Zeitschrift: Schweizerische Zeitschrift für Soziologie = Revue suisse de sociologie

= Swiss journal of sociology

Herausgeber: Schweizerische Gesellschaft für Soziologie

Band: 37 (2011)

Heft: 1

Artikel: Eine empirische Untersuchung zur sozialen Verteilung von

Verkehrslärm in den Städten Basel und Bern

Autor: Meyer, Reto

DOI: https://doi.org/10.5169/seals-814159

Nutzungsbedingungen

Die ETH-Bibliothek ist die Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften auf E-Periodica. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Zeitschriften und ist nicht verantwortlich für deren Inhalte. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern beziehungsweise den externen Rechteinhabern. Das Veröffentlichen von Bildern in Print- und Online-Publikationen sowie auf Social Media-Kanälen oder Webseiten ist nur mit vorheriger Genehmigung der Rechteinhaber erlaubt. Mehr erfahren

Conditions d'utilisation

L'ETH Library est le fournisseur des revues numérisées. Elle ne détient aucun droit d'auteur sur les revues et n'est pas responsable de leur contenu. En règle générale, les droits sont détenus par les éditeurs ou les détenteurs de droits externes. La reproduction d'images dans des publications imprimées ou en ligne ainsi que sur des canaux de médias sociaux ou des sites web n'est autorisée qu'avec l'accord préalable des détenteurs des droits. En savoir plus

Terms of use

The ETH Library is the provider of the digitised journals. It does not own any copyrights to the journals and is not responsible for their content. The rights usually lie with the publishers or the external rights holders. Publishing images in print and online publications, as well as on social media channels or websites, is only permitted with the prior consent of the rights holders. Find out more

Download PDF: 10.12.2025

ETH-Bibliothek Zürich, E-Periodica, https://www.e-periodica.ch

Eine empirische Untersuchung zur sozialen Verteilung von Verkehrslärm in den Städten Basel und Bern

Reto Meyer*

1 Einleitung

Die empirische Beschreibung der Lebensbedingungen und der sozialen Strukturen ist in der soziologischen Forschung seit langem verankert (Jahoda et al., 1933; Coleman, 1966). Im Mittelpunkt stehen die Darstellung von Verteilungen, ihre Erklärung und die Abschätzung ihrer Aus- und Wechselwirkungen (Engelhardt, 2000; Klein, 2005; Neckerman und Torche, 2007). Die Erkenntnisse über Ungleichheiten in einer Vielzahl von Gebieten - z.B. Einkommen (Morris und Western, 1999), Bildungschancen (Breen und Jonsson, 2005), Gesundheit (Elo, 2009) oder Kriminalität (Morgan, 2000) – gehören heute zum Grundwissen des Fachs. In der deutschsprachigen Soziologie gibt es hingegen nur wenige Beiträge zur sozialen Verteilung von Umweltbelastungen. Vielmehr war die Diskussion lange geprägt durch die Vorstellung der ausgleichenden Wirkung so genannter neuer Modernisierungsrisiken, die Ulrich Beck in seinem Buch «Risikogesellschaft» mit der Aussage «Not ist hierarchisch, Smog ist demokratisch» (Beck, 1986, 48) zwar schön formulierte, aber nie näher überprüfte. Empirisch untersucht wurden umweltbezogene Ungleichheiten in Deutschland und der Schweiz hauptsächlich von Sozialmedizinern (Mielck und Heinrich, 2002; Mielck und Bolte, 2004b; Bolte und Kohlhuber, 2008). Die zahlreichen Belege zu gesundheitlichen Unterschieden nach sozioökonomischem Status bilden hier den Ausgangspunkt (z. B. Helmert et al., 2000; Mielck, 2000). Neben schichtspezifischen Verhaltensmustern wie Rauchen oder mangelnder Bewegung werden die höhere Vulnerabilität gegenüber Schadstoffen und die erhöhte (unfreiwillige) Umweltbelastung von Personen mit niedrigem

^{*} Soziologie, ETH Zürich. Gefördert wurde das vorliegende Projekt durch den Schweizerischen Nationalfonds (Projekt: 100012-107835). Die Daten wurden von den Ämtern für Statistik sowie den Abteilungen für Lärmbekämpfung der Städte Basel und Bern zur Verfügung gestellt. Ein herzlicher Dank geht an: Ursula Ackermann, Ernst Gächter, Thomas Gisi, Nathalie Grillon, Thomas Holzer, Madeleine Imhof, Peter Mohler, Sandra Schaulin, Peter Schwendener und Thomas Weber. Ich bedanke mich bei Ben Jann, Frauke Kreuter und Christa Mühlemann für Anregungen und die Durchsicht des Aufsatzes, sowie bei Andrea Diem für die Hilfe bei der Datenaufbereitung.

Zu diesen gehört der Beitrag von Heinrichs et al. (2004), der als einziger der Aufsätze, die dem Autor bekannt sind, Anknüpfungspunkte zwischen sozial-ökologischen Ungleichheiten und den soziologischen Klassikern aufzeigt. Für die empirische Untersuchung der vorliegenden Arbeit konnten daraus aber keine Schlüsse gezogen werden, weshalb nicht weiter darauf eingegangen wird.

sozioökonomischen Status als mögliche Ursachen diskutiert (Evans und Kantrowitz, 2002; O'Neill et al., 2003; Mielck und Bolte, 2004b). Das Forschungsinteresse der Umwelt- und Sozialmediziner liegt demnach in der Feststellung unterschiedlicher Umweltbelastungen und deren gesundheitlichen Auswirkungen. Sind (bivariat) keine sozialen Ungleichheiten in der Schadstoffexposition feststellbar, kommt die Umweltbelastung auch nicht als Mediatorvariable zwischen sozioökonomischem Status und Gesundheit in Frage (vgl. Baron und Kenny, 1986). Wie die umweltbezogenen Ungleichheiten zu Stande kommen, interessiert dabei kaum. Hinweise darauf können die Zusammenhänge mit den verschiedenen Variablen zur Messung des sozialen Status geben. Bislang werden diese aber kaum gegeneinander getestet (vgl. Mielck und Bolte, 2004a; sowie Übersicht in Bolte und Kohlhuber, 2008) und gelegentlich sogar zu Schichtungsindikatoren zusammengefasst (Winkler und Stolzenberg, 1999; Swart und Hoffmann, 2004). Erkenntnisse über die Entstehung von umweltbezogenen Ungleichheiten sind nicht nur mit Blick auf die soziologische Forschungstradition von grossem Interesse, sondern können auch Anhaltspunkte geben, an welchen Stellschrauben gleichheitsbezogene Umwelt- und Gesundheitsmassnahmen ansetzen sollten.

Welche Wirkungsmechanismen von den verschiedenen Schichtungsindikatoren theoretisch zu erwarten sind, wird im nächsten Abschnitt (2) diskutiert, in welchem auch die Ergebnisse der bestehenden Studien besprochen werden. In den zwei darauffolgenden Abschnitten (3 und 4) wird die soziale Verteilung der Strassenlärmbelastung (tagsüber und nachts) in den Städten Basel und Bern empirisch untersucht. Hierfür sind Informationen zur sozialen Lage einerseits und zum Ausmass der Lärmbelastung andererseits erforderlich, die sich jeweils auf den gleichen Punkt im geografischen Raum beziehen. Auf individueller Ebene stehen solche Daten nur selten zur Verfügung (Mielck und Heinrich, 2002; Bolte und Kohlhuber, 2008), so dass meist die subjektive Wahrnehmung der Belastung als Proxy eingesetzt (z. B. Hoffmann et al., 2003; Mielck, 2004) oder die Individuen zu grösseren geografischen Einheiten zusammengefasst werden (z. B. Jarre, 1975; Spillmann, 1994; Hird und Reese, 1998; Atlas, 2002). Daraus stellen sich als methodische Probleme die inadäquate Messung der Belastungsvariablen bzw. die unbeobachtete Heterogenität innerhalb der untersuchten geografischen Einheiten. Diese Defizite können mit der vorliegenden Untersuchung behoben werden. Durch die Verknüpfung der Daten aus den Bevölkerungsbefragungen von Basel und Bern mit den städtischen Strassenlärmkatastern wird den Umfrageteilnehmern die Lärmbelastung am Wohn-

Es gibt zwar in der deutschsprachigen «Public Health»-Literatur Beiträge in denen die Merkmale der einzelnen Indikatoren zur sozialen Schichtung besprochen werden (Heinrich et al., 1998; Kolahgar, 2006), der Schwerpunkt liegt dabei aber bei der Kausalität in Bezug auf Gesundheit (macht Armut krank oder macht Krankheit arm), die Anwendbarkeit für die verschiedenen Subpopulationen (z. B. berufliche Stellung bei Rentner nicht mehr aktuell), den Schwierigkeiten bei der Erhebung (z. B., dass Einkommensangaben von vielen verweigert werden) oder den Zusammenhängen mit anderen Schichtungsindikatoren (z. B. hohe Korrelation zwischen Bildung und Einkommen).

ort adressgenau zugeordnet und anschliessend mit Indikatoren zur sozialen Lage korreliert. Im dritten Abschnitt werden Datenbasis und Methode vorgestellt sowie die deskriptiven Befunde berichtet und im Hinblick auf verschiedene Gerechtigkeitsverständnisse diskutiert. Abschnitt vier präsentiert die Ergebnisse der bi- und multivariaten Zusammenhangsanalysen und der fünfte Abschnitt enthält einige Schlussbemerkungen und Anregungen für künftige Untersuchungen.

2 Theorie und bisherige Studien

Unabhängig von der wissenschaftlichen Diskussion um schichtspezifische Gesundheitsunterschiede mehrten sich in den USA anfangs der Achtzigerjahre die Proteste ethnischer Minderheiten gegen die Ansiedlung von Müllverbrennungsanlagen und Deponien für toxisches Material in den von ihnen bewohnten Gebieten (Bullard, 1994; Maschewsky, 2001; Grunenberg und Kuckartz, 2003). Aus diesen lokalen, unabhängigen Protesten entwickelte sich die zunehmend national organisierte «Environmental Justice»-Bewegung (Liu, 2001)³, die den Anstoss zur Durchführung von ersten umweltbezogenen Gleichheitsanalysen gab (GAO, 1983; UCC, 1987) und Druck auf die Behörden ausübte, sich dem Thema anzunehmen (z. B. U.S. EPA, 1987). Im Zentrum der US-amerikanischen Diskussion steht die Frage, ob ethnische Minderheiten bei der Ansiedlung sogenannter LULUs (Locally Unwanted Land Uses, z. B. Müllverbrennungsanlagen, Deponien für toxisches Material oder Chemiefabriken) diskriminiert werden (Davidson und Anderton, 2000; Perlin et al., 2001; Atlas, 2002). Absichtliche (aktuelle) Diskriminierung wird in der Literatur kaum geltend gemacht. Hierfür müssten die Entscheidungsträger der Betreiberfirmen und Behörden vorteilhaftere Standorte ausschlagen, um mit irrationalen Entscheidungen ethnische Minderheiten zu benachteiligen. Vielmehr wird auf die historisch bedingte, geringere Ressourcenausstattung von Minoritäten hingewiesen, die die Ansiedlung von LULUs begünstigt. Die Verantwortlichen wählen, so das gängigste Argument, den Weg des geringsten Widerstands und suchen Standorte mit tiefen Grundstückpreisen an denen keine Einsprachen und Proteste zu erwarten sind und allfällige Kompensationszahlungen möglichst tief ausfallen oder die Anlagen wegen der Hoffnung auf neue Arbeitsplätze sogar willkommen sind (Helfand und Peyton, 1999; Liu, 2001; Pastor et al., 2001; Pellow et al., 2001).

In diesen Theorien werden die Umweltrisiken auf eine räumlich hoch segregierte Bevölkerung verteilt («top-down»). Dieser Ansatz eignet sich für die Schweiz eher nicht. Zum einen ist die Bevölkerung der Schweiz verhältnismässig wenig

Für eine genauere Beschreibung der Entstehung der «Environmental Justice»-Bewegung, ihrer Abgrenzung gegenüber herkömmlichen Umweltschutzorganisationen und die Verbindung zum «Civil Rights Movement» sei hier auf Pellow et al. (2001), Pellow und Brulle (2005) sowie Sandler und Pezzullo (2007) hingewiesen.

