsere Studie übertragbar sind. Die deskriptive Verteilung der Variablen nach den 97 Raumordnungsregionen ist in Tabelle 2 dargestellt.⁴

Das durchschnittliche monatliche Haushaltsnettoeinkommen liegt in Privathaushalten der Raumordnungsregionen im Jahr 2005 bei fast 2500 Euro. Das Minimum ist 1856 Euro (Ostvorpommern), das Maximum von 3178 Euro wird in München und Umgebung erreicht. Der Gini-Koeffizient der Einkommensungleichheit über alle ROR hinweg nimmt den Wert 34 an. Das Minimum von 29 weist Mittweida im Südosten Sachsens auf. Das Maximum der Einkommensungleichheit liegt in München. Die durchschnittlichen Bildungsjahre liegen bei ca. 12. Die Region mit dem geringsten Bildungsstand in Deutschland ist Bremerhaven/Cuxhaven, die Personen mit dem höchsten Bildungsstand in Deutschland leben in Dresden, dicht gefolgt von München. Als arbeitslos gelten Personen, die zur Mikrozensusbefragung 2005 angegeben haben, dass sie beim Arbeitsamt als arbeitslos oder arbeitssuchend gemeldet sind. Die hier berichtete Arbeitslosenquote entspricht dem Anteil der Arbeitslosen an den Erwerbspersonen am Hauptwohnsitz unter Verwendung des Personengewichtungsfaktors. Die niedrigste Arbeitslosigkeit ist ganz im Süden Deutschlands zu verzeichnen (u.a. Oberallgäu, Kempten, Bad Tölz) während im Nord-Osten hohe Arbeitslosigkeit zu beobachten ist (u.a. Neubrandenburg, Ost- und Nordvorpommern). Die Eignung der relativ großen Raumordnungsregionen als Strukturierungseinheit für die Kontextebene der Mehrebenenanalysen wurde auch dahingehend geprüft, inwiefern es sich um homogene Gebietseinheiten handelt. Hierzu wurden bivariate Varianzanalysen mit den abhängigen Variablen der Bildungsjahre bzw. des

Tab. 2: Deskriptive Verteilung der Kontextvariablen auf Basis der 97 Raumordnungsregionen (Level 2)

	Fallzahl	Mittelwert	Standard- abweichung	Minimum	Maximum
Ø Haushaltsnettoeinkommen in €	97	2466,16	304,81	1855,71	3178,18
Einkommensungleichheit (Gini)	97	33,97	1,86	29,00	38,50
Ø Bildungsjahre	97	12,27	0,34	11,58	13,15
Bildungsungleichheit (Gini)	97	11,06	0,97	8,79	12,72
Arbeitslosenquote	97	13,72	6,45	5,38	31,72

Quelle: Mikrozensus 2005, eigene Berechnungen

⁴ Pro ROR stehen durchschnittlich 7027 Beobachtungen des Mikrozensus 2005 zur Verfügung, wobei zur Ermittlung der Haushaltseinkommen nur die Angaben der Haushaltsvorstände verwendet werden. Diese Ergebnisse wurden über die kontrollierte Datenfernverarbeitung des Forschungsdatenzentrums des Statistischen Bundesamtes generiert. Auf diese Weise besteht Zugriff auf die volle Fallzahl von fast 700.000 Personen des Mikrozensus 2005.

Einkommens und der unabhängigen Variable der Raumordnungsregion gerechnet. Raumordnungsregionen erklären 4 % der Gesamtvarianz der Bildung (t-Wert 6,92) und 3 % der Gesamtvarianz des Einkommens (t-Wert 3,51).⁵ Wenngleich der Anteil erklärter Varianz durch die ROR und damit die Homogenität der Einheiten relativ gering ausfällt, wird dennoch sichtbar, dass die ROR relevante Analyseeinheiten für die verwendeten Merkmale sind.

Der Gini-Koeffizient (*Gini* 1921; *Pyatt* 1976; *Allison* 1978) wurde auch zur Berechnung der Bildungsungleichheit verwendet. Hierzu wurden die Angaben zu Schulabschluss, Ausbildung und Studium in Bildungsjahre umgerechnet, die auf Individual-ebene zwischen 8 und 18 Jahren variieren. Aus Gründen besserer Vergleichbarkeit wurde dieser Koeffizient sowohl zur Messung der Einkommens- als auch der Bildungsungleichheit verwendet. Zu beachten ist lediglich, dass Bildungsniveau und Bildungsungleichheit hoch korreliert sein können (*Moore et al.* 2007). Im vorliegenden Datenmaterial ist das allerdings nicht der Fall (Pearson-Korrelationskoeffizient = 0,008, $p > 0,05$). Zwischen Einkommensniveau und Einkommensungleichheit besteht jedoch ein starker statistischer Zusammenhang (Pearson-Korrelationskoeffizient = 0,684, $p < 0,001$). Aus diesem Grunde werden die Ergebnisse sowohl mit als auch ohne Niveauvariablen (durchschnittliches Haushaltseinkommen, durchschnittliches Bildungsniveau) berichtet.

Auf den Urbanisierungsgrad wird auf Ebene der Individuen kontrolliert. Die Dummyvariablen für Kleinstadt (20.000-100.000 EinwohnerInnen) und Stadt (100.000 EinwohnerInnen und mehr) haben allerdings keinen Effekt auf die individuelle Gesundheit und sind in den Tabellen 4 und 5 nicht aufgeführt.

Die kleinräumigen Informationen des Mikrozensus auf Basis der 97 ROR stammen aus dem Jahr 2005. Die Individualdaten zu Gesundheit und entsprechenden Bestimmungsfaktoren liefert das SOEP mit der Welle von 2006. Mit diesem Versatz ist sichergestellt, dass Einflüsse regionaler Ungleichheit den Individualeffekten zeitlich vorausgehen.

Da der Schwerpunkt der vorliegenden Arbeit nicht auf der Individualebene, sondern auf der Kontextebene liegt, werden die Variablen des SOEP nur kurz vorgestellt. Die abhängige Variable ist die Einschätzung der subjektiven Gesundheit, die auf einer fünfstufigen Skala gemessen und für den vorliegenden Beitrag dichotomisiert wurde. Die ersten beiden Kategorien („sehr guter“ und „guter“ Gesundheitszustand) wurden zusammengefasst. Einige vorliegende Forschungsarbeiten bestätigen die hohe (punktbiseriale) Korrelation zwischen subjektiver und objektiver Gesundheit (*Idler/Benyamini* 1997; *Heidrich et al.* 2002; *Case/Paxson* 2005; *Kriwy/Mielck* 2006; *Lyyra et al.* 2009), sodass der subjektiven Gesundheitseinschätzung eine hohe Kriteriumsvalidität beigemessen werden kann. Zudem eignet sich die subjektive Gesundheit insbesondere für Analysen im Querschnittsdesign, wie die Metaanalyse von *Kondo et al.* (2009) zeigt. Das Altersspektrum wurde für die vorliegenden Berechnungen auf 25 bis 65 Jahre beschränkt. Zum einen wird dies

⁵ Hierfür spricht auch das Random Intercept Only Modell mit der abhängigen Variable der subjektiven Gesundheit (siehe Abschnitt 4).

