

Die Durchsetzung sozialer Normen in Low-Cost und High-Cost Situationen

Enforcement of Social Norms in Low-Cost and High-Cost Situations

Heiko Rauhut*

ETH Zürich, Professur für Soziologie, insbesondere Modellierung und Simulation, Universitätsstrasse 41, 8092 Zürich, Switzerland

E-Mail: rauhut@gess.ethz.ch

Ivar Krumpal*

Universität Leipzig, Institut für Soziologie, Beethovenstraße 15, 04107 Leipzig, Germany

E-Mail: krumpal@sozio.uni-leipzig.de

Zusammenfassung: In Feldstudien konnte häufig mittels der Low-Cost Hypothese gezeigt werden, dass normkonformes Verhalten von den dafür aufzuwendenden Kosten abhängt. Doch die Gültigkeit der Low-Cost Hypothese ist bei der Durchsetzung sozialer Normen bislang wenig erforscht. In unserer Studie werden diese kollektiven Güter zweiter Ordnung anhand nachbarschaftlicher Kontrollen analysiert. Es werden Daten einer postalischen Befragung von 631 Personen in Leipzig aus dem Jahr 2001 ausgewertet. Der Zusammenhang zwischen der Befürwortung sozialer Kontrollen und der Bereitschaft, soziale Kontrollen zu dulden, sinkt mit steigenden Kosten der zu duldenen Kontrollen. Zudem lässt sich die Logik der Low-Cost Hypothese auf andere soziologische Konstrukte übertragen: Die Wirkung von Kriminalitätsfurcht und Autoritarismus ist umso weniger relevant für die Duldung sozialer Kontrollen, je höher die Kosten dafür werden. Unsere Befunde demonstrieren somit die Gültigkeit der Low-Cost Hypothese im Zusammenhang mit kollektiven Gütern zweiter Ordnung.

Summary: Field studies show that normative behavior depends on the costs of obeying the norm. This effect is known as the low-cost hypothesis. However, does the enforcement of social norms also depend on the costs of enforcing the norm? So far, there has been little research on the validity of the low-cost hypothesis for these so-called "second order collective goods." In our work, enforcement of social norms is studied by means of analyzing social control in neighborhoods. We use data from 631 respondents in a mail survey conducted in 2001 in Leipzig, Germany. Logistic regression models reveal that the strength of the relationship between the general approval of social control and the willingness to tolerate social control personally decreases with the increasing costs of tolerating these control activities. In addition, we transfer the logic of the low-cost hypothesis to other sociological constructs: The effect of fear of crime and the effect of authoritarianism on the tolerance of social control decreases with the increasing costs of these control activities. Our empirical findings confirm the low-cost hypothesis for the production of second-order collective goods.

1. Einleitung

Viele würden sich wohl gerne als einen anständigen und normbewussten Menschen sehen. Doch zu welchem Preis? Manchmal mögen die Kosten für wün-

schenswerte Handlungen schlichtweg zu hoch sein. Dementsprechend mag es eine geschickte Strategie sein, sich bei vergleichsweise kostengünstigen Aktionen der eigenen Normtreue zu versichern, jedoch bei kostenintensiven Handlungen von Normen abzuweichen. Auf diese Weise kann ein positives Selbstbild mit relativ geringem Aufwand aufrechterhalten werden. Eine bekannte Operationalisierung dieser Idee ist die *Low-Cost Hypothese*. Diese Hypothese postuliert, dass der Zusammenhang zwischen der Akzeptanz einer sozialen Norm¹ und der zugehörigen normativen Verhaltensweise ab-

* Wir danken Kurt Mühlner für fruchtbare Diskussionen und die Bereitstellung des Datensatzes, Thomas Voss und David Glowsky für konstruktive Kommentare zu dem Manuskript, Ben Jann für wichtige Hinweise zu dem Bootstrap-Ansatz, Wolfgang Langer und Herbert Matschinger für wertvolle Hinweise und Ratschläge zur Datenanalyse und Jana Adler für Literaturrecherchen. Zudem danken wir den beiden anonymen Gutachtern und einem Herausgeber für ihre Verbesserungsvorschläge. Der Beitrag ist an der Universität Leipzig entstanden.

¹ Für eine Diskussion des Normbegriffs siehe insbesondere Opp (2001).

nimmt, je höher die Kosten für die jeweilige Verhaltensweise werden (vgl. North 1986, Braun/Franzen 1995, Diekmann/Preisendörfer 2003). Ab einer gewissen Kostenschwelle sollte demnach selbst ein stark überzeugter Normanhänger nicht mehr bereit sein, seinen Vorsätzen Taten folgen zu lassen.

Dieser Zusammenhang ist bei der direkten Befolgung sozialer Normen gut erforscht. So konnte beim Umweltverhalten gezeigt werden, dass Umwelteinstellungen umso stärker mit umweltgerechtem Verhalten zusammen hängen, je geringer die Kosten für die jeweiligen umweltgerechten Handlungen sind (vgl. Diekmann/Preisendörfer 1992, 1998a, 1998b, 2003). Stark umweltbewusste Akteure mögen sich somit noch von weniger umweltbewussten Akteuren darin unterscheiden, ob sie ihren Müll trennen. Kaum einen Unterschied findet man jedoch, wenn es darum geht, ob im hart erarbeiteten Urlaub auf das Auto verzichtet wird.

Nun lassen sich bei der Einhaltung sozialer Normen zwei Ebenen unterscheiden. Neben der direkten Einhaltung sozialer Normen können Kontrollen und Bestrafungen Akteure dazu bewegen, Normen einzuhalten. Dieser *Kontroll- und Bestrafungsaspekt* beschreibt somit eine zweite Ebene normativen Handelns, die häufig mit dem Begriff der Durchsetzung sozialer Normen bezeichnet wird. Da diese Durchsetzung ebenso Kosten mit sich bringt, stellt sich die Frage, inwiefern die Low-Cost Hypothese in diesem Bereich Gültigkeit besitzt. Es gibt bisher kaum Feldstudien, die diesen Zusammenhang untersuchen. Hierzu leistet die vorliegende Studie einen Beitrag.

Die Debatte um soziale Kontrollen gewinnt zunehmend an Bedeutung, so dass es verwundert, dass empirische Feldstudien dem Kostenaspekt sozialer Kontrollen bislang so wenig Beachtung geschenkt haben. Viele westliche Industrienationen zeigten in den letzten Jahren eine immer schärfere und feiner justierte Kontrollkultur. Wir beobachten unter anderem verschärfte Bewährungsaufgaben, verbesserte Videoüberwachungssysteme und eine höhere Akzeptanz und Durchsetzung von Nachbarschaftskontrollen (vgl. Foucault 1977, Feeley/Simon 1982, Cohen 1985, Davis 1990, Garland 2001). Insbesondere in den USA sind die intensiveren sozialen Kontrollen begleitet durch härtere Strafen für kriminelle Handlungen (vgl. Zimring 2001). Politische Programme wie Zero Tolerance (vgl. Dreher/Feltes 1997) oder Gesetzesentwürfe wie „three strikes and you are out“ (vgl. Austin et al. 1999) prägen die öffentliche Diskussion sozialer Kontrolle. Steigende Strafen spiegeln sich in einer wachsenden Gefängnispopulation (vgl. Mauer 2001). Ob Europa mit

den USA in dieser Hinsicht gleichzieht, lässt sich momentan noch nicht abschätzen (vgl. Hudson 2002: 254). In unserer Studie analysieren wir die Bereitschaft zur Duldung von sozialen Kontrollen in Nachbarschaften. Gerade hier zeigt sich besonders deutlich, wie die Alltagswelt der Akteure durch soziale Normen geprägt wird. So konnten frühere Nachbarschaftsstudien zeigen, dass das nachbarschaftliche Kontrollniveau einen starken Einfluss auf die vorherrschende Kriminalität und die Einhaltung sozialer Normen hat (vgl. Sampson/Raudenbush 1989, Sampson et al. 1997).

Der Artikel ist wie folgt strukturiert: Zunächst zeigt eine theoretische Analyse den Unterschied zwischen den zwei Ebenen der Befolgung und der Durchsetzung sozialer Normen. Es wird dargestellt, welche Implikationen aus der Low-Cost Hypothese für die zweite Ebene der Durchsetzung sozialer Normen hervorgehen und dass sich soziale Kontrollen in Nachbarschaften gut für einen empirischen Test eignen. Im Anschluss werden die empirischen Ergebnisse unserer Analyse besprochen. Hierzu werden Probability Plots von logistischen Regressionen interpretiert. Diese zeigen, dass bei steigenden Kosten selbst stark normorientierte Akteure immer weniger bereit sind, soziale Kontrollen zu dulden. Weiterhin sind selbst sehr furchtsame und stark autoritär eingestellte Akteure immer weniger bereit, soziale Kontrollen zu dulden, wenn die persönlichen Kosten dieser sozialen Kontrollen steigen. Im Ausblick wird diskutiert, welche Aspekte in zukünftigen Umfragen analysiert werden könnten. Weiterhin wird vorgeschlagen, konträre Ergebnisse in Feldstudien und Laborstudien einem systematischen Test zu unterziehen.

2. Übertragung der Low-Cost Hypothese auf die Durchsetzung sozialer Normen

„Oft wird als erwiesen angenommen: Wenn jeder in einer Gruppe von Individuen oder Unternehmen ein bestimmtes Interesse teilt, dann wird die Gruppe dazu neigen, dieses Interesse zu fördern. ... Wenn wir über die[se] Logik ... nachdenken, ... werden wir sehen, dass sie falsch ist“ (Olson 1991: 20). In der Tat, nur weil ein Zustand für alle gut wäre, liegt es noch lange nicht im Eigeninteresse der beteiligten Akteure, diesen Zustand auch herzustellen. Bei kollektiven Gütern wird dieses Dilemma des Auseinanderfallens von Individual- und Kollektivinteressen deutlich. *Kollektive Güter* sind solche Güter, deren Konsum nicht die Menge des vorhandenen Gutes reduziert und von dessen Konsum nie-

mand ausgeschlossen werden kann. Ein klassisches Beispiel ist der Umweltschutz. Das Atmen sauberer Luft reduziert die vorhandene Menge an sauberer Luft nicht, auch kann niemand davon ausgeschlossen werden. Das Genießen öffentlicher Sicherheit ist ein weiteres Beispiel.

Olson (1991) argumentiert, dass durch so genannte *selektive Anreize* dieses Trittbrettfahrerproblem überwunden werden kann. Selektive Anreize motivieren rationale Akteure dazu, kollektive Güter herzustellen, da sie zusätzliche individuelle Motive der Akteure befriedigen und so den Interessenkonflikt zwischen Gruppe und Individuum überbrücken. Eine soziale Norm kann ein solcher selektiver Anreiz sein. *Soziale Normen* sind Imperative, die vorschreiben, welche Handlungen zu tun sind. Solche Vorschriften werden durch Sanktionen bekräftigt, wenn sich die Akteure nicht an diese Vorschriften halten. Hierbei werden denjenigen Akteuren Sanktionen auferlegt, die sich normwidrig verhalten.² Daraus folgt, dass zwei unterschiedliche Mechanismen Akteure dazu veranlassen können, sich kollektiv erwünscht zu verhalten: Einerseits können sich Akteure aufgrund persönlicher Motive an Sollensvorschriften halten, andererseits können sich Akteure aufgrund gefürchteter Sanktionen normkonform verhalten.

Wenn soziale Normen dazu beitragen können, dass kollektive Güter hergestellt werden, stellt sich die Frage, unter welchen Bedingungen diese Normen in sozialen Gruppen entstehen. Eine Antwort der Rational-Choice Theorie ist, dass dann soziale Normen entstehen, wenn es einen Bedarf an Normierung gibt. Dementsprechend sind soziale Dilemmata wie das Gefangenendilemma oder die Herstellung kollektiver Güter paradigmatische Fälle, in denen es einen Bedarf an Normierung gibt: Jeder möchte, dass sich die anderen kooperativ verhalten, doch jeder hat auch einen Anreiz, individuell von Kooperation abzuweichen und keinen Beitrag zur Herstellung des kollektiven Gutes zu leisten. Ein früherer Beitrag zu dieser Theorie der Normentstehung lässt sich bei Ullmann-Margalit (1977) finden. Ullmann-Margalit argumentiert, dass alleine aufgrund des Bedarfs an Normen in Dilemmasituationen Normen entstehen. Doch ohne Angabe eines expliziten theoretischen Mechanismus der Normentstehung, der auf der individuellen Ebene der Akteure ansetzt, bleibt das Argument funktionalistisch und wenig erklärungskräftig. Denn allein den Zweck eines Phänomens zu benen-

nen stellt noch keine Erklärung dar (vgl. Hempel 1975).

Ein Mechanismus, der auf der Ebene der Akteure ansetzt und die Entstehung von Normen erklären kann, ist der sogenannte *Schatten der Zukunft*. Hierbei wird argumentiert, dass sich Kooperation lohnen kann, wenn die beteiligten Akteure eine hinreichend hohe subjektive Wahrscheinlichkeit annehmen, in der Zukunft wieder den gleichen Akteuren in einem ähnlichen Dilemma zu begegnen. Wenn der Schatten der Zukunft hinreichend groß ist, lohnt sich Kooperation selbst für rationale Egoisten, da die erwarteten Gewinne aus zukünftiger Kooperation höher sind als der Gewinn aus einmaliger Defektion. Anekdotische Beiträge zu dieser Idee wurden schon früh in der Anthropologie von Gouldner (1960) und in der Soziologie von Blau (1964) formuliert. Eine formale, modelltheoretische Argumentation wurde später aus ökonomischer Perspektive von Fudenberg/Maskin (1986) und aus soziologischer Perspektive von Voss (1985) entwickelt. Opp (1983) hat in seinem Beitrag gezeigt, wie soziale Normen in verschiedenen soziologisch relevanten Dilemmasituationen entstehen, und hiermit die Rational-Choice Perspektive auf die Entstehung sozialer Normen geprägt.

In der soziologischen Literatur finden sich prominente Beispiele, die zeigen, wie Kooperationsnormen zwischen wiederholt interagierenden Akteuren in Situationen sozialer Dilemmata entstehen: Axelrod (1984) zeigt, wie sich Nicht-Angriffsnormen im Stellungskrieg des Ersten Weltkriegs zwischen dauerhaft einander gegenüberstehenden Kriegsfeinden herausgebildet haben. Ellickson (1991) demonstriert, wie sich mit der Zeit Normen herausgebildet haben, um die gemeinschaftliche Beweidung von Weideland zwischen Farmern zu regeln. Schließlich veranschaulicht Goldstone (1994), wie Kooperationsnormen im Zuge des Aufkommens von Revolutionen entstanden sind. Parallel wurde die zugrunde liegende theoretische Argumentation in soziologischen Beiträgen weiter formalisiert und entwickelt (vgl. Coleman 1990, Hardin 1995). Voss/Abraham (2000) sowie Voss (2001) geben einen exzellenten Überblick über den aktuellen theoretischen Forschungsstand. Bendor/Swistak (2001) haben die vorgestellten Konzepte mit Methoden der evolutionären Spieltheorie weiterentwickelt. Eine kritische Sichtweise lässt sich insbesondere bei Elster (1989a, 1989b) finden.

Soziale Normen bestehen jedoch nicht nur aus Sollensvorschriften, die bestimmte Handlungen vorschreiben, sondern ebenfalls aus Sanktionen, die

² Vgl. Voss (2001) für eine Übersicht über handlungstheoretische Definitionen sozialer Normen.

bei abweichendem Verhalten drohen. Man mag zu nächst argumentieren, dass sich selbst Akteure mit zu geringen Anreizen für kooperatives Verhalten an soziale Normen halten werden, da sie sonst mit Sanktionen rechnen müssen. Hinreichend hohe und erwartbare Sanktionen können selbst egoistische Akteure motivieren, einen Normbruch zu unterlassen, da die Kosten dieses Normbruchs angesichts der Sanktionen einfach zu hoch wären – wer lässt sich schon gerne bei seinen Fehlritten erappen? Scham, Peinlichkeiten und Strafen bringen Kosten mit sich, die lieber vermieden werden. Somit kann es auch für Akteure, die eine bestimmte Sollensvorschrift ablehnen, rational sein, sich normkonform zu verhalten, um kostenintensive Sanktionen zu vermeiden.

