

## „Links gehen, rechts stehen!“

### Ein Feldexperiment zur Durchsetzung informeller Normen auf Rolltreppen

#### “Walk Left, Stand Right!”

#### A Field Experiment on the Enforcement of Informal Norms on Escalators

Tobias Wolbring & Christiane Bozoyan\*

LMU Munchen, Institut fur Soziologie, Konradstr. 6, 80801 Munchen, Germany

tobias.wolbring@soziologie.uni-muenchen.de; christiane.bozoyan@soziologie.uni-muenchen.de

Dominik Langner

Zugspitzstr. 17, 81541 Munchen, Germany

dominik.langner@gmx.de

**Zusammenfassung:** Empirische Untersuchungen zur Durchsetzung sozialer Normen im Alltag sind bisher rar. Die auf Munchner Rolltreppen geltende Norm „Links gehen, rechts stehen!“ bietet eine gunstige Gelegenheit entsprechende Prozesse zu untersuchen. In einem Feldexperiment wurden Passanten beim Begehen der Rolltreppen bewusst behindert, um ihre Reaktion (Sanktionswahrscheinlichkeit, -starke und -eintrittsdauer) zu beobachten. Dabei wurden Geschlecht und Kleidung der Normverletzenden systematisch variiert, um Effekte des sozialen Status auf die Normdurchsetzung zu erfassen. Im Ergebnis zeigt sich, dass beide Faktoren Einfluss haben: Elegante Kleidung reduziert die Sanktionswahrscheinlichkeit und -starke und verzogert den Eintritt von Sanktionen; Frauen werden schneller sowie verbal haufiger und energischer sanktioniert, wahrend Manner deutlichere physische Aufforderungen zu normkonformem Verhalten erhalten.

**Schlagworte:** Soziale Interaktion; Feldexperiment; Geschlecht; Kleidung; Soziale Normen; Status; Ereignisdatenanalyse.

**Summary:** Empirical research on the enforcement of norms in everyday life is rare. The norm “Walk left, stand right!” on escalators in Munich’s public transportation system offers a fortunate opportunity to study processes of norm enforcement. In a field experiment we restrained subjects from walking on the left side of the escalator and observed their reaction to this blockade (probability of sanctions, strength of sanctions, and length of time until a sanction occurs). Furthermore, we varied the clothing and gender of the persons blocking the escalator. Both treatments represent a dimension of social status, and both prove to be influential: An elegant outfit reduces the frequency and strength of sanctions and increases the delay before a sanction takes place; women are sanctioned within shorter time, verbally more frequently, and more strenuously, while men provoke more pronounced physical reactions.

**Keywords:** Social Interaction; Field Experiment; Gender; Clothing; Social Norms; Status; Event History Analysis.

## 1. Einleitung

Die Beschaftigung mit der Entstehung und Wirkung sozialer Normen gehort seit den klassischen Arbeiten von Marx, Durkheim und Parsons zum Kerngeschaft soziologischer Forschung. Eine soziale Norm

stellt dabei ein von der Mehrheit einer sozialen Gruppe gestutzt Postulat daruber dar, wie gehandelt werden sollte bzw. was zu unterlassen ist (z. B. Opp 1983, 2002). Eine Norm regelt somit Verhalten und ist Merkmal eines sozialen Systems (Coleman 1990). Insbesondere individualistische Ansatze haben sich fur die Erklarung der Entstehung, der Stabilitat und des Wandels sozialer Normen bewahrt. In diesen werden Normen als – intendiertes oder unintendiertes – Resultat individueller Wahlhandlungen unter gegebenen Nebenbedingungen begriffen. Eine soziale Norm entsteht und wird von den Akteuren dann gestutzt, wenn sie instrumentell

\* Wir danken Gerrit Bauer, Norman Braun, zwei anonymen Gutachtern und den Herausgebern fur hilfreiche Anmerkungen sowie Martin Burgenmeister, Julia Dorr, Elisabeth Kopp, Ann-Kristin Reiff, Maria Ruhfa, Fabienne Schrankel, Eva-Maria Strobl, Hanna Weller und Felicitas Wolf fur die Mithilfe bei der Datenerhebung.

zur Zielerreichung beiträgt oder ihre Verletzung aufgrund drohender Strafen zu kostspielig wäre (Opp 1983). Aus einer dem methodologischen Individualismus verpflichteten Perspektive kommt damit der Sanktionierung von deviantem Verhalten eine ebenso bedeutsame Rolle zu wie dem Grad an sozialer Kontrolle (z. B. Coleman 1990; Nowak & Siegmund 1998; Popitz 2006; Voss 2001) – die Einhaltung einer Norm sollte nicht stets gleich ausfallen, sondern mit den situativen Randumständen variieren.

Bekanntlich haben entsprechende theoretische Überlegungen in der Literatur weite Verbreitung gefunden und können zum sozialwissenschaftlichen Gemeingut gezählt werden. Während zahlreiche Studien die Wirkung und Durchsetzung sozialer Normen in Laborexperimenten (z. B. Camerer 2003; Diekmann 2004; Henrich et al. 2001), faktoriellen Surveys (z. B. Jasso & Opp 1997; Wallander 2009) und mittels Umfragedaten (z. B. Lüdemann 2008; Sampson et al. 2002) nachweisen, sind empirische Untersuchungen zu deren Durchsetzung im Alltag eine Ausnahmeerscheinung. Dies hängt nicht zuletzt mit den methodischen Schwierigkeiten bei der Erfassung entsprechender sozialer Prozesse und individueller Handlungen zusammen. Feldexperimente bieten hier eine gute Möglichkeit, Normverletzungen und deren Sanktionierung zu beobachten, ohne zugleich die Validität der Ergebnisse aufgrund der Künstlichkeit der Situation zu gefährden.<sup>1</sup>

In alltäglichen Situationen werden im Zuge entsprechender Feldexperimente kleinere Normverletzungen bewusst begangen und die Reaktionen der uneingeweihten Probanden auf diesen Stimulus beobachtet.<sup>2</sup> Beispielsweise wurden im sogenannten Hup-Tendenz-Experiment Autofahrer trotz einer grünen Ampel an der Weiterfahrt durch Fahrzeuge verschiedenen Typs gehindert, wobei die Schnelligkeit und Stärke des darauffolgenden Hupens aufgezeichnet wurde (vgl. Diekmann et al. 1996; Doob & Gross 1968; Jann 2009). Durch systematische Variation der experimentellen Faktoren und die Isolation relativ einfacher Situationen lassen sich in Feldexperimenten die Wirkungen von Treatments auf die Einhaltung und Durchsetzung sozialer Normen bestimmen und sozialtheoretische Einsichten gewinnen. Störgrößen werden dabei durch eine zu-

fällige Zuteilung des Treatments auf die Personen unter Konstanzhaltung der Entscheidungsumwelt weitgehend ausgeschlossen.<sup>3</sup>

Im Folgenden werden die Ergebnisse eines solchen Feldexperiments präsentiert, das – durch das eben beschriebene Hup-Tendenz-Experiment inspiriert – an Rolltreppen in einem Münchner U-Bahnhof durchgeführt wurde. Ausgangspunkt ist dabei die an Münchner S- und U-Bahnhöfen vorherrschende informelle Regel, dass die linke Seite einer Rolltreppe zur schnellen Fortbewegung (in Form von Gehen oder Laufen) dient, während sich Passanten auf der rechten Seite einer Rolltreppe stehend befördern lassen („Links gehen, rechts stehen!“). Im Zuge des Feldexperiments wurde diese unter Münchner Bürgerinnen und Bürgern weithin bekannte und von diesen häufig – aufgrund der mit 1,8 km/h relativ geringen Rolltreppengeschwindigkeit<sup>4</sup> – verbal und physisch rigoros durchgesetzte Norm (vgl. Crone 2006) durch eine vollständige Blockade beider Rolltreppenseiten durch zwei nebeneinander stehende Personen bewusst verletzt.<sup>5</sup>

<sup>3</sup> Jedoch ist zuzugestehen, dass Feldexperimente immer in einem lokalen Kontext stattfinden. Es ist daher von Fall zu Fall zu klären, inwieweit die Befunde von den jeweiligen lokalen Spezifika abhängen und damit extern valide sind.

<sup>4</sup> Laut EU-Richtlinien EN 115-1 wäre für U-Bahnen eine Geschwindigkeit von bis zu 2,7 km/h zulässig, sofern hinreichende räumliche Kapazitäten für den Ein- und Ausstieg vorliegen (vgl. Crone 2006).