Auch in den USA gibt es Studien, in denen es nicht um die Standortsuche für LULUs geht (vgl. Ash und Fetter (2004): Luftbelastung, Evans und Kantrowitz (2002): Wohnbedingungen, Ringquist (1998): Benachteiligung von Minderheiten bei der Durchsetzung von Umweltschutzgesetzen).

segregiert im Vergleich zu den USA (Schuler et al., 2006; Baranzini et al., 2008; Schaerer und Baranzini, 2009; Schuler und Dessemontet, 2009), zum anderen war die Umweltverschmutzung durch Grossanlagen in den letzten Jahren kaum ein Thema in der öffentlichen Diskussion (Longchamp et al., 2007). Als Ursache für die lokale Umweltbelastung wird hauptsächlich der Strassenverkehr wahrgenommen (Diekmann und Meyer, 2008). Die Strassen sind meist historisch gewachsen und im Falle eines Neubaus ist dieser mit langen Vorlaufzeiten verbunden, so dass die negativen Externalitäten des Strassenverkehrs primär über den Wohnungsmarkt zugeordnet werden. Die Verteilung der Umweltlasten ist demnach das Ergebnis der individuellen Handlungen der einzelnen Nachfrager und Anbieter von Wohnobjekten («bottom-up»).

Unter gegebenen Restriktionen sucht der Nachfrager (Mieter oder Käufer) die Wohnung oder Liegenschaft, die seine Präferenzen am besten abbildet. Die Merkmale zur Abbildung der Präferenzen werden für den Wohnungsmarkt üblicherweise in Struktur (z. B. Anzahl Zimmer, Baujahr, Balkon), Lage (z. B. Distanz Stadtzentrum, Distanz ÖV-Haltestelle) und Umweltqualität (z. B. Lärmbelastung, Luftqualität) aufgeteilt (Bateman et al., 2001; Baranzini und Ramirez, 2005). Unter gleichen Bedingungen in der Struktur und Lage eines Wohnobjekts steigt mit zunehmendem Einkommen die Nachfrage nach besseren Umweltbedingungen, die sich auf dem Wohnungsmarkt durch höhere Mieten und Liegenschaftspreise für ruhige Wohnlagen ausdrücken sollten. Aus ökonomischer Sicht ist demnach eine ungleiche Verteilung der Umweltbelastung mit dem Einkommen zu erwarten (Spillmann, 1994). Der Wohnungsmarkt ist aber kaum perfekt (u. a. Verletzung der Informationsbedingung) und die Vergabe der Objekte ist nicht nur über die Präferenzen der Nachfrager und den Preis alleine zu erklären. Persönliche Fähigkeiten und Erfahrung (z. B. Umgang mit neuen Medien, Sprachvermögen, Kenntnis des Wohnungsmarktes) sowie unterschiedliche Opportunitäten (z. B. Soziale Netzwerke, mögliche Suchzeit) dürften eine wesentliche Rolle spielen. Grundsätzlich sind auf dem Miet- und dem Eigentumsmarkt die gleichen Effekte zu erwarten. Wegen dem grösseren finanziellen Engagement und dem längerfristigeren Horizont ist jedoch anzunehmen, dass bei angehenden Eigentümern die Lage der Wohnung und die Umweltqualität eine grössere Rolle spielen. Auf dem Mietwohnungsmarkt hingegen kommt als zusätzlicher Akteur der Vermieter hinzu. Seine Beziehung zum potenziellen Vermieter kann als «Principal-Agent»-Problem verstanden werden (Milgrom und Roberts, 1992). Der Vermieter muss die Wahl des Mieters unter Unsicherheit über dessen Zahlungsmoral treffen. Merkmale der Bewerber wie Bildung oder Nationalität können hier als Signale dienen.

Den theoretischen Argumenten folgend, sind Einheimische und Personen mit höherem Einkommen und Bildungsstand bei der Wohnungssuche gegenüber ihren ausländischen Mitbewerbern und Personen mit geringerem Einkommen und niedrigerer Bildung im Vorteil und sollten an ihrem Wohnort weniger durch Strassenverkehrslärm belastet sein.

Weitere Argumente, die bei der Aufklärung unterschiedlicher Lärmbelastungen eine Rolle spielen könnten, sind Kinder im Haushalt und die Intensität der Wohnungsnutzung. Je mehr Zeit jemand zu Hause verbringt, desto eher dürfte auf eine geringe Lärmbelastung geachtet werden. Dies ist auch zu vermuten, wenn Kinder im Haushalt leben, besonders weil Strassenverkehrslärm auch mit Gefahren wie Unfällen oder Luftverschmutzung in Zusammenhang steht.

Die bisherigen Ergebnisse aus der US-amerikanischen «Environmental Justice»-Forschung werden in mehreren Beiträgen zusammenfassend dargestellt (Szasz und Meuser, 1997; Liu, 2001; Bowen, 2002; Evans und Kantrowitz, 2002; Ringquist, 2005; Brulle und Pellow, 2006). Ein erster Überblick für Deutschland stammt von Mielck und Heinrich (2002) und eine aktualisierte Version wurde kürzlich von Bolte und Kohlhuber (2008) vorgelegt. Ergebnisse zur sozialen Verteilung von Lärmbelastungen sind darin vergleichsweise wenige zu finden. Die beiden Studien aus den USA (U.S. EPA, 1977 und Sherman, 1994; erwähnt in Evans und Kantrowitz, 2002) finden den erwarteten negativen Zusammenhang von Lärmbelastung und Einkommen. Für Deutschland sind die Ergebnisse zur sozialen Verteilung von Lärm uneinheitlich. Tendenziell korreliert die subjektiv wahrgenommene Verkehrslärmbelastung negativ mit Einkommen, Deutscher Nationalität und zum Teil mit beruflicher Stellung (Bundesgesundheitssurvey 1998: Hoffmann et al., 2003, Sozioökonomisches Panel: Mielck, 2004; Kohlhuber et al., 2006). Keinen Effekt auf die Höhe der Lärmbelastung hat in den zitierten Studien die Schulbildung. Mit Daten aus anderen Erhebungen kann dieser aber nachgewiesen werden (Gesundheits-Monitoring-Einheiten: Bolte, 2007, LISA-Kohortenstudie: Bolte et al., 2004). Die einzige Studie aus Deutschland mit objektiven Lärmdaten findet für Personen mit niedriger beruflicher Stellung eine höhere Belastung, allerdings durch Fluglärm (Spandauer Gesundheitssurvey: Maschke et al., 2003).

Auf objektiven Daten zur Strassenlärmbelastung basieren zwei Studien aus der Schweiz: (Conzelmann-Auer et al., 1993; Diekmann und Meyer, 2010). Die erste dieser Studien wurde 1993 veröffentlicht (Conzelmann-Auer et al., 1993; vgl. auch Braun-Fahrländer, 2004) und bezieht sich auf den Kanton Basel-Stadt, welcher u. a. auch Gegenstand in der vorliegenden Untersuchung ist. Die Daten stammen aus der «Basler Kleinkinderstudie» und wurde in den Jahren 1985/1986 und 1987/1988 bei 1 033 Familien mit Kindern bis zu fünf Jahren erhoben. Den befragten Familien wurde an ihrer Wohnadresse ein Wert für die durchschnittliche Lärmbelastung zugeordnet. Anschliessend wurde die Verteilung der Lärmbelastung nach Bildungsklassen aufgeschlüsselt. Die Analysen zeigten, dass Personen mit niedriger Bildung höheren Lärmbelastungen ausgesetzt sind. Mit den Eltern von Kleinkindern ging aber nur eine bestimmte Auswahl der Bevölkerung in die Studienpopulation ein.

Zudem wurde der Sozialstatus nur über die Bildung erfasst und die Datenerhebung liegt mittlerweile fast 20 Jahre zurück.

Neueren Datums sind die Untersuchungen auf Basis des Schweizer Umweltsurveys 2007 (Diekmann und Meyer, 2010). In dieser landesweiten Studie werden den Befragten objektive Daten zu Luftschadstoffen und Strassenlärm in einem Geoinformationssystem (GIS) zugespielt. Mittels bivariaten und multivariaten Analysen werden die objektiven Belastungsdaten mit den Schichtungsindikatoren Einkommen, Bildung und Nationalität in Beziehung gesetzt. Überraschend und im Gegensatz zu den Erwartungen korrelieren Einkommen und Bildung bivariat und unter Kontrolle weiterer Einflussfaktoren nicht signifikant negativ mit der Strassenlärmbelastung. Für die Nationalität ist in allen Analysen der erwartete Zusammenhang mit der Lärmbelastung festzustellen, der Effekt ist aber eher schwach. Viel stärker ausgeprägt ist hingegen die Stadt-Land-Differenz, wobei die ländliche Bevölkerung erwartungsgemäss weniger Strassenlärm ausgesetzt ist. In der Literatur ist aber umstritten, inwiefern verschiedenartige Gebiete miteinander verglichen werden können (z. B. Ringquist, 2005). Die vorliegende Studie befasst sich ausschliesslich mit Stadtgebieten, die neben einer ähnlichen Grundbelastung auch bezüglich anderen Merkmalen (z. B. Wohnungsmarkt) weniger heterogen sind, als dies in einer landesweiten Untersuchung der Fall ist.

In den folgenden Abschnitten wird erstmals die Verteilung der Lärmbelastung für zwei Städte gemeinsam und vergleichend untersucht.

3 Datenbasis, Methode und deskriptive Befunde

3.1 Datenbasis und Methode

Die Angaben zur sozialen Lage stammen aus den Bevölkerungsbefragungen 2003, 2005 und 2007 der Städte Basel und Bern.⁵ Ziel dieser alle zwei Jahre wiederkehrenden telefonischen Erhebungen ist die Einschätzung der staatlichen Tätigkeit durch die Bevölkerung. Grundgesamtheit ist in beiden Städten die ständige Wohnbevölkerung ab 18 Jahren mit Schweizer Pass oder Aufenthaltsbewilligung C (Niederlassung). Die Auswahl der Befragten basiert auf Zufallsstichproben aus den Einwohnerregistern. In Bern fand die Ziehung disproportional geschichtet statt, um für die höheren Ausfälle von jüngeren Personen, Männern und Ausländern zu kompensieren. In den deskrip-

Die Daten aus beiden Städten stehen ausschliesslich für diese drei Jahre zur Verfügung. Für die vorliegende Studie von Vorteil ist die gute Koordination der Befragungen zwischen den Städten, die eine Zusammenführung der Daten erlaubt (vgl. dazu auch die gemeinsame Publikation der Städte zum Vergleich der wichtigsten Ergebnisse aus den Bevölkerungsbefragungen 2007). Ein Vergleich mit den anderen drei Grossstädten der Schweiz wäre wünschenswert gewesen. In Lausanne und Genf wird jedoch keine Bevölkerungsbefragung durchgeführt und die Stadt Zürich wollte die vorhandenen Daten leider nicht zur Verfügung stellen.

tiven Analysen (Tabelle 1: Anteil Befragte und Tabelle II im Internetanhang⁶) wird für diese unterschiedlichen Auswahlwahrscheinlichkeiten innerhalb der einzelnen Erhebungen mittels Gewichtung korrigiert. In Basel wird hierfür keine Gewichtung angewandt, weil die Schichtung proportional nach Wohnvierteln vorgenommen wurde. Ebenfalls ungewichtet werden in beiden Städten die Zusammenhangsanalysen gerechnet. Die Anzahl realisierter Interviews betrug in Basel jeweils ungefähr 1 500 und in Bern 1 000 pro Erhebung. Die Ausschöpfungsquoten liegen zwischen 43% und 66% (Berechnung gemäss dem Standard der American Association für Public Opinion Research 2006, RR2). In Bern bestand neben der Hauptsprache Deutsch zusätzlich die Möglichkeit, die Befragung auch in Französisch, Italienisch oder Spanisch durchzuführen. Für die vorliegende Studie ist dies vorteilhaft, da bei nicht Sprachassimilierten von einer höheren Marginalisierung auszugehen ist. Detaillierter informiert Tabelle I im Internetanhang über die sechs Erhebungen.