Das zentrale Problem, kooperatives Verhalten mit drohenden Sanktionen zu erklären, ist der Umstand, dass die meisten Sanktionen mit Aufwand und Mühen für die strafenden Akteure einhergehen. Auf diese Weise hat man lediglich das Kollektivgutproblem erster Ordnung auf eine zweite Ebene verlagert: Es wird zwar rational, sich bei erwartbaren Strafen kooperativ zu verhalten; doch wer nimmt die Kosten der Normdurchsetzung auf sich? Das Problem auf der zweiten Ebene der Normdurchsetzung gleicht strukturell dem auf der eingangs diskutierten ersten Ebene der Normentstehung: Es wünschen sich alle einen Zustand, in dem das kollektive Gut zweiter Ordnung, in diesem Fall also das Sanktionieren bei Normbrüchen, bereitgestellt wird. Konsequenterweise spricht man in der Literatur zu sozialen Normen von einem *Kollektivgutproblem erster Ordnung*, wenn es darum geht, sich normkonform zu verhalten und einen Beitrag zur Herstellung eines kollektiven Gutes, wie Umweltschutz oder öffentliche Sicherheit, zu leisten. Von einem *Kollektivgutproblem zweiter Ordnung* spricht man, wenn es darum geht, Kosten auf sich zu nehmen, um normabweichende Akteure zu sanktionieren, die nicht zur Herstellung eines Kollektivguts beitragen (vgl. Yamagishi 1986, Heckathorn 1989, Coleman 1990). Während sich das Kollektivgutproblem erster Ordnung auf die Entstehung sozialer Normen bezieht, problematisiert das Kollektivgutproblem zweiter Ordnung die Durchsetzung dieser Normen. Die zentrale Frage hierbei ist, unter welchen Bedingungen rationale Akteure Verletzungen sozialer Normen kontrollieren bzw. sanktionieren werden.

Ist die Kontroll- und Sanktionsebene sozialer Normen damit zwar ein wichtiger Erklärungsbestandteil kooperativen Verhaltens, erklärt sie dieses jedoch für sich genommen nur unvollständig, da es

sich bei Sanktionierungen von Normverletzungen wiederum um kollektive Güter handelt. Die Wirkung von Sanktionen auf kooperatives Verhalten gewinnt jedoch an Erklärungskraft, wenn wir wiederum von wiederholt interagierenden Akteuren ausgehen. Es kann sich für einen rationalen Egoisten lohnen, seinen Interaktionspartner bei nicht-kooperativem Verhalten zu sanktionieren, wenn er erwartet, dass er in zukünftigen Interaktionen wieder auf ihn treffen wird und ihn dann durch eine aktuelle Sanktion zu zukünftigem kooperativem Verhalten bewegen kann. Diese Idee wurde insbesondere in der Literatur zu *sozialen Netzwerken* umfassend abgehandelt (vgl. hierzu den programmatischen Aufsatz von Granovetter 1985). Unter Netzwerken wird die Verbindung zwischen wiederholt interagierenden Akteuren verstanden. Hierbei ist die Kontrolle und Bestrafung von nicht-kooperativen Akteuren deshalb lohnend, da es innerhalb von Netzwerken mit hoher Wahrscheinlichkeit zu wiederholten Interaktionen kommt. Sanktionen können einerseits darin bestehen, die Beziehung zu einem Abweichler zu beenden und auf andere Interaktionspartner innerhalb des Netzwerks auszuweichen. Andererseits können Sanktionen darin bestehen, bekannt zu machen, wer sich in dem Netzwerk nicht-kooperativ verhalten hat, um so für die Abweichler kostspielige Reputationsverluste zu bewirken. Hirschmann (1970) nennt die erste Variante *exit* und die zweite Variante *voice*. Es kann empirisch gezeigt werden, dass eine solche Netzwerkeinbettung kooperatives Verhalten mit Hilfe dieser Kontrolleffekte erzeugen kann. So kann Uzzi (1996) in einer ethnographischen Studie zeigen, dass kooperatives Verhalten in Firmen mit der Stärke der Beziehungen der Mitarbeiter untereinander zunimmt. Burt/Knez (1995) können zeigen, dass unter bestimmten Umständen eine höhere Informationsdichte und somit eine geringere Anonymität der Mitarbeiter in einer Firma die Entstehung von Vertrauen und von kooperativem Verhalten begünstigen.³

Die bisherige Argumentation impliziert, dass soziale Normen nur dann eingehalten und durchgesetzt werden, wenn sich Akteure in wiederkehrenden Interaktionen befinden. Doch ist dies tatsächlich eine realistische Annahme? Beobachten wir normkonformes Verhalten und Sanktionen nur unter miteinander eng verbundenen Akteuren? Selbst aus dem alltäglichen Leben finden wir leicht Gegenbeispiele. So beschreibt Eric Uslaner folgendes norm-

³ Für einen Überblick siehe insbesondere Buskens (1999), Uslaner (2002) und Braun (2004).

konformes Verhalten zwischen Fremden, die sich noch nicht einmal persönlich treffen:

“On the way from suburban Maryland there is a fruit stand that is only rarely staffed. Yet, there is usually fruit available for purchase on the honor system. You take what you want and put the money into a lock box. One of the customers I met seemed very impressed. He turned to others and said, ‘how trusting!’ I bought my fruit, paid, and felt a bit warmer toward society. The owner said [...] that people rarely betray him and take fruit without paying. The fruit stand owner [...] has to presume that most people are trustworthy. Yes, he has some evidence. Clearly, if people routinely ripped him off he would have to close his stand when he couldn’t be there himself” (Uslaner 2002: 14).

Ebenso wissen wir aus dem Alltag, dass normabweichendes Verhalten auch unter Fremden sanktioniert wird, die sich aller Wahrscheinlichkeit nicht wiedertreffen werden. So wählt Coleman (1991) in seinem grundlegenden Text zu sozialen Normen als erstes Beispiel folgende Szene:

„Ein dreijähriges Kind, das mit seiner Mutter in Berlin über einen Bürgersteig geht, wickelt ein kleines Bonbon aus und wirft das Bonbonpapier auf den Boden. Eine ältere Frau, die vorbeigeht, schimpft das Kind aus, weil es das Papier hingeworfen hat, und macht der Mutter Vorhaltungen, weil sie ihr Kind nicht dafür bestraft hat“ (Coleman 1991: 316).

Diese Beispiele sind keine Einzelfälle. Vielmehr können wir annehmen, dass Interaktionen zwischen Fremden immer prägender für unsere moderne Gesellschaft werden. Wir leben in einer zunehmend modernen und globalisierten Welt, in der so genannte „One-Shot Interaktionen“ immer stärker unser soziales Leben bestimmen. Viele Austauschbeziehungen finden heutzutage zwischen Interaktionspartnern statt, die sich nur einmal begegnen oder mit einer nur geringen Wahrscheinlichkeit wieder begegnen werden. Dennoch beobachten wir die Einhaltung und Durchsetzung sozialer Normen auch in solchen Situationen.

Somit stellt sich die Frage, unter welchen Umständen sich rationale Akteure kooperativ verhalten werden, selbst wenn sie nicht in Form eines „Schattens der Zukunft“ oder in Form von Netzwerkstrukturen miteinander verbunden sind. Eine elegante Lösung ist die Annahme, dass sich Akteure zumindest in bestimmten Situationen freiwillig und intrinsisch motiviert an soziale Normen halten. Diese Idee steht in der soziologischen Tradition der weiten Version der Rational-Choice Theorie (vgl. Opp 1999), in der Einstellungen und normative Sollensvorschriften als Präferenzen in die Nutzenfunktion der individuellen Akteure eingeführt wer-

den. In einer engen Variante der Rational-Choice Theorie gehen demgegenüber nur Restriktionen in die Nutzenfunktion der Akteure ein. Die weite Version wird in jüngerer Zeit zunehmend auch von Ökonomen akzeptiert, da sich unter Laborbedingungen robuste empirische Evidenzen für soziale Präferenzen finden lassen und intrinsische Nutzenargumente bei der Prognose von kooperativem Verhalten erfolgreich sind (vgl. Rabin 1993, Fehr/Schmidt 1999, Bolton/Ockenfels 2000 sowie für einen Überblick Camerer 2003, 2004, Fehr/Gintis 2007).

Selbst wenn Akteure mit sozial funktionalen Einstellungen im Sinne von normativen Überzeugungen ausgestattet wären, hieße das jedoch noch nicht, dass sie sich auch tatsächlich an ihre Überzeugungen halten, wenn das entsprechende Verhalten mit hohen Kosten einhergeht. Wir wissen aus der Sozialpsychologie, dass der Zusammenhang zwischen Einstellungen und Verhalten mitunter nicht sehr stark ist. Bereits 1934 konnte La Pierre zeigen, dass fremdenfeindliche Einstellungen von Hotelbesitzern (glücklicherweise) oft nicht in Taten münden, wenn es darum geht, Ausländern eine Unterkunft zu verweigern und so für die Demonstration der ausländerfeindlichen Einstellung auf den eigenen Profit zu verzichten (vgl. La Pierre 1934). Besonders eindrucksvoll ist zudem die Studie über den barmherzigen Samariter (vgl. Darley/Batson 1973). Die Autoren konnten zeigen, dass sich selbst Theologiestudenten einer hilfsbedürftigen Person nicht annahmen, wenn sie unter Zeitdruck standen, zu einer Klausur über den barmherzigen Samariter pünktlich zu erscheinen. Dass Einstellungen oft nicht in ein entsprechendes Verhalten münden ist mittlerweile ein weitläufig akzeptierter Befund in der Soziologie.⁴

Dementsprechend nehmen wir an, dass soziales und kooperatives Verhalten auch von den *Kosten* dieses Verhaltens abhängt und nicht ausschließlich von den zugrundeliegenden normativen Einstellungen (vgl. für eine ähnliche Position List/Levitt 2007). Wir vertreten somit eine Position, die sich sowohl gegen die ausschließliche Gültigkeit der weiten als auch gegen die ausschließliche Gültigkeit der engen Variante der Rational-Choice Theorie richtet. Wir nehmen an, dass die Handlungsrelevanz prosozialer Präferenzen mit zunehmenden Kosten der Verwirklichung dieser Präferenzen ab-

⁴ Für einen Überblick über die Debatte, inwiefern Einstellungen auf Verhalten wirken; vgl. Gross/Niemann (1975), Ajzen/Fishbein (1977), Pety et al. (1997), Hitlin/Piliavin (2004).

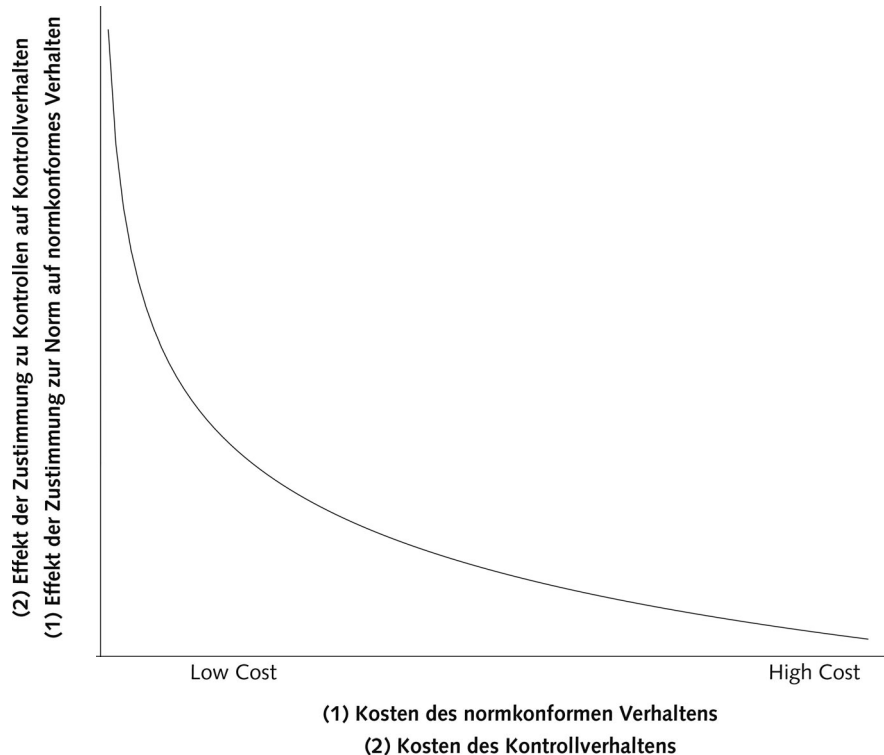


Abb. 1 Low-Cost Hypothese für kollektive Güter erster und zweiter Ordnung

nimmt. Die Befunde der weiten Variante (Opp 1999) bzw. die Argumentation mit prosozialen Präferenzen (z. B. Fehr/Schmidt 1999) würde demnach in erster Linie in Niedrigkostensituationen gelten. Dies lässt sich damit begründen, dass normkonformes Handeln intrinsisch belohnend wirkt, dass jedoch die Größe dieses intrinsischen Belohnungswertes normalerweise gering ist. Wenn nun die Kosten steigen, dann wird es immer weniger attraktiv, gemäß der Einstellung bzw. der Norm zu handeln, so dass Normen das Handeln eher in Low-Cost Situationen prägen. Demzufolge werden sich Akteure in Hochkostensituationen stärker an ihren Restriktionen orientieren und dementsprechend seltener ihren normativen Vorstellungen Taten folgen lassen.

Diese Idee wurde insbesondere von Diekmann/Preisendörfer (1992, 2003) mit dem Begriff der *Low-Cost Hypothese* geprägt. Ähnliche Ideen wurden jedoch auch schon früher, beispielsweise von North (1986) formuliert und schließlich kann man die Low-Cost Hypothese als spezielle Variante des Nachfragegesetzes der Neoklassik interpretieren. Genauer nimmt die Low-Cost Hypothese einen Interaktionseffekt derart an, dass der Effekt der Zu-

stimmung zu einer sozialen Norm auf das entsprechende normkonforme Verhalten mit steigenden Kosten des Verhaltens abnimmt. Abbildung 1 visualisiert den behaupteten Interaktionseffekt der Low-Cost Hypothese. Hierbei illustriert die erste X- und Y-Achsenbeschriftung (1) den Low-Cost Effekt für kollektive Güter erster Ordnung.

Die Low-Cost Hypothese wurde in mehreren Studien zu kollektiven Gütern erster Ordnung empirisch bestätigt. So wurde gezeigt, dass Akteure umso weniger ihre Umwelteinstellungen in umweltgerechtes Verhalten umsetzen, je höher die Kosten für dieses Verhalten sind (vgl. Diekmann/Preisendörfer 1992, 1998a, 1998b, 2003). Aus diesen Studien lässt sich somit die Vermutung ableiten, dass soziale Normen insbesondere dann in entsprechendes Verhalten umgesetzt werden, wenn die Kosten hierfür niedrig sind.