<sup>5</sup> Nicht selten sind bei entsprechenden Verfehlungen offenkundig unfreundliche Ausrufe wie „Geh zu!“, „Mein Gott, nun geh doch endlich aus dem Weg!“, „Schleich di!“ und „Mach Platz, hier steht man nur rechts!“ zu vernehmen, wenn die im Weg befindliche Person nicht gleich angerempelt oder an ihr vorbeigedrängt wird. In dem hier berichteten Experiment kam es sogar einmal zu dem zugebenermaßen seltenen Ereignis, dass die blockierende Person von dem Probanden massiv geschubst und beinahe verletzt wurde. Nichtsdestotrotz kann, wie eine Herausgeberin bzw. ein Herausgeber betont hat, aus diesen Reaktionen nicht zwingend darauf geschlossen werden, dass immer die informelle normative Regel „Links gehen, rechts stehen“ und nicht eine andere Norm sanktioniert wird. Zum einen könnte nämlich die Verletzung der Erwartung bestraft werden, dass höfliche Hinweise auf eine Behinderung nicht zu ignorieren sind, da im Experiment jeweils erst auf die zweite Aufforderung reagiert wurde. Zum anderen könnte für manche Passanten (in Anlehnung an §1 der Straßenverkehrsordnung) auch die allgemeine Regel gelten, dass Behinderungen Anderer generell zu unterlassen sind. Es besteht damit ein Problem der Unentscheidbarkeit zwischen verschiedenen subjektiven Normprojektionen, das in vielen sozialen Alltagssituationen üblich und im vorliegenden Fall nicht zu lösen ist.

<sup>1</sup> Für eine ausführliche Darstellung der Vorzüge von Feldexperimenten vgl. List 2008, List & Relley 2008.

<sup>2</sup> Bereits Spittler (1967, 1975) empfiehlt, sich auf Abweichungen von Verhaltensregelmäßigkeiten zu konzentrieren und die Reaktionen der Anderen darauf zu beobachten, um Normsysteme und die Wirkung von Kontrollmechanismen zu untersuchen.

Von besonderem Interesse war dabei, inwieweit Eintritt und Stärke verbaler und physischer Hinweise auf die Gültigkeit der informellen Norm durch die blockierten Personen sowie die Zeit bis zu derartigen Reaktionen mit den Charakteristika der Normverletzenden variieren. Dabei wurden Geschlecht und Kleidung der blockierenden Personen systematisch variiert, um unter experimentell kontrollierten Bedingungen die Einflüsse dieser Faktoren auf die Durchsetzung der lokalen Rolltreppennorm zu überprüfen. Die hierbei möglicherweise bedeutsamen Wirkmechanismen und moderierenden Faktoren sind zunächst theoretisch einzuordnen. Dafür erweist es sich als instruktiv, die experimentell manipulierten Personenmerkmale theoretisch als Statussignale aufzufassen.

## 2. Normdurchsetzung und sozialer Status

Bekanntlich kommt positivem und negativem Feedback eine Schlüsselrolle in der sozialen Konstruktion gesellschaftlicher Regeln und Vorschriften zu (z. B. Coleman 1990; Olson 1965). Der Fokus der überwiegenden Zahl theoretischer Arbeiten liegt dabei auf der normdurchsetzenden Wirkung von Sanktionen. Diese lassen sich mit Spittler (1967: 23) definieren als „Reaktionen auf Abweichungen von Verhaltensregelmäßigkeiten, durch die demonstriert wird, daß das abweichende Verhalten nicht hingenommen wird“, und können verbal und physisch, aber auch in Form des Entzugs von Privilegien erfolgen (vgl. Spittler 1975: 33ff.).<sup>6</sup> Zudem können Sanktionen einerseits vermittelt über Inter-

nalierungsprozesse Einfluss auf Handlungsentscheidungen nehmen, andererseits aber auch als extrinsische Anreize wirken (z. B. Opp 2012). Im letzteren Fall stellt sich jedoch beim Auftreten von Normverletzungen die Frage, wer die Aufgabe der Sanktionierung übernehmen und damit einhergehende Kosten tragen soll, falls die betreffende Norm nicht gesetzlich fixiert ist. In der Regel besteht dabei ein Trittbrettfahrerproblem zweiter Ordnung, da zwar alle Akteure von einer Normdurchsetzung und Sanktionierung profitieren würden, aber für keinen Akteur sonderlich starke Anreize dazu vorliegen, selbst diese Aufgabe zu übernehmen (z. B. Heckathorn 1989; Voss 2001; Yamagishi 1986).

Im vorliegenden Anwendungsbeispiel ist dagegen die Frage nach der Verantwortlichkeit, den Normbruch zu bestrafen, aufgrund zweier Spezifika leicht zu beantworten. Zum einen kommt in den meisten Fällen nur eine Person, nämlich diejenige, welche durch die Blockade als Erste direkt betroffen ist und am Weitergehen gehindert wird, als Sanktionator in Frage.<sup>7</sup> Zum anderen handelt es sich bei der Konvention an Münchner Rolltreppen im Sinne Colemans (1990) um eine konjunkte Norm, da Normgeber und Normadressaten zusammenfallen: Diejenige Person, welche die Norm durchsetzt, profitiert auch davon, obwohl natürlich auch positive externe Effekte für die auf der Rolltreppe nachfolgenden Personen auftreten. Aufgrund des instrumentellen Charakters der Normdurchsetzung, der für die Genese der Rolltreppennorm ursächlich ist, besteht im vorliegenden Fall auch kein Trittbrettfahrerproblem zweiter Ordnung.

Ob jedoch tatsächlich eine Reaktion des Blockierten auf diese Normverletzung erfolgt und in welcher Form und Intensität diese Reaktion ausfällt, hängt allerdings vermutlich nicht nur von individuellen Merkmalen und der Eile der Passanten ab, sondern auch von Merkmalen des Normverletzenden. Diese theoretische Prognose einer Variation der

<sup>6</sup> Bereits Hinweise auf die Existenz einer Norm an diejenigen Personen, welche diese verletzt haben, können daher als leichte Sanktionen gedeutet werden. Sie signalisieren der betreffenden Person den Normbruch und bringen sie damit in eine unangenehme Situation (vgl. Spittler 1967, 1975). Dies scheint insbesondere dann zu gelten, wenn entsprechender moralischer Druck unter Beobachtung eines Publikums ausgeübt wird, wie es bei Sanktionen auf der Rolltreppe der Fall ist. In der vorliegenden Anwendung kann jedoch nicht im Einzelfall unterschieden werden, ob eine Reaktion allein mit dem Ziel des Erreichens der U-Bahn oder mit Verweis auf die Existenz der Norm und einer entsprechenden Schuldzuschreibung erfolgt. Beide Motive resultieren jedoch in Handlungen, die der Normdurchsetzung dienen und in diesem Sinne bewusst oder unbewusst zur Sanktionierung abweichenden Verhaltens beitragen. Passanten, die auf eine Behinderung hingewiesen werden, können sich nämlich anhand des Verhaltens der anderen Rolltreppennutzer, die entweder rechts stehen oder links gehen, das als situationsangemessen erachtete Verhalten auch ohne expliziten Hinweis erschließen.

<sup>7</sup> Im Gegensatz zu Schellings (1978) bekanntem Beispiel der Beseitigung einer den Verkehr behindernden Luftmatratze von der Straße und dem von Diekmann (1985) skizzierten Freiwilligen-Dilemma kann im hier behandelten Fall auch nicht darauf gehofft werden, dass die anderen Akteure die Problematik beheben. Sie würden zwar auch von einer Lösung profitieren, können diese auf der Rolltreppe aber nur unter höheren Kosten (z. B. durch ein für alle hörbares Schreien) herbeiführen. Selbst wenn die blockierte Person selbst keinen Zeitdruck verspürt, ist es daher im Falle sozialer Eile (z. B. in der Rushhour) wahrscheinlich, dass sie die Aufgabe der Normdurchsetzung übernimmt.

Wahrscheinlichkeit und Art der Normdurchsetzung mit Personenmerkmalen liegt insbesondere nahe, wenn man die beiden im Feldexperiment variierten Merkmale „Geschlecht“ und „Kleidung“ als Signale für den sozialen Status einer Personen interpretiert.

Sozialer Status lässt sich dabei definieren als eine sozial zugeschriebene Eigenschaft einer Person oder Gruppe, die positionalen Charakter aufweist, die aufgrund der sich daraus ergebenden Vorteile erstrebenswert ist und die im Gegensatz zu anderen Gütern nicht zwischen Akteuren gehandelt werden kann (vgl. Heffetz & Frank 2010; Wolbring 2012). Die soziale Position in einer Gesellschaft hängt dabei mit Rechten und Pflichten zusammen, die im Regelfall zum Vorteil statushoher Akteure und Gruppen reichen<sup>8</sup> (z. B. Frank 1985; Podolny 2005; Sauder et al. 2012; Weiss & Fershtman 1998). So geht die Bekleidung einer hohen Position häufig mit abnehmenden Zugangsbarrieren zu wünschenswerten Ressourcen einher und führt zu einer vorteilhafteren Behandlung durch andere Akteure. Insbesondere Formen des Anstandes werden mit dem sozialen Status in Beziehung gesetzt, sodass, ähnlich wie in einer Hackordnung im Tierreich,<sup>9</sup> sozial höher stehenden Personen mehr Respekt und Höflichkeit entgegengebracht wird und deren Entscheidungen größere Akzeptanz finden und stärkeren Einfluss haben. Dies hängt nicht zuletzt mit der besseren Verfügbarkeit von Ressourcen und der vermeintlich höheren Sanktions-

macht zusammen, die mit einer hohen Stellung assoziiert werden. Denn mit Jann (2009) ist zu erwarten, dass ein rationaler Akteur das Sanktionspotenzial des Gegenübers bei seiner Handlungswahl berücksichtigt.