Die objektiven Lärmwerte stammen aus den Lärmkatastern der beiden Städte und sind das Ergebnis von Modellrechnungen, die sich auf Verkehrszählungen und -modelle stützen und weitere Einflussgrössen wie den Belag der Strasse, die Geschwindigkeit der Fahrzeuge oder Abschirmungen (z. B. Gebäude) berücksichtigen. Für die Stadt Basel können die Grundlagen der Modellrechnungen sowie das Lärmkataster auf dem Internet eingesehen werden (Amt für Umwelt und Energie Basel-Stadt, 2009). Die Lärmbelastung (der Schallpegel)⁷ wird in A-bewerteten Dezibelangaben (dB(A)) als äquivalenter Dauerschallpegel (Leq) angegeben. Dezibel gibt das logarithmierte Verhältnis des gemessenen Schalldrucks zur Hörschwelle bei 1kHz wieder. Eine Erhöhung der Belastung um 10dB wird subjektiv als doppelt so laut wahrgenommen und bedarf einer Verzehnfachung gleich lauter Schallquellen, z. B. Autos. Eine Verdoppelung des Verkehrs führt zu einer Erhöhung um 3dB und wird als «merkbar lauter» beschrieben (Kloepfer et al., 2006, 176). Die A-Bewertung korrigiert für den Umstand, dass sich das menschliche Empfinden der Lautstärke mit der Frequenz erheblich verändert. Der Dauerschallpegel mittelt den Schall zu einer energetisch gleichwertigen Belastung über einen gewissen Zeitraum (Kloepfer et al., 2006). In den beiden Lärmkatastern erstrecken sich diese Zeiträume von 6 bis 22 Uhr (Tageslärmwerte) und von 22 bis 6 Uhr (Nachtlärmwerte). Die Verteilung des Lärmaufkommens innerhalb dieser Perioden wird demnach nicht berücksichtigt. Der ausgewiesene Wert gibt die Schallimmission an der Aussenseite des Gebäudes auf der Höhe des ersten Stockwerks an.

Die Lärmkataster bilden die Basis zur Umsetzung der Lärmschutzverordnung (1986), weshalb bei deren Erstellung primär interessiert, ob die amtlich festgelegten Grenzwerte eingehalten werden. Ein Lärmwert wird dann ausgewiesen, wenn der Verdacht auf Überschreitung dieser Limiten besteht. Für Gebäude ohne Angaben

⁶ http://www.socio.ethz.ch/research/umweltsurvey/umweltsurvey2007/publications

Gelegentlich wird zwischen Schall und Lärm unterschieden: Schall als rein physikalische Grösse und Lärm als die subjektive Beurteilung des Schalls. Im vorliegenden Artikel werden die Begriffe als Synonyme verwendet.

Tabelle 1 Objektive Lärmwerte

| | | Genauigkeit | Tag | | Nacht | cht | | Anteil | Anteil Befragte | |
|-------|------|----------------------|------|-------|---|--------|-----------|-------------|-----------------|---------|
| | | | | | | | Am Ta | Am Tag über | In der Nacht | Nacht |
| | | Lärmwerte | | | | | Grenzwert | 60dB(A) | Grenzwert | 50dB(A) |
| Basel | 1 | 2003 Kein Lärmwert | 1027 | %9.89 | 1497 | 100.0% | I | 22.1% | Ţ | 1 |
| | | Lärmwert vorhanden | 470 | 31.4% | Ī | 1 | | | | |
| | 2005 | 2005 Kein Lärmwert | 930 | 61.6% | 930 | 61.6% | 11.0% | 22.9% | 12.2% | 20.1% |
| | | Adressgenau | 489 | 32.4% | 489 | 32.4% | | | | |
| | | Nachbargebäude | 91 | %0.9 | 91 | %0.9 | | | | |
| | 2007 | 2007 Keine Zuordnung | 20 | 1.3% | 21 | 1.4% | 11.0% | 23.2% | 13.2% | 21.6% |
| | | Adressgenau | 1480 | 98.1% | 1479 | %0.86 | | | | |
| | | Nachbargebäude | 6 | %9.0 | 6 | %9.0 | | | | |
| Bern | 2003 | 2003 Keine Zuordnung | 1 | 1.1% | ======================================= | 1.1% | 1 | 19.8% | 1 | 21.5% |
| | | Kein Lärmwert | 655 | 66.1% | 655 | 66.1% | | | | |
| | | Adressgenau | 325 | 32.8% | 325 | 32.8% | | | | |
| | 2005 | 2005 Kein Lärmwert | 989 | 68.1% | 989 | 68.1% | 1 | 17.9% | 1 | 18.4% |
| | | Adressgenau | 321 | 31.9% | 321 | 31.9% | | | | |
| | 2007 | 2007 Kein Lärmwert | 989 | %2'89 | 989 | %2'89 | Ī | 16.3% | 1 | 17.0% |
| | | Adressgenau | 312 | 31.3% | 312 | 31.3% | | | | |

Anmerkungen: Fälle ohne Zuordnung konnten im Kataster nicht lokalisiert werden oder eine Zuordnung wäre mit zu grosser Unsicherheit verbunden, diese Fälle werden in den Analysen nicht berücksichtigt. Für die Fälle ohne Lärmwerte ist bekannt, dass sie tagsüber einem Lärmwert von maximal 60dB(A) und in der Nacht von maximal 50dB(A) ausgesetzt sind. Die Grenzwerte sind in Abhängigkeit von Empfindlichkeitsstufen definiert, zum Beispiel für Empfindlichkeitsstufe II (Wohnzone) am Tag 60dB(A) oder 65dB(A) für die Empfindlichkeitsstufe III (Mischzone Wohnen und Gewerbe), vgl. Lärmschutzverordnung (1986). Für Bern sowie Basel 2003 ist nicht bekannt in welcher Empfindlichkeitsstufe die Befragten wohnen. Ebenso fehlen für 2003 die Nachtlärmwerte in Basel.

Quelle: Eigene Berechnungen, Datengrundlagen: Bevölkerungsbefragungen 2003, 2005, 2007 und Lärmkataster der Städte Basel und Bern.

ist lediglich bekannt, dass sie einer Belastung unter dem Grenzwert der Empfindlichkeitsstufe II (Wohnzone) ausgesetzt sind. Dieser liegt bei 60dB(A) am Tag und 50dB(A) in der Nacht.⁸

Die Zuordnung der Lärmwerte aus den Katastern zu den Teilnehmern der Bevölkerungsbefragungen wurde von den Städten mittels Adressabgleich vorgenommen. Die Daten wurden in anonymisierter Form für die Analysen zur Verfügung gestellt. In Bern sowie in Basel 2003 und 2005 kann rund einem Drittel der Befragten ein Schallpegel zugeordnet werden. Dank der Überarbeitung des Lärmkatasters stehen in Basel 2007 genauere Angaben zur Verfügung, so dass fast alle Befragten einen Lärmwert zugewiesen erhalten, vgl. Tabelle 1.

3.2 Deskriptive Befunde

Tabelle 1 informiert ebenfalls über den Anteil Lärmbetroffener. Aus amtlicher Sicht sind primär die Personen mit Belastungen über den gesetzlich definierten Grenzwerten von Bedeutung. In der Lärmschutzverordnung sind diese Grenzwerte in Abhängigkeit von Empfindlichkeitsstufen definiert, z. B. Stufe II: Wohnzone. Die Empfindlichkeitsstufen sind in den vorliegenden Daten lediglich für Basel 2005 und 2007 bekannt. Mit Anteilen zwischen 11 und 13 Prozent wohnen relativ wenig Befragte an Orten mit Belastungen über den gesetzlich definierten Pegeln.

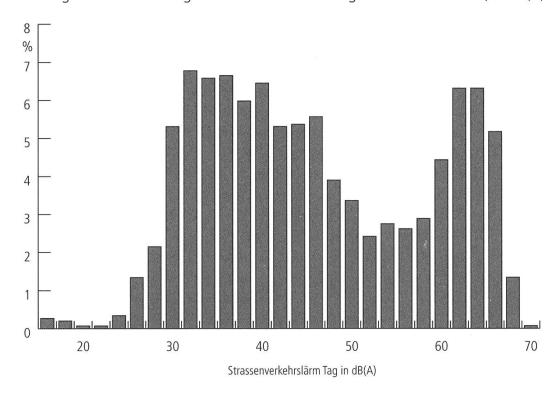
Aus epidemiologischer Sicht haben die Empfindlichkeitsstufen hingegen keine Bedeutung und es interessiert der Gesamtanteil Personen, die einer erhöhten Lärmbelastung ausgesetzt sind. In Basel wohnt gut ein Fünftel der Befragten an einer Adresse mit Belastungen über 60dB(A) am Tag resp. 50dB(A) in der Nacht. Ein Vergleich mit der Grundgesamtheit zeigt eine relativ gute Übereinstimmung: Für das Jahr 2003 hat die Abteilung für Lärmschutz in Basel das Kataster mit dem Einwohnerregister abgeglichen und die Anzahl Betroffener mit Werten über 60dB(A) resp. 50dB(a) ausgewiesen. Durch Division mit der Gesamtbevölkerungszahl ergaben sich Anteile von 25% tags und 23% nachts. In Bern ist 2003 ebenfalls jeder fünfte Befragte in einer Liegenschaft mit Werten über 60dB(A) rsp. 50dB(A) zu Hause. Die geringeren Anteile in den folgenden Erhebungsjahren deuten auf eine Verbesserung der Lärmsituation in Bern zwischen 2003 und 2007 hin (Chi-Quadrat Test: p = 0.05).

Die Vollständigkeit der Lärmdaten für 2007 in Basel erlaubt, die Verteilung der Dauerschallpegel genauer zu untersuchen (vgl. Abbildung 1: Tageslärmwerte). Sie ist zweigipflig mit den höchsten Anteilen zwischen 32 und 42dB(A) sowie zwischen 62 und 66dB(A). Erstaunlicherweise sind die Anteile unmittelbar unter dem Tagesgrenzwert relativ klein, lediglich 14 Prozent der Befragten leben in einem Gebäude mit einer Belastung von 50 bis 60dB(A), die Mehrheit (63 Prozent) wohnt

In den Übersichtstabellen zur Veranschaulichung der Dezibel-Angaben wird der Wert von 60db(A) mit Geräuschkulissen wie, «Hotel am Meer», «üblicher Hintergrundschall im Büro» und 50db(A) mit «normales Gespräch», «Wohnzimmer» verglichen (Wirth, 2004; Kloepfer et al., 2006).

in einer ruhigen Wohngegend (Belastung unter 50dB(A)) und die verbleibenden 23 Prozent sind vom Strassenlärm stärker belastet.

Abbildung 1 Verteilung Strassenverkehrslärm tagsüber in Basel 2007, in dB(A)



Quelle: Eigene Berechnungen, Datengrundlagen: Bevölkerungsbefragung 2007 und Lärmkataster von Basel-Stadt.

Wie aufgrund der theoretischen Argumente erwartet wurde, zeigen die bisherigen Ergebnisse, dass der Strassenlärm ungleich verteilt ist. Eine Gleichverteilung der Umweltlasten wird aber in der Bezeichnung «Environmental Justice» (Deutsch: Umweltgerechtigkeit, vgl. Mielck und Bolte, 2004b) angedeutet und von den Fürsprechern der Bewegung explizit gefordert: «the solution to unequal environmental protection is seen to lie in the struggle for justice for all Americans. No community, rich or poor, black or white, should be allowed to become an ecological (sacrifice zone» (Bullard, 1994, 206). Nach egalitaristischer Auffassung wäre sie Ausdruck von Gerechtigkeit (Liu, 2001). Die in der lokalen Verkehrspolitik ergriffenen Massnahmen zielen jedoch eher auf eine Kanalisierung des Verkehrs als auf eine möglichst gleiche Verteilung ab. Die zweigipflige Verteilung in Basel 2007 könnte als Resultat dieser Bemühungen interpretiert werden. Ein Ergebnis, das nach egalitaristischer Leseart zwar ungerecht, aus ökonomischer Sicht aber effizienter sein dürfte. Es kann angenommen werden, dass nicht alle Personen die gleichen Vorlieben in Bezug auf Lärm haben und diese Unterschiede in den Präferenzen nur bei Heterogenität im Angebot (Lärmbelastung) realisiert werden können. Lärmempfindliche werden

durch eine Verkehrsberuhigung in ihrem Quartier besser gestellt und unempfindliche Personen stören sich hingegen nicht daran, an einer viel befahrenen Strasse zu wohnen, wodurch von einem gesamtgesellschaftlichen Nutzenzuwachs auszugehen ist. Nach utilitaristischem Verständnis ist die Erhöhung des Gesamtnutzens auch dann noch anzustreben, wenn einige dadurch eine Abnahme ihres individuellen Nutzens hinnehmen müssen (Kaldor-Hicks Kriterium, vgl. Liu, 2001). Für diese Schlechterstellung kann gemäss ökonomischer Theorie kompensiert werden, um wieder eine pareto-optimale Situation zu erreichen. Dass die Voraussetzungen für Kompensationsleistungen in der Praxis gegeben sind, wird aber mitunter auch von Ökonomen bezweifelt (Frey, 1972). Als eine Art Kompensation könnten die staatlichen Lärmsanierungsmassnahmen (Lärmschutzwände, Lärmschutzfenster) interpretiert werden. Sie richten sich gezielt an die Personen an belasteten Punkten und könnten im Sinne von Rawls «Theory of Justice» als die darin angestrebte Besserstellung der am schlechtesten Gestellten verstanden werden (Rawls, 1971). Die Frage, welche Verteilung der Belastung und welche Massnahmen zu deren Beeinflussung als gerecht beurteilt werden, hängt stark von der zugezogenen Theorie (z. B. Utilitarismus) und deren Kriterien (z. B. Maximierung des kollektiven Nutzens) ab und wird für den Rest des vorliegenden Beitrages ausgeklammert. In der Folge geht es ausschliesslich darum, zu untersuchen, ob die objektive Lärmbelastung mit den Variablen zur sozialen Lage korreliert.