Tab. 3: Deskriptive Verteilung der Individualvariablen (Level 1)

	Fallzahl	Mittelwert	Standard- abweichung	Minimum	Maximum
<i>Abhängige Variable:</i> subjektiver Gesundheitszustand (1=sehr gut/gut)	15529	0,53	0,50	0	1
<i>Vertikale Differenzierung:</i>					
Nettoeinkommen in €	10229	1699,45	1310,60	35	30000
Nettoeinkommen in € (ln) ^a	15550	4,96	3,14	0,69	10,31
Arbeitslos	15550	0,25	0,43	0	1
Kontrollvariable: Hausfrau/-mann	15550	0,11	0,31	0	1
Bildungsjahre	15227	13,18	2,67	8	18
<i>Horizontale Differenzierung:</i>					
Alter in Jahren	15550	45,48	11,09	25	65
Geschlecht (1=Frau)	15550	0,52	0,50	0	1
Nationalität (1=deutsch)	15550	0,92	0,26	0	1
<i>Gesundheitsverhalten:</i>					
Regelmäßiger Tabakkonsum	15535	0,32	0,47	0	1
Regelmäßiger Alkoholkonsum	15550	0,17	0,38	0	1
Body-Mass-Index (metrisch)	15406	25,87	4,59	12,03	76,21
<i>Ressourcen:</i>					
Familienstand (1=verheiratet)	15550	0,67	0,47	0	1
Vertrauensperson vorhanden	15550	0,91	0,28	0	1
Quadratmeter pro Person (ln)	15505	3,67	0,47	1,39	6,04
<i>Belastungen:</i>					
Arbeitsplatz gefährdet	15550	0,13	0,34	0	1
Mehr als 5 Überstunden	15550	0,19	0,39	0	1
Unzufrieden: Wohnung	15550	0,13	0,34	0	1
Unzufrieden: Familie	15550	0,15	0,36	0	1

^a Um den Einfluss der Arbeitslosigkeit von Personen berichten zu können, wurden fehlende Einkommensangaben aufgrund fehlender Erwerbstätigkeit (nicht aufgrund von Item-Nonresponse) auf einen Wert nahe Null gesetzt (2 Euro Monatseinkommen). Damit werden auch diese Einkommensangaben logarithmierbar und der daraus resultierende Fehler wird durch die Kontrollvariablen Hausfrau/-mann und den Arbeitslosigkeitsdummy aufgefangen.

Anmerkung: Sofern nicht anders angemerkt entspricht 1=ja, 0=nein.

Quelle: SOEP 2006, eigene Berechnungen

damit begründet, dass besonders alte Personen in einem Panel dem Survivor-Effekt unterliegen und entsprechend davon auszugehen ist, dass eher die „gesunden alten Menschen“ an einem Panel teilnehmen, was Auswirkungen z.B. auf die Schätzung der Lebenserwartung hat (*Schnell/Trappmann 2006*). Zum anderen werden Einkommenseffekte als Effekte des individuellen Nettoeinkommens aufgefasst, was nahelegt, Personen über 65 Jahren aus den Berechnungen herauszunehmen. Besonders junge Menschen (unter 25 Jahre) wurden ebenfalls aus den Analysen ausgeschlossen, da diese noch keine auffällige Variation in ihrem Gesundheitsstatus aufweisen. In Tabelle 3 ist die Verteilung der Individualmerkmale dargestellt.

Da aufgrund der räumlichen Clusterung die Unabhängigkeit der Elemente verletzt ist, werden Verfahren der Mehrebenenanalyse verwendet (für einen einführenden Überblick siehe *Hox* 2002). Bei den Berechnungen handelt es sich um Random-Effects Logit-Modelle (Random Intercept und Random Slopes), die im Gegensatz zu Fixed-Effects-Modellen variierende Steigungen über die Regionaleinheiten berücksichtigen.⁶ Die Mehrebenenanalysen wurden mit HLM6 durchgeführt. Population-Average-Schätzungen reagieren dabei weniger sensitiv auf Fehlspezifikationen und Verteilungsannahmen als Unit-Specific-Schätzungen. Da auf der zweiten Analyseebene regional variierende Variablen eingehen und wir uns für daraus resultierende durchschnittliche Effekte in der Population interessieren, ist die Verwendung von Population-Average-Modellen hinreichend (*Neuhaus et al.* 1991).

4 Ergebnisse

Das Random-Intercept-Only Modell (in Tab. 4 nicht enthalten) zeigt, dass die durchschnittliche Gesundheit nach ROR höchst signifikant variiert (t-Wert 3,76). Die Modelle in Tabelle 4 informieren über die Ergebnisse auf Individualebene (Level 1) und Kontextebene (Level 2). Auf individueller Ebene fallen die Ergebnisse überwiegend in erwarteter Weise aus und werden nur kurz skizziert, da das zentrale Interesse des vorliegenden Beitrags auf den regionalen Effekten liegt. Mit höherer Bildung und höherem Einkommen sind verbesserte Gesundheitschancen assoziiert. Mit steigendem Alter verringern sich die Gesundheitschancen und mit höherem Body-Mass-Index und mit regelmäßigem Tabakkonsum gehen ebenfalls geringere Aussichten auf eine gute Gesundheit einher. Der Bereich der Gesundheitsressourcen bleibt wirkungslos. Vertrauenspersonen und ein geräumiges Wohnumfeld, gemessen an der Quadratmeterzahl pro Person, haben keinen gesundheitsförderlichen Einfluss. Die Belastungsfaktoren (die Angst den Arbeitsplatz zu verlieren, Überstunden, Unzufriedenheit mit der eigenen Wohnung und der Familie) wirken sich allesamt negativ auf die Gesundheitschancen aus. Arbeitslosigkeit geht mit verringerten Gesundheitschancen einher, während der Status Hausfrau oder -mann nicht mit der individuellen Gesundheit variiert.

Die Kontextvariablen erfassen Einkommens- und Bildungsungleichheit, das Einkommens- und Bildungsniveau sowie die Arbeitslosenquote auf der Ebene der Raumordnungsregionen. Einkommensniveau und Einkommensungleichheit sind mit sehr geringen t-Werten nicht signifikant (*Hypothesen 1a* und *4a* widerlegt). Regionale Bildungsungleichheit und das regionale Bildungsniveau haben ebenfalls keinen Effekt auf den individuellen Gesundheitszustand (*Hypothesen 2a* und *5a* widerlegt). Die lokale Arbeitslosigkeit hat nur einen sehr schwachen Einfluss auf

⁶ Fixed- und entsprechende Random-Effects Modelle wurden zuvor mit dem Hausman-Test unter Verwendung von Stata 11 konkurrierend getestet. Die Koeffizienten unterscheiden sich hierbei signifikant, wenn auch in geringem Ausmaß. Der Test fällt daher knapp zugunsten der Random-Effects Modelle aus.

Tab. 4: Random-Effects Logit Modelle (Abhängige Variable: subjektiver Gesundheitszustand: 1=sehr gut/gut, Alter 25-65 Jahre, Population-Average-Models, robuste Standardfehler)

	Koeffizient (t-Wert)		
	Modell A	Modell B	Modell C
<i>Level 1 (Individualebene):</i>			
Konstante	0,12 (4,66)***	0,12 (4,47)***	0,12 (4,57)***
<i>Vertikale Differenzierung:</i>			
Nettoeinkommen in € (ln)	0,02 (2,18)*	0,02 (2,21)*	0,02 (2,31)*
Arbeitslos	-0,23 (-3,45)**	-0,23 (-3,53)**	-0,23 (-3,48)**
Kontrollvariable: Hausfrau/-mann	0,01 (0,09)	0,01 (0,24)	0,01 (0,06)
Bildungsjahre	0,06 (8,21)***	0,06 (8,05)***	0,06 (7,76)***
<i>Horizontale Differenzierung:</i>			
Alter in Jahren	-0,04(-20,85)***	-0,04(-20,90)***	-0,04(-20,77)***
Geschlecht (Frau=1)	-0,17 (-5,58)***	-0,17 (-5,75)***	-0,17 (-5,72)***
Nationalität (deutsch=1)	-0,21 (-2,38)*	-0,22 (-2,41)*	-0,22 (-2,44)*
<i>Gesundheitsverhalten:</i>			
Regelmäßiger Tabakkonsum	-0,25 (-8,03)***	-0,25 (-7,97)***	-0,25 (-7,99)***
Regelmäßiger Alkoholkonsum	0,09 (1,67) ⁺	0,08 (1,59)	0,08 (1,49)
Body-Mass-Index (metrisch)	-0,06(-16,21)***	-0,06(-16,34)***	-0,06(-16,34)***
<i>Ressourcen:</i>			
Familienstand (1=verheiratet)	-0,04 (-0,95)	-0,03 (-0,85)	-0,03 (-0,85)
Vertrauensperson vorhanden	0,07 (1,23)	0,07 (1,25)	0,07 (1,20)
Quadratmeter pro Person (ln)	0,01 (0,29)	0,02 (0,41)	0,01 (0,32)
<i>Belastungen:</i>			
Arbeitsplatz gefährdet	-0,38 (-8,80)***	-0,38 (-8,82)***	-0,38 (-8,88)***
Mehr als 5 Überstunden	-0,10 (-2,47)*	-0,10 (-2,58)*	-0,11 (-2,62)*
Unzufrieden: Wohnung	-0,54(-10,65)***	-0,54(-10,54)***	-0,54(-10,49)***
Unzufrieden: Familie	-0,74(-14,81)***	-0,73(-14,78)***	-0,73(-14,70)***
<i>Level 2 (ROR):</i>			
Gini-Index Einkommen	0,02 (1,18)	0,01 (0,55)	0,01 (0,58)
Ø Haushaltseinkommen in 1000€		0,26 (1,32)	0,26 (1,27)
Gini-Index Bildungsjahre	-0,03 (-0,80)	-0,02 (-0,43)	-0,01 (-0,18)
Ø Bildungsjahre		0,05 (0,64)	0,03 (0,39)
Arbeitslosenquote		1,53 (1,59)	1,75 (1,80) ⁺
<i>Cross-level Effekte:</i>			
Gini Einkommen * Einkommen			0,00 (0,12)
Ø Haushaltseinkommen * Einkommen			-0,02 (-0,65)
Gini Bildungsjahre * Bildungsjahre			0,02 (3,24)**
Ø Bildungsjahre * Bildungsjahre			-0,03 (-1,55)
Arbeitslosenquote * Arbeitslos			-1,03 (-1,32)
Fallzahl (Level 1)	15036	15036	15036
Fallzahl (Level 2)	97	97	97