Der soziale Status einer Person ist jedoch nur schwer direkt beobachtbar. Andere Akteure, die über diese interessierende Eigenschaft der betreffenden Person unvollständig informiert sind, greifen daher auf schnell verfügbare Hinweisreize zurück, um auf die soziale Position des Gegenübers zu schließen. Sozialer Status ist also keine per se gegebene Eigenschaft, sondern wird auf Grundlage von Signalen sozial konstruiert. Neben anderen Statussymbolen (vgl. Bourdieu 1982; Frank 1999, 2011; Veblen 1899) fungieren bei dieser Evaluation visuell gut sichtbare Merkmale wie die Kleidung und das Geschlecht einer Person als Statussignale (vgl. Diekmann & Przepiorka 2010). Statushinweise aktivieren dabei einen Organisationsprozess, über welchen Personen die soziale Welt sinnvoll strukturieren (Berger et al. 1977). Damit einher geht nicht nur eine Unterteilung in verschiedene Statusgruppen, sondern auch die Zuschreibung von Merkmalen und Fähigkeiten der so klassifizierten Person. Bereits nominale Unterschiede können somit zur Initiierung differenzieller Verhaltenserwartungen und zur Wahrnehmung von Statusunterschieden hinreichen (vgl. Mark et al. 2009; Ridgeway & Correll 2006). Die Bedeutung von Signalen sollte überdies mit steigender Informationsasymmetrie zunehmen (z. B. Lynn et al. 2009; Podolny 2005): Je weniger über den Interaktionspartner bekannt ist, umso eher wird – wie im Falle des Kontakts auf der Rolltreppe – auf saliente Merkmale und daran geknüpfte Stereotype zurückgegriffen.

Ein sofort erkennbares Charakteristikum beim alltäglichen Aufeinandertreffen mit anderen Menschen und damit auch auf Münchner Rolltreppen ist das Erscheinungsbild einer Person, das neben schwer veränderlichen Körpermerkmalen (z. B. Körpergröße, physische Attraktivität) maßgeblich durch deren Kleidung und andere äußere Objekte (z. B. Aktenkoffer, Einkaufstüten, Schmuck) bestimmt ist (vgl. Geser 1990; Jungbauer-Gans et al. 2005; Nelissen & Meijer 2011). Gehobene Kleidung und dazu passende Accessoires müssen käuflich erworben werden. Ihr Besitz wird mit Wohlstand und anderen Statusmerkmalen assoziiert, weshalb Kleidung als kostspieliges, wenn auch manipulierbares Signal zu betrachten ist und als solches in unterschiedlichen Kontexten Verwendung findet (z. B. Fend 2008; Jungbauer-Gans et al. 2005; Nelissen & Meijer 2011).

<sup>8</sup> Ein hoher Status kann selbstverständlich in bestimmten Fällen auch Nachteile mit sich bringen. Erstens können Neidgefühl gegenüber statushohen Akteuren und daran anknüpfende bewusste Schädigungen gegenteilige Effekte bewirken (z. B. Schoeck 1966). Zweitens können die mit einer hohen sozialen Stellung einhergehenden anspruchsvolleren Erwartungshaltungen bei Verfehlungen zu Nachteilen führen. Beispielhaft lässt sich dies anhand der Befunde zu einem speziellen Statusmerkmal, dem physischen Erscheinungsbild, illustrieren. Diese zeigen, dass attraktive Menschen aufgrund positiver Attributionen im Leben zahlreiche Vorteile genießen, jedoch für grobe Verfehlungen auch stärker abgestraft werden (z. B. Hamermesh 2011; Rosar 2009). Schließlich ist drittens zu bedenken, dass jede soziale Stellung mit einer Beschränkung des akzeptablen Handlungsraums einhergeht. So ist etwa mit Podolny (2005) zu erwarten, dass auf Luxusprodukte spezialisierte Firmen es aufgrund von Reputationsüberlegungen vermeiden werden, finanziell ebenfalls lukrative Niedrigpreissegmente zu erobern. Ähnliches gilt natürlich für das Verhalten von Individuen, wenn sie sich in „gehobener“ Gesellschaft bewegen.

<sup>9</sup> Interessante Arbeiten auf diesem Gebiet wurden u. a. von Chase und Kollegen vorgelegt (Chase & Lindquist 2009; Chase et al. 2002).

Blockiert also eine Person mit Kleidung, die auf einen hohen Status schließen lässt, die Rolltreppe, so sollte ihr gemäß den bisherigen Überlegungen eine größere Autorität und Sanktionsmacht zugerechnet und folglich mehr Respekt, Höflichkeit und Akzeptanz für ihr Verhalten entgegengebracht werden als in Fällen, in denen die Kleidung einen niedrigen Status signalisiert. Die von der Blockade betroffene Person sollte das Verhalten statushoher Akteure in geringerem Maße in Frage stellen und seltener, langsamer und zurückhaltender auf die Normverletzung reagieren. Es lassen sich somit die folgenden drei Forschungshypothesen hinsichtlich des Effekts der Kleidung der blockierenden Personen für das Feldexperiment formulieren:

- H1a: Je höher der durch die Kleidung ausgedrückte soziale Status einer Person ist, desto geringer ist die Wahrscheinlichkeit, dass sie auf die Normverletzung hingewiesen wird.
- H1b: Je höher der durch die Kleidung ausgedrückte soziale Status einer Person ist, desto zurückhaltender wird sie auf die Normverletzung hingewiesen.
- H1c: Je höher der durch die Kleidung ausgedrückte soziale Status einer Person ist, desto mehr Zeit vergeht, bis sie auf die Normverletzung hingewiesen wird.

Neben diesen Effekten der Kleidung auf das Verhalten der Probanden werden auch Einflüsse des Geschlechts erwartet. Das Geschlecht ist zahlreichen Studien zufolge eine im Alltag stets präsente und bedeutsame soziale Kategorie, wobei die Einordnung des Gegenübers als männlich oder weiblich automatisch erfolgt (z. B. Brewer & Lui 1989; Ridgeway & Correll 2004; Ridgeway & Smith-Lovin 1999). Zudem werden bekanntlich auf Grundlage dieser dichotomen Unterscheidung kulturell tief verwurzelte deskriptive und präskriptive Rollenerwartungen aktiviert, die auch in sozialen Interaktionen verhaltenswirksam sind (vgl. Jungbauer-Gans et al. 2005; Ridgeway 1997; Ridgeway et al. 2009; Sidanius & Pratto 1999). Verschiedene, umfangreiche Übersichtsarbeiten zeigen etwa, dass Frauen u. a. Einfühlsamkeit, Freundlichkeit, Hilfsbereitschaft und Passivität als Charakterzüge zugeschrieben werden, während instrumentalistische Persönlichkeitsmerkmale wie Aktivität, Durchsetzungsvermögen, Selbstbewusstsein und Zielstrebigkeit als typisch männliche Eigenschaften gelten (z. B. Eagly 1987; Eagly et al. 2000; Eckes 2008; Zemore et al. 2000).

Es besteht damit eine deutliche Überschneidung geschlechtsspezifischer Stereotype mit den zuvor

beschriebenen Zuschreibungen auf der Grundlage des sozialen Rangs. Diese Übereinstimmung geschlechtsspezifischer und statusbasierter Erwartungen wird sowohl in der „sozialen Rollentheorie“ (Eagly 1987; Eagly et al. 2000) als auch in der „Status Construction Theory“ (Berger et al. 1977; Ridgeway 1997, 2011; Ridgeway et al. 2009) aufgegriffen und damit begründet, dass Männer und Frauen zum einen häufig in Situationen mit asymmetrischer Machtverteilung und Positionierung aufeinandertreffen und zum anderen durch die unterschiedlichen Tätigkeiten auch unterschiedliche Eigenschaften und Fähigkeiten entwickeln. In sozialen Interaktionen wird daher (seit frühester Kindheit) aufgrund der geschlechtsspezifischen Arbeitsteilung und Positionierung eine entsprechende Assoziation zwischen dem Geschlecht auf der einen Seite sowie den Fähigkeiten, dem Status und der Macht einer Person auf der anderen Seite erlernt. Dieser Umstand schlägt sich wiederum in einer differenziellen Behandlung von Männern und Frauen in der sozialen Praxis nieder und trägt zur Perpetuierung der bestehenden kulturellen Rollenbilder bei.

Wird also eine Person am Gehen auf der Rolltreppe gehindert, dürfte sie gemäß diesen Überlegungen je nach Geschlecht der blockierenden Person spezifische Verhaltenserwartungen bilden. Handelt es sich dabei um einen Mann, so wird dieser Person im Durchschnitt eine größere Durchsetzungsbereitschaft und Autorität zugeschrieben als für den Fall, dass eine Frau den Weg versperrt. Männern dürfte also von den blockierten Passanten – neben einem größeren physischen Sanktionspotenzial – auch eine größere Bereitschaft unterstellt werden, nicht oder aggressiv auf Sanktionen zu reagieren. Für einen rationalen Akteur erscheint daher die Durchsetzung von Normen bei weiblichem Fehlverhalten unproblematischer als bei männlichem. Dementsprechend sind bei Normverletzungen durch Frauen ähnliche Reaktionen wie auf Verfehlungen durch statusniedrigere Akteure zu erwarten:

- H2a: Frauen werden mit einer höheren Wahrscheinlichkeit auf die Normverletzung hingewiesen als Männer.
- H2b: Frauen werden weniger zurückhaltend auf die Normverletzung hingewiesen als Männer.
- H2c: Es vergeht weniger Zeit, bis Frauen auf die Normverletzung hingewiesen werden.