Als Indikatoren der sozialen Schicht werden, wie in der Theorie diskutiert, das Einkommen, der Bildungsgrad, sowie die Nationalität herangezogen. Über die Operationalisierung und die deskriptiven Befunde dieser und weiterer Variablen aus den Befragungen informiert Tabelle II im Internetanhang. Aus dem Haushaltseinkommen wird durch Gewichtung mit der Wurzel aus der Haushaltsgrösse das Äquivalenzeinkommen konstruiert. In Basel war diese Umrechnung für 2003 nicht möglich, da hier nach dem persönliche Einkommen gefragt wurde. In Bern fehlen die Einkommensangaben für 2005 gänzlich. Der höchste Bildungsabschluss hingegen wurde in allen sechs Befragungen erhoben. Dieser wurde nach Auskunft des Bundesamts für Statistik in Bildungsjahre umgewandelt. Die durchschnittliche Dauer der Ausbildung beträgt in den einzelnen Befragungen jeweils ungefähr 13.5 Jahre, was zirka der Dauer einer Berufslehre entspricht. Der von den statistischen Ämtern ausgewiesene Ausländeranteil per Ende 2007 betrug in Basel 31% und in Bern 21%. Die Unterschätzung dieses Anteils in den vorliegenden Befragungsdaten (Basel: 12% bis 14% und Bern: 9% bis 13%) ergibt sich hauptsächlich aus der Beschränkung auf Ausländer mit Aufenthaltsbewilligung C. In Bern dürfte die zusätzlich geringere Teilnahmebereitschaft der ausländischen Bevölkerung, wie sie aus anderen Studien bekannt ist, durch ihre überproportionale Berücksichtigung bei der Stichprobenziehung sowie durch die zusätzlichen Untersuchungssprachen abgefedert worden sein.

In die multivariaten Modelle gehen nebst den Variablen zur sozialen Lage weitere Kovariaten ein. Die Anzahl Zimmer ist das einzige strukturelle Merkmal des Wohnobjekts, das in den Daten der Bevölkerungsbefragungen zur Verfügung steht. Die Bedeutung von Lärm auf der einen Seite des Hauses dürfte abnehmen, wenn in andere, potenziell ruhigere Zimmer ausgewichen werden kann. Mit der Erwerbstätigkeit soll die Nutzung der Wohnung näherungsweise abgebildet werden. Im Durchschnitt sind Erwerbstätige zumindest tagsüber weniger zu Hause, so dass eine höhere Lärmbelastung in diesem Zeitraum eher akzeptiert werden könnte. Bei Kindern im Haushalt wird hingegen eine geringere Belastung vermutet. Keine Erwartungen bestehen bezüglich der Kontrollvariablen Alter und Geschlecht.

4 Regressionsanalysen

Für die abhängige Variable stehen sowohl Tages- als auch Nachtlärmwerte zur Verfügung (vgl. Tabelle 1). Es ist anzunehmen, dass Personen, die viel Zeit daheim verbringen, andere Bedürfnisse bezüglich der Ruhephasen aufweisen als solche, die weniger zu Hause sind (z. B. Erwerbstätige). Aus diesem Grund scheint es angebracht, für die Tages- und Nachtlärmwerte getrennte Modelle zu rechnen.

Zwischen den Städten Basel und Bern sowie den einzelnen Erhebungsjahren sind hingegen aus theoretischer Sicht keine Unterschiede zu erwarten, weshalb die Analysen grundsätzlich mit gepoolten Daten aus allen Befragungen durchgeführt werden. Diese Annahme der gleichen Effekte wird mit getrennten Schätzungen für Basel und Bern überprüft. Unterschiedlich starke Ausprägungen in den theoretisch diskutierten Zusammenhängen ergeben sich allenfalls aus städtebaulichen resp. verkehrspolitischen Gründen, stadtspezifischen Eigenheiten des Wohnungsmarktes oder der Bevölkerungszusammensetzungen. Grundsätzlich interessiert auch die Entwicklung der sozialen Ungleichheiten über die Erhebungszeitpunkte (2003, 2005, 2007). Allfällige zeitliche Veränderungen in den Zusammenhängen sind in den einzelnen Städten separat zu erwarten, zum Beispiel nach einschneidenden Umgestaltungen der Verkehrsinfrastruktur, bevor der betroffene städtische Wohnungsmarkt die neue Verteilung der Umweltqualität regulieren konnte. Sämtliche Regressionsschätzungen wurden für die einzelnen Erhebungen separat durchgeführt und können im Internetanhang eingesehen werden. Die Ergebnisse deuten weder in Basel noch in Bern auf eine systematische Veränderung der Korrelationen hin.

In die Analysen gehen sämtliche Fälle mit gültigen Werten auf den Kovariaten ein, auch die Befragten ohne Lärmwert. Ihnen werden ein Tageswert von 60dB(A) und ein Nachtwert von 50dB(A) zugeordnet (konservativste Schätzung). Um dem Umstand dieser teilweisen Links-Zensierung der abhängigen Variable Rechnung zu tragen, werden zensierte Regressionsmodelle (Censored Normal Regression) gerechnet. Sämtliche Schätzungen mit gepoolten Daten enthalten Dummy-Variablen für

die einbezogenen Erhebungen, um für unbeobachtete Heterogenität zwischen den einzelnen Befragungen zu kontrollieren. Zudem wird für fehlende Angaben bei den Variablen, die in einzelnen Befragungen nicht erhoben wurden (vgl. Tabelle II im Internetanhang), der Wert 0 eingesetzt, wodurch diese Fälle für die Analyse nicht verloren gehen. Der eingesetzte Wert von 0 hat dank den Dummy-Variablen für die Befragungen keinen Einfluss auf die Schätzergebnisse.

In Anlehnung an die Fragestellung aus der Sozialmedizin wird zunächst der bivariate Zusammenhang der Lärmbelastung mit jeweils nur einer der Variablen zur Messung des sozialen Status (Einkommen, Bildung, Ausländer) überprüft. Die Ergebnisse in Tabelle 2 bestätigen die theoretischen Erwartungen weitgehend. Personen mit einer niedrigeren Bildung, aus Haushalten mit tieferem Einkommen sowie Personen ausländischer Staatsangehörigkeit sind einem höheren Schallpegel ausgesetzt als ihr jeweiliges Gegenüber. Lärm kommt also grundsätzlich als Mediator zur Erklärung von schichtspezifischen Gesundheitsunterschieden in Frage (Baron und Kenny, 1986). Der Zusammenhang zwischen Lärm und gesundheitlichen Symptomen bei gleichzeitiger Kontrolle der Indikatoren zur sozialen Lage (Baron und Kenny, 1986) kann an dieser Stelle wegen fehlenden Daten nicht untersucht werden. Ob sie die schichtspezifischen Gesundheitsunterschiede erklären könnten, ist aber fraglich, denn die sozialen Ungleichheiten in der Lärmbelastung sind sehr gering. Eine Zunahme des gewichteten Haushaltseinkommens um 1000 Franken pro Monat führt zur unmerklichen Verringerung des Schallpegels am Tag um 0.35

Tabelle 2 Koeffizienten bivariater Regressionen

| | Lär | mwerte Tag | | Lärm | werte Nacht | |
|-------------------------------------|----------------|------------|---------|----------------|-------------|---------|
| | Basel und Bern | Basel | Bern | Basel und Bern | Basel | Bern |
| Äquivalenzeinkom- men in Tausend | -0.35** | -0.43** | -0.14* | -0.33** | -0.39** | -0.22* |
| Franken (mtl.) | (-4.98) | (-4.32) | (-2.20) | (-4.75) | (-4.05) | (-2.44) |
| Anzahl Bildungs- | -0.20** | -0.27** | -0.04 | -0.13** | -0.15** | -0.08 |
| jahre (BFS 2007) | (-4.70) | (-4.48) | (-1.15) | (-3.54) | (-3.25) | (-1.41) |
| Ausländer/In | 2.00** | 1.38** | 2.04** | 1.60** | 0.72+ | 2.90** |
| (ref. Schweizer/In) | (5.67) | (2.71) | (6.45) | (5.23) | (1.87) | (6.55) |

Anmerkungen: Zensierte Regressionsmodelle (Censored Normal Regression) mit Werten von 60dB(A) am Tag und 50dB(A) in der Nacht für Befragte ohne Angaben zum Lärmwert. Bivariate Regressionen mit jeweils nur einer Variable zur Messung des sozialen Status, aber mit Dummy-Variablen für die einbezogenen Erhebungen. + p < 0.10, * p < 0.05, **, p < 0.01; t-Werte in Klammern. Ungefähre Fallzahlen: Basel und Bern N = 7100, Basel = 4200, Bern = 2900, variiert nach Variable zu sozialen Lage.

Quelle: Eigene Berechnungen, Datengrundlagen: Bevölkerungsbefragungen 2003, 2005, 2007 und Lärmkataster der Städte Basel und Bern.

dB(A). Zehn zusätzliche Bildungsjahre⁹ und die Schweizerische Staatsbürgerschaft führen im Mittel zu einer geringeren Lärmbelastung von 2 dB(A) am Tag, eine Differenz, die subjektiv gerade bemerkt werden dürfte (3dB sind «merkbar lauter», Kloepfer et al., 2006).

Bei der getrennten Betrachtung der Städte fällt auf, dass in Bern die Bildung keinen und das Einkommen nur einen sehr schwachen Einfluss auf die Lärmbe-

Tabelle 3 Multivariate Modelle zur Erklärung der Strassenlärmbelastung

| | Lärn | nwerte Tag | | Lärm | werte Nacht | |
|---------------------------------------|----------------|------------|---------|----------------|-------------|---------|
| | Basel und Bern | Basel | Bern | Basel und Bern | Basel | Bern |
| Äquivalenzeinkommen in | -0.26** | -0.33** | -0.09 | -0.26** | -0.33** | -0.14 |
| Tausend Franken (mtl.) | (-3.36) | (-2.96) | (-1.28) | (-3.49) | (-3.20) | (-1.41) |
| Anzahl Bildungsjahre | -0.13** | -0.22** | 0.03 | -0.05 | -0.09+ | 0.04 |
| (BFS 2007) | (-2.63) | (-3.14) | (0.74) | (-1.34) | (-1.73) | (0.69) |
| Schweizer/In | ref. | ref. | ref. | ref. | ref. | ref. |
| Ausländer/In | 1.81** | 1.30* | 1.89** | 1.34** | 0.40 | 2.71** |
| | (4.77) | (2.23) | (5.49) | (4.12) | (0.97) | (5.58) |
| Eigentümer/in des | -1.95** | -2.24** | -1.25* | -2.22** | -2.44** | -1.89* |
| Wohnobjekts | (-3.69) | (-3.03) | (-2.30) | (-4.39) | (-3.78) | (-2.47) |
| Rentner, Hausfrau/mann, Arbeitslos | ref. | ref. | ref. | ref. | ref. | ref. |
| Erwerbstätig | -0.74+ | -0.74 | -0.58+ | -0.47 | -0.27 | -0.84+ |
| | (-1.96) | (-1.35) | (-1.65) | (-1.52) | (-0.71) | (-1.71) |
| Anzahl Zimmer | -0.18 | -0.12 | -0.21 | -0.24 | -0.10 | -0.37 |
| pro Person | (-0.85) | (-0.36) | (-1.05) | (-1.16) | (-0.35) | (-1.31) |
| Kinder unter | -1.63** | -1.83** | -1.00** | -1.24** | -1.11** | -1.52** |
| 18 im Haushalt | (-4.58) | (-3.61) | (-2.95) | (-4.36) | (-3.17) | (-3.18) |
| Alter in Jahrzehnten | -0.52** | -0.64** | -0.26* | -0.36** | -0.38** | -0.33* |
| | (-4.79) | (-3.97) | (-2.56) | (-4.05) | (-3.32) | (-2.36) |
| Mann | ref. | ref. | ref. | ref. | ref. | ref. |
| Frau | 0.02 | -0.01 | 0.06 | 0.17 | 0.21 | 0.12 |
| | (0.09) | (-0.02) | (0.25) | (0.78) | (0.73) | (0.34) |
| Pseudo R-Quadrat | 0.021 | 0.017 | 0.009 | 0.204 | 0.218 | 0.009 |
| Anzahl Fälle | 6222 | 3521 | 2701 | 6222 | 3521 | 2701 |

Anmerkungen: Zensierte Regressionsmodelle (Censored Normal Regression) mit Werten von 60dB(A) am Tag und 50dB(A) in der Nacht für Befragte ohne Angaben zum Lärmwert. + p < 0.10, * p < 0.05, **, p < 0.01; t-Werte in Klammern.