⁺ p < 0,10, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001

Eigene Berechnungen, kontrolliert auf Urbanisierungsgrad auf Level 1

Anmerkung: Sofern nicht anders angemerkt entspricht 1=ja, 0=nein.

Quelle: SOEP 2006 (Level 1), pooled ROR Mikrozensus 2005 (Level 2)

individuelle Gesundheit, der nur im Modell mit Cross-Level Effekten (Modell C) auf dem 10 %-Niveau signifikant ist. Wobei zu beachten ist, dass der gegenteilige Effekt von *Hypothese 3a* der Tendenz nach belegt wird. Besonders interessant sind schließlich die eben schon erwähnten Cross-Level-Effekte aus Modell C. Während die Interaktion zwischen Einkommensungleichheit und individuellem Einkommen, Einkommensniveau und individuellem Einkommen, Bildungsniveau und individueller Bildung sowie die Interaktion von lokaler Arbeitslosigkeit und individueller Arbeitslosigkeit jeweils keinen signifikanten Effekt haben (entgegen *Hypothesen 4b, 1b, 2b, 3b*), weist der Interaktionsterm aus Bildungsungleichheit und individuellem Bildungsstand einen hoch signifikanten Effekt auf (*Hypothese 5b* wird vorläufig bestätigt). Personen mit hoher Bildung profitieren von einem bildungsungleichen regionalen Umfeld, bzw. Personen mit geringer Bildung weisen neben ihrer individuellen gesundheitlichen Benachteiligung in einem bildungsungleichen Umfeld sogar noch zusätzlich geringere Gesundheitschancen auf.

Männer und Frauen sind jedoch nicht gleichermaßen von regionalen Einflüssen betroffen. Aus diesem Grund wurden zusätzlich getrennte Modelle gerechnet, die in Tabelle 5 vorgestellt werden. In dieser Tabelle wurden die Kontrollvariablen der individuellen Ebene nicht dargestellt, da hier kaum überraschende Ergebnisse zu berichten sind. Lediglich ein Individualeffekt ist hier hervorzuheben: Überstunden sind bei Frauen negativ mit Gesundheit assoziiert, während bei Männern kein signifikanter Unterschied zu verzeichnen ist.

Unter Kontrolle der Individualvariablen (aus Tab. 4) wirken sich die Einflüsse regionaler Einkommens- und Bildungsungleichheit sowie der regionalen Arbeitslosigkeit weder bei Frauen noch bei Männern auf deren Gesundheitszustand aus (siehe Tab. 5). Der Effekt der durchschnittlichen Bildungsjahre einer Region ist bei Männern nur dann signifikant, wenn nicht auf das Einkommensniveau kontrolliert wird (Vergleiche Modell F und G für Männer). Bei den Frauen ist hierzu der Cross-Level Effekt von besonderer Bedeutung. Hohe Bildungsungleichheit verstärkt hier den individuellen Bildungseffekt (gemäß *Hypothese 5b*). D.h. in bildungsungleichen Regionen profitieren besonders hochgebildete Frauen, während Frauen bildungsferner Schichten neben ihrer individuellen Benachteiligung noch eine zusätzliche regionale gesundheitliche Benachteiligung erfahren (siehe Modelle D und E). Dieser Effekt ist bei Männern lediglich auf dem 10 %-Niveau signifikant. Betrachtet man das Einkommensniveau in Kombination mit dem individuellen Einkommen bei Männern, so schwächt ein regional hohes Einkommensniveau den individuellen Einkommenseffekt der Männer ab. Wenn das regionale Einkommensniveau hoch ist, so scheint individuelles Einkommen weniger ins Gewicht zu fallen. Bei Männern wirkt sich auch die Arbeitslosenquote anders aus als bei Frauen. Eine hohe regionale Arbeitslosigkeit verstärkt den negativen individuellen Effekt der Arbeitslosigkeit. Vermutlich ist die Frustration der arbeitslosen Männer in Regionen mit hoher Arbeitslosigkeit besonders hoch, weil die Aussichten auf eine neue Arbeitsstelle dort besonders gering sind, was sich wiederum besonders gesundheitsschädlich auswirkt (der Zusammenhang von *Hypothese 3b* gilt nur für Männer).

Tab. 5: Random-Effects Logit Modelle getrennt nach Geschlecht (Abhängige Variable: subjektiver Gesundheitszustand: 1=sehr gut/gut, Alter 25-65 Jahre, Population-Average-Models, robuste Standardfehler, unter Kontrolle der Level 1 Variablen)

	Koeffizient (t-Wert)			
	Modell D Frauen	Modell E Frauen	Modell F Männer	Modell G Männer
Konstante	0,07 (2,49)*	0,07 (2,49)*	0,17 (5,07)***	0,17 (5,07)***
<i>Level 2 (ROR):</i>				
Gini-Index Einkommen	0,03 (1,59)		0,01 (0,11)	
Ø Haushaltseinkommen in 1000€		-0,07 (-0,32)		0,36 (1,28)
Gini-Index Bildungsjahre	-0,01 (-0,30)	0,02 (0,43)	-0,01 (-0,35)	-0,02 (-0,44)
Ø Bildungsjahre	-0,05 (-0,58)	0,01 (0,07)	0,21 (2,10)*	0,16 (1,43)
Arbeitslosenquote	0,95 (1,52)	0,27 (0,25)	-0,17 (-0,22)	1,51 (1,04)
<i>Cross-level Effekte:</i>				
Gini Einkommen*Einkommen	-0,00 (-0,36)		-0,00 (-0,25)	
Ø Haushaltseinkommen*Einkommen		-0,01 (-0,34)		-0,05 (-2,14)*
Gini Bildungsjahre*Bildungsjahre	0,02 (2,13)*	0,02 (2,15)*	0,02 (1,84) ⁺	0,02 (1,89) ⁺
Ø Bildungsjahre*Bildungsjahre	-0,02 (-0,70)	-0,02 (-0,66)	-0,04 (-1,64)	-0,04 (-1,66) ⁺
Arbeitslosenquote*Arbeitslos	-0,55 (-0,62)	-0,41 (-0,37)	-2,10 (-2,51)*	-1,02 (-1,18)
N ₁ / N ₂	7811 / 97	7811 / 97	7225 / 97	7225 / 97

⁺ p < 0,10, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001, eigene Berechnungen

Quelle: SOEP 2006 (Level 1), pooled ROR Mikrozensus 2005 (Level 2). Die Ergebnisse sind unter Kontrolle der Individualvariablen (siehe Tab. 4) ermittelt worden aber in Tabelle 5 nicht dargestellt.