Es soll jedoch an dieser Stelle nicht verschwiegen werden, dass mehrere konkurrierende und intuitiv plausibel erscheinende Erklärungen denkbar sind, die (teilweise) gegenläufige Geschlechtseffekte implizieren.



Erstens könnte man mit Verweis auf die kulturellen Gepflogenheiten im Umgang mit männlichen und weiblichen Körpern vermuten, dass Frauen eher verbal als physisch auf ihre Verfehlungen hingewiesen werden. Entsprechende gesellschaftliche Praxen sind etwa an der Tatsache abzulesen, dass typisch männliche Berufe und Freizeitaktivitäten (Kontaktsportarten, physisch fordernde Berufe) trotz Angleichungsprozessen immer noch in stärkerem Maße mit physischem Kontakt assoziiert werden als weiblich dominierte Felder (z. B. Elias 1976; Pfister 1997). Ähnliches ist auch für den Bereich der elterlichen Erziehung zu konstatieren: Eine aktuelle forsa-Umfrage zeigt etwa, dass Sanktionspraktiken geschlechtsspezifisch variieren, wobei Jungen von ihren Eltern häufiger physisch bestraft werden als Mädchen (forsa 2011). Eine solche Sozialisation kann auch im Erwachsenenalter handlungsleitend wirken und in der vorliegenden Situation dazu führen, dass Männer verstärkt physisch und Frauen in höherem Maße verbal sanktioniert werden.

Zweitens könnte man erwarten, dass diese Unterschiede in der Wahl der Sanktionsform nur dann zu beobachten sind, wenn Männer gegenüber Frauen eine Norm durchsetzen. Da Körperkontakt fälschlicherweise als Annäherungsversuch gedeutet werden könnte, gilt es als Mann die Berührung fremder Frauen zu vermeiden. Dementsprechend würden zumindest Männer versuchen, weibliche Normverletzende verbal, aber nicht durch physischen Kontakt auf ihre Verfehlung hinzuweisen.

Schließlich wäre eine dritte naheliegende Alternativhypothese, dass nominale Gemeinsamkeiten und Unterschiede zur Definition von In- und Outgroups dienen und in einem differenziellen Umgang mit Personen mit unterschiedlichen Merkmalen resultieren. Die sozialpsychologische Forschung zeigt dabei, dass Mitglieder der eigenen Gruppe eine vorteilhafte Behandlung erfahren, während Personen der Outgroup – selbst unter Inkaufnahme zusätzlicher Kosten – weniger kooperativ begegnet wird (Tajfel 1981; Tajfel et al. 1971; Tajfel & Turner 1986). Im Hinblick auf das Rolltreppenexperiment könnte man daher Interaktionseffekte zwischen den Statuspositionen beider involvierter Akteure vermuten, wobei sowohl das Geschlecht als auch die Kleidung entsprechende Ingroup- und Outgroup-Kategorisierungen bewirken können. Da die eigene soziale Stellung schließlich immer auch von der Position des Gegenübers abhängt, wird dem Beispiel von Jann (2009) folgend deshalb nicht nur der Status des Normbrechers, sondern auch die Statusdifferenz als potenziell relevante Einflussgröße in Betracht gezogen.

Nach der Darstellung der zugrundegelegten theoretischen Perspektive und konkurrierender Hypothesen wird im nächsten Abschnitt das experimentelle Design skizziert und die zur Prüfung der Forschungshypothesen herangezogene Datenbasis erläutert.

### 3. Untersuchungsdesign und Ablauf des Experiments

Das Feldexperiment wurde im Sommersemester 2010 an der LMU München im Rahmen eines Forschungspraktikums im Studiengang Soziologie durchgeführt.<sup>10</sup> Vom 07.06. bis 22.06.2010 wurde dabei jeweils am Montag von 10:30 bis 12:00 Uhr sowie am Dienstag und Mittwoch von 7:30 bis 9:00 Uhr beobachtet. Als Ort für das Experiment wurde der U-Bahnhof „Sendlinger Tor“ ausgewählt – ein zentraler Knotenpunkt der Stadt München, welcher auch außerhalb des Berufsverkehrs stark frequentiert ist. Zwei aufwärts laufende Rolltreppen, die unterirdisch die Bahnsteige verschiedener U-Bahnlinien miteinander verbinden, wurden als geeigneter Standort ausgewählt. Als Auswahlkriterium wurde dabei – neben einer hinreichenden Frequentierung des Bahnhofs durch Fahrgäste und einer großen Zahl ankommender Züge – eine gute Einsehbarkeit

<sup>10</sup> Einer der Gutachter hat mit Recht darauf aufmerksam gemacht, dass im Rahmen von Lehrforschung generierte Daten häufig größere methodische Mängel aufweisen und deshalb nur in Ausnahmefällen für Publikationen genutzt werden sollten. Mit Schnell (2012: 202ff.) kann man z. B. aufgrund der häufig regionalen Begrenzung solcher Projekte Zweifel hinsichtlich der Generalisierbarkeit hegen, starke Interviewereffekte aufgrund der Homogenität der Interviewer, deren unzureichender Schulung und Anreizen zur Fälschung befürchten. Auch könnte man aufgrund der begrenzten zeitlichen Ressourcen von Dozierenden eine generell unzureichende Feldkontrolle und Datenbereinigung erwarten. Entsprechende Bedenken sind sicherlich für zahlreiche Studien, die mit Survey-Interviews aus der Lehre arbeiten, berechtigt. Im vorliegenden Fall bestehen aber diese Probleme aus Sicht der Autoren nicht. Aufgrund der sozialen Kontrolle unter den zehn Studierenden und der Anwesenheit der beiden Kursleiter war eine gute Feldkontrolle gewährleistet. Überdies stellte die zu absolvierenden Tätigkeiten keine sonderlich hohen Ansprüche an die studentische Schauspielkunst. Die Probanden sahen jeweils nur die Rücken der als Stimuli agierenden Studierenden. Dadurch konnte der Einfluss verärrischer Mimik ausgeschlossen werden. Aus diesem Grund wurde auf den Einsatz von professionellen Darstellern verzichtet. Im Übrigen kann die Homogenität der Studierendenschaft und die regionale Begrenzung im vorliegenden Fall sogar als Vorteil gedeutet werden, da dadurch im Experiment ein homogenerer Stimulus gesetzt wurde.

der Rolltreppen für zusätzliche Beobachter angelegt. Neben den zwei blockierenden Personen auf der Rolltreppe beobachteten drei weitere Personen die Reaktion der Versuchsperson. Zwei Beobachter verfolgten das Geschehen unbemerkt aus der Vogelperspektive rechts und links von der Rolltreppe. Ein dritter Beobachter folgte den Blockierenden direkt beim Betreten der Rolltreppe und positionierte sich dann hinter dem Blockierten. Seine Aufgabe war es, etwaige verbale Äußerungen zu erfassen und die Zeit bis zur Reaktion der Versuchsperson auf die Blockadesituation mittels einer Stoppuhr im Handy zu messen.

Das Feldexperiment lief folgendermaßen ab: Nach Eintreffen einer U-Bahn mischten sich die zwei als Stimuli fungierenden Personen unter die aussteigenden Fahrgäste und blieben nach Betreten der Rolltreppe nebeneinander stehen. Dabei sollte es auf Außenstehende so wirken, als ob diese beiden Personen nur zufällig nebeneinander positioniert sind und sich nicht kennen. Die beiden Personen vermieden daher insbesondere jede Art der Kommunikation. Jedoch wurde darauf geachtet, dass beide Personen dieselbe Treatmentkombination (d. h. gleiches Geschlecht und gleicher Kleidungsstil) aufwiesen, um die Möglichkeit der Vermischung heterogener Treatmenteffekte zu vermeiden. Zudem wurde das Treatment „Geschlecht“ immer mit denselben beiden Frauen bzw. Männern umgesetzt. Sodann wurde die Rolltreppe blockiert, bis von der Versuchsperson eindeutige verbale oder physische Hinweise auf die Normverletzung erfolgten. Es wurde daher nicht der erste Hinweis als Normdurchsetzung gewertet, sondern erst die zweite verbale oder physische Reaktion. Im Anschluss an jeden Durchgang füllten alle fünf beteiligten Personen einen Beobachtungsbogen aus, der sowohl einige allgemeine als auch auf ihre jeweilige Rolle und Beobachterposition zugeschnittene Fragen enthielt.<sup>11</sup>

Um die theoretisch postulierten Zusammenhangsvermutungen zu prüfen, wurden die beiden Stimuli „Geschlecht“ (männlich; weiblich) und „Kleidung“ (formell; informell) systematisch variiert. Das Feldexperiment basiert somit auf einem 2 x 2-faktoriellen Design.<sup>12</sup> Insgesamt wurden 254 Versuchspersonen beobachtet (für eine Beschreibung der Stichprobe siehe Tabelle A1 im Anhang), wobei die vier Zellen der Designmatrix mit Fallzahlen zwischen 55 und 70 Beobachtungen in etwa gleich stark besetzt sind.