Quelle: Eigene Berechnungen, Datengrundlagen: Bevölkerungsbefragungen 2003, 2005, 2007 und Lärmkataster der Städte Basel und Bern.

⁹ Dies entspricht in unserer Skala dem Unterschied zwischen obligatorischer Schule ohne weitere Ausbildung und einer abgeschlossenen universitären Bildung.

lastung aufweist. In Basel ist hingegen die Ausländervariable für den Nachtlärm unbedeutend.

Werden, wie in den Modellen in Tabelle 3, alle drei Variablen zur Messung der sozialen Lage gleichzeitig berücksichtigt, können Hinweise darüber gewonnen werden, welcher der theoretisch diskutierten Effekte am ehesten für die ungleiche Verteilung der Belastung verantwortlich ist.

Die Muster der signifikanten Effekte aus den bivariaten Schätzungen bestätigen sich weitgehend, resp. treten deutlicher hervor. In Bern ist für die Lärmbelastung aus dem Strassenverkehr tagsüber und nachts nur der Ausländereffekt massgebend, während in Basel jeweils das Einkommen und die Bildung den erwarteten Einfluss haben. Wie bei den bivariaten Analysen ist in Basel die Korrelation zwischen der Ausländervariable und dem Verkehrslärm nur tagsüber von Bedeutung. Gehen die Daten beider Städte in die Analysen ein, zeigt sich eine Kombination aus den beschriebenen Zusammenhängen. Gegenüber den bivariaten Schätzungen hat die Stärke der Effekte erwartungsgemäss leicht abgenommen.

Eigenheimbesitzer in Basel und Bern wohnen an weniger lärmbelasteten Orten als Mieter. Der Unterschied von ungefähr 2dB(A) zwischen Mietern und Eigentümern entspricht in etwa der Stärke des Ausländereffekts. Auch Haushalte mit Kindern suchen si ch eher Wohnungen an ruhigeren Lagen. Die vermuteten Effekte für die Struktur (Zimmer) und Nutzung der Wohnung (Erwerbstätigkeit) bestätigen sich nicht. Hingegen korreliert das Alter konstant negativ mit der Lärmbelastung. Unabhängig von der sozialen Lage scheint Lärm eine Belastung zu sein, die im Laufe des Lebens abnimmt, für jedes zusätzliche Jahrzehnt um einen subjektiv merkbaren Grad. Neben einer möglichen Veränderung in den Präferenzen kann vermutet werden, dass die Altersvariable Informationen über die langfristig mögliche Suchdauer einer Person für die «perfekte» Wohnung beinhaltet.

Mit tiefen Werten bis 0.01 für das Pseudo R-Quadrat klären die Modelle lediglich einen sehr kleinen Anteil der Varianz in der Lärmbelastung auf. Nur wenige Studien zur sozialen Verteilung von Umweltbelastungen berichten die Güte der Modelle. In einigen Arbeiten ist diese zwar höher, die Ursache dürfte aber hauptsächlich in der Verwendung aggregierter Untersuchungseinheiten (Nachbarschaften, Census Tracts) liegen, die zu einer künstlichen Erhöhung des R-Quadrats führen (Downey, 2006). Bei den hier verwendeten Individualdaten kommt dieser Effekt nicht zum tragen. In Studien mit stark disaggregierten Untersuchungseinheiten ist die Güte der Modelle ähnlich niedrig wie in den präsentierten Modellen (Diekmann und

Da wir mit objektiven Schallpegeln rechnen und nicht mit Angaben zur subjektiven Wahrnehmung, kann diese Abnahme nicht der Verschlechterung des Hörorgans geschuldet sein.

Erweiterung der multivariaten Modelle zur Erklärung der Strassenlärmbelastung

Tabelle 4

| n | | | n | |) | | | |
|---|----------------|---------------|---------------|----------------------------|-----------------|---------|-------------------------|-------------|
| | | | Fixed-Effects | Fixed-Effects Wohnquartier | | | Index Qualität Quartier | ät Quartier |
| | Läri | Lärmwerte Tag | | Lär | Lärmwerte Nacht | | Tag | Nacht |
| | Basel und Bern | Basel | Bern | Basel und Bern | Basel | Bern | Basel | Basel |
| | M1 | M2 | M3 | M4 | M5 | M6 | M7 | M8 |
| Äquivalenzeinkommen in Tausend Franken (mtl.) | -0.22** | -0.28** | -0.08 | -0.26** | -0.33** | -0.13 | -0.28* | -0.30** |
| | (-2.98) | (-2.62) | (-1.24) | (-3.53) | (-3.22) | (-1.44) | (-2.36) | (-2.59) |
| Anzahl Bildungsjahre (BFS 2007) | -0.15** | -0.21** | -0.03 | -0.10* | -0.08 | -0.08 | -0.21** | -0.08 |
| | (-3.25) | (-3.05) | (-0.73) | (-2.37) | (-1.50) | (-1.30) | (-2.71) | (-1.34) |
| Schweizer/In | ref. | ref. | ref. | ref. | ref. | ref. | ref. | ref. |
| Ausländer/In | 1.56** | 0.92 | 1.82** | 1.13** | 0.05 | 2.57** | 1.29* | 0.45 |
| | (4.23) | (1.63) | (5.41) | (3.54) | (0.11) | (2.60) | (1.97) | (0.95) |
| Eigentümer/in des Wohnobjekts | -1.05* | -1.03 | +68.0- | -1.48** | -1.61* | -1.29+ | -1.95* | -2.31** |
| | (-2.01) | (-1.38) | (-1.69) | (-3.03) | (-2.55) | (-1.78) | (-2.50) | (-3.36) |
| Rentner, Hausfrau/mann, Arbeitslos | ref. | ref. | ref. | ref. | ref. | ref. | ref. | ref. |
| Erwerbstätig | -0.78* | 98.0- | -0.51 | -0.41 | -0.24 | -0.73 | -0.89 | -0.41 |
| | (-2.12) | (-1.63) | (-1.53) | (-1.38) | (-0.63) | (-1.61) | (-1.48) | (-0.95) |
| Anzahl Zimmer pro Person | -0.17 | -0.30 | 90.0- | -0.18 | -0.24 | -0.12 | -0.35 | -0.38 |
| | (-0.79) | (-0.91) | (-0.32) | (-0.94) | (-0.86) | (-0.44) | (-0.97) | (-1.20) |
| Kinder unter 18 im Haushalt | -1.04** | -1.18* | -0.62+ | -0.74** | -0.70* | -0.82+ | -2.20** | -1.39** |
| | (-3.00) | (-2.40) | (-1.87) | (-2.69) | (-2.06) | (-1.81) | (-4.04) | (-3.70) |
| Alter in Jahrzehnten | -0.40** | -0.53** | -0.19+ | -0.26** | -0.30** | -0.21 | -0.70** | -0.42** |
| | (-3.83) | (-3.32) | (-1.96) | (-2.98) | (-2.65) | (-1.61) | (-3.91) | (-3.23) |
| Mann | ref. | ref. | ref. | ref. | ref. | ref. | ref. | ref. |
| Frau | 0.05 | 0.03 | 0.04 | 0.19 | 0.25 | 0.07 | 0.02 | 0.23 |
| | (0.18) | (0.07) | (0.14) | (0.87) | (06.0) | (0.20) | (0.04) | (0.73) |
| | | | | | | | | |

Fortsetzung der Tabelle auf der nächsten Seite.

Fortsetzung der Tabelle 4.

| | | | Fixed-Effects | Fixed–Effects Wohnquartier | | | Index Quali | Index Qualität Quartier |
|------------------------------|----------------|---------------|---------------|----------------------------|-----------------|-------|-------------|-------------------------|
| | Läi | Lärmwerte Tag | | Lärm | Lärmwerte Nacht | t | Tag | Nacht |
| | Basel und Bern | Basel | Bern | Basel und Bern | Basel | Bern | Basel | Basel |
| | M1 | M2 | M3 | M4 | M5 | M6 | M7 | M8 |
| Index Qualität des Quartiers | | | | | | | -0.15 | 90.0- |
| | | | | | | | (-1.58) | (-0.85) |
| Pseudo R-Quadrat | 0.038 | 0.033 | 0.026 | 0.216 | 0.227 | 0.033 | 0.017 | 0.217 |
| Anzahl Fälle | 6222 | 3521 | 2701 | 6222 | 3521 | 2701 | 2897 | 2897 |

Anmerkungen: Zensierte Regressionsmodelle (Censored Normal Regression) mit Werten von 60dB(A) am Tag und 50dB(A) in der Nacht für Befragte ohne Angaben zum Lärmwert. + p < 0.10, * p < 0.05, **, p < 0.01; t-Werte in Klammern. Modelle 1 bis 6 enthalten Dummy-Variablen für die Wohnviertel (Fixed-Effects).

Quelle: Eigene Berechnungen, Datengrundlagen: Bevölkerungsbefragungen 2003, 2005, 2007 und Lärmkataster der Städte Basel und Bern.

Meyer, 2010 (Individualdaten¹¹); Ash und Fetter, 2004 (Block Group¹²)). Trotz der Vergleichbarkeit mit anderen Studien weisen die tiefen Werte auf weggelassene Variablen hin, die potenziell den Zusammenhang zwischen den Schichtungsindikatoren und der Lärmbelastung stören könnten. Für die Nutzung, Struktur und Ausstattung der Wohnung stehen in den Bevölkerungsbefragungen keine weiteren Informationen als die in Tabelle 3 verwendeten Variablen zur Verfügung. Bislang unberücksichtigt blieben Eigenschaften zur Wohnumgebung. Mit der nachträglichen Zuschreibung von externen Informationen zur Wohnlage könnte dieses Problem eigentlich gelöst werden, die Weitergabe der Adressen ist aber aus Datenschutzgründen nicht möglich. Bekannt ist aber das Wohnviertel der befragten Personen. Mit der Aufnahme von Dummy-Variablen (Fixed-Effects) für die Quartiere der beiden Städte¹³ wird für sämtliche nicht erfassten Merkmale kontrolliert, die ein Wohnviertel (un)attraktiv machen, z. B. die Einkaufsmöglichkeiten, die Entfernung zum Stadtzentrum oder die soziale Zusammensetzung. Implizite Annahmen bei diesem Vorgehen sind die gleichmässige Verteilung der relevanten Merkmale innerhalb des Wohnviertels und die diskrete Änderung ihrer jeweiligen Zustände an den Quartiersgrenzen. Zudem könnte kritisiert werden, dass mit den Fixed-Effects auch die unterschiedlichen Lärmniveaus in den verschiedenen Quartieren abgedeckt werden. Aufgrund der kleinräumigen Ausbreitung von Lärm (Kloepfer et al., 2006) wird dieser Einwand als wenig bedeutend erachtet. Die Ergebnisse sind in den Modellen 1 bis 6 in Tabelle 4 enthalten.