Bislang existieren jedoch keine empirischen Feldstudien, welche einen Low-Cost Effekt für kollektive Güter zweiter Ordnung zeigen. Erst eine sorgfältige Analyse von Kosteneffekten auf dieser zweiten Ebene erlaubt die Schlussfolgerung, Normen würden nur bei geringen Kosten eingehalten. Alltags-

beobachtungen liefern erste anekdotische Evidenz für die Wirksamkeit der Low-Cost Hypothese bei kollektiven Gütern zweiter Ordnung. Ein Beispiel hierfür ist der Aufruf zum Boykott gegen den Shell Konzern im Jahre 1995: Schlicht mit dem Auto bei einer anderen Tankstelle für das Tanken zu halten, ist eine relativ günstige Maßnahme, um zu dem kollektiven Gut zweiter Ordnung beizutragen, Shell für umweltschädliches Verhalten zu sanktionieren. Dementsprechend haben die damaligen Appelle große Wirkung gezeigt. In Laborexperimenten konnten diese anekdotischen Evidenzen bestätigt werden. So konnten Fehr/Gächter (2000, 2002) zeigen, dass ein großer Teil von Akteuren bereit ist, altruistisch für die Kosten von Sanktionen aufzukommen. Die Daten zeigen weiterhin, dass solche Bereitschaft Kooperationsraten in Gruppen deutlich erhöht. Somit sind Sanktionen tatsächlich ein zentraler Mechanismus, um kollektive Güter erster Ordnung herzustellen. Jedoch handelt es sich bei solchen Laborstudien meist um Niedrigkostensituationen.⁵ Aufgrund der von uns erwarteten Sensitivität der Akteure gegenüber den Kosten sind in Hochkostensituationen im Feld andere Befunde zu erwarten (vgl. List/Levitt 2007).

Die Low-Cost Hypothese für kollektive Güter zweiter Ordnung lässt sich analog zu der Low-Cost Hypothese für kollektive Güter erster Ordnung formulieren. Jedoch geht es nicht um den Zusammenhang zwischen einer Kooperationsnorm und direktem kooperativen Verhalten, sondern um den Zusammenhang zwischen einer Kontroll- oder Sanktionsnorm und ausgeübten Kontrollen oder Sanktionen gegenüber Akteuren, die sich nicht-kooperativ verhalten haben. Da Kontrollen und Sanktionen kostenintensiv sind, wird weiterhin mit Hilfe der weiten Version der Rational-Choice Theorie argumentiert, dass Kontroll- und Sanktionsnormen einen intrinsischen Nutzen bei Akteuren auslösen,

⁵ Wir gehen davon aus, dass experimentelle Laborstudien in erster Linie als Theorietests für Niedrigkostensituationen zu verstehen sind, da in diesen Laborstudien Geldbeträge eingesetzt werden, die in etwa ein bis fünf studentischen Stundenlöhnen entsprechen. Dagegen scheinen empirische Feldstudien besser geeignet, das Verhalten der Akteure in Hochkostensituationen zu untersuchen. Jedoch sei angemerkt, dass es einige Laborstudien gibt, in denen erhebliche Gewinne – teilweise bis zu einem Monatslohn – ausbezahlt wurden und die Kooperationsraten erstaunlich stabil blieben (vgl. Cameron 1999, Diekmann 2003; für eine Übersicht siehe Camerer/Hogarth 1999). Jedoch gibt es auch hierzu kritische Laborstudien zu der Wirkung finanzieller Anreize auf Kooperationsraten, die eher die Low-Cost Hypothese bestätigen (vgl. Cherry et al. 2002).

nicht-kooperative Akteure zu kontrollieren und zu sanktionieren. Gemäß der Low-Cost Hypothese nehmen wir zudem an, es bestehe ein Interaktionseffekt derart, dass die Korrelation zwischen der Zustimmung zu einer Kontroll- bzw. Sanktionsnorm und dem entsprechenden Kontroll- bzw. Sanktionsverhalten abnimmt, je höher die Kosten für das jeweilige Verhalten werden. Abbildung 1 visualisiert diese Idee, wobei die zweite X- und Y-Achsenbeschriftung (2) den Low-Cost Effekt für kollektive Güter zweiter Ordnung beschreibt.

Unser empirischer Beitrag zur Low-Cost Hypothese für kollektive Güter zweiter Ordnung ist zentral für das Verständnis der Bereitstellung kollektiver Güter erster Ordnung. Wenn sich bei kollektiven Gütern zweiter Ordnung kein Kosteneffekt im Sinne der Low-Cost Hypothese zeigen ließe, hätte dies wiederum Folgen für die Bereitstellung von kollektiven Gütern erster Ordnung: Es wäre glaubhaft, dass selbst hohe Kosten andere nicht daran hinderten, soziale Kontrollen und Strafen durchzuführen. Für die Generierung einer gesamtgesellschaftlich hohen Kooperationsrate würde schon ein relativ geringer Anteil an Akteuren ausreichen, der unabhängig von den Kosten bereit wäre, Kontrollen und Strafen durchzuführen (vgl. für eine ähnliche Argumentation Fehr/Gintis 2007: 49ff.). Durch diese von Kosten nicht zu beeinflussenden Altruisten würden selbst rationale Egoisten dazu motiviert, kollektive Güter erster Ordnung zu produzieren, da sie ansonsten mit Kontrollen und Strafen zu rechnen hätten. Auf diese Weise würde ein Ausbleiben eines Low-Cost Effektes auf der zweiten Ebene einen vorhandenen Low-Cost Effekt auf der ersten Ebene „aushebeln“.

Für einen empirischen Test schlagen wir vor, kollektive Güter zweiter Ordnung zu unterteilen nach (a) der Bereitschaft, Kontrollen durchzuführen, (b) der Bereitschaft, Kontrollen an sich zu dulden und (c) der Bereitschaft, diejenigen Akteure, die soziale Normen nicht befolgt haben, zu sanktionieren. In unserem empirischen Teil analysieren wir insbesondere die Duldung sozialer Kontrollen (b). Wir betrachten als kollektives Gut erster Ordnung die Herstellung von Sicherheit in Nachbarschaften. Das kollektive Gut zweiter Ordnung besteht darin, soziale Kontrollen auszuführen oder an sich selbst zu dulden. Dass die persönliche Erduldung sozialer Kontrollen Kosten mit sich bringt, ist unmittelbar einsichtig. Es entstehen unangenehme Gefühle der Scham, das Gefühl, unter Beobachtung zu stehen sowie das Gefühl, eingeschränkt, unfrei und ausgeliefert zu sein.

Für einen Test der Low-Cost Hypothese benötigen wir mehrere Variablen. Die Hypothese behauptet einen Interaktionseffekt derart, dass der Einfluss einer Norm auf entsprechende Verhaltensweisen von den Kosten abhängt, welche die jeweilige Verhaltensweise mit sich bringt. Somit spezifizieren wir das Konzept der *Kontrollnorm* als Ausmaß der Zustimmung zu sozialen Kontrollen in Nachbarschaften. Unsere beobachtete Verhaltensweise ist die Bereitschaft, soziale Kontrollen zu erdulden. Diese Bereitschaft zur Duldung von Kontrollen bezeichnen wir im Folgenden als *Kontrollduldung*.⁶ Im zweiten Teil unserer empirischen Analyse testen wir die Gültigkeit der Low-Cost Hypothese bei kollektiven Gütern zweiter Ordnung anhand weiterer soziologischer Einstellungskonstrukte. Wir untersuchen, inwiefern Kriminalitätsfurcht nur dann zu einer stärkeren Duldung sozialer Kontrollen führt, wenn diese Duldungen relativ kostengünstig sind. Schließlich untersuchen wir, inwiefern autoritäre Akteure bei der Duldung von Kontrollen sensitiv auf Kosten reagieren.⁷

3. Datenbasis und Operationalisierung

Wir verwenden für unsere empirische Analyse Daten einer postalischen Befragung zu Kriminalität, die 2001 in Leipzig durchgeführt wurde. Unter anderem wurden Viktimisierungserfahrungen, Kriminalitätsfurcht, Straf- und Kontrollverlangen abgefragt. Hierzu wurde eine Zufallsstichprobe von 2000 Personen aus dem Einwohnermelderegister gezogen, die zwischen 18 und 70 Jahren alt waren. Von den 2000 versendeten Fragebögen wurden 631

ausgefüllte Fragebögen zurückgesandt, so dass eine Ausschöpfung von 32 % erzielt wurde.

Das Konstrukt „Befürwortung der Norm zur nachbarschaftlichen Kontrolle“, kurz: *Kontrollnorm*, wurde mit 4 Items gemessen. Für jedes Item konnte jeweils auf einer 5-stufigen Antwortskala der Zustimmungsgangrad zu nachbarschaftlichen Kontrollen angegeben werden. Nach der Datenerhebung lag für jeden Befragten für jedes Item ein Zahlenwert vor. Es erfolgte eine Itemanalyse und eine Zusammenfassung der 4 Items zu einer Faktorskala. Der Skalenswert jedes Befragten berechnet sich aus der mit den Faktorenladungen der einzelnen Items gewichteten Summe der Einschätzungen der einzelnen Items. Die Schätzung der Faktorgewichte erfolgte anhand der Regressionsmethode. Hierbei gehen Items mit höheren Faktorenladungen mit einem höheren Gewicht in die Gesamtskala ein.⁸ Es zeigt sich, dass die Skala ausreichend reliabel ist: Cronbachs Alpha liegt bei 0,62. Weiterhin ist die Skala ausreichend valide in der Weise, dass eine Faktorenanalyse mit Hauptachsenverfahren unter Anwendung des Kaiserkriteriums die Items auf einen Faktor reduziert. Die Items zeigen auf diesem Faktor Faktorenladungen zwischen 0,36 und 0,77. Tabelle 1 bildet den Wortlaut und die Verteilungen der 4 Items ab:

Bei den ersten 3 Items lässt sich beobachten, dass viele Akteure eine Zustimmung zur Kontrollnorm äußern. So würden 58 % der Befragten mehr nachbarschaftliche Kontrollen in ihrer Wohngegend begrüßen. 55 % der Befragten glauben, dass weniger Verbrechen stattfinden würden, wenn sich die Bür-

⁶ Da wir kein Verhaltensexperiment, sondern Umfragedaten analysieren, setzen wir Angaben zur Bereitschaft gleich mit Handlungen bzw. vermuten zumindest eine starke (unbeobachtete), nicht systematisch verzerrte Korrelation. Ein weiterer Vorteil der Verwendung von Umfragedaten liegt darin begründet, dass unsere Analysen mit bisherigen Low-Cost Analysen zu kollektiven Gütern erster Ordnung aus der Umweltsoziologie vergleichbar sind. Dort wird ebenso selbstberichtetes Verhalten anstatt beobachtetes Verhalten analysiert.

⁷ Die Low-Cost Hypothese für Kriminalitätsfurcht bzw. Autoritarismus postuliert den gleichen funktionalen Zusammenhang wie in Abbildung 1 abgebildet, jedoch mit unterschiedlichen Variablen. Während die zweite X-Achse identisch zu Abbildung 1 wäre, unterschiede sich die Y-Achse folgendermaßen: Bei Kriminalitätsfurcht lautete die Beschriftung: „(2) Effekt der Kriminalitätsfurcht auf Kontroll- bzw. Sanktionsverhalten“. Bei Autoritarismus lautete die Beschriftung: „(2) Effekt des Autoritarismus auf Kontroll- bzw. Sanktionsverhalten“.

⁸ Die Regressionsmethode ist eine von drei Methoden, die Faktorbetagewichte aus einer Faktoranalyse mit Hauptachsenverfahren zu bestimmen und damit den unterschiedlichen Einfluss der jeweiligen Items in der Skala zu ermitteln. Während das Hauptkomponentenverfahren keine Fehlerterme der Items annimmt, berücksichtigt das Hauptachsenverfahren Messfehler. Diese Messfehler führen dazu, dass wir keine exakten Faktorenbetagewichte und Faktorenwerte berechnen können. Die Gewichte lassen sich mit Hilfe der Regressions-, Bartlett- oder Anderson-Rubin Methode schätzen. Wir haben uns für die Regressionsmethode entschieden. Die Regressionsmethode verwendet eine Kleinste-Quadrate-Schätzung. Hierbei wird die Summe der quadrierten Fehlerterme der Faktorbetagewichte minimiert. Die Bartlett-Methode verwendet eine gewichtete Kleinste-Quadrate-Schätzung und die Anderson-Rubin Methode verwendet eine gewichtete Kleinste-Quadrate-Schätzung unter der Restriktion, dass die zu ermittelnden Skalen orthogonal sind. Für eine ausführlichere Darstellung der Konstruktion von Faktorskalen siehe insbesondere Arminger (1979: 116) und Langer (im Erscheinen).

Tabelle 1 Befürwortung der Norm zur nachbarschaftlichen Kontrolle (Kontrollnorm)

Kontrollnorm	-	±	+	n
Würden Sie es begrüßen, wenn es in ihrer Wohngegend mehr nachbarschaftliche Kontrollen gäbe?	15 %	26 %	58 %	627
Wenn sich die Bürger eines Stadtteils mehr gemeinschaftlich gegen Kriminalität organisieren würden (z. B. in der „Aktion wachsamer Nachbar“), dann fänden dort auch weniger Verbrechen statt.	12 %	33 %	55 %	623
Wie hoch sollte Ihrer Meinung nach der Beitrag von privatem Wachschutz zur Kriminalitätsvorbeugung bzw. Verminderung sein?	29 %	31 %	41 %	613
Sollten Ihrer Meinung nach die Bewohner eines Wohngebietes informiert werden, wenn ein Vorbestrafter in das betreffende Wohngebiet zieht, um durch verstärkte gemeinschaftliche Kontrolle einer Wiederholungstat vorbeugen zu können?	58 %	22 %	19 %	624

Anmerkung: Die Items besitzen in der ursprünglichen Fassung 5-stufige Antwortskalen. Befragte konnten jeweils abgestuft ihre Zustimmung bzw. Ablehnung zu den einzelnen Items angeben. Hierbei waren jeweils nur die Endpunkte der Antwortskalen gelabelt. Es wurde zwecks einer anschaulicheren Darstellung der Verteilung eine dreistufige Kategorisierung der Items durchgeführt: Das „-“ bedeutet völlige Ablehnung oder Ablehnung, „±“ bedeutet Indifferenz und „+“ bedeutet Zustimmung oder völlige Zustimmung. Das dritte Item wurde aus einer eigenständigen, weiteren Itematterie entnommen. Ablesebeispiel (Item 1): 15 % aller Befragten lehnen mehr nachbarschaftliche Kontrollen in ihrer Wohngegend ab bzw. völlig ab. 26 % aller Befragten äußern sich indifferent zu mehr nachbarschaftlichen Kontrollen in ihrer Wohnumgebung. 58 % aller Befragten stimmen mehr nachbarschaftlichen Kontrollen in ihrer Wohngegend zu bzw. völlig zu. Die rechte Spalte gibt die gültigen Antworten zu den Items wieder (bei einer Gesamtfallzahl von 631).

Tabelle 2 Bereitschaft zur Duldung von Kontrollen (Kontrollduldung)

Kontrollduldung	-	+	n
Wären Sie auch bereit, im Rahmen nachbarschaftlicher Initiativen zur Vorbeugung von Kriminalität, sich in den folgenden Situationen zu fügen?			
Ihren Ausweis nach 20:00 kontrollieren zu lassen	40 %	60 %	624
Ihre Taschen kontrollieren zu lassen	75 %	25 %	623
Sich für eine begrenzte Zeit festhalten zu lassen	89 %	11 %	618

Anmerkung: Die Items besitzen dichotome Antwortskalen mit den Ausprägungen nein (-) und ja (+). Ablesebeispiel (Item 1): 40 % aller Befragten sind nicht bereit, ihren Ausweis nach 20:00 Uhr kontrollieren zu lassen. 60 % aller Befragten sind bereit, ihren Ausweis nach 20:00 Uhr kontrollieren zu lassen. Die rechte Spalte gibt die gültigen Antworten zu den Items wieder (bei einer Gesamtfallzahl von 631).

ger mehr gegen Kriminalität organisieren würden, und 41 % befürworten einen höheren Beitrag von privatem Wachschutz zur Kriminalitätsvorbeugung. Zu dem vierten, sehr rigiden Item, das eine Informierung der Bürger über Vorbestrafte in der eigenen Wohngegend fordert, äußern sich dagegen nur 19 % der Akteure zustimmend.