Abbildung 1 gibt einen Eindruck davon, wie die Stimuli den Probanden visuell signalisiert wurden. Für das Treatment „Geschlecht“ wurde zeitgleich jeweils an einer der beiden Rolltreppen der Stimulus „männlich“ und „weiblich“ gesetzt. Obwohl beide Rolltreppen hinsichtlich Bau, Nutzungsfrequenz und Art der Nutzer identisch waren, wurde jeweils nach der Hälfte der angesetzten Beobachtungsdauer die Rolltreppe getauscht, um eine noch verlässlichere Drittvariablenkontrolle zu gewährleisten. Die Kleidung wurde, inspiriert durch das von Jungbauer-Gans et al. (2005) durchgeführte Feldexperiment „Machen Kleider Leute?“, in Form eleganter formeller und ausgewaschener informeller Kleidung variiert. Die Variation der Kleidung konnte aus pragmatischen Gründen nur tageweise erfolgen. Es wurde jedoch explizit darauf geachtet, die verschiedenen Treatmentbedingungen an denselben Wochentagen und zu denselben Zeiten zu setzen, um die Möglichkeit systematischer Unterschiede zwischen Versuchs- und Kontrollgruppen weitestgehend auszuschließen.

Überdies erscheint im Hinblick auf die folgenden Analysen erklärungsbedürftig, wie das Auftreten und die Ausprägung verbaler oder nonverbaler Hinweise auf die Normverletzung gemessen wurde

zität mittels einer deutschen oder türkischen Flagge in Augenhöhe operationalisiert, wobei türkische Herkunft mit dunklen Haaren und deutsche Herkunft mit hellen Haaren einherging. Da das Experiment während der Fußball-Weltmeisterschaft der Männer in Südafrika durchgeführt wurde, konnten Flaggen besonders gut zur Stimulussetzung verwendet werden, ohne große Verwunderung bei den Versuchspersonen hervorzurufen (wenn auch die Türkei nicht an dem Turnier teilgenommen hat). Allerdings konnte im Experiment nicht sichergestellt werden, dass der Stimulus tatsächlich von allen Probanden in der kurzen Zeit bis zur Reaktion wahrgenommen wurde. Aufgrund dieser Problematik und der Tatsache, dass die Ethnizität in den Analysen zur Sanktionswahrscheinlichkeit, -stärke und -eintrittsdauer keinen inhaltlich oder statistisch bedeutsamen Effekt hat und diese Nulleffekte inhaltliche als auch methodische Gründe haben können, wurde auf die Präsentation der entsprechenden Resultate verzichtet, obwohl in allen Modellen auf das Treatment kontrolliert wurde. In zukünftigen Untersuchungen sollte die Ethnizität aufgrund dieser Schwierigkeiten anders operationalisiert werden. So könnte man etwa die Hautfarbe der blockierenden Personen variieren oder kulturelle Zugehörigkeit durch das Tragen traditioneller Kleidung signalisieren.

<sup>11</sup> So erschien es etwa nicht sinnvoll, die weiter entfernten Beobachter nach verbalen Reaktionen zu fragen. Weitere Details und die einzelnen Beobachterprotokollen finden sich unter [www.ls4.sozioologie.uni-muenchen.de/forschung/rolltreppen/](http://www.ls4.sozioologie.uni-muenchen.de/forschung/rolltreppen/).

<sup>12</sup> Im Experiment wurde darüber hinaus auch die Ethnizität (deutsch; türkisch) der blockierenden Personen variiert. Wie in Abbildung 1 deutlich wird, wurde die Ethni-



Abb. 1 Beispiele für die Operationalisierung der Stimuli ‚Geschlecht‘ und ‚Kleidung‘

den. Die Beobachter notierten hierzu getrennt nach den Dimensionen „physischer Kontakt“ und „verbale Äußerungen“, ob eine Reaktion aufgetreten ist (*Sanktionswahrscheinlichkeit*), und erfassten die Dauer bis zum Eintreten einer Reaktion bzw. beim Ausbleiben einer Reaktion die Dauer bis zum Erreichen des Kopfes der Rolltreppe (*Sanktionseintrittsdauer*). Zudem beurteilten sie im Falle einer Reaktion deren Stärke, wiederum getrennt nach den beiden oben genannten Dimensionen, auf einer jeweils vierstufigen Skala (*Sanktionsstärke*). Verbale Reaktionen wurden dabei nach Inhalt, Lautstärke und Form der Äußerung beurteilt. Um die Einordnung für die Beobachter zu erleichtern, wurden die Kategorien im Beobachtungsprotokoll beispielhaft verbalisiert. Die Kategorien zur inhaltlichen verbalen Reaktionen wurden mit „keine Reaktion“ (0), „Bitte“ (1), „vehemente Aufforderung/Befehl“ (2) und „Beleidigung“ (3) beschriftet. Als Beispiele für physische Reaktionen wurden „keine Reaktion“ (0), „Antippen“ (1), „Vorbeiquetschen/Drängeln“ (2) und „Schubsen“ (3) genannt.

Selbst wenn also Zweifel daran bestehen mögen, ob eine Reaktion der zweiten Kategorie (Antippen, Bitte) bereits als Normdurchsetzung zu werten ist

(siehe hierzu auch Fußnote 5), so dürfte dies zumindest für die dritte und vierte Kategorie außer Frage stehen. Analysen zur Sanktionsstärke können deshalb als Robustheitstest der Analysen zur Sanktionswahrscheinlichkeit gedeutet werden. Neben der Sanktionswahrscheinlichkeit und -stärke fungiert zudem die Sanktionseintrittsdauer in den weiteren Analysen als abhängige Variable. Da verschiedene statistische Verfahren für die Analyse dieser drei Variablen adäquat sind, erscheinen vor Betrachtung der empirischen Resultate einige methodische Anmerkungen zur gewählten Modellierungsstrategie notwendig.

#### 4. Analyseverfahren

Effekte der Treatmentvariablen auf die Sanktionswahrscheinlichkeit werden anhand der Frage nach dem Eintreten einer Reaktion untersucht. Da es sich hierbei um eine dichotome abhängige Variable handelt, liegt eine Analyse mittels Logit- oder Probit-Modellen nahe. Bei der Nutzung entsprechender nichtlinearer Modelle ergeben sich jedoch praktische Probleme bei der Bestimmung von Effektstärken und deren Vergleich (z. B. Auspurg & Hinz



2011; Best & Wolf 2012; Mood 2010). Insbesondere in der ökonomisch angeregten Literatur (z. B. Angrist & Pischke 2009: Kap. 3) erfreuen sich daher lineare Wahrscheinlichkeitsmodelle (bei annähernd linearen Effekten) in jüngster Zeit aufgrund ihrer leichteren Interpretierbarkeit einer zunehmenden Beliebtheit.<sup>13</sup> Die Koeffizienten geben dabei den partiellen marginalen Effekt der interessierenden Einflussgröße auf die Wahrscheinlichkeit des Ereigniseintritts an. Obwohl für den vorliegenden Beitrag auch logistische Regressionen zur Bestimmung der Determinanten der Normdurchsetzung geschätzt wurden, wird im Folgenden diesem Trend gefolgt. Dies erscheint nicht weiter problematisch, da beide Analysestrategien im vorliegenden Fall zu denselben substantziellen Einsichten führen.<sup>14</sup>

Ebenfalls mit einer klassischen linearen Regression wird der Zusammenhang zwischen der Sanktionsstärke und personenbezogenen Merkmalen des Blockierenden untersucht. Die Einschätzungen der Reaktionsstärke wurden hierzu über alle Urteiler gemittelt.<sup>15</sup> Die neu gebildete abhängige Variable „Sanktionsstärke“ nimmt dabei Werte zwischen 0 und 3 in jeder Dimension an, wobei die mittlere Re-

aktionsstärke für verbale Sanktionen 1,2 und für physische Sanktionen 0,7 beträgt.<sup>16</sup>

Für die Analyse der Sanktionseintrittsdauer sind schließlich Methoden der Ereignisanalyse (Blossfeld et al. 2007; Box-Steffensmeier & Jones 2004) heranzuziehen, da es sich aufgrund der begrenzten Beobachtungszeit um zensierte Daten handelt – Länge und Geschwindigkeit der Rolltreppe bedingen eine maximale Beobachtungsdauer von 21 Sekunden. Eine Reaktion nach Ablauf dieser Zeit kann theoretisch nicht ausgeschlossen werden, d. h. die Daten sind rechtszensiert. Mit Hilfe des Kaplan-Meier-Schätzers lassen sich Ereignisverläufe auf nicht-parametrische Weise bestimmen. Hierbei werden die individuellen Eintrittswahrscheinlichkeiten des relevanten Ereignisses über die Zeit abgetragen, wobei im Folgenden auch gruppenspezifische Verläufe berücksichtigt werden. Dies ist sinnvoll, um sich einen ersten Eindruck über den zeitlichen Verlauf der Eintrittswahrscheinlichkeit des Ereignisses und diesbezüglicher Gruppenunterschiede zu verschaffen. Der Kontrolle auf verschiedene Einflussfaktoren sind jedoch mit diesem Verfahren klare Grenzen gesetzt.