In den Modellen 7 und 8 (gleiche Tabelle) wird ein anderer Versuch unternommen, um für die Qualität der Wohnlage zu kontrollieren. Anstatt mit Fixed-Effects wird diese mit mehreren Zufriedenheitsvariablen aus der Befragung erfasst und zu einem Index für die Attraktivität des Wohnviertels aufsummiert. Dabei werden ausschliesslich Fragen verwendet, die sich explizit nur auf das Quartier beziehen und die kognitiv möglichst unabhängig von der Lärmsituation sind (vgl. Tabelle 5 im Anhang, oben)¹⁴. Gegenüber der Fixed-Effects-Lösung entfällt zudem das Problem der vorgegebenen Quartiersgrenzen, weil diese mental von jedem Befragten selber gezogen werden. Nachteilig sind bei diesem Vorgehen die intersubjektiven Unterschiede, also dass es Personen gibt, die grundsätzlich eher negativ urteilen und andere, die eher positive Antworten geben. Um dafür zu korrigieren, wird bei den Items zur Messung der Attraktivität des Quartiers jeweils zuerst ein individueller Mittelwert aus Zufriedenheitsfragen, die sich auf die Stadt als Ganzes beziehen (vgl.

Zwar wird in Diekmann und Meyer (2010) für die Tageslärmbelastung im Vollmodell ein korrigiertes R-Quadrat von 0.10 erreicht. Die Daten beziehen sich jedoch auf die gesamte Schweiz und der Hauptteil der Erklärungskraft dürfte sich aus den Variablen zur Kontrolle des Urbanisierungsgrades ergeben.

Für eine Übersicht der Aggregationseinheiten aus der US-amerikanischen Volkszählung, vgl. Liu (2001).

¹³ In Basel sind es 21 Wohnviertel und in Bern 6 Stadtteile.

Der Index kann nur für Basel gebildet werden; für Bern beziehen sich nur eine ungenügende Anzahl Items explizit auf das Quartier, resp. die Stadt als Ganzes.

Tabelle 5 im Anhang, unten), abgezogen, bevor sie dann aufsummiert werden. Da die objektiven Begebenheiten in Bezug auf die Stadt als Ganzes für alle gleich sind, erfassen die Unterschiede bei den Stadt-Items die individuellen Antworttendenzen, die wir ausschliessen möchten.

Zumindest bei der Fixed-Effects-Variante steigt das korrigierte R-Quadrat zwar etwas an, die Werte sind aber im Vergleich zu anderen Forschungsgebieten nach wie vor niedrig (vgl. Tabelle 4). Wichtiger als die restlose Aufklärung der Varianz ist hier aber die Frage, ob die Effekte der Schichtungsindikatoren auch unter Kontrolle der Qualität des Wohnviertels robust bleiben. Die Ergebnisse in Tabelle 4 zeigen, dass dies weitgehend der Fall ist. In Basel ist die Bildung für den Lärmpegel tagsüber und das Einkommen auch für die nächtliche Belastung von Bedeutung. In Bern bleibt die Nationalität die einzige massgebende Schichtungsvariable.

In Anlehnung an die Idee des Satisficings (Simon, 1955) ist anzunehmen, dass viele Personen nicht die totale Ruhe in ihrer Wohnumgebung anstreben, sondern mit der Lärmsituation zufrieden sind, sobald ein gewisser Pegel unterschritten ist. Dass sich die bisherigen Ergebnisse auch unter dieser Annahme bestätigen, zeigen die logistischen Modelle in Tabelle 6 im Anhang. Auf Basis der Tageslärmwerte werden die Befragten für drei Schwellenwerte (55dB[A], 60dB[A], 65dB[A]) jeweils in eine Gruppe unter und eine über dem Pegel aufgeteilt. Die Gruppenzugehörigkeit wird dann mit den gleichen Kovariaten wie in Tabelle 3 zu erklären versucht. In Bern ist wiederum nur der Ausländereffekt signifikant und in Basel das Einkommen, die Bildung und teilweise auch die Nationalität.

5 Zusammenfassung und Diskussion

Die ungleiche Verteilung von Umweltbelastungen wurde im deutschsprachigen Raum bislang hauptsächlich als Möglichkeit zur Aufklärung von schichtspezifischen Gesundheitsunterschieden diskutiert. Die Entstehung der umweltbezogenen Ungleichheiten selbst wird aber nur am Rande erörtert. Dies dürfte mitunter ein Grund sein, weshalb sich die bisherigen Auswertungen meist in bivariaten Analysen erschöpfen und die Variablen zur Messung der sozialen Lage kaum differenziert betrachtet werden. Es sind aber gerade die Effekte der verschiedenen Schichtungsindikatoren, so das Argument im vorliegenden Beitrag, die Hinweise auf das zu Stande kommen von umweltbezogenen Belastungsunterschieden geben können (Einkommen: Markt; Bildung: Fähigkeiten, Opportunitäten, Präferenzen; Nationalität: Opportunitäten, Diskriminierung). Im empirischen Teil wird deshalb der Einfluss von Einkommen, Bildung und Staatsangehörigkeit in multivariaten Modellen gegeneinander getestet. Durch die Verknüpfung der allgemeinen Bevölkerungsbefragungen von Basel und

Personen ohne Lärmwert sind bei allen drei Schwellenwerten in der Gruppe 0 «keine Lärmbelastung».

Bern mit den Strassenlärmkatastern stehen für repräsentative Stichproben dieser beiden Städte objektive Daten zur Abbildung der Umweltbelastung zur Verfügung. Unsicherheiten, wie sie sich in Studien ergeben, die wegen der fehlenden tatsächlichen Belastung die subjektive Wahrnehmung als Proxy einsetzen, können dadurch eliminiert werden.

Aufgrund des robusten Einkommenseffekts kann vermutet werden, dass in Basel die Verteilung der Lärmbelastung zumindest teilweise über die Preise auf dem Wohnungsmarkt reguliert wird. Zudem sind die besser Gebildeten in Basel tagsüber einer geringeren Belastung ausgesetzt. Mit zunehmender Bildung erhöhen sich im Durchschnitt die Fähigkeiten (z. B. Umgang mit neuen Medien für die Suche) und Möglichkeiten (z. B. Netzwerke) und erhöhen so die Chance, eine ruhige Wohnung zu finden. Weniger eindeutig fällt in Basel der Ausländereffekt aus. Dafür scheint die Nationalität in Bern umso wichtiger zu sein. In den multivariaten Modellen ist sie dort die einzige massgebende Schichtungsvariable zur Verteilung der Strassenlärmbelastung. Diesem Ergebnis liegen nicht zwingend Diskriminierungstendenzen zugrunde, neben Fähigkeiten (z. B. geringere Sprachkompetenz) und Möglichkeiten (z. B. kürzere Suchdauer) könnten auch Präferenzen der Ausländer, unter sich wohnen zu wollen, eine Rolle spielen (Schelling, 1971). Wie können die Unterschiede in den Effekten zwischen Bern und Basel aufgeklärt werden? Als Faktoren kommen grundsätzlich die in den Analysen verwendeten Grössen (Lärmbelastungen und Schichtungsindikatoren) in Frage. Die Höhe des Verkehrsaufkommens und seine räumliche Verteilung ergeben sich aus der Verkehrs- und Raumplanungspolitik sowie historischen Gegebenheiten (Pflieger et al., 2007). Zwar können gewachsene Konstellationen, wie z. B. die räumliche Aufteilung von Wohnen und Arbeiten, unterschiedliche Verkehrsströme induzieren, entscheidend dürfte aber sein, wie gut es gelingt, den Individualverkehr zu lenken und die Bevölkerung zur Nutzung der öffentlichen Verkehrsmittel zu bewegen. Diesbezüglich verfolgen die Städte Basel und Bern seit vielen Jahren weitgehend die gleiche Politik (Sager et al., 1999; Kaufmann und Sager, 2006): Entwicklung und verdichtetes Bauen an ÖV-Knotenpunkten, Koordination der Verkehrs- und Raumplanungspolitik, Verlagerung des motorisierten Individualverkehrs auf die Hauptachsen (vgl. auch Gesamtverkehrspläne der beiden Städte (Baudepartement des Kantons Basel-Stadt und Bau- und Umweltschutzdirektion Kanton Basel-Land, 2007; Regionale Verkehrskonferenz Bern-Mittelland, 2007) sowie die Ergebnisse einer quantitativen Analyse auf Basis des Mikrozensus für Verkehr (Geiger, 2004)). Als unterschiedlich könnte bisweilen die Umsetzung dieses Konzepts angesehen werden, die in der Stadt Bern vermutlich konsequenter angegangen wurde (Kaufmann, 2003). So gibt es in Bern seit längerem keine Gratis-Dauerparkfelder mehr, 16 während in Basel soeben das Referendum gegen die Umwandlung von 10000 Gratis-Dauerparkfeldern in Blaue Zone oder

http://www.bern.ch/leben_in_bern/wohnen/motorisiert/zonen [05.03.2010].

gebührenpflichtige Parkplätze, ergriffen wurde.¹⁷ Das deswegen vermutete grössere Verkehrsaufkommen auf den Zentrums-Zubringern der Stadt Basel ist im Einklang mit den Ergebnissen in Tabelle 1. Der Anteil der Befragten mit einer Lärmbelastung über 60dB(A) am Tag und 50dB(A) in der Nacht ist in Bern in den vorliegenden Stichproben tendenziell geringer. Die verschiedenen Lärmniveaus erklären die unterschiedlichen Zusammenhänge mit den Schichtungsindikatoren aber noch nicht, zumal in allen Modellen mit einer Dummy-Variable für die potenziell unterschiedlichen Pegelhöhen der jeweiligen Befragung kontrolliert wird. Somit rücken die Variablen zur Messung der sozialen Lage ins Zentrum der möglichen Erklärungen. Es besteht die Vermutung, dass die Zusammensetzung der Ausländerpopulation im von der Chemieindustrie geprägten Basel eine andere ist als in Bern, das von den staatlichen Verwaltungen dominiert wird, in denen mehrheitlich Einheimische höhere Positionen innehaben. Abschliessend kann die Frage der Unterschiede in den Effekten zwischen Bern und Basel mit den vorliegenden Daten und Auswertungen aber nicht aufgeklärt werden.

Zwar kann in den vorliegenden Analysen die Hypothese der höheren Belastung niedrigerer sozialer Schichten bestätigt werden. Die Ungleichheiten sind allerdings erstaunlich schwach ausgeprägt: Der Schweizer Pass, zehn Bildungsjahre mehr oder ein zusätzliches gewichtetes monatliches Haushaltseinkommen von fast 10 000 Franken führen zu einer Verminderung in der Lärmbelastung, die subjektiv nur knapp wahrzunehmen ist. Damit ist der Ausländereffekt vergleichbar mit der Grösse des Zusammenhangs, wie er mit den Daten des Schweizer Umweltsurveys gefunden wurde (Tag: 1.03 (Westeuropa, Nordamerika), 1.75 (Südeuropa), 2.73 (andere Staaten) Nacht: 0.93 (Westeuropa, Nordamerika), 2.12 (Südeuropa), 2.80 (andere Staaten), vgl. Diekmann und Meyer, 2010). Die Effekte für die Einkommens- und die Bildungsvariable waren in der landesweiten Untersuchung (N > 2 500) nochmals kleiner und statistisch nicht signifikant.

Aufgrund der geringen Effekte ist es fraglich, ob Lärm tatsächlich als Mediator in Frage kommt, um die schichtspezifischen Gesundheitsunterschiede zu erklären. Diesbezüglich dürfte es lohnenswert sein, in Zukunft mehrere Umweltbelastungen gleichzeitig in den Blick zu nehmen (Fox et al., 2002). Ein wichtiger Hinweis für die Gesundheitsforschung könnte ebenfalls vom robusten Alterseffekt ausgehen. Unabhängig von der sozialen Lage, nimmt die Lärmbelastung mit zunehmendem Alter ab. Möglicherweise sind nebst der aktuellen auch frühere Belastungssituationen für die Aufklärung von gesundheitlichen Unterschieden wichtig.

http://bazonline.ch/basel/stadt/Volk-kann-Gratisparkplaetze-noch-retten/story/15094567 [05.03.2010].

¹⁸ Bivariate Regressionen mit gepoolten Daten und Tageslärmwerte, vgl. Tabelle 2.