Kontrollduldung wird definiert als „Bereitschaft, sich sozialen Kontrollen zu beugen und die damit verbundenen Kosten zu erdulden“. Wir messen 3 verschiedene Arten von Kontrollduldung mit jeweils einem dichotomen Item. Hierbei konnten die Befragten angeben, ob sie bereit sind, eine spezifische Kontrolle an sich selbst zu erdulden. Tabelle 2 bildet den Wortlaut und die Verteilungen der 3 dichotomen Items ab:

Wir messen die Kosten der jeweiligen Kontrollduldung mit der durchschnittlichen Ablehnung, die Kontrolle an sich selbst zu erdulden. Dieses Vorgehen wurde bei bisherigen Tests der Low-Cost

Hypothese angewendet und erlaubt somit eine gute Vergleichbarkeit unserer Ergebnisse mit früheren Studien (Diekmann/Preisendörfer 1992, 1998a, 2003). So verwendeten beispielsweise Diekmann/Preisendörfer (2003) ein identisches Verfahren zur Kostenmessung. Diese Form der Kostenmessung basiert auf folgender ungetesteter Annahme: Je unangenehmer und damit kostenintensiver das Erdulden einer bestimmten Kontrollhandlung ist, desto seltener wird ihr zugestimmt. Unseren empirischen Befunden aus Tabelle 2 folgend ist es somit am kostenintensivsten, sich eine begrenzte Zeit festhalten zu lassen (89 % Ablehnung). Sich die Taschen kontrollieren zu lassen, liegt in der Mitte (75 % Ablehnung). Es bringt am wenigsten Kosten mit sich, sich den Ausweis nach 20:00 Uhr kontrollieren zu lassen (40 % Ablehnung).

Um die Low Cost Hypothese zu testen, verwenden wir zwei Teststrategien, die im Folgenden nacheinander vorgestellt und besprochen werden. Die

erste Teststrategie folgt dem Vorgehen von Diekmann/Preisendörfer (2003): Es wird getestet, ob die Effektstärke der Kontrollnorm auf die Kontrollduldung abnimmt, je mehr Kosten die jeweilige Kontrollduldung mit sich bringt. Die zweite Teststrategie untersucht unabhängig von Normen die Wirkung anderer Einstellungen auf die Duldung sozialer Kontrollen. Hierbei verwenden wir Einstellungen, die ein unterschiedliches Interesse an der Durchsetzung sozialer Kontrollen erklären. Wir verwenden die Variablen „Kriminalitätsfurcht“ und „Autoritarismus“ und zeigen, dass der Effekt dieser Variablen auf die Kontrollduldung ebenfalls umso geringer wird, je höher die Kosten der Kontrollduldung ausfallen. Die Anwendung von zwei Teststrategien stärkt die Robustheit unserer Befunde.

4. Empirischer Test der Low-Cost Hypothese anhand der Duldung sozialer Kontrolle

4.1 Diskrepanzen zwischen Befürwortung und Duldung sozialer Kontrolle

Bei der ersten Teststrategie wird die Low-Cost Hypothese direkt getestet. Wir formulieren folgende Hypothese:

Hypothese 1: Mit steigenden Kosten der zu duldenen Kontrollen wird der Zusammenhang zwischen Zustimmung zu Kontrollen und Duldung von Kontrollen schwächer.

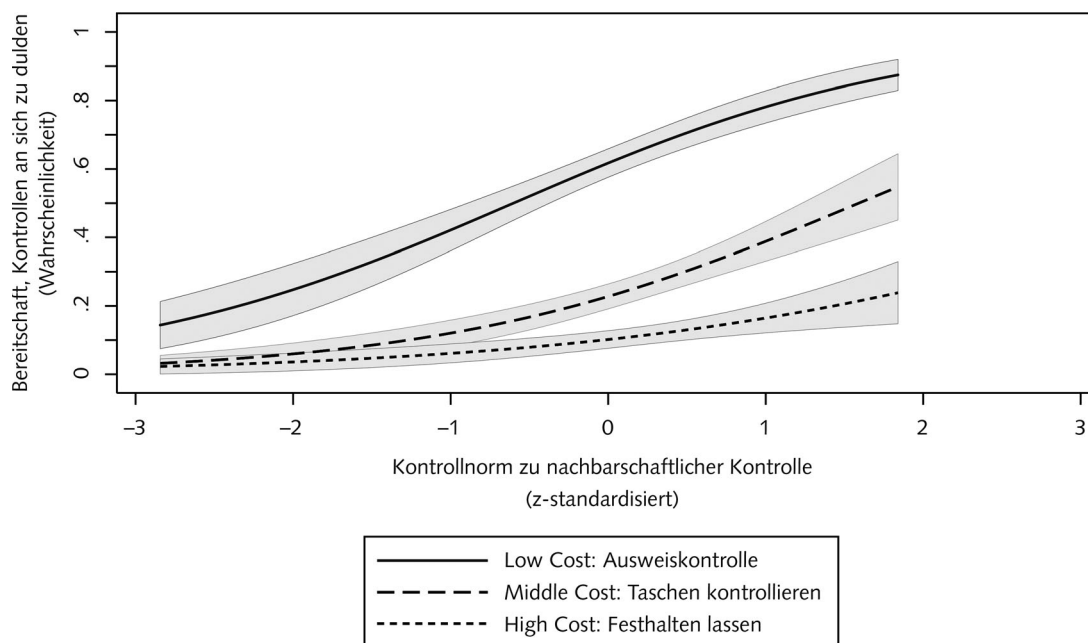
Da wir die Kosten indirekt über die durchschnittliche Ablehnung einer bestimmten Kontrolle messen, schätzen wir für einen Test von Hypothese 1 für jede Kontrollform ein separates Regressionsmodell und vergleichen anschließend die Effektstärken zwischen Kontrollnorm und Kontrollduldung. Wir untersuchen, ob der Effekt zwischen Zustimmung zu Kontrollen und der Bereitschaft, seinen Ausweis kontrollieren zu lassen stärker ist als der Effekt zwischen der Zustimmung zu Kontrollen und der Bereitschaft, seine Taschen kontrollieren zu lassen. Dieser Effekt sollte wiederum stärker sein als der Effekt zwischen der Zustimmung zu Kontrollen und der Bereitschaft, sich eine begrenzte Zeit festhalten zu lassen. Hierzu verwenden wir immer die Variable *Kontrollnorm* als einzige unabhängige Variable. Die jeweiligen drei abhängigen Variablen der *Duldung* einer bestimmten Kontrolle sind dichotom: Entweder wird eine bestimmte Kontrolle geduldet oder nicht. Wir schätzen drei logistische Regressionen. Jede logistische Regression schätzt dabei den Zusammenhang zwischen der Kontrollnorm und der Bereitschaft zur Duldung je-

weils einer bestimmten Kontrollform. Wir visualisieren und vergleichen die Zusammenhänge zwischen Zustimmung zu Kontrollen und Duldung von Kontrollen mit Hilfe von Probability Plots. Zudem berichten wir analog zur Vorgehensweise von Diekmann/Preisendörfer (1992, 1998a, 2003) die Logit-Koeffizienten der drei logistischen Regressionen. Die Logit-Koeffizienten sollten bei dem Modell zu den Kontrollen mit den geringsten Kosten am höchsten sein und entsprechend geringer werden für die beiden Modelle mit den höheren Kosten der zu duldenen Kontrollen.⁹

Bei der Darstellung mit Probability Plots wird direkt die geschätzte Wahrscheinlichkeit, eine bestimmte Kontrolle zu dulden, abgetragen gegen die allgemeine Zustimmung zu Kontrollen. Um mit diesem Verfahren die Low-Cost Hypothese zu testen, vergleichen wir die konditionalen Anstiege der drei Wahrscheinlichkeitskurven für jeweils drei unterschiedlich kostenintensive Kontrollen. Der Anstieg der Wahrscheinlichkeit, Ausweiskontrollen zu dulden, sollte größer sein als der Anstieg der Wahrscheinlichkeit, Taschenkontrollen zu dulden, welcher wiederum größer sein sollte als der Anstieg der Wahrscheinlichkeit, sich zeitlich begrenzt festhalten zu lassen.¹⁰ Die Ergebnisse der drei logistischen Re-

⁹ In der Literatur werden häufig 3 Möglichkeiten unterschieden, die Ergebnisse aus ein und demselben logistischen Regressionsmodell darzustellen. Diese 3 Möglichkeiten lassen sich mathematisch ineinander überführen, erzeugen jedoch einen jeweils anderen Eindruck der Effekte. *Erstens* lassen sich Logit-Koeffizienten berechnen und miteinander vergleichen, die jedoch den Nachteil haben, dass sie intuitiv nur schwer verständlich sind. *Zweitens* lassen sich Odds Ratios berechnen und miteinander vergleichen. Doch sind Odds Ratios stark abhängig von dem betrachteten Wahrscheinlichkeitsintervall. So zeigt eine Chancenveränderung von eins zu zehntausend auf eins zu tausend einen Odds Ratio von 10 an, mag jedoch inhaltlich kaum relevant sein, da es sich immer noch um sehr geringe Wahrscheinlichkeiten handelt: „Consequently, when interpreting a factor change in odds, it is essential to know what the current level of the odds is“ (Long 1997: 82). *Drittens* lassen sich Wahrscheinlichkeitsveränderungen mit Probability Plots graphisch darstellen. Die Vorteile gegenüber den ersten beiden Möglichkeiten liegen in der intuitiv einfacheren *Interpretation mit Wahrscheinlichkeiten* und in der Abbildung des gesamten nichtlinearen Funktionsverlaufes der einzelnen logistischen Regressionskurven. Zudem wird eine zentrale Eigenschaft des logistischen Regressionsmodells mit dieser Darstellungsform sofort erkennbar, nämlich die aus der nicht-linearen Struktur zwingend folgende Nicht-Konstanz der Effektstärken. Der Nachteil von Probability Plots ist, dass auf eine einfache und zusammenfassende Maßzahl verzichtet wird.

¹⁰ Analog zur Vorgehensweise von Diekmann/Preisendör-



Die Graphik visualisiert die Ergebnisse aus drei verschiedenen logistischen Regressionsmodellen: Jede der drei Kurven beschreibt in Abhängigkeit der Kontrollnorm die Wahrscheinlichkeitsveränderung, jeweils eine Kontrolle an sich zu dulden. Kontrollnorm ist einziger Regressor mit jeweils einer Kontrollduldung als Regressand. Die grauen Bereiche um den Wahrscheinlichkeitsverlauf stellen 95% Konfidenzflächen dar.

Abb. 2 Probability Plots zu Kontrollnorm und Kontrollduldungen

gressionen wurden in Probability Plots übertragen und sind gemeinsam in der Abbildung 2 dargestellt. Jede der drei dargestellten Kurven zeigt das Ergebnis einer logistischen Regression zwischen der Kontrollnorm und der Bereitschaft, jeweils eine der drei Kontrollhandlungen zu dulden. Hierbei geben die drei dargestellten Probability Plots in Abbildung 2 direkt für die jeweiligen Ausprägungen der Kontrollnorm auf der X-Achse die geschätzte Wahrscheinlichkeit auf der Y-Achse an, die jeweiligen Kontrollhandlung an sich zu dulden. Der Wert 1

fer (2003) verzichten wir auf die Hinzunahme zusätzlicher Kontrollvariablen in unsere logistischen Regressionsmodelle. Diese Vorgehensweise hat den Vorteil, dass unsere Ergebnisse mit früheren Studien zur Low-Cost Hypothese vergleichbar sind, die ebenfalls bivariate logistische Regressionsmodelle schätzen (vgl. Diekmann/Preisendörfer 1992, 1998, 2003). Die hinter dieser Vorgehensweise stehende Annahme lautet, dass mögliche Kontrollvariablen in den Modellen identisch sind und sich nicht auf die interessierenden Unterschiede zwischen den Wahrscheinlichkeitskurven bzw. Logit-Koeffizienten auswirken.

für die abhängige Variable auf der Y-Achse bedeutet, die jeweilige Kontrollhandlung an sich zu dulden, der Wert 0 bedeutet, die jeweilige Handlung nicht an sich zu dulden. Da die unabhängige Variable Kontrollnorm z-standardisiert wurde, kann der Wert 0 als Mittelwert für die Population betrachtet werden. Die X-Achse gibt somit die Ausprägung der Kontrollnorm in Standardabweichungen vom Mittelwert an. Der Bereich +2 bis -2 umfasst den Bereich, in dem ungefähr 95 % der Fälle liegen, falls die Variable normalverteilt ist.¹¹ Man kann somit sagen, dass Werte über +2 auf der Variable Kontrollnorm solche Personen erfassen, die sozialen Kontrollen in Nachbarschaften sehr stark zustimmen, während Werte unter -2 solche Personen

¹¹ Auf einen Signifikanztest auf Normalverteilung wurde anhand der relativ großen Fallzahl von über 600 Fällen verzichtet, da in diesem Fall solche Tests meist signifikante Abweichungen anzeigen. Es konnte jedoch mit graphischen Methoden eines Histogramms und eines univariaten Kerndichteschätzers eine annähernde Normalverteilung gezeigt werden.

erfassen, die soziale Kontrollen in Nachbarschaften sehr stark ablehnen.

Es ist deutlich erkennbar, dass die Zustimmung zur Kontrollnorm erheblich stärker mit der Duldung derjenigen Kontrollhandlungen zusammenhängt, die mit geringeren Kosten verbunden sind. Dies ist ersichtlich anhand der unterschiedlichen Steigungen der drei Kurven. Der Abstand der drei Kurven zueinander vergrößert sich mit zunehmenden Werten der unabhängigen Variablen. Betrachten wir zuerst Personen, deren Zustimmung zur Kontrollnorm -2 Standardabweichungen vom Mittelwert entfernt liegt. Hier geht es um Personen, die soziale Kontrollen in Nachbarschaften stark ablehnen: Die Wahrscheinlichkeit, die vergleichsweise billige Kontrollhandlung zu dulden, seinen Ausweis nach 20:00 Uhr kontrollieren zu lassen, liegt bei 25 %. Die Wahrscheinlichkeit, die teuerste Kontrollhandlung an sich zu dulden (sich für eine begrenzte Zeit festhalten zu lassen), liegt bei 4 %. Schließlich liegt die Wahrscheinlichkeit, eine Taschenkontrolle bei sich zu dulden, zwischen diesen beiden Werten. Betrachtet wir nun Personen mit einer Zustimmung zur Kontrollnorm von $+2$ Standardabweichungen oberhalb des Mittelwerts, also Personen, die soziale Kontrollen in Nachbarschaften stark befürworten: Wir bestimmen nun für diese Personengruppe jede Wahrscheinlichkeit einzeln, eine bestimmte Kontrollhandlung zu dulden. Die Wahrscheinlichkeit, die vergleichsweise billige Kontrollhandlung zu dulden, seinen Ausweis nach 20:00 Uhr kontrollieren zu lassen, liegt bei 89 %. Die Wahrscheinlichkeit, die teurere Kontrollhandlung der Taschenkontrolle zu dulden, liegt bei 58 %. Schließlich liegt die Wahrscheinlichkeit, die teuerste Kontrollhandlung zu dulden (sich für eine begrenzte Zeit festhalten zu lassen) bei 26 %.¹² Wir sehen, dass die Spannweite der Wahrscheinlichkeiten der Duldung sozialer Kontrollmaßnahmen für Akteure mit geringer Zustimmung zu sozialer Kontrolle erheblich geringer ist als für Akteure mit hoher Zustimmung zu sozialer Kontrolle.¹³

¹² Die angegebenen Wahrscheinlichkeiten lassen sich direkt aus den Logit-Koeffizienten berechnen.