Für multivariate Analysen wird daher mit der semi-parametrischen Cox-Regression (vgl. Cox 1972) ein Verfahren bemüht, das ebenfalls der Rechtszensur der Daten Rechnung trägt, aber die gleichzeitige Betrachtung verschiedener Einflussgrößen erlaubt. Zudem kommt das Verfahren ohne Annahmen über die funktionale Form der Hazardfunktion  $r(t)$  aus. Stattdessen wird eine Basisrate  $b(t)$  festgelegt, deren Form unspezifiziert bleibt. Daher erweist sich das Verfahren gegenüber Fehlspezifikationen als relativ robust. Die Hazardrate  $r(t)$  für diejenigen Personen, welche bis zum Zeitpunkt  $t$  noch nicht reagiert haben, wird dabei in Abhängigkeit der Kovariaten  $X$  als  $r(t) = b(t) \exp(X\beta)$  mit der Partial-Likelihood-Methode geschätzt. Aus den Koeffizienten des Cox-Modells lassen sich durch Entlogarithmieren die multiplikativen Effekte der Prädiktoren auf die Hazardrate bestimmen. Unterstellt wird dformatabei, dass die Effekte über den gesamten betrachteten Zeitverlauf konstant sind, sprich dass die Hazardraten verschiedener Subpopulationen (z. B. Frauen

<sup>13</sup> Es soll nicht verschwiegen werden, dass auch in der Ökonometrie keineswegs Einigkeit über die Angemessenheit des linearen Wahrscheinlichkeitsmodells besteht. Die Kritik an entsprechenden statistischen Modellierungen bezieht sich u. a. auf die Heteroskedastizität der Fehler, Vorhersagen außerhalb des Wertebereichs  $[0; 1]$  und die Inkonsistenz und Verzerrtheit der Schätzer. Interessiert man sich jedoch – wie im vorliegenden Fall – hauptsächlich für die Marginaleffekte ist das lineare Wahrscheinlichkeitsmodell nichtsdestotrotz zur Modellierung linearer Zusammenhänge ein akzeptables Vorgehen. Zwar werden damit nicht die wahren Marginaleffekte bestimmt, gleiches gilt jedoch auch für fehlspezifizierte nicht-lineare Modelle, wobei man nie sicher sein kann, ob das korrekte nicht-lineare Modell verwendet wird und sich weitere Probleme ergeben (vgl. Pischke 2012). Zudem werden im Folgenden robuste Standardfehler berichtet, sodass die Gefahr inhaltlicher Fehlschlüsse aufgrund einer heteroskedastischen Fehlerverteilung nicht mehr gegeben ist.

<sup>14</sup> Resultate der logistischen Regressionen senden wir auf Anfrage gerne zu.

<sup>15</sup> Die Reliabilität der Urteile aller fünf Beobachter ist hoch. Der physische Kontakt wurde von Beobachter 1, 3, 4 und 5 erhoben. Cronbachs Alpha beläuft sich auf 0,897. Verbale Äußerungen haben drei zu messende Dimensionen: Inhalt, Lautstärke und die Form der Äußerung. Alle drei Aspekte wurden von Beobachter 3, 4 und 5 festgehalten. Cronbachs Alpha nimmt hier die Werte 0,920 (Inhalt), 0,933 (Lautstärke) und 0,881 (Form der Äußerung). Alle drei Dimensionen wurden gemittelt und anschließend zu einem Index zusammengefasst.

<sup>16</sup> Die Verteilung des Index zur Sanktionsstärke ist rechtsschief, da knapp 30 % der Probanden keine Reaktion zeigten. Um dieser Tatsache Rechnung zu tragen, wurden auch Modelle mit der logarithmierten Sanktionsstärke geschätzt. Die substantziellen Befunde verändern sich im Vergleich zur linearen Modellierung nicht. Da Kennzahlen der Modellgüte indizieren, dass sich der Modellfit bei Verwendung der logarithmierten Variable sogar geringfügig verschlechtert, werden die Resultate der linearen Spezifikation berichtet.

und Männer) proportional zueinander sind. Dies erscheint mit Blick auf die Kaplan-Meier-Schätzer ab einer Wartezeit von etwa vier Sekunden weitgehend gegeben (vgl. Abbildung 2). Allerdings ist das Cox-Modell nach Ludwig-Mayerhofer (1994) relativ robust gegenüber nicht allzu starken Abweichungen von der Annahme proportionaler Hazardraten. Da jedoch relativ starke Annahmeverletzungen in den Cox-Modellen mit allen Beobachtungen auftreten, werden zusätzlich die Resultate für Schätzungen auf Grundlage der Beobachtungen mit einer Reaktionszeit von vier und mehr Sekunden berichtet.

## 5. Resultate

Tabelle 1 sind die Resultate bivariater Analysen zu den beiden theoretisch interessierenden Treatmentvariablen zu entnehmen. Hinsichtlich des Geschlechts zeigen sich überwiegend die erwarteten Effekte: Frauen müssen bei Normverletzungen eher (Männer: 64 % vs. Frauen 86 %) und mit einer stärkeren verbalen Reaktion rechnen (Männer: 0,94 vs. Frauen: 1,35). Überdies vergeht signifikant weniger Zeit bis zur Reaktion, wenn Frauen die informelle Rolltreppennorm verletzen (Männer 8,94 Sekunden vs. Frauen: 6,45 Sekunden). Entgegen der auf das Statuskonzept rekurrierenden Erklärung fallen jedoch physische Normdurchsetzungen gegenüber Männern stärker aus (Männer: 0,82 vs. Frauen: 0,66). Dies ist mit der skizzierten Alternativerklärung unterschiedlicher Praktiken im Um-

gang mit männlichen und weiblichen Körpern konform.

Auch der Kleidungsstil erweist sich als relevante Einflussgröße. Statistisch überzufällige Effekte zeigen sich für die Sanktionswahrscheinlichkeit und die Schnelligkeit der Reaktion. Personen mit legerer Kleidung werden dabei mit einer um zwischen 11 und 15 Prozentpunkte höheren Wahrscheinlichkeit sanktioniert als elegant gekleidete Personen. Zudem erfolgt eine Sanktion leger gekleideter Personen bereits nach 6,68 Sekunden, während bei Personen im Business-Outfit erst nach 8,85 Sekunden eine Reaktion eintritt.

Ob diese Befunde auch bei multivariater Betrachtung Bestand haben, zeigen die folgenden Analysen. Dabei werden jeweils zunächst nur die zwei Treatmentvariablen betrachtet. Anschließend wird zusätzlich auf das Alter, die Eile, die Ethnizität und den Status des Probanden (jeweils nach Einschätzung der Beobachter) sowie auf den Zeitpunkt des Experiments (Rush-Hour ja/nein) und auf einen erhöhten Menschenandrang am Fuß der Rolltreppe (ja/nein) kontrolliert. Die Stärke der Veränderung der Schätzer bei Drittvariablenkontrolle gibt dabei indirekt Aufschlüsse darüber, ob die Randomisierung im Experiment erfolgreich war.

*Modelle zur Sanktionswahrscheinlichkeit:* Anhand der linearen Regressionsmodelle zur Reaktionswahrscheinlichkeit (Tabelle 2) wird deutlich, dass die Treatmentvariablen 3 bzw. 6 Prozent der Varianz der abhängigen Variable aufklären. Die Ein-

**Tabelle 1** Bivariate Analysen zu den Treatmenteffekten

	Variable	Männlich	N	Weiblich	N	p-Wert
Verbal	Wahrscheinlichkeit	64,34 %	129	85,60 %	125	< 0,001
	Stärke (Mittelwert)	0,94	129	1,35	125	< 0,001
Physisch	Wahrscheinlichkeit	65,89 %	129	68,00 %	125	0,721
	Stärke (Mittelwert)	0,82	129	0,66	125	0,048
Zeit	Ereigniseintrittsdauer in Sekunden (Mittelwert)	8,94	129	6,45	125	< 0,001
	Variable	Kleidung elegant	N	Kleidung leger	N	p-Wert
Verbal	Wahrscheinlichkeit	69,42 %	121	79,70 %	133	0,060
	Stärke (Mittelwert)	1,07	121	1,20	133	0,156
Physisch	Wahrscheinlichkeit	58,68 %	121	74,44 %	133	0,008
	Stärke (Mittelwert)	0,69	121	0,78	133	0,281
Zeit	Ereigniseintrittsdauer in Sekunden (Mittelwert)	8,85	121	6,68	133	0,020

Anmerkung: Zur Ermittlung von Unterschieden hinsichtlich der Reaktionswahrscheinlichkeit wurde ein  $\chi^2$ -Test, hinsichtlich der Stärke und Dauer bis zum Eintritt eines Ereignisses ein *t*-Test durchgeführt.

beziehung der Kontrollvariablen steigert die Erklärungskraft des Modells erheblich. Insbesondere die Eile der beobachteten Personen erweist sich dabei als wichtiger Prädiktor für deren späteres Verhalten auf der Rolltreppe. Dies ist konform mit der Rational-Choice-theoretischen Grundannahme des Modells, dass ein Kosten-Nutzen-Kalkül das Verhalten leitet und Normen besonders dann durchgesetzt werden, wenn dies individuell nutzenstiftend ist. Die Effekte der interessierenden Personenmerkmale „Geschlecht“ und „Kleidung“ bleiben jedoch von der Kontrolle dieser und weiterer Drittvariablen weitgehend unberührt. Dies deutet auf eine gelungene Randomisierung hin. Das Tragen eleganter Kleidung reduziert die Wahrscheinlichkeit physischer Reaktionen signifikant und senkt tendenziell auch die Wahrscheinlichkeit einer verbalen Reaktion. Zudem werden Männer mit einer um 18 bis 21 Prozentpunkte geringeren Wahrscheinlichkeit verbal auf ihre Normverletzung hingewiesen. Entsprechende geschlechtsspezifische Unterschiede zeigen sich jedoch nicht für physische Sanktionen.