6 Literaturverzeichnis

American Association for Public Opinion Research (aapor). 2006. Standard Definitions. Final Dispositions of Case Codes and Outcome Rates for Surveys. 26. Mai 2007 (http://www.aapor.org).

- Amt für Umwelt und Energie Basel-Stadt. 2009. Strassenlärmkataster. 29. Juli 2009 (http://www.aue. bs.ch/fachbereiche/laerm/kataster-strassenlaerm.htm).
- Ash, Michael und T. Robert Fetter. 2004. Who Lives on the Wrong Side of the Environmental Tracks? Evidence from the EPA's Risk-Screening Environmental Indicators Model. *Social Science Quarterly*, 85(2): 441–462.
- Atlas, Mark. 2002. Few and Far Between? An Environmental Equity Analysis of the Geographic Distribution of Hazardous Waste Generation. *Social Science Quarterly*, 83(1): 365–378.
- Baranzini, Andrea und José V. Ramirez. 2005. Paying for Quietness. The Impact of Noise on Geneva Rents. *Urban Studies*, 42(4): 633–646.
- Baranzini, Andrea, Caroline Schaerer, José V. Ramirez und Philippe Thalmann. 2008. Do Foreigners Pay Higher Rents for the Same Quality of Housing in Geneva and Zurich? *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 144(4): 703–730.
- Baron, Ruben M. und David A. Kenny. 1986. The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6): 1173–1182.
- Bateman, Ian, Brett Day, Iain Lake und Andrew Lovett. 2001. *The Effect of Road Traffic Noise on Residential Property Values: A Literature Review and Hedonic Pricing Study*. Edinburgh: Scottish Executive Transport Research Series.
- Baudepartement des Kantons Basel-Stadt und Bau- und Umweltschutzdirektion Kanton Basel-Land. 2007. *Gesamtverkehrsmodell der Region Basel*. Basel und Liestal. 5. März 2010 (http://www.bvd.bs.ch/200705_gesamtverkehrsmodell_kurzbericht.pdf).
- Beck, Ulrich. 1986. Risikogesellschaft. Auf dem Weg in eine andere Moderne. Frankfurt a.M.: Suhrkamp Verlag.
- Bolte, Gabriele. 2007. Monitoring of socioeconomic disparities in environmental exposures and children's health: Experiences from the Bavarian Health Monitoring Units. *Medycyna Srodowiskowa (Environmental Medicine)*, 10(Suppl. 1): 92.
- Bolte, Gabriele, Horst-Dietrich Elvers, Beate Schaaf, Andrea von Berg, Michael Borte und Joachim Heinrich. 2004. «Soziale Ungleichheit bei der Belastung mit verkehrsabhängigen Luftschadstoffen: Ergebnisse der Kinderkohortenstudie LISA.» In Andreas Mielck und Gabriele Bolte (Hrsg.), Umweltgerechtigkeit. Die soziale Verteilung von Umweltbelastungen. Wenheim und München: Juventa Verlag.
- Bolte, Gabriele und Martina Kohlhuber. 2008. Sozioökonomische Faktoren und Umweltbelastungen in Deutschland aktueller Erkenntnisstand und exemplarische Analysen ausgewählter Umweltschadstoffe Teilprojekt A: Systematische Zusammenstellung der Datenlage in Deutschland. Publikationen des Umweltbundesamtes. Umweltbundesamt. Oberschleißheim, Bayerisches Landesamt für Gesundheit und Lebensmittelsicherheit. Sachgebiet Umweltmedizin, 58.
- Bowen, William M. 2002. An Analytical Review of Environmental Justice Research: What Do We Really Know? *Environmental Management*, 29: 3–15.
- Braun-Fahrländer, Charlotte. 2004. «Die soziale Verteilung von Umweltbelastungen bei Kindern in der Schweiz.» In Gabriele Bolte und Andreas Mielck (Hrsg.), *Umweltgerechtigkeit. Die soziale Verteilung von Umweltbelastungen*. Wenheim und München: Juventa Verlag.
- Breen, Richard und Jan O. Jonsson. 2005. Inequality of Opportunity in Comparative Perspective: Recent Research on Educational Attainment and Social Mobility. *Annual Review of Sociology*, 31: 223–243.

- Brulle, Robert J. und David N. Pellow. 2006. Environmenal Justice: Human Health and Environmental Inequalities. *Annual Review of Public Health*, 27: 103–124.
- Bullard, Robert D. 1994. Dumping in Dixie: Race, Class, and Environmental Quality. Boulder: Westview Press.
- Coleman, James Samuel. 1966. *Equality of educational opportunity*. A publication of the National Center for Educational Statistics. Washington DC, U.S. Department of Health, Education, and Welfare, Office of Education.
- Conzelmann-Auer, Cornelia, Charlotte Braun-Fahrländer, Ursula Ackermann-Liebrich und Hans-Urs Wanner. 1993. Die Wahrnehmung der Verkehrslärmimmissionen im Kanton Basel-Stadt im Vergleich zu den erhobenen Lärmmesswerten. *Sozial- und Präventivmedizin*, 38: 231–238.
- Davidson, Pamela und Douglas L. Anderton. 2000. Demographics of Dumping II: A National Environmental Equity Survey and the Distribution of Hazardous Materials Handlers. *Demography*, 37(4): 461–466.
- Diekmann, Andreas und Reto Meyer. 2010. Demokratischer Smog? Eine empirische Untersuchung zum Zusammenhang zwischen Sozialschicht und Umweltbelastungen. Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, 62(3): 437–457.
- Diekmann, Andreas und Reto Meyer. 2008. «Umweltbewusstsein, Umwelthandeln und ökologische Risiken.» In Christian Suter, Dominique Joye, René Levy, Ursina Kuhn und Pascale Gazareth (Hrsg.), Sozialbericht 2008. Zürich: Seismo Verlag.
- Downey, Liam. 2006. Using Geographic Information Systems to Reconceptualize Spatial Relationships and Ecological Context. *American Journal of Sociology*, 112(2): 567–612.
- Elo, Irma T. 2009. Social Class Differentials in Health and Mortality: Patterns Explanations in Comparative Perspective. *Annual Review of Sociology*, 35: 553–572.
- Engelhardt, Henriette. 2000. «Modelle zur Messung und Erklärung personeller Einkommensverteilungen.» In Ulrich Müller, Bernhard Nauck und Andreas Diekmann (Hrsg.), *Handbuch der Demographie Bd. 2.* Berlin: Springer.
- Evans, Gary W. und Elyse Kantrowitz. 2002. Socioeconomic Status and Health: The Potential Role of Environmental Risk Exposure. *Annual Review of Public Health*, 23: 303–331.
- Fox, Mary A., John D. Groopman and Thomas A. Burke. 2002. Evaluating Cumulative Risk Assessment for Environmental Justice: A Community Case Study. *Environmental Health Perspective*, 110(2): 203–209.
- Frey, Bruno S. 1972. Umweltökonomie. Göttingen: Vandenhoeck und Ruprecht.
- GAO (U.S. General Accounting Office). 1983. Siting of Hazardous Waste Landfills and Their Correlation with the Racial and Socio-Economic Status of Surrounding Communities. Washington DC: General Accounting Office.
- Geiger, Rolf. 2004. Agglomerations-Benchmark Verkehr und Raum. Indikatoren zu verkehrlichen und räumlichen Aspekten nach Agglomerationen. Bern: Bundesamt für Raumentwicklung.
- Grunenberg, Heiko und Udo Kuckartz. 2003. *Umweltbewusstsein im Wandel. Ergebnisse der UBA-Studie. Umweltbewusstsein in Deutschland 2002*. Opladen: Leske und Budrich.
- Heinrich, Joachim, Andreas Mielck, Ines Schäfer und Wolfgang Mey. 1998. Soziale Ungleichheit und umweltbedingte Erkrankungen in Deutschland. Landsberg: ecomed verlagsgesellschaft.
- Heinrichs, Harald, Julian Agyeman und Matthias Groß. 2004. «Die Umweltsoziologie und das Thema der sozial-ökologischen Ungleichheit.» In Andreas Mielck und Gabriele Bolte (Hrsg.), *Umweltgerechtigkeit. Die soziale Verteilung von Umweltbelastungen*. Wenheim und München: Juventa Verlag.
- Helfand, Gloria E. und L. James Peyton. 1999. A conceptual model of environmental justice. Social Science Quarterly, 80: 68–83.

Helmert, Uwe, Karin Bammann, Wolfgang Voges und Rainer Müller (Hrsg.). 2000. Müssen Arme früher sterben? Soziale Ungleichheit und Gesundheit in Deutschland. Wenheim und München: Juventa Verlag.

- Hird, John A. und Michael Reese. 1998. The distribution of environmental quality: An empirical analysis. *Social Science Quarterly*, 79: 693–716.
- Hoffmann, Britt, Bernt-Peter Pobra und Enno Swart. 2003. Soziale Ungleichheit und Strassenlärm im Wohnumfeld eine Auswertung des Bundesgesundheitssurveys. *Gesundheitswesen*, 65: 393–401.
- Jahoda, Marie, Paul F. Lazarsfeld und Hans Zeisel. 1933. Die Arbeitslosen von Marienthal: Ein soziographischer Versuch über die Wirkungen langandauernder Arbeitslosigkeit. Leipzig: Hirzel.
- Jarre, Jan. 1975. Umweltbelastung und ihre Verteilung auf soziale Schichten. Göttingen: Verlag Otto Schwartz & Co.
- Kaufmann, Vincent. 2003. *Politique de transports dans l'agglomération bernoise: un exemple à suivre?* Vortrag : Journées nationales sur le développement durable au niveau local. Bern.
- Kaufmann, Vincent und Fritz Sager. 2006. The Coordination of Local Policies for Urban Development and Public Transportation in Four Swiss Cities. *Journal of Urban Affairs* 28(4): 353–373.
- Klein, Thomas. 2005. Sozialstrukturanalyse. Eine Einführung. Reinbek bei Hamburg: Rowohlt Taschenbuch Verlag.
- Kloepfer, Michael, Barbara Griefahn, Andrzej M. Kaniowski, Gernot Klepper, Stephan Lingner, Gerhard Steinebach, Heinrich W. Weyer und Peter Wysk. 2006. *Leben mit Lärm? Risikobeurteilung und Regulation des Umgebungslärms im Verkehrsbereich*. Berlin und Heidelberg: Springer-Verlag.
- Kohlhuber, Martina, Andreas Mielck, Stephan K. Weiland und Gabriele Bolte. 2006. Social inequality in perceived environmental exposures in relation to housing conditions in Germany. *Environmental Research*, 101: 246–255.
- Kolahgar, Brita. 2006. Die soziale Verteilung von Umweltbelastungen und gesundheitlichen Folgen an industriellen Belastungsschwerpunkten in Nordrhein-Westfalen. Abschlussbericht. Essen: Institut für Medizinische Informatik, Biometrie und Epidemiologie.
- Lärmschutz-Verordnung SR 814.41. 1986. 17. Februar 2009 (http://www.admin.ch/ch/d/sr/814_41/index.html).
- Liu, Feng. 2001. Environmental Justice Analysis: Theories, Methods, and Practice. Boca Raton: Lewis Publishers.
- Longchamp, Claude, Bianca Rousselot, Stephan Tschöpe und Silvia Ratelband-Pally. 2007. Wirtschaftsoptimismus, Staatsvertrauen und nationale Orientierung gleichzeitig gestärkt. Schlussbericht zum allgemeinen Teil des Sorgenbarometers 2007. Im Auftrag vom Bulletin der Credit Suisse. Bern: gfs.bern.
- Maschewsky, Werner. 2001. *Umweltgerechtigkeit, Public Health und soziale Stadt*. Frankfurt: Verlag für Akademische Schriften.
- Maschke, Christian, Ute Wolf und Thilo Leitmann. 2003. Epidemiologische Untersuchungen zum Einfluss von Lärmstress auf das Immunsystem und die Entstehung von Arteriosklerose. Umweltforschungsplan des Bundesministeriums für Umwelt, Naturschutz und Reaktorsicherheit, Aktionsprogramm «Umwelt und Gesundheit» (UFOPLAN). WaBoLu-Heft 01/03. Berlin.
- Mielck, Andreas. 2004. «Unterschiede bei Lärmbelastung und Luftverschmutzung nach Haushaltseinkommen.» In Andreas Mielck und Gabriele Bolte (Hrsg.), *Umweltgerechtigkeit. Die soziale Verteilung von Umweltbelastungen.* Wenheim und München: Juventa Verlag.
- Mielck, Andreas. 2000. Soziale Ungleichheit und Gesundheit: Empirische Ergebnisse, Erklärungsansätze, Interventionsmöglichkeiten. Bern: Verlag Hans Huber.
- Mielck, Andreas und Gabriele Bolte (Hrsg.). 2004a. *Umweltgerechtigkeit. Die soziale Verteilung von Umweltbelastungen*. Gesundheitsforschung. Wenheim und München: Juventa Verlag.
- Mielck, Andreas und Gabriele Bolte. 2004b. «Die soziale Verteilung von Umweltbelastungen: Neue Impulse für Public Health Forschung und Praxis.» In Andreas Mielck und Gabriele Bolte (Hrsg.),