5 Zusammenfassung und Diskussion

Die vorliegenden Ausführungen dienen dem Zweck, individuelle Gesundheitschancen mit regional variierenden Ausprägungen von Ungleichheitsdimensionen zu erklären. Unter Kontrolle von relevanten Individualmerkmalen wird dem regionalen Einfluss von Einkommens- und Bildungsniveau, Einkommens- und Bildungsungleichheit sowie der lokalen Arbeitslosenquote ein eigenständiger Effekt auf individuelle Gesundheit zugeschrieben. Dies erscheint durchaus sinnvoll, da in vielen vorliegenden Studien kleinräumige Effekte auch unter Kontrolle der wesentlichen individuellen Determinanten signifikant bleiben. Im Gegensatz zu ähnlichen Studien des anglo-amerikanischen Raumes werden im vorliegenden Beitrag allerdings relativ großflächige Raumordnungsregionen zur Abgrenzung der Kontexteffekte genutzt. Dies hat einerseits den Vorteil, dass die einzelnen Kennziffern zur regionalen Ungleichheit auf einer soliden Datenbasis beruhen, da die volle Fallzahl des Mikrozensus von 2005 von fast 700.000 Fällen zur Beschreibung der 97 Raumordnungsregionen verwendet wird. Andererseits liegt der Nachteil dieses Vorgehens darin, dass die Regionen aufgrund ihrer Größe noch eine beträchtliche Heterogenität bezüglich der relevanten Ungleichheitsdimensionen aufweisen. Aus diesem

Grund werden kleinräumige regionale Effekte im vorliegenden Beitrag tendenziell unterschätzt, d.h. es werden auf der zweiten Analyseebene sehr konservative Ergebnisse präsentiert.

Die vorgestellten individuellen Effekte auf Gesundheitschancen stellen eine gute Replikation des aktuellen Stands der Forschung dar. Interessant wird es allerdings, wenn regionale Kontexteffekte Berücksichtigung finden. Die betreffenden Haupteffekte sind hierbei überwiegend nicht signifikant. D.h. weder Einkommensniveau, Bildungs- und Einkommensungleichheit noch regionale Arbeitslosigkeit haben einen Einfluss auf individuelle Gesundheitschancen. Lediglich das regionale Bildungsniveau hat einen leicht positiven Effekt auf die Gesundheit der Männer; dieses Resultat ist allerdings nicht sehr robust. Die Interaktion von regionaler Bildungsungleichheit und individueller Bildung weist allerdings einen hoch signifikanten positiven Effekt auf. D.h. mit zunehmender Bildungsungleichheit in einer Region verstärkt sich der individuelle Bildungseffekt. Bildungsferne Schichten haben dann noch geringere und hoch gebildete Personen noch bessere Gesundheitschancen. Getrennt nach Geschlecht betrachtet, setzt sich dieser Effekt allerdings speziell bei Frauen durch. Anders gestaltet sich das Bild beim Thema Arbeitslosigkeit. Männer leiden stärker unter ihrer individuellen Arbeitslosigkeit, wenn die Arbeitslosigkeit in der Region hoch ist, bei Frauen zeigt sich kein solcher Effekt. Dieses Ergebnis verweist auf zweierlei Schlussfolgerungen: Zum einen ist das Wohlbefinden von Männern immer noch viel stärker als das von Frauen davon abhängig, ob sie der Rolle „des Ernährers“ gerecht werden und am Arbeitsmarkt partizipieren. Zum anderen scheinen Chancen auf die Rückkehr in den Arbeitsmarkt anhand der regionalen Arbeitslosenquote antizipiert zu werden und schlechte Berufsaussichten in der Region scheinen sich zusätzlich negativ auf die Gesundheit von Männern auszuwirken. Da wir allerdings nur mit Querschnittsdaten arbeiten, können wir die gegenläufige Kausalrichtung nicht ausschließen. Demnach hätten kranke Männer in strukturschwachen Regionen besonders große Probleme beim Einstieg in den Arbeitsmarkt.

Galea und Ahern (2005) interpretieren den Bildungsniveaueffekt ihrer Studie dahingehend, dass in Regionen mit hohem Bildungsniveau alle Personen dieser Regionen von dem gesundheitsförderlichen Effekt hoch gebildeter Personen profitieren: „The presence in a neighborhood of highly educated people may be salutary for all residents, independent of the potentially deleterious consequences of income maldistribution“ (*Galea/Ahern 2005: 2198*). *Galea und Ahern (2005)* haben allerdings keine Cross-Level-Effekte untersucht, was unserer Einschätzung nach die Ursache dafür sein kann, dass ihre entsprechende inhaltliche Schlussfolgerung zu kurz greift. Der von uns präsentierte Cross-Level-Effekt der regionalen Bildungsungleichheit auf den Effekt individueller Bildungsjahre verdeutlicht, dass regionale Bildungsungleichheit den individuellen Bildungseffekt verstärkt.

Die Interpretation dieses Effekts ist keineswegs trivial und soll nur im Rahmen vorsichtiger Vermutungen erfolgen. Da geringer Bildungsstand mit verringerter Populationsgesundheit verbunden ist, könnte in bildungsungleichen Gegenden eine auffällig hohe Inzidenz von schlechtem Gesundheitsverhalten, gesundheitlichen Problemen sowie Krankheiten zur verstärkten Implementierung von Präventionsmaßnahmen führen. Von Maßnahmen dieser Art ist allerdings bekannt, dass sie oft

gerade bei der Gruppe, welche die Unterstützung am dringendsten benötigt, wirkungslos bleiben. Beispielsweise erreichen übergewichtige Kinder von hoch gebildeten Eltern nach dem Absolvieren von Maßnahmen zur Prävention von Übergewicht schnell ein signifikant verbessertes Körpergewicht während Kinder aus bildungsfernen Schichten von denselben Maßnahmen nicht profitieren (*Plachta-Danielzik et al.* 2008). Solch ein Mechanismus könnte dazu führen, dass in bildungsungleichen Gegenden besonders hoch gebildete Personen gesundheitlich profitieren. Bisherige Studien fokussieren meistens auf Einkommens- und Wohlstandsindikatoren und haben die Bedeutung von Bildungsniveau und -ungleichheit von Regionen weitestgehend vernachlässigt, dies sollte zukünftige Forschung stärker berücksichtigen.

Danksagung

Wir möchten uns herzlich bei Tim Hochgürtel vom Forschungsdatenzentrum des Statistischen Bundesamtes für die Durchführung der kontrollierten Datenfernverarbeitung und bei Dominika Urbanski für die Mithilfe bei der Literaturrecherche bedanken. Zudem danken wir den TeilnehmerInnen der Tagung Rational Choice Sociology (Venice International University) sowie den anonymen GutachterInnen und den HerausgeberInnen für hilfreiche Anmerkungen.

Literatur

- Albrecht, Gary L.; Fitzpatrick, Ray; Scrimshaw, Susan C.* (Hrsg.) 2001: Handbook of Social Studies in Health and Medicine. London: Sage [doi: 10.4135/9781848608412].
- Allison, Paul D.* 1978: Measures of Inequality. In: American Sociological Review 43: 865-880.
- Altenhofen, Lutz* 1998: Das Programm zur Krankheits-Früherkennung bei Kindern. Inanspruchnahme und Datenlage. In: *Bundeszentrale für gesundheitliche Aufklärung* (Hrsg.): Gesundheit von Kindern. Epidemiologische Grundlagen. Forschung und Praxis in der Gesundheitsförderung 3. Köln: BZgA: 24-33.
- Babones, Salvatore J.* 2008: Income inequality and population health: Correlation and causality. In: Social Science & Medicine 66,7: 1614-1626 [doi: 10.1016/j.socscimed.2007.12.012].
- Backlund, Eric; Sorlie, Paul D.; Johnson, Norman J.* 1996: The shape of the relationship between income and mortality in the United States: Evidence from the National Longitudinal Mortality Study. In: Annals of Epidemiology 6,1: 12-20 [doi: 10.1093/ije/dym012].
- Backlund, Eric et al.* 2007: Income inequality and mortality: a multilevel prospective study of 521 248 individuals in 50 US states. In: International Journal of Epidemiology 36: 590-596 [doi: 10.1093/ije/dym012].
- Bauer, Ullrich; Bittlingmayer, Uwe H.; Richter, Matthias* (Hrsg.) 2008: Health Inequalities: Determinanten und Mechanismen gesundheitlicher Ungleichheit. Wiesbaden: VS Verlag.
- Beckfield, Jason* 2004: Does Income Inequality Harm Health? New Cross-National Evidence. In: Journal of Health and Social Behavior 45,3: 231-248 [doi: 10.1177/002214650404500301].