¹³ Für Akteure mit geringer Zustimmung zu sozialer Kontrolle (-2 Standardabweichungen unterhalb des Mittelwertes) beträgt die Spannweite $25\% - 4\% = 21\%$, für Akteure mit hoher Zustimmung zu sozialer Kontrolle ($+2$ Standardabweichungen oberhalb des Mittelwertes) beträgt die Spannweite $89\% - 26\% = 63\%$. Die Wahrscheinlichkeitsdifferenz zwischen den beiden äußeren Kurven ist somit entlang dieses Intervalls um ein dreifaches gestiegen. Die Differenz zwischen den Spannweiten beträgt: $63\% - 21\% = 42\%$. Diese Differenz lässt sich als

Zu einer identischen Schlussfolgerung führt auch ein Vergleich der drei Logit-Koeffizienten, wenn auch diese Koeffizienten weniger informativ sind als die Abbildungen (vgl. Fußnote 9): Der Logit-Koeffizient zwischen der Zustimmung zur Kontrollnorm und der Duldung von Ausweiskontrollen liegt bei 0,79, zwischen Kontrollnorm und Taschenkontrolle bei 0,77 und zwischen Kontrollnorm und der Bereitschaft, sich festhalten zu lassen, bei 0,55. Somit nimmt die Größe der durchschnittlichen Effektstärken mit steigenden Kosten für die Duldung der jeweiligen Kontrollhandlung ab. Alle Logit-Koeffizienten sind auf dem 1 %-Niveau signifikant von Null verschieden.

Inwiefern lassen sich nun die Unterschiede der Effektstärken inferenzstatistisch bekräftigen? Es fällt leicht, einen statistischen Test für die Differenz des Effekts unabhängiger Variablen auf die gleiche abhängige Variable innerhalb des gleichen Regressionsmodells durchzuführen. Beispielsweise wäre der Wald-Test für ein solches Vorhaben geeignet (vgl. Liao 2004). Da wir jedoch die Effektstärken der gleichen Variable (in diesem Falle Kontrollnorm) auf jeweils drei unterschiedliche abhängige Variablen innerhalb separater Regressionsmodelle vergleichen, fällt die Durchführung eines formal korrekten Signifikanztests schon schwieriger. Diese Schwierigkeiten mögen auch Diekmann/Preisendörfer (2003) dazu veranlasst haben, keine Signifikanztests durchzuführen. Wir schlagen im Folgenden zwei Verfahren vor:

In dem ersten Verfahren schätzen wir für jedes logistische Regressionsmodell die 95 %-Konfidenzflächen und prüfen, inwiefern sich der Abstand der drei 95 %-Konfidenzflächen um die Wahrscheinlichkeitsverläufe der drei Kurven in den Probability Plots vergrößert. Hierzu haben wir die 95 %-Konfidenzflächen mit Hilfe des Stata Ado-Pakets *Splot* (vgl. Long/Freese 2001) geschätzt und in der gleichen Abbildung grau hervorgehoben. Wir sehen, dass sich die Konfidenzflächen bei Akteuren, die der Kontrollnorm mit einem Z-Wert unter -2 nur gering zustimmen, beim High- und Middle-Cost Item überlappen und beim Low-Cost Item nahezu

Low-Cost Effekt interpretieren – konditional für das Intervall der X-Achse, welches betrachtet wird. Das bedeutet, dass die Wahrscheinlichkeit einer Kontrollduldung (im betrachteten Intervall -2 bis $+2$ auf der X-Achse) in der Low-Cost Situation um 42 % stärker ansteigt als in der High-Cost Situation. Dies bedeutet gleichermaßen, dass die Effektstärken zwischen der Zustimmung zur Kontrollnorm auf die Duldung einer spezifischen Kontrollhandlung größer werden, je geringer die Kosten für die jeweiligen Kontrollduldungen sind.

überlappen. Folglich unterscheiden sich die 3 Funktionen in den unteren Wertebereichen der X-Achse nicht signifikant voneinander. Bei mittlerer Zustimmung zur Kontrollnorm mit einem Z-Wert von 0 liegen dagegen die Konfidenzflächen weit auseinander und fallen auch nicht mehr zusammen mit steigender Zustimmung zur Kontrollnorm mit Z-Werten nahe +2. Dies ist ein Beleg dafür, dass sich die 3 Funktionen in den mittleren und oberen Wertebereichen der X-Achse signifikant voneinander unterscheiden. Da es sich bei logistischen Regressionen um nicht-lineare Wahrscheinlichkeitsmodelle handelt, bei denen die Funktionssteigungen mit den X-Werten variieren, ist die Berechnung von Konfidenzflächen gegenüber der Berechnung eines formalen Signifikanztests von Vorteil, da hier die Möglichkeit besteht, die statistische Signifikanz für beliebige Wertebereiche der X-Achse anzugeben.

Wir verwenden als zweites Verfahren für die Berechnung von Signifikanztests die *Bootstrap*-Methode. Bei der *Bootstrap*-Methode werden wiederholt aus der vorhandenen Stichprobe Teilstichproben mit Zurücklegen gezogen. Eine häufige Anwendung des *Bootstrap*-Ansatzes schätzt in allen Teilstichproben das interessierende Regressionsmodell und berechnet mittels der Verteilung der Regressionskoeffizienten die Standardfehler. Der Vorteil vom *Bootstrap* ist, dass auf Verteilungsannahmen verzichtet werden kann. Wir machen uns die *Bootstrap*-Methode zu Nutze, um sie in einer speziellen Variante auf unser Problem anzuwenden. Diese Variante nennt sich *Empirical Strength Probability (ESP)* (vgl. Liu/Singh 1997, Davison et al. 2003: 151f.). Die ESP gibt den Anteil der gezogenen Teilstichproben an, in denen die Bedingung der Nullhypothese zutrifft. Die ESP verhält sich wie ein klassischer p-Wert und kann analog interpretiert werden. Die Unterschiede zwischen ESP- und p-Werten gehen gegen Null, wenn die Stichprobengröße gegen Unendlich geht. Davison et al. (2003: 151f.) zeigen, dass das Verfahren bereits für Stichprobengrößen von $n=100$ robust ist, so dass wir das Verfahren problemlos bei unserer Stichprobe von über 600 Fällen anwenden können. Unsere Nullhypothese bezüglich der Relation der drei Logit-Koeffizienten stellt, genau umgekehrt zu unserer theoretischen Vermutung, die Behauptung auf, dass der Effekt der Kontrollnorm auf die Kontrollduldung mit *steigenden* Kosten ebenfalls *steigt oder gleich bleibt*: $\text{Koeffizient (Ausweiskontrollen)} \leq \text{Koeffizient (Taschenkontrollen)} \leq \text{Koeffizient (festhalten lassen)}$. Wir berechnen dementsprechend in jeder der gezogenen Teilstichproben jeweils die drei logistischen Regressionen zwischen der Kontroll-

norm und (1) der Duldung von Ausweiskontrollen, (2) der Duldung von Taschenkontrollen und (3) der Duldung des Festhalten Lassens. Die Bedingung der Nullhypothese tritt in 2,1 % der 50.000 gezogenen Teilstichproben auf. Somit können wir die Nullhypothese auf dem 5 %-Niveau verwerfen und zeigen, dass der Low-Cost Effekt signifikant ist. Zusätzlich haben wir mit dem *Bootstrap*-Verfahren die folgenden simplifizierten Nullhypothesen getestet: (1) Koeffizient (Ausweiskontrollen) \leq Koeffizient (Taschenkontrollen), $p=40,6\%$, (2) Koeffizient (Ausweiskontrollen) \leq Koeffizient (festhalten lassen), $p=7,6\%$, und (3) Koeffizient (Taschenkontrollen) \leq Koeffizient (festhalten lassen) $p=8,2\%$. Es wird deutlich, dass auch der paarweise Test zwischen dem High-Cost und dem Low-Cost Item bzw. zwischen dem High-Cost und dem Middle-Cost Item auf dem 10 %-Niveau signifikant ist.¹⁴ Tabelle 4 listet die Ergebnisse der *Bootstrap*-Methode auf.

Zusammenfassend kann somit die Low-Cost Hypothese mit der Teststrategie eins bestätigt werden: je höher die Kosten für eine bestimmte Kontrollduldung, desto schwächer der Zusammenhang zwischen der Kontrollnorm und der Bereitschaft, die Kontrollhandlung zu dulden. Es kann also gezeigt werden, dass die Durchsetzung von Normen ebenfalls von den Kosten abhängt.¹⁵ Somit können auch

¹⁴ Wir haben die Unterschiede der Logit-Koeffizienten ebenso mit dem Verfahren der „Seemingly Unrelated Regression“ und der entsprechenden Stata Implementation *Suest* getestet. Die Ergebnisse für die Relationen zwischen nur zwei Koeffizienten sind vergleichbar mit den Ergebnissen des *Bootstrap* Verfahrens. Jedoch ist ein *gerichteter* Test für die Unterschiede zwischen allen drei Koeffizienten mit diesem Verfahren nicht möglich. Es ist nur ein ungerichteter Test mit der Null-Hypothese möglich, dass $\text{Koeffizient(Ausweiskontrolle)} = \text{Koeffizient(Taschenkontrolle)} = \text{Koeffizient(Festhalten Lassen)}$. Da wir aufgrund unserer Theorie eine Richtung vorhersagen können, dies jedoch mit einem ungerichteten Test vernachlässigt wird, haben wir uns für das *Bootstrap*-Verfahren entschieden. Schließlich haben wir die Robustheit unserer Ergebnisse mit dem Verfahren „Seemingly Unrelated Bivariate Probit“ und der zugehörigen Stata Implementation *Biprobit* erhärtet. Die paarweisen Tests für zwei Koeffizienten geben aufgrund der effizienteren Schätzung von *Biprobit* im Vergleich zu *Suest* geringere p-Werte aus, was jedoch mit stärkeren Annahmen des Verfahrens „erkauft“ ist. Das Verfahren birgt zusätzlich den gleichen Nachteil wie *Suest*, dass der Unterschied der drei Koeffizienten nicht mit einer gerichteten Hypothese getestet werden kann. Die zusätzlichen Ergebnisse für *Suest* und *biprobit*, sowie der Stata-Code für die *Bootstrap*-Variante können auf Wunsch bei den Autoren angefordert werden.

¹⁵ Ein denkbarer Einwand wäre, dass es sich bei den festgestellten statistischen Zusammenhängen zwischen der

bei der Normdurchsetzung stark norm- und kontrollorientierte Akteure von wenig norm- und kontrollorientierten Akteuren nur bei Kontrollarten unterschieden werden, die vergleichsweise günstig sind. Aufwändige Kontrollstrukturen wären somit kaum in informellen Netzwerken durchsetzbar. Weiterhin ist laut der ersten Teststrategie nicht zu vermuten, dass ein Ausbleiben eines Low-Cost Effektes auf der zweiten Ebene einen vorhandenen Low-Cost Effekt auf erster Ebene „aushebelt“: Teure Kontrollen sind anscheinend keine glaubwürdige Drohung in informellen Netzwerken. Somit müssen Gemeinschaften nach möglichst kostengünstigen informellen Kontroll- und Bestrafungsmechanismen suchen, um die Produktion kollektiver Güter auf der ersten Ebene durchsetzen zu können.

4.2 Diskrepanzen zwischen Kriminalitätsfurcht, Autoritarismus und der Duldung sozialer Kontrolle

In der zweiten Teststrategie wird die Grundidee der ersten Teststrategie ausgebaut und auf weitere Einstellungskonstrukte angewendet. Es ist anzuneh-

Einstellung (Kontrollnorm) und dem Verhalten (Kontrollduldung) um Scheinkorrelationen handelt und man nur schwer zeigen könne, dass die Einstellung das Verhalten tatsächlich kausal beeinflusst. Denkbar wäre beispielsweise eine Drittvariable Z, die sowohl Einstellungen wie auch Verhalten determiniert. Strenge kausale Tests sind jedoch mit Umfragedaten aus einer Querschnittserhebung grundsätzlich nicht möglich bzw. mit sehr starken, ungeprüften Annahmen verbunden. Um Kausalität nachzuweisen, benötigt man ein anderes Design wie ein randomisiertes Experiment oder eine andere Datenstruktur wie z. B. Panel-Daten (vgl. Winship/Morgan 1999 für eine Diskussion der Schätzung kausaler Effekte sowie Rauhut 2008 für Laborexperimente zu sozialen Kontrollen). Da mit der vorliegenden Datenstruktur kein echter Kausalitätstest möglich ist, stützt sich unsere Argumentation auf die zugrundeliegende allgemeine Theorie rationalen Handelns und auf die wissenschaftstheoretischen Leitideen von Replikation und kumulativer Wissensvermehrung: „Have we identified an empirical regularity that has some degree of invariance? (...) Generally replication and prediction of new results provide a harsher and more useful validation regime than statistical testing of many models on one data set“ (Freedman 1991: 306f.). Unsere Analyseergebnisse replizieren einerseits Befunde aus früheren Untersuchungen zur Low-Cost Hypothese (vgl. Diekmann/Preisendörfer 1992, 1998a, 2003), gehen jedoch einen Schritt weiter, da erstmalig in einer Feldstudie gezeigt wird, dass die Low-Cost Hypothese auf kollektive Güter zweiter Ordnung übertragbar ist. Darüber hinaus replizieren wir die Ergebnisse mit den Konstrukten Kriminalitätsfurcht sowie Autoritarismus.

men, dass nicht nur soziale Normen auf Handeln wirken. Es gibt weitere Einstellungen, welche ein unterschiedlich hohes Interesse an öffentlicher Sicherheit und damit an sozialer Kontrolle und an der Duldung von Kontrollhandlungen erklären können. Für diesen Zweck wird zunächst ein sparsames theoretisches Modell zur Erklärung sozialer Kontrolle skizziert. Daraufhin wird geprüft, inwiefern die Wirkung dieser Einstellungen auf die Kontrollduldung von deren Kosten abhängt. Die Low-Cost Hypothese kann bestätigt werden, wenn die Stärke der Zusammenhänge zwischen diesen Einstellungen und der Duldung von Kontrollhandlungen bei steigenden Kosten der Kontrollduldung abnimmt.

Das folgende Modell zur Erklärung sozialer Kontrolle hat sich in der empirischen Literatur gut bewährt: Ein rationaler Akteur sollte dann eine starke Zustimmung zu sozialer Kontrolle zeigen, wenn er starke Furcht vor Kriminalität hat. Furchtsameren Akteuren nutzt ein stärkeres Kontrollsystem mehr als weniger furchtsamen Akteuren. Dementsprechend kann man annehmen: Je mehr Kriminalitätsfurcht ein Akteur zeigt, desto mehr sozialen Kontrollhandlungen wird er zustimmen (vgl. Braithwaite 1989, Reuband 1992; zu Literaturübersichten zu Kriminalitätsfurcht und deren Wirkungen vgl. Bilsky et al. 1993, Wetzels et al. 1995, Schwind et al. 2001, Kreuter 2002).¹⁶

Weiterhin besteht der gut replizierte Befund in der Kriminologie, dass autoritär eingestellte Personen stärker dazu neigen, sozialen Kontrollen zuzustimmen als weniger autoritär eingestellte Personen. Autoritärere Personen werden soziale Kontrollen als konsonant zu ihrem Autoritarismus wahrnehmen, während weniger autoritär geprägte Akteure dies eher als dissonant empfinden werden (vgl. zur Dissonanztheorie insbesondere Festinger 1968). Wir testen folgende Hypothesen:

Hypothese 2: Mit steigenden Kosten der zu duldenen Kontrollhandlung wird der Zusammenhang zwischen Kriminalitätsfurcht und Kontrollduldung schwächer.

Hypothese 3: Mit steigenden Kosten der zu duldenen Kontrollhandlung wird der Zusammenhang zwischen Autoritarismus und Kontrollduldung schwächer.

¹⁶ Die Annahme, wonach eine starke Furcht vor Kriminalität eine höhere Zustimmung zu sozialen Kontrollen nach sich zieht, impliziert zudem, dass die individuellen Akteure glauben, soziale Kontrollen würden eine adäquate Möglichkeit zur Reduzierung der Kriminalität bzw. Furcht darstellen.