- Umweltgerechtigkeit. Die soziale Verteilung von Umweltbelastungen. Wenheim und München: Juventa Verlag.
- Mielck, Andreas und Joachim Heinrich. 2002. Soziale Ungleichheit und die Verteilung umweltbezogener Exposition (Environmental Justice). Gesundheitswesen, 64: 405–416.
- Milgrom, Paul und John Roberts. 1992. *Economics, Organization and Management*. Upper Saddle River: Prentice Hall International.
- Morgan, Kelly. 2000. Inequality and Crime. The Review of Economics and Statistics, 82(4): 530-539.
- Morris, Martina und Bruce Western. 1999. Inequality in Earnings at the Close of the Twentieth Century. *Annual Review of Sociology,* 25: 623–657.
- Neckerman, Kathryn M. und Florencia Torche. 2007. Inequality: Causes and Consequences. *Annual Review of Sociology*, 33: 335–357.
- O'Neill, Marie, Michael Jerrett, Ichiro Kawachi, Jonathan I. Levy, Aaron J. Cohen, Nelson Gouveia, Paul Wilkinson, Tony Fletcher, Luis Cifuentes und Joel Schwartz. 2003. Health, Wealth, and Air Pollution: Advancing Theory and Methods. *Environmental Health Perspectives*, 111(16): 1861–1870.
- Pastor, Manuel, Jim Sadd und John Hipp. 2001. Which Came First? Toxic Facilites, Minority Move-In, and Environmental Justice. *Journal of Urban Affairs*, 23(1): 1–21.
- Pellow, David N. und Robert J. Brulle, Hrsg. 2005. *Power, justice, and the environment: a critical appraisal of the environmental justice movement*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Pellow, David N., Adam Weinberg und Allan Schnaiberg. 2001. The Environmental Justice Movement: Equitable Allocation of the Costs and Benefits of Environmental Management Outcomes. *Social Justice Research*, 14(4): 423–439.
- Perlin, Susan A., David W.S. Wong und Ken Sexton. 2001. Residential Proximity to Industrial Sources of Air Pollution: Interrelationships among Race, Poverty, and Age. *Journal of the Air and Waste Management Association*, 51(3): 406–421.
- Pflieger, Géraldine, Vincent Kaufmann, Christophe Jemelin und Luca Pattaroni. 2007. Entre reproduction, innovation et contingence: infléchir une trajectoire urbaine L'exemple des politiques locales des transports et d'urbanisme. Swiss Journal of Sociology, 33(3): 369–386.
- Rawls, John. 1971. A Theory of Justice. Boston, MA: Harvard University Press.
- Regionale Verkehrskonferenz Bern-Mittelland. 2007. *Gesamtverkehrsmodell der Region Bern.* Bern. 5. März 2010 (http://www.rvk4.ch/media/pdf/projekte/grundlagen/gvm/Flyer.pdf).
- Ringquist, Evan J. 2005. Assessing Evidence of Environmental Inequalities: A Meta-Analysis. *Journal of Policy Analysis and Management*, 24(2): 223–247.
- Ringquist, Evan J. 1998. A Question of Justice: Equity in Environmental Litigation, 1974–1991. *The Journal of Politics*, 60(4): 1148–1165.
- Sager, Fritz, Vincent Kaufmann und Dominique Joye. 1999. Die Koordination von Raumplanung und Verkehrspolitik in urbanen Räumen der Schweiz: Determinanten der politischen Geographie, der politischen Kultur oder der institutionellen Struktur. Swiss Political Science Review, 5(3): 25–55.
- Sandler, Ronald und Phaedra C. Pezzullo (Hrsg.). 2007. Environmental Justice and Environmentalism: the Social Justice Challenge to the Environmental Movement. Cambridge, MA: MIT Press.
- Schaerer, Caroline und Andrea Baranzini. 2009. Where and How Do Swiss and Foreigners Live? Segregation in the Geneva and Zurich Housing Markets. Swiss Journal of Sociology, 35: 571–592.
- Schelling, Thomas. 1971. Dynamic Models of Segregation. *Journal of Mathematical Sociology*, 1: 143–186.
- Schuler, Martin und Pierre Dessemontet. 2009. «Différenciations territoriales, contextuelles et environnementales dans les agglomérations suisses.» In Luca Pattaroni, Vincent Kaufmann und

- Adriana Rabinovich (Hrsg.), *Habitat en devenir. Enjeux territoriaux, politiques et sociaux du logement en Suisse*. Lausanne: Lausanne Presses Polytechniques et Universitaires Romandes (PPUR).
- Schuler, Martin, Pierre Dessemontet, Christophe Jemelin, Alain Jarne, Natacha Pasche, und Werner Haug. 2006. Atlas des räumlichen Wandels der Schweiz. Zürich: Verlag Neue Zürcher Zeitung.
- Sherman, Arloc. 1994. Wasting America's Future: The Children's Defense Fund Report on the Costs of Child Poverty. Boston: Beacon Press.
- Simon, Herbert Alexander. 1955. A Behavioral Model of Rational Choice. *Quarterly Journal of Economics*, 69: 99–118.
- Spillmann, Andreas. 1994. Soziale Gerechtigkeit im Umweltschutz. Chur: Rüegger.
- Swart, Enno und Britt Hoffmann. 2004. «Modifiziert der Sozialstatus die gesundheitlichen Auswirkungen von Lärmexposition.» In Gabriele Bolte und Andreas Mielck (Hrsg.), *Umweltgerechtigkeit. Die soziale Verteilung von Umweltbelastungen.* Weinheim und München: Juventa Verlag,
- Szasz, Andrew und Michael Meuser. 1997. Environmental Inequalities: Literature Review and Proposals for New Directions in Research and Theory. *Current Sociology*, 45: 99–120.
- UCC (United Church of Christ Commission for Racial Justice). 1987. Toxic Wastes and Race in the United States: A National Report on the Racial and Socio-Economic Characteristics of Communities with Hazardous Waste Sites. New York: United Church of Christ.
- U.S. EPA. 1987. Unfinished Business: A Comparative Assessment of Environmental Problems, Overview Report. Washington, DC: U.S. EPA.
- U.S. EPA. 1977. The Urban Noise Survey. Washington, DC: U.S. EPA.
- Winkler, Joachim und Heribert Stolzenberg. 1999. Der Sozialschichtindex im Bundes-Gesundheitssurvey. Das Gesundheitswesen, 61(Suppl. 2): 178–183.
- Wirth, Katja. 2004. Lärmstudie 2000. Die Belästigungssituation im Umfeld des Flughafens Zürich. Aachen: Shaker Verlag.

7 Anhang

Tabelle 5 Items zur Einschätzung der Lebensqualität im Wohnquartier

| | | Basel | |
|--|------|-------|------|
| | 2003 | 2005 | 2007 |
| ltems (q) mit Bezug auf das Quartier | | | |
| Zufriedenheit Einkaufsmöglichkeiten am Wohnort | 84% | 81% | 84% |
| Zufriedenheit Quartierleben | 85% | 82% | 86% |
| Zufriedenheit Grünanlagen und Parks im Quartier | 83% | 82% | 84% |
| Zufriedenheit Zusammensetzung der Quartierbevölkerung | 82% | 79% | 85% |
| Sicherheit alleine in der Nacht draussen im Quartier | 70% | 70% | 67% |
| tems (s) mit Bezug auf die ganze Stadt | | | |
| Zufriedenheit Einkaufsmöglichkeiten in Basel | 94% | 92% | 94% |
| Zufriedenheit Sauberkeit auf Strassen und Plätzen in Basel | 64% | 69% | 59% |
| Zufriedenheit Gesundheitsversorgung | 95% | 96% | 96% |
| Zufriedenheit Öffentliche Sicherheit | 79% | 82% | 75% |

Anmerkungen: Die Items konnten auf einer 4-stufigen Skala beantwortet werden (ganz/eher (un)zufrieden resp. ganz/eher (un)sicher). Berichtet werden die Anteile mit positiver Antwort (zufrieden, sicher). In Bern war die Berechnung nicht möglich. Der Index für die Attraktivität des Wohnviertels berechnet sich wie folgt:

$$\sum_{i=1}^5 (q_i - \bar{s})$$

Quelle: Eigene Berechnungen, Datengrundlagen: Bevölkerungsbefragungen 2003, 2005 und 2007 von Basel-Stadt.

Tabelle 6 Logistische Regression Tageslärmwerte

| | 55d | B(A) | 60d | B(A) | 65d | B(A) |
|------------------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | Basel | Bern | Basel | Bern | Basel | Bern |
| Äquivalenzeinkommen in tausend | -0.07** | -0.04 | -0.06* | -0.04 | -0.07+ | -0.01 |
| Franken (mtl.) | (-3.12) | (-1.52) | (-2.41) | (-1.52) | (-1.78) | (-0.36) |
| Anzahl Bildungsjahre (BFS 2007) | -0.05** | -0.01 | -0.05** | 0.00 | -0.05* | 0.03 |
| | (-3.47) | (-0.63) | (-3.41) | (0.25) | (-2.30) | (1.24) |
| Schweizer/In | ref. | ref. | ref. | ref. | ref. | ref. |
| Ausländer/In | 0.25* | 0.58** | 0.17 | 0.57** | 0.33* | 0.77** |
| | (2.27) | (4.95) | (1.44) | (4.45) | (2.01) | (4.75) |
| Eigentümer/in des Wohnobjekts | -0.43* | -0.43* | -0.51* | -0.39+ | -0.78* | -0.83* |
| | (-2.49) | (-2.17) | (-2.56) | (-1.66) | (-2.23) | (-2.05) |
| Rentner, Hausfrau/mann, Arbeitslos | ref. | ref. | ref. | ref. | ref. | ref. |
| Erwerbstätig | 0.03 | -0.18 | -0.02 | -0.13 | -0.13 | -0.23 |
| | (0.24) | (-1.48) | (-0.17) | (-0.96) | (-0.80) | (-1.25) |
| Anzahl Zimmer pro Person | -0.04 | -0.05 | -0.08 | -0.08 | 0.04 | -0.11 |
| | (-0.50) | (-0.70) | (-0.93) | (-0.95) | (0.34) | (-1.03) |
| Kinder unter 18 im Haushalt | -0.37** | -0.35** | -0.30** | -0.29* | -0.54** | -0.46* |
| | (-3.66) | (-3.06) | (-2.71) | (-2.22) | (-3.22) | (-2.46) |
| Alter in Jahrzehnten | -0.09** | -0.08* | -0.09* | -0.08* | -0.11* | -0.11* |
| | (-2.87) | (-2.27) | (-2.55) | (-1.98) | (-2.32) | (-2.02) |
| Mann | ref. | ref. | ref. | ref. | ref. | ref. |
| Frau | -0.07 | -0.01 | -0.04 | -0.02 | 0.06 | 0.04 |
| | (-0.89) | (-0.13) | (-0.45) | (-0.22) | (0.53) | (0.30) |
| Pseudo R ² | 0.018 | 0.016 | 0.015 | 0.015 | 0.020 | 0.024 |
| Anzahl Fälle | 3521 | 2701 | 3521 | 2701 | 3521 | 2701 |

Anmerkungen: Logistische Regressionen mit Schwellenwerten bei unterschiedlich hohen Tagesschallpegeln (55dB(A), 60dB(A), 65dB(A)). Befragten ohne Lärmwert wird jeweils der Wert 0 «kein Lärm» zugeordnet: + p < 0.10, * p < 0.05, **, p < 0.01; z-Werte in Klammern.

Quelle: Eigene Berechnungen, Datengrundlagen: Bevölkerungsbefragungen 2003, 2005, 2007 und Lärmkataster der Städte Basel und Bern.