- Bird, Chloe E.; Conrad, Peter; Fremont, Allen M.* (Hrsg.) 2000: Handbook of Medical Sociology. 5. Aufl. Upper Saddle River: Prentice Hall.
- Blane, David; Bartley, Mel; Smith, George Davey* 1997: Disease aetiology and materialist explanations of socioeconomic mortality differentials. In: European Journal of Public Health 7,4: 385-391 [doi: 10.1093/eurpub/7.4.385].
- Borrell, Luisa N. et al.* 2004: Neighbourhood characteristics and mortality in the Atherosclerosis Risk in Communities Study. In: International Journal of Epidemiology 33,2: 398-407 [doi: 10.1093/ije/dyh063].
- Bosma, Hans et al.* 2001: Neighborhood Socioeconomic Status and All-Cause Mortality. In: American Journal of Epidemiology 153,4: 363-371 [doi: 10.1093/aje/153.4.363].
- Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung im Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (BBR)* 2009: Laufende Raumbearbeitung – Raumbearbeitungen. In: http://www.bbsr.bund.de/nn_1067638/BBSR/DE/Raumbearbeitung/Raumbearbeitungen/Raumbearbeitungsregionen/raumbearbeitungsregionen__node.html?__nnn=true, 03.06.13.
- Bundeszentrale für gesundheitliche Aufklärung* (Hrsg.) 1998: Gesundheit von Kindern. Epidemiologische Grundlagen. Forschung und Praxis in der Gesundheitsförderung 3. Köln: BZgA.
- Case, Anne; Paxson, Christina* 2005: Sex Differences in Morbidity and Mortality. In: Demography 42,2: 189-214 [doi: 10.1353/dem.2005.0011].
- Cockerham, William C.* 1999: Health and social change in Russia and Eastern Europe. London: Routledge [doi: 10.1177/002214650504600105].
- Cockerham, William C. et al.* 2005: Health lifestyles in Ukraine. In: Sozial- und Präventivmedizin 50,4: 51-67.
- Cubbin, Catherine; LeClere, Felicia B.; Smith, George S.* 2000: Socioeconomic status and injury mortality: individual and neighbourhood determinants. In: Journal of Epidemiology and Community Health 54: 517-524 [doi:10.1136/jech.54.7.517].
- Cummins, Steven; Curtis, Sarah; Diez-Roux, Ana V.; Macintyre, Sally* 2007: Understanding and presenting "place" in health research: A relational approach. In: Social Science & Medicine 65: 1825-1838 [doi:10.1016/j.socscimed.2007.05.036].
- Dahl, Espen et al.* 2006: Welfare state regimes and health inequalities. 9. In: *Siegrist, Johannes; Marmot, Michael* (Hrsg.): Social inequalities in health: new evidence and policy implications. Oxford: University Press: 193-222.
- Diez-Roux, Ana V.* 2001: Investigating neighborhood and area effects on health. In: American Journal of Public Health 91,11: 1783-1789 [doi: 10.2105/AJPH.91.11.1783].
- Ecob, Russell; Smith, George D.* 1999: Income and health: what is the nature of the relationship? In: Social Science & Medicine 48,5: 693-705.
- Engström, Karin et al.* 2008: Contextual social capital as a risk factor for poor self-rated health: A multilevel analysis. In: Social Science & Medicine 66,11: 2268-2280 [doi: 10.1016/j.socscimed.2008.01.019].
- Franzini, Luisa; Ribble, John; Spears, William* 2001: The Effects of Income Inequality and Income Level on Mortality Vary by Population Size in Texas Counties. In: Journal of Health and Social Behavior 42,4: 373-383.
- Galea, Sandro; Ahern, Jennifer* 2005: Distribution of Education and Population Health: An Ecological Analysis of New York City Neighborhoods. In: American Journal of Public Health 95,12: 2198-2205 vom 19.11.2009 [doi: 10.2105/AJPH.2004.050617].

- Gerdtham, Ulf-G; Johannesson, Magnus* 2004: Absolute Income, Relative Income, Income Inequality, and Mortality. In: *The Journal of Human Resources* 39,1: 228-247.
- Gerhards, Jürgen; Rössel, Jörg* 2003: Das Ernährungsverhalten Jugendlicher im Kontext ihrer Lebensstile. Eine empirische Studie. *Forschung und Praxis der Gesundheitsförderung* 20. Köln: Bundeszentrale für gesundheitliche Aufklärung (BZgA [doi: 10.3239/9783640083756]).
- Gini, Corrado* 1921: Measurement of Inequality of Incomes. In: *The Economic Journal* 31: 124-126.
- Gravelle, Hugh* 1998: How much of the relation between population mortality and unequal distribution of income is a statistical artefact? In: *British Medical Journal* 316: 382-385.
- Greiner, Birgit A.* 2001: Psychosoziale Belastungen und Ressourcen am Arbeitsplatz. In: *Mielck, Andreas; Bloomfield, Kim* (Hrsg.): *Sozial-Epidemiologie. Eine Einführung in die Grundlagen, Ergebnisse und Umsetzungsmöglichkeiten*. Weinheim: Juventa: 141-156.
- Gross, Christiane; Groß, Jochen* 2008: Rational-Choice-Erklärungen zum Rauchverhalten und ihre empirische Relevanz. In: *Soziale Welt* 59,3: 247-268.
- Haan, Mary; Kaplan, George A.; Camacho, Terry* 1987: Poverty and Health: Prospective Evidence from the Alameda County Study. In: *American Journal of Epidemiology* 125,6: 989-998.
- Heidrich, Jan et al.* 2002: Self-Rated Health and its Relation to All-Cause and Cardiovascular Mortality in Southern Germany. Results from the MONICA Augsburg Cohort Study 1984-1995. In: *Annals of Epidemiology* 12,5: 338-345 [doi: 10.1016/S1047-2797(01)00300-3].
- Helmert, Uwe* 2003: *Soziale Ungleichheit und Krankheitsrisiken*. Augsburg: Maro.
- Helmert, Uwe; Mielck, Andreas; Shea, Stephen* 1997: Poverty, health, and nutrition in Germany. In: *Reviews on Environmental Health* 12,3: 159-170.
- Helmert, Uwe; Schorb, Friedrich* 2009: Die Bedeutung verhaltensbezogener Faktoren im Kontext der sozialen Ungleichheit der Gesundheit. In: *Richter, Matthias; Hurrelmann, Klaus* (Hrsg.): *Gesundheitliche Ungleichheit. Grundlagen, Probleme, Perspektiven*. Wiesbaden: VS Verlag: 133-148 [doi: 10.1007/978-3-531-91643-9].
- Holt-Lunstad, Julianne; Smith, Timothy B.; Layton, J. Bradley* 2010: Social Relationships and Mortality Risk: A Meta-analytic Review. In: *PLoS Medicine* 7,7: 1-20 [doi: 10.1371/journal.pmed.1000316].
- Hox, Joop* 2002: *Multilevel analysis. Techniques and applications*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Hurrelmann, Klaus; Klocke, Andreas; Metzger, Wolfgang* (Hrsg.) 2003: *Jugendgesundheitssurvey. Internationale Vergleichsstudie im Auftrag der Weltgesundheitsorganisation WHO*. Weinheim: Juventa.
- Idler, Ellen L.; Benyamini, Yael* 1997: Self-Rated Health and Mortality. A Review of Twenty-Seven Community Studies. In: *Journal of Health and Social Behavior* 38: 21-37.
- Janßen, Christian et al.* 2009: Der Einfluss sozialer Ungleichheit auf die medizinische und gesundheitsbezogene Versorgung in Deutschland. In: *Richter, Matthias; Hurrelmann, Klaus* (Hrsg.): *Gesundheitliche Ungleichheit. Grundlagen, Probleme, Perspektiven*. Wiesbaden: VS Verlag: 149-165 [doi: 10.1007/978-3-531-91643-9_8].
- Jungbauer-Gans, Monika* 2002: *Ungleichheit, soziale Beziehungen und Gesundheit*. Wiesbaden: Westdeutscher Verlag [doi: 10.1007/978-3-663-11690-5].