Tabelle 3 Kriminalitätsfurcht und Autoritarismus

Kriminalitätsfurcht	-	±	+	n
Wie sicher ist Ihrer Meinung nach das Leben in Leipzig und Umgebung insgesamt?	56 %		44 %	625
Wie sicher fühlen Sie sich oder würden Sie sich fühlen, wenn Sie in Ihrer Wohngegend nachts alleine draußen sind?	58 %		42 %	628
Für wie sicher würden Sie Ihre Wohngegend einschätzen?	83 %		17 %	626
Autoritarismus				
Die derzeitige Kriminalität und sexuelle Unmoral lassen es unumgänglich erscheinen, mit gewissen Leuten härter zu verfahren.	15 %	16 %	67 %	624
Zu den wichtigsten Eigenschaften, die jemand haben kann, gehört disziplinierter Gehorsam der Autorität gegenüber.	50 %	31 %	18 %	624
Im Allgemeinen ist es einem Kind im späteren Leben nützlich, wenn es gezwungen wird, sich den Vorstellungen der Eltern anzupassen.	58 %	32 %	10 %	624
Wir sollten dankbar sein für führende Köpfe, die uns genau sagen können, was wir tun sollten und wie.	63 %	28 %	9 %	624

Anmerkung: Die Items zu Kriminalitätsfurcht besitzen in der ursprünglichen Fassung 4-stufige Antwortskalen. Befragte konnten jeweils abgestuft ihre Wahrnehmung zu den einzelnen Items angeben. Die Antwortkategorien sind „sehr sicher“, „eher sicher“, „eher unsicher“, „sehr unsicher“. Diese Antwortkategorien wurden zwecks einer anschaulicheren Darstellung der Verteilung in „geringe Kriminalitätsfurcht“ („-“ bedeutet „sehr sicher“ oder „sicher“) und „hohe Kriminalitätsfurcht“ („+“ bedeutet „eher unsicher“ oder „sehr unsicher“) zusammengefasst.

Die Items zu Autoritarismus besitzen in der ursprünglichen Fassung 5-stufige Antwortskalen: „stimme überhaupt nicht zu“, „stimme eher nicht zu“, „teils, teils“, „stimme eher zu“ und „stimme sehr zu“. Es wurde zwecks einer anschaulicheren Darstellung der Verteilung eine dreistufige Kategorisierung der Items durchgeführt: Das „-“ bedeutet völlige Ablehnung oder Ablehnung, „±“ bedeutet Indifferenz und „+“ bedeutet Zustimmung oder völlige Zustimmung. Die rechte Spalte gibt die gültigen Antworten zu den Items wieder (bei einer Gesamtfallzahl von 631).

Zur Operationalisierung von Kriminalitätsfurcht verwenden wir im Wesentlichen den allgemeinen Kriminalitätsfurchtindikator.¹⁷ Skalen zur autoritären Unterwürfigkeit wurden ursprünglich von Adorno et al. (1995) entwickelt. Wir verwenden allerdings die von Schmidt et al. (1995) entwickelte Kurz-Skala zu Autoritarismus. Die Items stammen aus der daraus konzipierten größeren Itematterie der Neuen Allgemeinen Autoritarismus-Skala (NAAS) von Lederer/Schmidt (1995). Tabelle 3 gibt die verwendeten Indikatoren für Kriminalitätsfurcht und Autoritarismus wieder.¹⁸

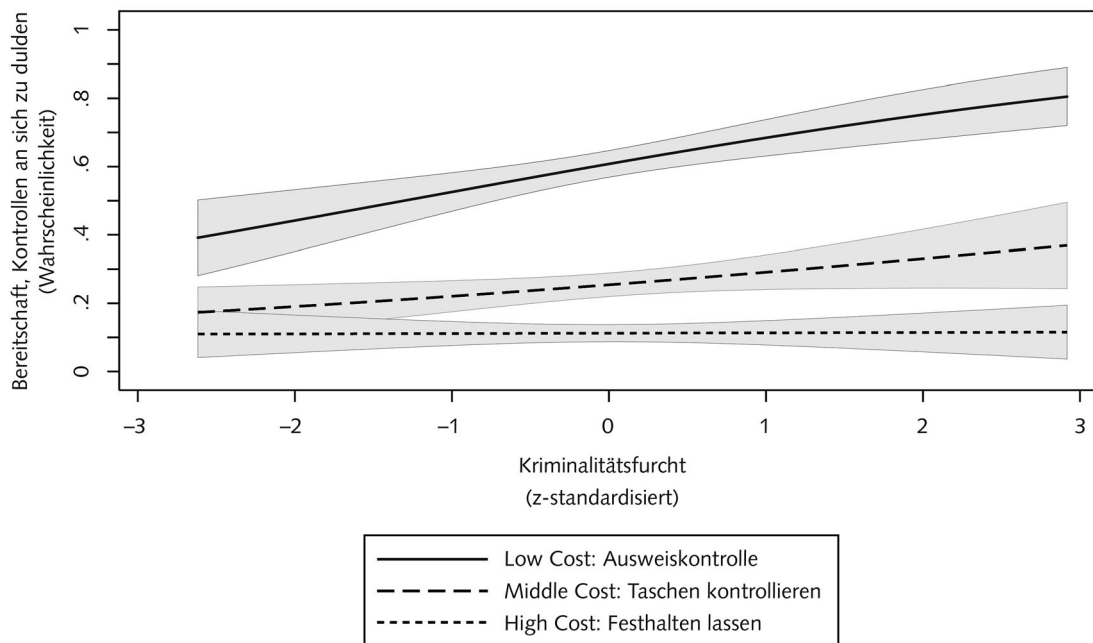
Die Items zu Kriminalitätsfurcht und Autoritarismus wurden analog zu dem in Abschnitt III beschriebenen Verfahren z-standardisiert und zu Faktorskalen zusammengefasst. Die verwendeten Skalen sind ausreichend valide und reliabel: Die drei Items zu Kri-

minalitätsfurcht können mit einer Faktorenanalyse mit Hauptachsenverfahren unter Anwendung des Kaiser-Kriteriums auf einen Faktor reduziert werden. Die Items weisen Ladungen zwischen 0,50 und 0,76 auf und haben ein Cronbach's Alpha von 0,71. Die Items zu Autoritarismus können ebenso mit Hauptachsenverfahren und Kaiser-Kriterium auf eine Dimension reduziert werden. Die Faktorladungen liegen zwischen 0,53 und 0,63 und Cronbach's Alpha liegt bei 0,69.

Für einen Test der Hypothesen 2 und 3 gehen wir analog zur ersten Teststrategie vor. Wir schätzen für jede zu duldende Kontrollhandlung ein bivariates logistisches Regressionsmodell. Dies führen wir für Kriminalitätsfurcht und Autoritarismus getrennt durch. Die Low-Cost Hypothese gilt dann als bestätigt, wenn die Effekte von Kriminalitätsfurcht bzw. Autoritarismus auf die Kontrollduldung schwächer werden für steigende Kosten, die mit den jeweiligen Duldungen einhergehen. Effektstärken werden wieder anhand von Probability Plots visualisiert, so dass wir die Steigungen der Wahrscheinlichkeitskurven zwischen den unterschiedlichen Kontrollformen anhand ausgewählter Wertebereiche der X-Achse vergleichen können. Abbildung 3 stellt die drei logistischen Regressionen zu Kriminalitätsfurcht dar.

¹⁷ Zur Diskussion der Messung von Kriminalitätsfurcht, die sich aus den beiden Teildimensionen „subjektive Viktimisierungswahrscheinlichkeit“ und „subjektive Kosten einer Viktimisierung“ zusammensetzt, vgl. insbesondere Kreuter (2002) und Krumpal et al. (2008).

¹⁸ Für den interessierten Leser sind die deskriptiven Häufigkeitsangaben zu den Items abgebildet. Da diese Werte jedoch nicht unmittelbar für den Test der Low-Cost Hypothese relevant sind, wird auf eine Diskussion dieser zusätzlichen Angaben verzichtet.



Die Graphik visualisiert die Ergebnisse aus drei verschiedenen logistischen Regressionsmodellen: Jede der drei Kurven beschreibt in Abhängigkeit der Kriminalitätsfurcht die Wahrscheinlichkeitsveränderung, jeweils eine Kontrolle an sich zu dulden. Kriminalitätsfurcht ist einziger Regressor mit jeweils einer Kontrollduldung als Regressand. Die grauen Bereiche um den Wahrscheinlichkeitsverlauf stellen 95% Konfidenzflächen dar.

Abb. 3 Probability Plots zu Kriminalitätsfurcht und Kontrollduldungen

Es ist deutlich zu sehen, dass die Steigung der Wahrscheinlichkeitskurve für die Duldung von Ausweiskontrollen am größten ist. Die Steigung für die Duldung von Taschenkontrollen liegt in der Mitte und die Steigung für die Duldung, sich eine begrenzte Zeit festhalten zu lassen, ist nahezu Null. Die vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten der Duldung der jeweiligen Kontrollhandlungen liegen für sehr wenig furchtsame Personen, die -2 Standardabweichungen vom Mittelwert entfernt sind, zwischen 44 % (Low-Cost: „Ausweiskontrolle“) und 11 % (High-Cost: „Festhalten lassen“). Dagegen liegen die Wahrscheinlichkeiten für sehr furchtsame Personen von +2 Standardabweichungen über dem Mittelwert zwischen 75 % (Low-Cost: „Ausweiskontrolle“) und 11 % (High-Cost: „Festhalten lassen“). Die Spannweite der vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten wird also mit zunehmender Kriminalitätsfurcht größer.¹⁹ Das bedeutet gleichermaßen,

dass die Effektstärken zwischen Kriminalitätsfurcht und der Duldung von Kontrollhandlungen mit sinkenden Kosten der Kontrollhandlung größer werden. Zu einer identischen Schlussfolgerung führt auch ein Vergleich der drei Logit-Koeffizienten: Der Logit-Koeffizient für Ausweiskontrollen liegt bei 0,34, für Taschenkontrollen bei 0,19 und für das Festhalten Lassen bei 0,01. Der Logit-Koeffizient zu Ausweiskontrollen ist auf dem 1 %-Niveau sig-

— dardabweichungen unterhalb des Mittelwertes) beträgt die Spannweite 44 %–11 % = 33 %, für Akteure mit starker Kriminalitätsfurcht (+2 Standardabweichungen oberhalb des Mittelwertes) beträgt die Spannweite 75 %–11 % = 64 %. Der Wahrscheinlichkeitsabstand zwischen den beiden äußeren Kurven hat sich somit entlang dieses Intervalls verdoppelt. Diese Differenz lässt sich als Low-Cost Effekt interpretieren. Sie besagt, dass die Wahrscheinlichkeit einer Kontrollduldung – im betrachteten Intervall -2 bis +2 auf der X-Achse, in der Low-Cost Situation um 31 % stärker ansteigt als in der High-Cost Situation.

¹⁹ Für Akteure mit geringer Kriminalitätsfurcht (-2 Stan-

nifikant, der Logit-Koeffizient zu Taschenkontrollen auf dem 5 %-Niveau signifikant und der Logit-Koeffizient zu der kostenintensiven Kontrolle des Festhalten Lassens ist nicht signifikant von Null verschieden. Diese Abnahme des Signifikanzniveaus ist bereits ein Hinweis auf das Zutreffen unserer Hypothese in der Grundgesamtheit. Zudem untersuchen wir, wie bereits bei der Kontrollnorm, inwiefern sich die 95 %-Konfidenzflächen der Wahrscheinlichkeitsfunktionen mit steigender Kriminalitätsfurcht weiter auseinander bewegen. Wir sehen in Abbildung 3, dass sich die Konfidenzflächen bei stark furchtsamen Akteuren im Wertebereich unter -2 Standardabweichungen bei den High- und Middle-Cost Funktionen überlappen. Beim Low-Cost Item überlappen sich die Konfidenzflächen nicht, liegen jedoch relativ nah zu den beiden anderen Funktionen. Bei mittleren Furchtwerten mit einem Z-Wert von 0 liegen die Konfidenzflächen dagegen deutlich auseinander und treffen auch nicht mehr für noch höhere Furchtwerte zusammen. Wir haben hierdurch Hinweise, dass sich die festgestellten Stichprobenunterschiede im Sinne unserer zweiten Hypothese auf die Grundgesamtheit verallgemeinern lassen.

Mit dem Bootstrap-Ansatz zeigen wir darüber hinaus, dass die *Empirical Strength Probability (ESP)* für die Null-Hypothese, dass der Koeffizient (Ausweiskontrollen) \leq Koeffizient (Taschenkontrollen) \leq Koeffizient (Festhalten Lassen) lediglich 0,1 % beträgt. Somit können wir die Nullhypothese auf dem 1 % Niveau verwerfen und zeigen, dass der Low-Cost Effekt für Kriminalitätsfurcht signifikant ist. Weiterhin sind alle separaten Tests für den paarweisen Vergleich zweier Koeffizienten bei gerichteter Nullhypothese jeweils auf einem der drei konventionellen Niveaus (1 %, 5 %, 10 %) signifikant. Tabelle 4 zeigt die entsprechenden ESP-Werte in der Zeile „Furcht“. Schließlich haben wir die Robustheit der Ergebnisse des Bootstrap-Ansatzes wie bei der Kontrollnorm mit den Verfahren der „Seemingly Unrelated Regression“ und dem „Seemingly Unrelated Bivariate Probit“ bestätigt, indem wir für den paarweisen Vergleich bei jeweils gerichteten Nullhypothesen zu ähnlichen Schlussfolgerungen kommen (vgl. Fußnote 14 für Details).

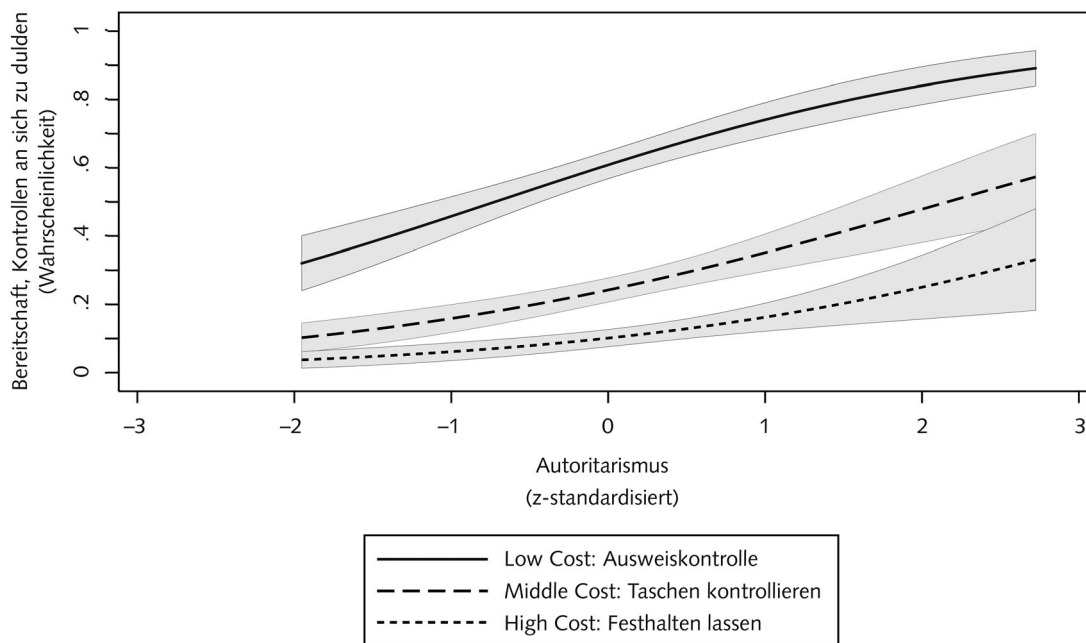
Wir können die drei logistischen Regressionen zusammenfassend so interpretieren, dass sich furchtsamere Akteure zwar bereitwilliger relativ günstigen sozialen Kontrollen unterziehen als weniger furchtsame Akteure. Dieser Unterschied zwischen furchtsamen und weniger furchtsamen Akteuren nimmt jedoch mit den Kosten, die diese Kontrollen mit sich bringen, ab. Bei kostspieligen Kontroll-

maßnahmen sind selbst äußerst furchtsame Akteure nicht mehr in einem höheren Maße bereit, sich sozialen Kontrollen auszusetzen. Kriminalitätsfurcht mag somit für den Aufbau und für die Beteiligung an einem wenig kostenintensiven Kontrollnetz förderlich sein. Jedoch werden sich furchtsame von weniger furchtsamen Akteuren kaum in der Bereitschaft unterscheiden, starke Einschränkungen durch Kontrollmaßnahmen hinzunehmen.