*Modelle zur Sanktionsstärke:* Tabelle 2 enthält zudem die multivariaten Resultate zu den Determinanten der Reaktionsstärke. Bemerkenswert ist erneut die hohe Erklärungskraft der Kontrollvariablen, wobei sich wiederum die Eile der blockierten Personen als besonders bedeutsame Kovariate erweist. Der Beitrag der Treatmentvariablen beträgt dagegen 2 bzw. 8 Prozent an Varianzaufklärung. Hinsichtlich der theoretisch interessierenden Einflussgrößen zeigen sich nur für das Geschlecht signifikante Ef-

ekte. Die Stärke verbaler Aufforderungen fällt dabei, wie erwartet, für Frauen ausgeprägter aus, während entgegen der auf Statusüberlegungen basierenden Vermutung Männer mit stärkeren physischen Sanktionen rechnen müssen. Hinsichtlich physischer Reaktionen schlagen sich also geschlechtsspezifische Verhaltensnormen besonders deutlich nieder. Die Effekte der Kleidung gehen ebenfalls in die prognostizierte Richtung und ähneln den Befunden zur Sanktionswahrscheinlichkeit, sind jedoch nicht überzufällig von Null verschieden.

*Modelle zur Sanktionseintrittsdauer:* Für eine erste Einschätzung des Verlaufs der Überlebensfunktion wird ein Kaplan-Meier-Schätzer ( $n = 254$ ) für jedes Treatment berechnet. Anhand von Abbildung 2 wird deutlich, dass Treatmenteffekte erst nach etwa vier Sekunden auftreten. Bei Personen, die vor dieser Zeit an den blockierenden Personen vorbeirempeln oder sich vorbeidrängeln, sind offenbar andere Faktoren (z. B. große Eile) wirksam.

Der Log-Rank-Test bestätigt den sich mit Blick auf Abbildung 2 ergebenden subjektiven Eindruck. Testet man die Gleichheit der Überlebenskurven mit allen Fällen zwischen Personen mit formeller und mit informeller Kleidung ergibt sich ein knapp nicht mehr signifikanter Unterschied (201 Ereignisse;  $\chi^2 = 3,26$ ;  $p = 0,070$ ). Von Null verschieden ist allerdings die Differenz zwischen den Überlebenskurven von Männern und Frauen (201 Ereignisse;  $\chi^2 = 6,52$ ;  $p = 0,011$ ). Reduziert man das Sample auf Fälle mit einer Reaktionszeit von mehr als vier Sekunden, zeigen sich die erwarteten Unterschiede

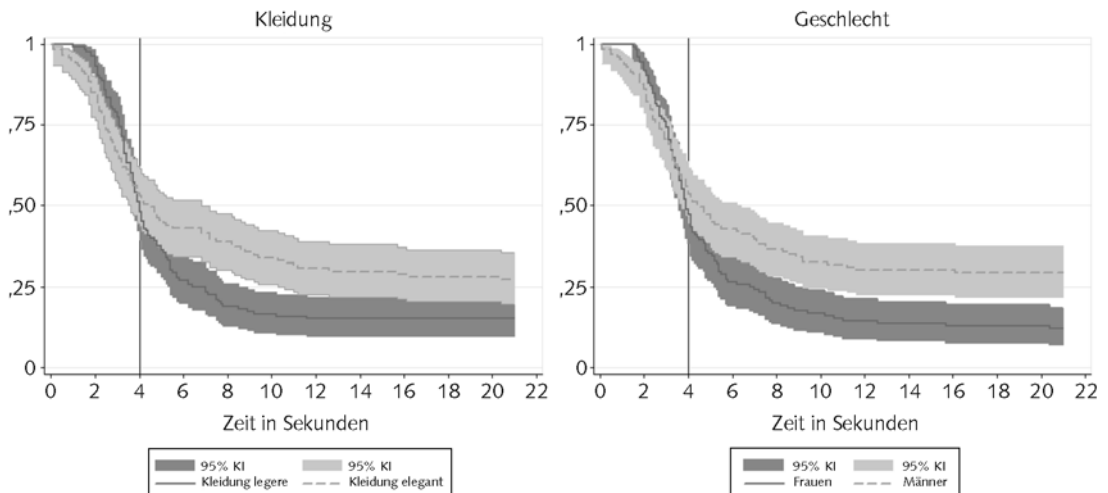


Abb. 2 Kaplan-Meier-Schätzer für die Reaktionszeit nach Treatment (inklusive 95 %-Konfidenzintervall)

**Tabelle 2** Lineare Regressionsmodelle zu Sanktionswahrscheinlichkeit und Sanktionsstärke (n = 254)

Merkmale der blockierenden Person	Sanktionswahrscheinlichkeit				Sanktionsstärke			
	Physischer Kontakt		Verbale Aufforderung		Physischer Kontakt		Verbale Aufforderung	
Männlich (1 = ja)	-0,01 (-0,19)	0,04 (0,59)	<b>-0,21***</b> (-3,90)	<b>-0,18**</b> (-3,22)	<b>0,17*</b> (2,08)	<b>0,26**</b> (3,05)	<b>-0,40***</b> (-4,49)	<b>-0,34***</b> (-3,49)
Elegante Kleidung (1 = ja)	<b>-0,16**</b> (-2,69)	<b>-0,15*</b> (-2,49)	-0,09 (-1,65)	-0,05 (-0,91)	-0,10 (-1,27)	-0,07 (-0,80)	-0,10 (-1,17)	-0,03 (-0,38)
<b>Merkmale der blockierten Person</b>								
Hoher Status (1 = ja)		0,005 (0,07)		0,05 (0,74)		-0,02 (-0,19)		0,04 (0,37)
Männlich (1 = ja)		0,06 (1,16)		0,05 (0,92)		0,06 (0,76)		0,07 (0,85)
Alter: 21–30 (Referenz 61+)		-0,07 (-0,60)		0,11 (1,10)		-0,22 (-1,46)		0,13 (0,84)
Alter: 31–40		0,005 (0,04)		<b>0,19<sup>†</sup></b> (1,86)		-0,10 (-0,66)		<b>0,29<sup>†</sup></b> (1,94)
Alter: 41–50		-0,04 (-0,36)		0,13 (1,19)		-0,10 (-0,66)		<b>0,34<sup>†</sup></b> (1,95)
Alter: 51–60		0,03 (0,29)		0,11 (1,00)		0,10 (0,63)		<b>0,34<sup>†</sup></b> (1,85)
<b>Variablen zur Eile und zur Situation</b>								
Experiment in der Rushhour (1 = ja)		<b>-0,10<sup>†</sup></b> (-1,68)		0,09 (1,41)		-0,09 (-1,01)		0,11 (1,04)
Menschenandrang am Fuß der RT hoch (1 = ja)		<b>0,26**</b> (2,62)		0,14 (1,32)		<b>0,35*</b> (2,55)		0,15 (0,89)
Blockierte Person wirkt gestresst (1 = ja)		<b>0,27**</b> (3,13)		<b>0,20**</b> (2,62)		<b>0,34**</b> (3,28)		<b>0,38**</b> (3,26)
Blockierte Person wollte Bahn erwischen (1 = ja)		0,07 (1,14)		<b>0,15**</b> (2,92)		0,10 (1,26)		<b>0,26**</b> (2,79)
Geschwindigkeit der blockierten Person vor der Rolltreppe hoch (1 = ja)		<b>0,36***</b> (4,05)		<b>0,23*</b> (2,46)		<b>0,47***</b> (3,99)		<b>0,31*</b> (2,18)
Konstante	0,69*** (12,24)	0,23 <sup>†</sup> (1,78)	0,87*** (19,25)	0,26 <sup>†</sup> (1,91)	0,63*** (8,82)	0,06 (0,34)	1,34*** (16,47)	0,34 <sup>†</sup> (1,72)
R <sup>2</sup>	0,04	0,21	0,07	0,24	0,03	0,20	0,09	0,26
Adjustiertes R <sup>2</sup>	0,03	0,16	0,06	0,19	0,02	0,15	0,08	0,21

Anmerkung: <sup>†</sup> p < 0,1; \* p < 0,05; \*\* p < 0,01; \*\*\* p < 0,001; einfache lineare Regressionen mit robusten Standardfehlern; tabelliert sind Regressionskoeffizienten sowie in Klammern t-Werte. In allen Modellen wurde auch auf das Treatment „Ethnizität“ (deutsch; türkisch) kontrolliert sowie in den Modellen mit Drittvariablen auf die grobe Einschätzung, ob die blockierte Person arabischer Abstammung sein könnte.

deutlicher: Auf Männer und auf Personen mit eleganter Kleidung wird signifikant langsamer reagiert als auf Frauen und Personen, die leger gekleidet sind, (Geschlecht: 75 Ereignisse;  $\chi^2 = 12,34$ ;  $p = 0,0004$  und Kleidung: 75 Ereignisse;  $\chi^2 = 8,47$ ;  $p = 0,004$ ).