- Jungbauer-Gans, Monika; Gross, Christiane* 2009: Erklärungsansätze sozial differenzierter Gesundheitschancen. In: *Richter, Matthias; Hurrelmann, Klaus* (Hrsg.): *Gesundheitliche Ungleichheit. Grundlagen, Probleme, Perspektiven*. Wiesbaden: VS Verlag: 77-98 [doi: 10.1007/978-3-531-91643-9_4].
- Kamphuis, Carlijn B.M. et al.* 2007: Perceived environmental determinants of physical activity and fruit and vegetable consumption among high and low socioeconomic groups in the Netherlands. In: *Health & Place* 13: 493-503 [doi: 10.1016/j.healthplace.2006.05.008].
- Kawachi, Ichiro et al.* 1997: Social capital, income inequality, and mortality. In: *American Journal of Public Health* 87,9: 1491-1498.
- Kecskes, Robert; Wagner, Michael; Wolf, Christof* (Hrsg.) 2004: *Angewandte Soziologie*. Wiesbaden: VS Verlag [doi: 10.1007/978-3-322-91384-5].
- Kemptoner, Daniela et al.* 2008: Regionale Unterschiede des Gesundheitsverhaltens in Bayern – Mehrebenenanalyse einer bevölkerungsrepräsentativen Befragung in Verbindung mit sozioökonomischen Strukturdaten. In: *Das Gesundheitswesen* 70: 28-37 [doi: 10.1055/s-2007-1022523].
- Klein, Thomas; Schneider, Sven; Löwel, Hannelore* 2001: Bildung und Mortalität. Die Bedeutung gesundheitsrelevanter Aspekte des Lebensstils. In: *Zeitschrift für Soziologie* 30,5: 384-400.
- Kondo, Naoki et al.* 2009: Income inequality, mortality, and self rated health: meta-analysis of multilevel studies. In: *BMJ* 339: 1-9 [doi: 10.1136/bmj.b4471].
- Krieger, Nancy* 2001: Letters to the Editor. Historical roots of social epidemiology: socioeconomics gradients in health and contextual analysis. In: *International Journal of Epidemiology* 30: 899-903 [doi: 10.1093/ije/30.4.899].
- Kriwy, Peter; Mielck, Andreas* 2006: Versicherte der gesetzlichen Krankenversicherung (GKV) und der privaten Krankenversicherung (PKV): Unterschiede in Morbidität und Gesundheitsverhalten. In: *Das Gesundheitswesen* 68,5: 281-288 [doi: 10.1055/s-2006-926779].
- Lampert, Thomas; Thamm, Michael* 2007: Tabak-, Alkohol- und Drogenkonsum von Jugendlichen in Deutschland. Ergebnisse des Kinder- und Jugendgesundheitsveys (KiGGS). In: *Bundesgesundheitsblatt – Gesundheitsforschung – Gesundheitsschutz* 50,5-6: 600-608 [doi: 10.1007/s00103-007-0221-y].
- Lampert, Thomas; Thamm, Michael* 2004: Soziale Ungleichheit des Rauchverhaltens in Deutschland. In: *Bundesgesundheitsblatt – Gesundheitsforschung – Gesundheitsschutz* 47,11: 1033-1042 [doi: 10.1007/s00103-004-0934-0].
- Lane, Sandra D.; Cibula, Donald A.* 2001: Gender and Health. In: *Albrecht, Gary L.; Fitzpatrick, Ray; Scrimshaw, Susan C.* (Hrsg.): *Handbook of Social Studies in Health and Medicine*. London: Sage: 136-153 [doi: 10.4135/9781848608412].
- Larsen, Klaus; Merlo, Juan* 2005: Appropriate Assessment of Neighborhood Effects on Individual Health: Integrating Random and Fixed Effects in Multilevel Logistic Regression. In: *American Journal of Epidemiology* 161,1: 81-88 vom 19.11.2009 [doi: 10.1093/aje/kwi017].
- Lee, Rebecca E.; Cubbin, Catherine; Winkleby, Marilyn* 2007: Contribution of neighbourhood socioeconomic status and physical activity resources to physical activity among women. In: *Journal of Epidemiology and Community Health* 61: 882-890 [doi:10.1136/jech.2006.054098].
- Link, Bruce G.; Phelan, Jo C.* 2000: Evaluating the Fundamental Cause Explanation for Social Disparities in Health. In: *Bird, Chloe E.; Conrad, Peter; Fremont, Allen M.* (Hrsg.): *Handbook of Medical Sociology*. Upper Saddle River: Prentice Hall: 33-45.

- Lochner, Kimberly A. et al.* 2003: Social capital and neighborhood mortality rates in Chicago. In: *Social Science & Medicine* 56,8: 1797-1805 [doi: 10.1016/S0277-9536(02)00177-6].
- Lynch, John W. et al.* 2000: Income inequality and mortality: importance to health of individual income, psychosocial environment, or material conditions. In: *British Medical Journal* 320: 1200-1204 [doi: 10.1136/bmj.320.7243.1200].
- Lyyra, Tiina-Mari et al.* 2009: Self-rated health and mortality in older men and women: A time-dependent covariate analysis. In: *Archives of Gerontology and Geriatrics* 48,1: 14-18 [doi: 10.1016/j.archger.2007.09.004].
- Macinryre, Sally; Ellaway, Anne; Cummins, Steven* 2002: Place effects on health: how can we conceptualise, operationalise and measure them? In: *Social Science & Medicine* 55: 125-139 [doi: 10.1016/S0277-9536(01)00214-3].
- Marinacci, Chiara et al.* 2004: The role of individual and contextual socioeconomic circumstances on mortality. Analysis of time variations in a city of north west Italy. In: *Journal of Epidemiology and Community Health* 58: 199-207 [doi: 10.1136/jech.2003.014928].
- Martikainen, Pekka; Kauppinen, Tiina M.; Valkonen, Tapani* 2003: Effects of the characteristics of neighbourhoods and the characteristics of people on cause specific mortality. A register based follow up study of 252,000 men. In: *Journal of Epidemiology Community Health* 57,3: 210-217 [doi: 10.1136/jech.57.3.210].
- McLeod, Jane D.; Nonnemaker, James M.; Call, Kathleen T.* 2004: Income Inequality, Race, and Child Well-being: An Aggregate Analysis in the 50 United States. In: *Journal of Health and Social Behavior* 45,3: 249-264 [doi: 10.1177/002214650404500302].
- Mellor, Jennifer M.; Milyo, Jeffrey* 2002: Income Inequality and Health Status in the United States: Evidence from Current Population Survey. In: *The Journal of Human Resources* XXVII,3: 510-539 [doi: 10.2307/3069680].
- Mielck, Andreas* 2000: *Soziale Ungleichheit und Gesundheit. Empirische Ergebnisse, Erklärungsansätze, Interventionsmöglichkeiten.* Bern: Hans Huber.
- Mielck, Andreas* 2008: Regionale Unterschiede bei Gesundheit und gesundheitlicher Versorgung: Weiterentwicklung der theoretischen und methodischen Ansätze. In: *Bauer, Ullrich; Bittlingmayer, Uwe H.; Richter, Matthias* (Hrsg.): *Health Inequalities: Determinanten und Mechanismen gesundheitlicher Ungleichheit.* Wiesbaden: VS Verlag: 167-187.
- Mielck, Andreas; Bloomfield, Kim* (Hrsg.) 2001: *Sozial-Epidemiologie. Eine Einführung in die Grundlagen, Ergebnisse und Umsetzungsmöglichkeiten.* Weinheim: Juventa.
- Mirowsky, John; Ross, Catherine E.; Reynolds, John* 2000: Links Between Social Status and Health Status. In: *Bird, Chloe E.; Conrad, Peter; Fremont, Allen M.* (Hrsg.): *Handbook of Medical Sociology.* Upper Saddle River: Prentice Hall: 47-67.
- Monden, Christiaan W.S.; van Lenthe, Frank J.; Mackenbach, Johan P.* 2006: A simultaneous analysis of neighbourhood and childhood socio-economic environment with self-assessed health and health-related behaviours. In: *Health & Place* 12: 394-403 [doi: 10.1016/j.healthplace.2005.03.003].
- Moore, Spencer; Daniel, Mark; Kestens, Yan* 2007: Is educational inequality protective? In: *American Journal of Public Health* 97,1: 8-9 [doi: 10.2105/AJPH.2006.101618].
- Neuhaus, John M.; Kalbfleisch, John D.; Hauck, Walter W.* 1991: A Comparison of Cluster-Specific and Population-Averaged Approaches for Analyzing Correlated Binary Data. In: *International Statistical Review/Revue Internationale de Statistique* 59,1: 25-35.