Nun wenden wir das gleiche Vorgehen auf Autoritarismus an. Die Teststrategie ist analog zu dem bisherigen Vorgehen zur allgemeinen Zustimmung zu Kontrollen und zu Kriminalitätsfurcht. Entsprechend vergleichen wir die konditionalen Verläufe der Wahrscheinlichkeitskurven für die logistischen Regressionen von Autoritarismus auf das Dulden von jeweils unterschiedlich kostenintensiven Kontrollen. Abbildung 4 visualisiert die Probability Plots zu den drei logistischen Regressionen.

Die Ergebnisse zu Autoritarismus fallen weniger klar aus als die bisherigen Befunde zur Kontrollnorm und zu Kriminalitätsfurcht. Dennoch ist für große Teile des Wertebereiches der X-Achse ein stärkerer Anstieg der Kurve für die kostengünstigeren Ausweiskontrollen erkennbar, verglichen mit dem Anstieg der Kurve für die kostenintensivere Bereitschaft, sich festhalten zu lassen. Für gering autoritär eingestellte Personen (-2 Standardabweichungen unterhalb des Mittelwerts) liegt die Wahrscheinlichkeit der Duldung von Ausweiskontrollen bei 31 %, von Taschenkontrollen bei 10 % und für das Festhalten Lassen bei 4 %. Stark autoritäre Personen (+ 2 Standardabweichungen) lassen sich mit einer Wahrscheinlichkeit von 84 % den Ausweis kontrollieren, mit 48 % die Taschen kontrollieren und mit 25 % festhalten. Die Spannweite bei autoritär eingestellten Personen im oberen Wertebereich der X-Achse ist somit deutlich höher als bei weniger autoritär eingestellten Personen im unteren Wertebereich der X-Achse.²⁰ Dies spricht für einen Low-Cost Effekt. Der Low-Cost Effekt lässt sich jedoch durch einen direkten Blick auf die Logit-Koeffizienten nur teilweise bestätigen: Die durchschnittliche Veränderung der logarithmierten Chancen der Kontrollduldung, wenn die jeweilige unabhängige Variable um eine Einheit steigt, liegt für den Zusammenhang zwischen Autoritarismus und der Zu-

²⁰ Für Akteure mit geringem Autoritarismus (-2 Standardabweichungen unterhalb des Mittelwertes) beträgt die Spannweite 31 % - 4 % = 27 %, für Akteure mit starkem Autoritarismus (+2 Standardabweichungen oberhalb des Mittelwertes) beträgt die Spannweite 84 % - 25 % = 59 %, was eine Verdopplung des Intervalls bedeutet.



Die Graphik visualisiert die Ergebnisse aus drei verschiedenen logistischen Regressionsmodellen: Jede der drei Kurven beschreibt in Abhängigkeit von Autoritarismus die Wahrscheinlichkeitsveränderung, jeweils eine Kontrolle an sich zu dulden. Autoritarismus ist einziger Regressor mit jeweils einer Kontrollduldung als Regressand. Die grauen Bereiche um den Wahrscheinlichkeitsverlauf stellen 95% Konfidenzflächen dar.

Abb. 4 Probability Plots zu Autoritarismus und Kontrollduldungen

stimmung zu Ausweiskontrollen bei 0,61, für die Zustimmung von Taschenkontrollen bei 0,53 und für die Bereitschaft, sich für eine begrenzte Zeit festhalten zu lassen, bei 0,54. Alle Effekte sind auf dem 1 %-Niveau signifikant. Für einen inferenzstatistischen Test wenden wir wiederum zunächst das erste der oben beschriebenen Verfahren an: Zunächst vergleichen wir die 95 %-Konfidenzflächen um die Wahrscheinlichkeitsverläufe für unterschiedliche Kostenniveaus für gering autoritär eingestellte Personen mit Z-Werten um -2. Hier sehen wir, dass sich die Konfidenzflächen der High- und Middle-Cost Wahrscheinlichkeitsfunktionen überlappen. Mit steigendem Autoritarismus bewegen sich diese Flächen auseinander. Jedoch fallen sie wieder bei stark autoritär eingestellten Personen mit Z-Werten über +2 zusammen. Die 95 %-Konfidenzfläche für die Low-Cost Kurve zur Ausweiskontrolle überlappt sich hingegen überhaupt nicht mit den zwei anderen Kurven.

Der Bootstrap-Ansatz liefert, ebenso wie die Analyse der Konfidenzflächen, eine nur mäßige Bestäti-

gung der Hypothesen. Die *Empirical Strength Probability (ESP)* für die Nullhypothese, Koeffizient (Ausweiskontrollen) \leq Koeffizient (Taschenkontrollen) \leq Koeffizient (Festhalten Lassen), beträgt 8,3 %. Somit können wir die Nullhypothese zumindest auf dem 10 %-Niveau verwerfen und zeigen, dass der Low-Cost Effekt signifikant ist. Jedoch zeigen die gerichteten, paarweisen Tests keine signifikanten Ergebnisse. Dieses Bild kann durch zusätzliche Analysen mit der „Seemingly Unrelated Regression“ und dem „Seemingly Unrelated Bivariate Probit“ erhärtet werden (vgl. Fußnote 14 für Details). Tabelle 4 berichtet zur Übersicht die Ergebnisse der Bootstrap-Methode für alle drei Konstrukte: Kontrollnorm, Kriminalitätsfurcht und Autoritarismus.

Es lassen sich somit aus der Analyse von Autoritarismus nur begrenzt inferenzstatistische Verallgemeinerungen ableiten. Deshalb sollten unsere Befunde zu Autoritarismus in zukünftigen Untersuchungen repliziert und dadurch auf Robustheit überprüft werden. Denn es wäre auch die alternati-

Tabelle 4 Bootstrap Empirical Strength Probabilities (ESP) zur Signifikanz des Low-Cost Effektes

H0	Ausweis ≤ Tasche ≤ Festhalten	Ausweis ≤ Tasche	Ausweis ≤ Festhalten	Tasche ≤ Festhalten
Dimension				
Kontrollnorm	0,021	0,406	0,076	0,082
Furcht	0,001	0,049	0,007	0,069
Autoritarismus	0,083	0,207	0,319	0,548

Anmerkung: ESP-Werte sind berechnet auf der Grundlage von 50.000 gezogenen Teilstichproben mit Zurücklegen. In jeder dieser Teilstichproben wurden jeweils drei logistische Regressionen für die Duldung von Kontrollen in Low-, Middle- und High-Cost Situationen, analog zu den Analysen in den Abbildungen 2–4, geschätzt. Bootstrap Analysen sind getrennt für Kontrollnorm, Furcht und Autoritarismus berechnet. Die Spalten berichten die entsprechende Nullhypothese, in den Zellen sind die Empirical Strength Probabilities (ESP) angegeben. Die ESP gibt den Anteil der gezogenen Teilstichproben an, in denen die Bedingung der Nullhypothese auftritt. Hierbei kann die ESP analog zu klassischen p-Werten interpretiert werden. Die Robustheit der paarweisen Vergleiche wurden durch Seemingly Unrelated Regression und Seemingly Unrelated Bivariate Probit bestätigt.

ve Erklärung möglich, dass für autoritär eingestellte Personen die Kosten einer rigiden sozialen Kontrolle gar nicht (extrem) steigen. Man könnte argumentieren, dass Akteure, welche die starke Meinung vertreten, Autoritäten gehorchen zu müssen, soziale Kontrolle als positiv erleben könnten. Als übertriebenes Beispiel wären Akteure denkbar, die sich mit Freude kontrollieren bzw. festhalten lassen, um so ihre Autoritätshörigkeit zu demonstrieren.

5. Schlussfolgerung und Ausblick

Die Low-Cost Hypothese besagt, dass der Zusammenhang zwischen der Zustimmung zu einer Norm und normkonformen Verhalten mit steigenden Kosten für das Verhalten abnimmt. Bisher wurde die Low-Cost Hypothese hauptsächlich für Normen zu kollektiven Gütern erster Ordnung getestet, beispielsweise zu umweltgerechtem Verhalten. Die vorliegende Studie erweitert die Anwendbarkeit der Low-Cost Hypothese auf Normen zu kollektiven Gütern zweiter Ordnung. Ein kollektives Gut zweiter Ordnung beschreibt einerseits die Bereitschaft, andere Akteure zu kontrollieren, inwiefern diese einen Kollektivgutbeitrag geleistet haben, andererseits die Bereitschaft, selber solche Kontrollen zu dulden und andere Akteure, die keinen Beitrag geleistet haben, zu bestrafen. Die Erweiterung der Low-Cost Hypothese von kollektiven Gütern erster Ordnung auf kollektive Güter zweiter Ordnung schärft unser Verständnis der Bereitstellung und Wirksamkeit von Sanktionen bei der Produktion kollektiver Güter. Denn würden Akteure den Aufwand von Kontrollen und Strafen, koste es was es wolle, nicht scheuen, würde dies dazu führen, dass ein Ausbleiben eines Low-Cost Effektes auf der zweiten Ebene einen vorhandenen Low-Cost Effekt auf der ersten Ebene „aushebelt“: Da Akteure von

einer hohen Wahrscheinlichkeit ausgehen müssten, bei abweichendem Verhalten selbst unter hohen Kosten kontrolliert und bestraft zu werden, wären auch egoistische Akteure motiviert, selbst bei hohen Kosten zu kollektiven Gütern erster Ordnung beizutragen.

In dem vorliegenden Artikel konzentrierten wir uns auf die Bereitschaft, nachbarschaftliche Kontrollen zu dulden. Unsere Befunde zeigen, dass ebenso bei kollektiven Gütern zweiter Ordnung ein Low-Cost Effekt vorliegt: Je höher die Kosten nachbarschaftlicher Kontrollen, desto weniger Einfluss hat die Zustimmung zu Kontrollnormen auf die Bereitschaft, sich durch Kontrollen tatsächlich einschränken zu lassen. Weiterhin sind Akteure mit hoher Furcht vor Kriminalität nicht bereit, sich beliebig einschränken zu lassen. Bei stark kostenintensiven Kontrollen wie der Bereitschaft, sich von „wachsamen Nachbarn“ für eine begrenzte Zeit festhalten zu lassen, steht die Furcht vor Kriminalität nur noch in einem schwachen Zusammenhang mit der Duldung solcher drastischer Maßnahmen. Bei der Bereitschaft, seinen Ausweis kontrollieren zu lassen, konnte dagegen ein stärkerer Zusammenhang beobachtet werden. Bei solchen vergleichsweise geringen Einschränkungen sind furchtsamere Akteure zu erheblich mehr Einbußen bereit als weniger furchtsame Akteure. Es zeigt sich, dass die Kriminalitätsfurcht der Bürger von Politikern mit verschärften sicherheitspolitischen Plänen nicht beliebig für ihre populistischen Wahlkampfparolen ausgenutzt werden kann. Selbst sehr furchtsame potentielle Wähler kennen ihre Grenzen, wie weit sie ihre persönlichen Freiheiten aufgeben möchten. Schließlich ist auch beim Autoritarismus eine Tendenz in Richtung der Low-Cost Hypothese erkennbar. Aus den graphischen Darstellungen ist ersichtlich, dass stark autoritär eingestellte Akteure eine höhere Bereitschaft zur Duldung kleinerer Einschränkungen der

persönlichen Freiheit zeigen. Werden die Einschränkungen jedoch größer, nimmt der Einfluss von autoritären Einstellungen auf die Duldung sozialer Kontrollen ab.²¹

Da wir den Low-Cost Effekt für kollektive Güter zweiter Ordnung gut bestätigen können, wird also der Low-Cost Mechanismus für kollektive Güter erster Ordnung nicht „ausgehebelt“. Eine starke Ausbreitung von Kontrollnormen, Kriminalitätsfurcht und Autoritarismus führt somit in einer Population nicht zwangsläufig zu einer stabilen Kontrollstruktur. Zentrales Element für das Entstehen und die Stabilität dieser Kontrollstruktur ist der Kostenaspekt. Für das Funktionieren eines informellen Nachbarschaftsnetzwerkes ist es wichtig, vergleichsweise günstige aber dennoch effiziente Kontroll- und Strafmechanismen zu finden und zu implementieren, da andernfalls diese Mechanismen von den Akteuren nicht umgesetzt und so kaum zu einer erhöhten Sicherheit führen werden.

Zukünftige Forschung sollte die Low-Cost Hypothese bei weiteren Aspekten kollektiver Güter zweiter Ordnung analysieren. So könnte die Bereitschaft untersucht werden, aktiv soziale Kontrollen durchzuführen. Weiterhin könnten neben Kontrollen auch Kosteneffekte zu Bestrafungen in Nachbarschaften untersucht werden. Für die Analyse von Kostenaspekten wären insbesondere Mobbing, Rufmord oder Gerüchte in Nachbarschaften aufschlussreich. Diese Strafmechanismen erzielen mit relativ geringen Kosten für die strafenden Akteure große schädigende Wirkungen bei den Opfern. Schließlich benötigen wir systematische Vergleiche zwischen Feldstudien und Experimenten. Während es kaum Feldstudien zu Low-Cost Effekten bei kollektiven Gütern zweiter Ordnung gibt, finden sich hierzu bereits einige experimentelle Laborstudien: So findet Diekmann (2003) bei einer Variante des Diktatorspiels keinen Low-Cost Effekt, wenn es darum geht, Akteure, die unterdurchschnittlich niedrige Beiträge leisten, zu bestrafen. Im Gegensatz dazu finden Anderson/Putterman (2006) einen Effekt der Kostenhöhe auf die Bereitschaft, Akteure mit unterdurchschnittlich niedrigen Beiträgen zu kollektiven Gütern erster Ordnung zu bestrafen. Ebenso finden Horne/Cutlip (2002) einen solchen Effekt. Als fruchtbare Synthese zwischen Feld- und Laborstudien könnten in zukünftigen Studien For-

schungsdesigns entwickelt werden, die sowohl Feld- als auch experimentelle Anwendungen zu Kollektivgutproblemen enthalten. So wäre es beispielsweise möglich, eine Zufallsstichprobe eines Bevölkerungsteils zu ziehen, der zuerst postalisch befragt wird und daraufhin in ein Experimentallabor eingeladen wird. So könnte verglichen werden, inwiefern unterschiedliche Befunde in Labor- und Feldstudien damit zu erklären sind, dass bislang unterschiedliche Populationen untersucht wurden oder dass aufgrund unterschiedlicher Messverfahren im Feld und im Labor Unterschiede sichtbar wurden.