- Nuckolls, Katherine B.; Cassel, John; Kaplan, Berton H.* 1972: Psychosocial assets, life crises and the prognosis of pregnancy. In: *American Journal of Epidemiology* 95,5: 431-441.
- O'Campo, Patricia et al.* 1997: Neighborhood Risk Factors for Low Birthweight in Baltimore: A Multilevel Analysis. In: *American Journal of Public Health* 87,7: 1113-1118 [doi: 10.2105/AJPH.87.7.1113].
- Peter, Richard* 2009: Psychosoziale Belastungen im Erwachsenenalter: Ein Ansatz zur Erklärung sozialer Ungleichverteilung von Gesundheit? In: *Richter, Matthias; Hurrelmann, Klaus* (Hrsg.): *Gesundheitliche Ungleichheit. Grundlagen, Probleme, Perspektiven*. Wiesbaden: VS Verlag: 117-131 [doi: 10.1007/978-3-531-91643-9_6].
- Pickett, Kate E.; Pearl, Michelle* 2001: Multilevel analyses of neighbourhood socioeconomic context and health outcomes: a critical review. In: *Journal of Epidemiology and Community Health* 55,2: 111-122 [doi: 10.1136/jech.55.2.111].
- Plachta-Danielczik, Sandra; Kriwy, Peter; Müller, Manfred J.* 2008: Die Schulintervention der Kieler Adipositaspräventionsstudie (KOPS). In: *Prävention und Gesundheitsförderung* 3: 206-212 [doi: 10.1007/s11553-008-0128-y].
- Prahl, Hans-Werner; Setzwein, Monika* 1999: *Soziologie der Ernährung*. Opladen: Leske + Budrich.
- Pyatt, Graham* 1976: On the Interpretation and Disaggregation of Gini Coefficients. In: *The Economic Journal* 86: 243-255.
- Quinn, Brian C.; Catalano, Ralph A.; Felber, Eugene* 2009: The Effect of Community-Level Unemployment on Preventive Oral Health Care Utilization. In: *Health Services Research* 44,1: 162-181 [doi: 10.1111/j.1475-6773.2008.00901.x].
- Reijneveld, Sijmen A.; Verheij, Robert A.; Bakker, Dinny H. de* 2000: The impact of area deprivation on differences in health: does the choice of the geographical classification matter? In: *Journal of Epidemiology and Community Health* 54: 306-313 [doi: 10.1136/jech.54.4.306].
- Richter, Matthias; Hurrelmann, Klaus* (Hrsg.) 2009: *Gesundheitliche Ungleichheit. Grundlagen, Probleme, Perspektiven*. 2., aktualisierte Auflage. Wiesbaden: VS Verlag.
- Richter, Matthias; Settertobulte, Wolfgang* 2003: Gesundheits- und Freizeitverhalten von Jugendlichen. In: *Hurrelmann, Klaus; Klocke, Andreas; Metzger, Wolfgang* (Hrsg.): *Jugendgesundheitsurvey. Internationale Vergleichsstudie im Auftrag der Weltgesundheitsorganisation WHO*. Weinheim: Juventa: 99-157.
- Rieker, Patricia P.; Bird, Chloe E.* 2000: Sociological Explanations of Gender Differences in Mental and Physical Health. In: *Bird, Chloe E.; Conrad, Peter; Fremont, Allen M.* (Hrsg.): *Handbook of Medical Sociology*. Upper Saddle River: Prentice Hall: 98-113.
- Robert, Stephanie A. et al.* 2004: Socioeconomic Risk Factors for Breast Cancer: Distinguishing Individual- and Community-Level Effects. In: *Epidemiology* 15,4: 442-450 [doi: 10.1097/01.ede.0000129512.61698.03].
- Robert, Stephanie A.; House, James S.* 2001: Socioeconomic Inequalities in Health: Integrating Individual-, Community-, and Societal-Level Theory and Research. In: *Albrecht, Gary L.; Fitzpatrick, Ray; Scrimshaw, Susan C.* (Hrsg.): *Handbook of Social Studies in Health and Medicine*. London: Sage: 115-135.
- Rothman, Kenneth J.* 1986: *Modern epidemiology*. Boston: Little, Brown and Company.
- Rugulies, Reiner; Siegrist, Johannes* 2002: Soziologische Aspekte der Entstehung und des Verlaufs der koronaren Herzkrankheit. Soziale Ungleichverteilung der Erkrankung und chronische Distress-Erfahrungen im Erwerbsleben. Reihe Statuskonferenz Psychokardiologie 4. Frankfurt: VAS.

- Schnell, Rainer; Trappmann, Mark* 2006: Konsequenzen der Panelmortalität im SOEP für Schätzungen der Lebenserwartung. In: Arbeitspapier Zentrum für Quantitative Methoden und Surveyforschung 2: 2-16.
- Schunck, Reinhard; Windzio, Michael* 2009: Ökonomische Selbstständigkeit von Migranten in Deutschland: Effekte der sozialen Einbettung in Nachbarschaft und Haushalt. In: Zeitschrift für Soziologie 38,2: 113-130.
- Siegrist, Johannes* 1996: Soziale Krisen und Gesundheit. Eine Theorie der Gesundheitsförderung am Beispiel von Herz-Kreislauf-Risiken im Erwerbsleben. Göttingen: Hogrefe.
- Siegrist, Johannes; Theorell, Töres* 2006: Socio-economic position and health. The role of work and employment. In: *Siegrist, Johannes; Marmot, Michael* (Hrsg.): Social inequalities in health: new evidence and policy implications. Oxford: University Press: 73-100 [doi: 10.1093/acprof:oso/9780198568162.003.0004].
- Siegrist, Johannes; Marmot, Michael* (Hrsg.) 2006: Social inequalities in health: new evidence and policy implications. Oxford: University Press.
- Siegrist, Johannes et al.* 2004: The Measurement of Effort-Reward Imbalance at Work: European Comparisons. In: *Social Science & Medicine* 58: 1483-1499 [doi: 10.1016/S0277-9536(03)00351-4].
- Sloggett, Andrew; Joshi, Heather* 1994: Higher mortality in deprived areas: community or personal disadvantage? In: *British Medical Journal* 309: 1470-1474 [doi: 10.1136/bmj.309.6967.1470].
- Smith, James P.* 1999: Healthy Bodies and Thick Wallets: The Dual Relation Between Health and Economic Status. In: *Journal of Economic Perspectives* 13,2: 145-166 [doi: 10.1257/jep.13.2.145].
- Stafford, Mai; Marmot, Michael* 2003: Neighbourhood deprivation and health: does it affect us all equally? In: *International Journal of Epidemiology* 32,3: 357-366 [doi: 10.1093/ije/dyg084].
- Stafford, Mai et al.* 2004: Neighbourhoods and self rated health: a comparison of public sector employees in London and Helsinki. In: *Journal of Epidemiology and Community Health* 58,9: 772-778 [doi: 10.1136/jech.2003.015941].
- Statistisches Bundesamt* (Hrsg.) 1998: Gesundheitsbericht für Deutschland. Gesundheitsberichterstattung des Bundes. Stuttgart: Metzler-Poeschel.
- Steinkamp, Günther* 1993: Soziale Ungleichheit, Erkrankungsrisiko und Lebenserwartung. Kritik der sozialepidemiologischen Ungleichheitsforschung. In: *Sozial- und Präventivmedizin* 38,3: 111-122 [doi: 10.1007/BF01324344].
- Steptoe, Andrew; Feldman, Pamela J.* 2001: Neighborhood Problems as Sources of Chronic Stress: Development of a Measure of Neighborhood Problems, and Associations With Socioeconomic Status and Health. In: *Annals of Behavioral Medicine* 23,3: 177-185 [doi: 10.1207/S15324796ABM2303_5].
- Subramanian, Subu; Kawachi, Ichiro* 2004: Income Inequality and Health: What Have We Learned So Far? In: *Epidemiologic Reviews* 26: 78-91 [doi: 10.1093/epirev/mxh003].
- Tampubolon, Gindo* 2012: Neighbourhood Social Capital and Individual Mental Health. In: *van Ham, Maarten; Manley, David; Bailey, Nick; Simpson, Ludi; Maclennan, Duncan* (Hrsg.): *Neighbourhood Effects Research: New Perspectives*. U.a. Dordrecht: Springer: 175-193 [doi: 10.1007/978-94-007-2309-2_8].

- van Lenthe, Frank J.* 2006: Aggregate deprivation and effects on health. In: *Siegrist, Johannes; Marmot, Michael* (Hrsg.): *Social inequalities in health: new evidence and policy implications*. Oxford: University Press: 167-192 [doi: 10.1093/acprof:oso/9780198568162.001.0001].
- van Lenthe, Frank J. et al.* 2005a: Neighbourhood unemployment and all cause mortality: a comparison of six countries. *Journal of Epidemiology and Community Health* 59: 231-237 [doi: 10.1136/jech.2004.022574].
- van Lenthe, Frank J.; Brug, Johannes; Mackenbach, Johan P.* 2005b: Neighbourhood inequalities in physical inactivity: the role of neighbourhood attractiveness, proximity to local facilities and safety in the Netherlands. In: *Social Science & Medicine* 60: 763-775 [doi: 10.1016/j.socscimed.2004.06.013].
- van Lenthe, Frank J.; Martikainen, Pekka; Mackenbach, Johan P.* 2007: Neighbourhood inequalities in health and health-related behaviour: Results of selective migration? In: *Health & Place* 13: 123-137 [doi: 10.1016/j.healthplace.2005.09.013].
- Veugelers, Paul J.; Yip, Alexandra M.; Kephart, George* 2001: Proximate and Contextual Socioeconomic Determinants of Mortality: Multilevel Approaches in a Setting with Universal Health Care Coverage. In: *American Journal of Epidemiology* 154,8: 725-732 [doi: 10.1093/aje/154.8.725].
- Voigtländer, Sven; Berger, Ursula; Razum, Oliver* 2010: The impact of regional and neighbourhood deprivation on physical health in Germany: a multilevel study. In: *BMC Public Health* 10,1: 403 [doi: 10.1186/1471-2458-10-403].
- Voigtländer, Sven et al.* 2011: Using geographically referenced data on environmental exposures for public health research: a feasibility study based on the German Socio-Economic Panel Study (SOEP). In: *SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research*: 1-20.
- Wilkinson, Richard G.* 1997: Commentary: Income inequality summarises the health burden of individual relative deprivation. In: *British Medical Journal* 314: 1727-1728 [doi: 10.1136/bmj.314.7096.1727].
- Wilkinson, Richard G.* 2001 [1996]: *Kranke Gesellschaften. Soziales Gleichgewicht und Gesundheit*. Wien, New York: Springer [doi: 10.1007/978-3-7091-6180-7].
- Wilkinson, Richard G.; Pickett, Kate* 2010: *The Spirit Level. Why Equality is Better for Everyone*. London: Penguin [doi: 10.1111/j.1468-2265.2012.00757_41.x].
- Wolf, Christof* 2004: Wohnquartiere und Gesundheit: Eine Mehrebenenanalyse. In: *Kecskes, Robert; Wagner, Michael; Wolf, Christof* (Hrsg.): *Angewandte Soziologie*. Wiesbaden: VS Verlag: 103-126 [doi: 10.1007/978-3-322-91384-5_5].
- Yen, Irene H.; Kaplan, George A.* 1999a: Poverty area residence and changes in depression and perceived health status: evidence from the Alameda County Study. In: *International Journal of Epidemiology* 28,1: 90-94 [doi: 10.1093/ije/28.1.90].
- Yen, Irene H.; Kaplan, George A.* 1999b: Neighborhood Social Environment and Risk of Death: Multilevel Evidence from the Alameda County Study. In: *American Journal of Epidemiology* 149,10: 898-907.
- Zubrängel, Sabine; Settertobulte, Wolfgang* 2003: Körpermasse und Ernährungsverhalten von Jugendlichen. In: *Hurrelmann, Klaus; Klocke, Andreas; Metzger, Wolfgang* (Hrsg.): *Jugendgesundheitssurvey. Internationale Vergleichsstudie im Auftrag der Weltgesundheitsorganisation WHO*. Weinheim: Juventa: 159-182.

Eine Übersetzung dieses begutachteten und von den Autoren autorisierten deutschen Originaltextes durch das Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung ist unter dem Titel „The Influence of Regional Social Inequality and Labour Market Characteristics on Health“, DOI 10.4232/10.CPoS-2013-15en bzw. URN urn:nbn:de:bib-cpos-2013-15en2, auf <http://www.comparativepopulationstudies.de> verfügbar.

Eingegangen am: 15.09.2011

Angenommen am: 08.04.2013

Dr. Christiane Gross (✉). Christian-Albrechts-Universität zu Kiel, Institut für Sozialwissenschaften, 24098 Kiel, Deutschland. E-Mail: cgross@soziologie.uni-kiel.de
URL: <http://www.soziologie.uni-kiel.de/mitarbeiter/gross/>

Dr. Peter Kriwy. Friedrich-Alexander Universität Erlangen-Nürnberg, Lehrstuhl für Empirische Wirtschaftssoziologie, 90402 Nürnberg, Deutschland.
E-Mail: peter.kriwy@wiso.uni-erlangen.de
URL: <http://www.sozialforschung.rw.uni-erlangen.de/lehrstuhlteam/mitarbeiterinnen/peter-kriwy.shtml>

Comparative Population Studies – Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft

www.comparativepopulationstudies.de

ISSN: 1869-8980 (Print) – 1869-8999 (Internet)

Published by / Herausgegeben von

Prof. Dr. Norbert F. Schneider

Federal Institute for Population Research
D-65180 Wiesbaden / Germany

Managing Editor /

Verantwortlicher Redakteur

Frank Swiaczny

Assistant Managing Editor /

Stellvertretende Redakteurin

Katrin Schiefer

Language & Copy Editor (English) /

Lektorat & Übersetzungen (englisch)

Amelie Franke

Copy Editor (German) /

Lektorat (deutsch)

Dr. Evelyn Grünheid

Layout / Satz

Beatriz Feiler-Fuchs

E-mail: cpos@bib.bund.de

Scientific Advisory Board /

Wissenschaftlicher Beirat

Jürgen Dorbritz (Wiesbaden)

Paul Gans (Mannheim)

Johannes Huinink (Bremen)

Marc Luy (Wien)

Clara H. Mulder (Groningen)

Notburga Ott (Bochum)

Peter Preisendörfer (Mainz)

Board of Reviewers / Gutachterbeirat

Martin Abraham (Erlangen)

Laura Bernardi (Lausanne)

Hansjörg Bucher (Bonn)

Claudia Diehl (Göttingen)

Andreas Diekmann (Zürich)

Gabriele Doblhammer-Reiter (Rostock)

Henriette Engelhardt-Wölfler (Bamberg)

E.-Jürgen Flöthmann (Bielefeld)

Alexia Fürnkranz-Prskawetz (Wien)

Beat Fux (Zürich)

Joshua Goldstein (Rostock)

Karsten Hank (Köln)

Sonja Haug (Regensburg)

Franz-Josef Kemper (Berlin) †

Michaela Kreyenfeld (Rostock)

Aart C. Liefbroer (Den Haag)

Kurt Lüscher (Konstanz)

Dimiter Philipov (Wien)

Tomáš Sobotka (Wien)

Heike Trappe (Rostock)