Literatur

- Adorno, T.W. / Frenkel-Brunswick, W.E. / Levinson, D.J. / Sanford, N.R., 1995: Die Messung antidemokratischer Züge in der Charakterstruktur. S. 37–174 in: T.W. Adorno (Hrsg.), Studien zum autoritären Charakter. Frankfurt am Main: Suhrkamp.
- Ajzen, I. / Fishbein, M., 1977: Attitude behavior relations – theoretical analysis and review of empirical research. *Psychological Bulletin* 84: 888–918.
- Anderson, C.M. / Putterman, L., 2006: Do non-strategic sanctions obey the law of demand? The demand for punishment in the voluntary contribution mechanism. *Games and Economic Behavior* 54: 1–24.
- Arminger, G., 1979: *Faktorenanalyse*. Stuttgart: Teubner.
- Austin, J. / Clark, J. / Hardyman, P. / Henry, D.A., 1999: The Impact of ‘Three Strikes and You’re Out’. *Punishment & Society* 1: 131–162.
- Axelrod, R.M., 1984: *The evolution of cooperation*. New York: Basic Books.
- Bendor, J. / Swistak, P., 2001: The evolution of norms. *American Journal of Sociology* 106: 1493–1545.
- Bilsky, W. / Pfeiffer, C. / Wetzels, P. (Hrsg.), 1993: *Fear of Crime and Criminal Victimization*. Stuttgart: Enke.
- Blau, P.M., 1964: *Exchange and Power in Social Life*. New Brunswick, NJ: Transaction Publishers.
- Bolton, G. / Ockenfels, A., 2000: A Theory of Equity, Reciprocity, and Competition. *American Economic Review* 100: 166–193.
- Braithwaite, J., 1989: *Crime, shame and reintegration*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Braun, N., 2004: Tausch in Netzwerken. S. 128–141 in: A. Diekmann / T. Voss (Hrsg.), *Rational-Choice Theorie in den Sozialwissenschaften: Anwendungen und Probleme*. München: Scientia Nova, Oldenbourg.
- Braun, N. / Franzen, A., 1995: *Umweltverhalten und Rationalität*. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 47: 231–248.
- Burt, R.S. / Knez, M., 1995: Kinds of Third-Party Effects on Trust. *Rationality and Society* 7: 255–292.
- Buskens, V., 1999: *Social networks and trust*. Amsterdam: Thesis.
- Camerer, C., 2003: *Behavioral game theory: Experiments*

²¹ Diese Befunde zum Autoritarismus sollten jedoch in einer weiteren Studie repliziert werden, da unsere Befunde nicht eindeutig zwischen Low-, Middle- und High-Cost Situationen auf den konventionellen Signifikanzniveaus diskriminieren.

- in strategic interaction. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Camerer, C., 2004: *Advances in behavioral economics*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Camerer, C.F. / Hogarth, R.M., 1999: The effects of financial incentives in experiments: A review and capital-labor-production framework. *Journal of Risk and Uncertainty* 19: 7–42.
- Cameron, L.A., 1999: Raising the stakes in the ultimatum game: Experimental evidence from Indonesia. *Economic Inquiry* 37: 47–59.
- Cherry, T.L. / Frykblom, P. / Shogren, J.F., 2002: Hardnose the dictator. *American Economic Review* 92: 1218–1221.
- Cohen, S., 1985: *Visions of social control: Crime, punishment, and classification*. Cambridge, Oxford, New York: Polity Press Blackwell.
- Coleman, J.S., 1990: *Foundations of social theory*. Cambridge/London: The Belknap Press of Harvard University Press.
- Coleman, J.S., 1991: *Grundlagen der Sozialtheorie*. München: Oldenbourg.
- Darley, J.M. / Batson, D.C., 1973: From Jerusalem to Jericho – Study of Situational and Dispositional Variables in Helping Behavior. *Journal of Personality and Social Psychology* 27: 100–108.
- Davis, M., 1990: *City of quartz: Excavating the future in Los Angeles*. London, New York: Verso.
- Davison, A.C. / Hinkley, D.V. / Young, G.A., 2003: Recent Developments in Bootstrap Methodology. *Statistical Science* 18: 141–157.
- Diekmann, A., 2003: The power of reciprocity. Fairness, reciprocity, and stakes in variants of the dictator game. *Journal of Conflict Resolution* 48: 487–505.
- Diekmann, A. / Preisendörfer, P., 1992: Persönliches Umweltverhalten. Diskrepanzen zwischen Anspruch und Wirklichkeit. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 44: 226–251.
- Diekmann, A. / Preisendörfer, P., 1998a: Environmental behavior – Discrepancies between aspirations and reality. *Rationality and Society* 10: 79–102.
- Diekmann, A. / Preisendörfer, P., 1998b: Umweltbewusstsein und Umweltverhalten in Low- und High-Cost-Situationen. Eine empirische Überprüfung der Low-Cost-Hypothese. *Zeitschrift für Soziologie* 27: 438–453.
- Diekmann, A. / Preisendörfer, P., 2003: The behavioral effects of environmental attitudes in low-cost and high-cost situations. *Rationality and Society* 15: 441–472.
- Dreher, G. / Feltes, T., 1997: *Das Modell New York: Kriminalprävention durch Zero Tolerance?* Holzkirchen: Felix Verlag.
- Ellickson, R.C., 1991: *Order without law*. Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
- Elster, J., 1989a: *The cement of society: A study of social order*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Elster, J., 1989b: *Nuts and bolts for the social sciences*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Feeley, M.M. / Simon, J., 1982: The new penology: Notes on the emerging strategy of corrections and its implications. *Criminology* 30: 449–475.
- Fehr, E. / Gächter, S., 2000: Cooperation and punishment in public goods experiments. *American Economic Review* 90: 980–994.
- Fehr, E. / Gächter, S., 2002: Altruistic punishment in humans. *Nature* 415: 137–140.
- Fehr, E. / Gintis, H., 2007: *Human Motivation and Social Cooperation: Experimental and Analytical Foundations*. *Annual Review of Sociology* 33: 1–22.
- Fehr, E. / Schmidt, K., 1999: A Theory of Fairness, Competition and Cooperation. *Quarterly Journal of Economics* 114: 817–868.
- Festinger, L., 1968: *A theory of cognitive dissonance*. Stanford, Cal.: Stanford University Press.
- Foucault, M., 1977: *Discipline and punish: The birth of the prison*. New York: Pantheon Books.
- Freedman, D.A., 1991: Statistical Models and Shoe Leather. *Sociological Methodology* 21: 291–313.
- Fudenberg, D. / Maskin, E., 1986: The folk theorem for repeated games with discounting and incomplete information. *Econometrica* 54: 533–554.
- Garland, D., 2001: *The culture of control: Crime and social order in late modernity*. Oxford: Clarendon.
- Goldstone, J.A., 1994: Is Revolution Individually Rational? Groups and Individuals in Revolutionary Collective Action. *Rationality and Society* 6: 139–166.
- Gouldner, A.W., 1960: The Norm of Reciprocity. A Preliminary statement. *American Sociological Review* 25: 161–178.
- Granovetter, M.S., 1985: Economic Action and Social Structure: The Problem of Embeddedness. *American Journal of Sociology* 91: 481–510.
- Gross, S.J. / Niman, C.M., 1975: Attitude-Behavior Consistency: A Review. *Public Opinion Quarterly* 39: 358–368.
- Hardin, R., 1995: *One for All*. Princeton: Princeton University Press.
- Heckathorn, D., 1989: Collective Action and the Second-Order Free-Rider Problem. *Rationality and Society* 1: 78–100.
- Hempel, C.G., 1975 (1965): Die Logik funktionaler Analyse. S. 134–168 in: B. Giesen / M. Schmid (Hrsg.), *Theorie, Handeln und Geschichte*. Hamburg: Hoffmann und Campe.
- Hirschmann, A.O., 1970: *Exit, Voice and Loyalty: Responses to Decline in Firms, Organizations, and States*. Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
- Hitlin, S. / Piliavin, J. A., 2004: Values: Reviving a dormant concept. *Annual Review of Sociology* 30: 359–393.
- Horne, C. / Cutlip, A., 2002: Sanctioning costs and norm enforcement. An experimental test. *Rationality and Society* 14: 285–307.
- Hudson, B., 2002: Punishment and control. S. 233–263 in: M. Maguire / R. Morgan / R. Reiner (eds.), *The Oxford Handbook of Criminology*: Oxford University Press.
- Kreuter, F., 2002: *Kriminalitätsfurcht: Messung und methodische Probleme*. Opladen: Leske und Budrich.
- Krumpal, I. / Rauhut, H. / Böhr, D. / Naumann, E., 2008: Wie wahrscheinlich ist „wahrscheinlich“? Zur subjek-

- tiven Einschätzung und Kommunikation von Viktimisierungswahrscheinlichkeiten. *Methoden, Daten und Analysen (MDA)*. Zeitschrift für empirische Sozialforschung 2: 3–27.
- Langer, W., (im Erscheinen): LISREL-Modelle. Eine Einführung für Forschung und Praxis. Wiesbaden: Verlag für Sozialwissenschaften.
- La Pierre, R.T., 1934: Attitudes vs. actions. *Social Forces* 13: 230–237.
- Lederer, G. / Schmidt, P. (Hrsg.), 1995: *Autoritarismus und Gesellschaft. Trendanalysen und vergleichende Jugenduntersuchungen von 1945–1993*. Opladen: Leske und Budrich.
- Liao, T.F., 2004: Comparing Social Groups: Wald Statistics for Testing Equality Among Multiple Logit Models. *International Journal of Comparative Sociology* 45: 3–16.
- List, J.A. / Levitt, S.D., 2007: What do laboratory experiments measuring social preferences reveal about the real world? *Journal of Economic Perspectives* 21: 153–174.
- Liu, R.Y. / Singh, K., 1997: Notions of limiting p values based on data depth and bootstrap. *Journal of the American Statistical Association* 92: 266–277.
- Long, J.S., 1997: *Regression models for categorical and limited dependent variables*. Thousand Oaks: Sage.
- Long, J.S. / Freese, J., 2001: *Regression models for categorical dependent variables using Stata*. College Station, Tex.: Stata Press.
- Mauer, M., 2001: The Causes and Consequences of Prison Growth in the United States. *Punishment Society* 3: 9–20.
- North, D.C., 1986: The new institutional economics. *Journal of Institutional and Theoretical Economics* 142: 230–237.
- Olson, M., 1991: *Aufstieg und Niedergang von Nationen*. Tübingen: Mohr.
- Opp, K.-D., 1983: *Die Entstehung sozialer Normen: Ein Integrationsversuch soziologischer, sozialpsychologischer und ökonomischer Erklärungen*. Tübingen: Mohr.
- Opp, K.-D., 1999: Contending Conceptions of the Theory of Rational Action. *Journal of Theoretical Politics* 11: 171–202.
- Opp, K.-D., 2001: Norms. S. 10714–10720 in: Baltes, P.B. / Smelser N.J. (Hrsg.), *International Encyclopedia of Social and Behavioral Sciences*. Amsterdam: Elsevier.
- Petty, R.E. / Wegener, D.T. / Fabrigar, L.R., 1997: Attitudes and attitude change. *Annual Review of Psychology* 48: 609–647.
- Rabin, M., 1993: Incorporating Fairness into Game Theory and Economics. *American Economic Review* 83: 1281–1302.
- Rauhut, H., 2008: *Crime and punishment from a game theoretic perspective*. Universität Leipzig: Dissertation.
- Reuband, K.-H., 1992: Objektive und subjektive Bedrohung durch Kriminalität. Ein Vergleich der Kriminalitätsfurcht in der Bundesrepublik Deutschland und den USA 1965–1990. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 44: 341–353.
- Sampson, R.J. / Raudenbush, S.W., 1989: Community structure and crime: Testing social disorganization theory. *American Journal of Sociology* 94: 774–802.
- Sampson, R.J. / Raudenbush, S.W. / Earls, F., 1997: Neighborhoods and violent crime: A multilevel study of collective efficacy. *Science* 277: 918–924.
- Schmidt, P. / Stephan, K. / Herrmann, A., 1995: Entwicklung einer Kurzskaala zur Messung von Autoritarismus. S. 221–227 in: G. Lederer / P. Schmidt (Hrsg.), *Autoritarismus und Gesellschaft. Trendanalysen und vergleichende Jugenduntersuchungen*. Opladen: Leske und Budrich.
- Schwind, H.-D. / Fetchenhauer, D. / Ahlborn, W. / Weiß, R., 2001: *Kriminalitätsphänomene im Langzeitvergleich am Beispiel einer deutschen Großstadt: Bochum 1975–1986–1998*. Neuwied und Kriftel: Luchterhand.
- Ullmann-Margalit, E., 1977: *The Emergence of Norms*. Oxford: Clarendon.
- Uslaner, E.M., 2002: *The moral foundations of trust*. New York: Cambridge University Press.
- Uzzi, B., 1996: The Sources and Consequences of Embeddedness for the Economic Performance of Organizations: The Network Effect. *American Sociological Review* 61: 674–698.
- Voss, T., 1985: *Rationale Akteure und soziale Institutionen: Beitrag zu einer endogenen Theorie des sozialen Tauschs*. München: Oldenbourg.
- Voss, T., 2001: Game-Theoretical Perspectives on the Emergence of Social Norms. S. 105–136 in: M. Hechter / K.-D. Opp (Eds.), *Social norms*. New York: Russell Sage Foundation.
- Voss, T. / Abraham, M., 2000: Rational Choice Theory in Sociology: A Survey. S. 50–83 in: S. R. Quah / A. Sales (Eds.), *The International Handbook of Sociology*. London: Sage.
- Wetzels, P. / Werner G. / Mecklenburg, E. / Bilsky, W. / Pfeiffer, C., 1995: *Kriminalität im Leben alter Menschen. Eine altersvergleichende Untersuchung von Opfererfahrungen, persönlichem Sicherheitsgefühl und Kriminalitätsfurcht. Ergebnisse der KFN-Opferbefragung 1992*. Stuttgart: Kohlhammer.
- Winship, C. / Morgan, S.L., 1999: The Estimation of Causal Effects from Observational Data. *Annual Review of Sociology* 25: 659–706.
- Yamagishi, T., 1986: The Provision of a Sanctioning System as a Public Good. *Journal of Personality and Social Psychology* 51: 110–116.
- Zimring, F.E., 2001: *Imprisonment Rates and the New Politics of Criminal Punishment*. *Punishment & Society* 3: 161–166.

Autorenvorstellung: Heiko Rauhut, geb. 1977 in Konstanz. Master of Science in Social Research Methods an der London School of Economics and Political Sciences, 2003. Promotion in Soziologie an der Universität Leipzig mit der Arbeit „Crime and Punishment from a Game Theoretic Perspective“, 2008. Von 2004 bis 2007 wissenschaftlicher Assistent an dem Institut für Soziologie der Universität Leipzig, ab 2007 wissenschaftlicher Assistent an der Professur für Modellierung und Simulation der ETH Zürich.

Forschungsschwerpunkte: Theorie rationalen Handelns, soziale Normen, abweichendes Verhalten, quantitative Methoden der empirischen Sozialforschung, empirische Überprüfung von spieltheoretischen Modellen.

Publikationen: Higher Punishment, less control? Experimental evidence on the inspection game (unter Begutachtung bei Rationality and Society); Wie wahrscheinlich ist ‚wahrscheinlich‘? Zur subjektiven Einschätzung und Kommunikation von Viktimisierungswahrscheinlichkeiten (Methoden, Daten, Analysen: Zeitschrift für empirische Sozialforschung, 2, 2008, 3–27, zusammen mit I. Krumpal, D. Böhr und E. Naumann); Zum Ausmaß der bundespolitischen Parteipolitikverflechtung bei Landtagswahlen in Deutschland 1996–2000 (ZParl, 39, 2008, 249–269, zusammen mit I. Krumpal).

Ivar Krumpal, geb. 1975 in Bratislava. Master of Arts in Public Policy and Management an der Universität Konstanz, 2005. Seit 2005 wissenschaftlicher Mitarbeiter am Institut für Soziologie der Universität Leipzig.

Forschungsschwerpunkte: Survey Methodology (insbesondere quantitativ), sozial erwünschtes Antwortverhalten in Bevölkerungsumfragen, Anwendungen der Randomized Response Technik, empirische Wahlforschung, Theorie rationalen Handelns.

Publikationen: Ökonomisches Wählen: Zum Einfluss von Wahrnehmungen der allgemeinen Wirtschaftslage auf das Abschneiden der Bundesregierungsparteien bei Landtagswahlen (ZParl, 39, 2008, 93–111), zusammen mit A. Vatter; Zum Ausmaß der bundespolitischen Parteipolitikverflechtung bei Landtagswahlen in Deutschland 1996–2000 (ZParl, 39, 2008, 249–269, zusammen mit H. Rauhut); Wie wahrscheinlich ist ‚wahrscheinlich‘? Zur subjektiven Einschätzung und Kommunikation von Viktimisierungswahrscheinlichkeiten (Methoden, Daten, Analysen: Zeitschrift für empirische Sozialforschung, 2, 2008, 3–27, zusammen mit H. Rauhut, D. Böhr und E. Naumann).