Anschließend wurden zunächst Cox-Modelle mit allen Beobachtungen geschätzt. Dabei zeigt sich, dass die Proportional-Hazard-Annahme aufgrund der eben beschriebenen Problematik verletzt ist (Tabelle 3). Es werden deshalb und da davon auszugehen ist, dass sehr schnelle Reaktionen in gerin-



**Tabelle 3** Cox Regression zur Sanktionseintrittsdauer

Merkmale der blockierenden Person		Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4
Männlich (1 = ja)		<b>0,70*</b> (-2,48)	0,79 (-1,47)	<b>0,45***</b> (-3,33)	<b>0,40**</b> (-2,94)
Elegante Kleidung (1 = ja)		<b>0,79†</b> (-1,66)	0,87 (-0,91)	<b>0,51**</b> (-2,86)	<b>0,44**</b> (-2,69)
Merkmale der blockierten Person					
Hoher Status (1 = ja)			1,13 (0,67)		0,98 (-0,07)
Männlich (1 = ja)			1,20 (1,29)		1,38 (1,29)
Alter: 21–30 (Referenz: 61+)			0,88 (-0,43)		2,07 (1,02)
Alter: 31–40			1,12 (0,41)		2,55 (1,45)
Alter: 41–50			1,00 (0,003)		1,05 (0,07)
Alter: 51–60			1,20 (0,62)		1,41 (0,50)
Variablen zur Messung der Eile und der Umwelt					
Experiment in der Rushhour (1 = ja)			1,02 (0,13)		1,41 (0,85)
Menschenandrang am Fuß der RT hoch (1 = ja)			<b>2,30**</b> (2,74)		1,83 (1,25)
Blockierte Person wirkt gestresst (1 = ja)			<b>2,01**</b> (3,01)		1,59 (1,11)
Blockierte Person wollte Bahn erwischen (1 = ja)			<b>1,30†</b> (1,75)		<b>1,73†</b> (1,87)
Geschwindigkeit der blockierten Person vor der Rolltreppe hoch (1 = ja)			<b>3,07***</b> (3,78)		<b>2,95*</b> (2,38)
N			254		127
PH-Test	Chi <sup>2</sup>	10,41*	26,42*	5,14	16,61
	p-Wert	0,02	0,03	0,16	0,34
Link-Test	Schätzwerte	0,99	2,07**	1,16 <sup>†</sup>	1,02**
	Schätzwerte <sup>2</sup>	-0,01	-0,40 <sup>†</sup>	0,11	-0,01

Anmerkung: <sup>†</sup>  $p < 0,1$ ; \*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$ ; Cox-Regression mit robusten Standardfehlern; tabelliert sind exponierte  $\beta$ -Koeffizienten sowie in Klammern z-Werte. Alle Beobachtungen mit einer Reaktionszeit von weniger als vier Sekunden wurden in Modell 3 und Modell 4 von der Analyse ausgeschlossen. In allen Modellen wurde auch auf das Treatment ‚Ethnizität‘ (deutsch; türkisch) kontrolliert sowie in Modell 2 und 4 auf die grobe Einschätzung, ob die blockierte Person arabischer Abstammung sein könnte.

gerem Maße durch die Treatmentvariablen beeinflusst werden,<sup>17</sup> nach einer Analyse aller Beobach-

tungen in weiteren Modellen nur Reaktionszeiten von mehr als vier Sekunden berücksichtigt.

<sup>17</sup> Damit soll keineswegs die hier vertretene konsequentialistische Erklärung eingeschränkt werden. Normen werden auch in diesem Falle eher durchgesetzt, wenn dies den Akteuren (z. B. aufgrund von Zeitdruck) individuell nützt. Jedoch könnte die Eile einer Person andere Einflüsse in den Hintergrund treten lassen.

Mit Blick auf Modell 1 (Tabelle 3), welches alle Beobachtungen beinhaltet, findet sich für das Geschlecht ein auf dem 5 %-Niveau signifikanter Effekt. Frauen werden demnach schneller auf ihre Normverletzung hingewiesen. Gleiches gilt für Personen mit legerer Kleidung. Bei gleichzeitiger Dritt-

variablenkontrolle (Modell 2) haben beide Treatments keinen überzufälligen Einfluss mehr. Die Effekte bleiben jedoch bezüglich Richtung und Stärke erhalten.

Beschränkt man die Analysen auf die Fälle mit einer Reaktionszeit von vier oder mehr Sekunden (Modell 3 und 4), bestätigen sich die bereits in den vollen Modellen angedeuteten Tendenzen. Die Effekte beider Stimuli weisen dabei in Modell 3 und 4 geringere  $p$ -Werte auf. Es zeigen sich in beiden Modellen deutliche und erwartungskonforme Treatmenteffekte für das Geschlecht und die Kleidung: Frauen haben im Vergleich zu Männern ein signifikant höheres Risiko, sanktioniert zu werden. Die Hazard-Ratios betragen 0,40 und 0,45, d. h. das Risiko einer Reaktion ist für Männer 60 bzw. 55 Prozent geringer als das für Frauen ( $p < 0,001$ ). Ein Vergleich von Blockierenden mit eleganter und legerer Kleidung zeigt, dass auch hier statushöhere Personen ein geringeres Sanktionsrisiko aufweisen. Personen mit eleganter Kleidung haben im Durchschnitt ein um 49 bis 56 Prozent geringeres Risiko, eine Sanktion zu erfahren ( $p < 0,001$ ).

Zudem findet sich, wie auch schon bei der Auswertung der Modelle zur Sanktionswahrscheinlichkeit und den Modellen zur Sanktionsstärke, ein starker Effekt der „Eile“-Variablen. Steigende Werte für diese Variablen, welche den Zeitdruck der Probanden abbilden sollen, gehen mit einem signifikant erhöhten Risiko einer Reaktion einher, wenn bis zum entsprechenden Zeitpunkt noch keine Sanktion erfolgt ist.

*Test auf Interaktionseffekte:* In einem nächsten Schritt wurde gefragt, ob Wechselwirkungen zwischen den beiden Treatmentvariablen vorliegen und bestimmte Stimulus-Kombinationen besonders deutlich mit Sanktionshäufigkeit, -stärke und -eintrittsdauer assoziiert sind. In Tabelle A2 sind die entsprechenden Effekte abgetragen. Im Wesentlichen bestätigen sich die bisherigen Ergebnisse: Frauen in legerer Kleidung werden im Vergleich zu Personen mit einer der drei anderen Treatment-Kombinationen (Frauen bzw. Männer in eleganter Kleidung sowie Männer in legerer Kleidung) signifikant schneller sanktioniert. Die größte Differenz bezüglich der Sanktionseintrittsdauer ergibt sich zu Männern in eleganter Kleidung. Ferner zeigt sich auch in diesen Analysen, dass Frauen im Gegensatz zu Männern sowohl stärker als auch mit höherer Wahrscheinlichkeit verbal sanktioniert werden. Hingegen hat die Art der Kleidung, welche die Frau trägt, hierauf keinen Einfluss. Heterogener sind die Befunde bei Betrachtung der physischen Sanktionswahrschein-

lichkeit und -stärke. Frauen in legerer Kleidung werden verglichen mit elegant gekleideten Frauen signifikant häufiger und tendenziell stärker, aber verglichen mit leger gekleideten Männern physisch seltener und weniger stark sanktioniert.

Schließlich wurde, um den zugrundeliegenden Mechanismen weiter auf den Grund zu gehen, auf die theoretisch bereits angedeutete Möglichkeit von Interaktionseffekten zwischen Merkmalen des Blockierenden und des Blockierten getestet. Speziell wird erwartet, dass die Statusdifferenz das Verhalten des Betroffenen beeinflusst. Alle Modelle wurden daher auch mit vier Dummies für die Kombinationen der Ausprägungen des jeweiligen Statusindikators geschätzt. Die Resultate sind der Tabelle A3 (im Anhang) zu entnehmen und bestätigen die bisherigen Befunde, aber nicht die Interaktionsthese. Während die Normdurchsetzung systematisch mit Merkmalen der blockierenden Person variiert, bringt die Statusdifferenz kaum zusätzlichen Gewinn an Erklärungskraft. Dies ist u. a. anhand des Vergleichs der adjustierten  $R$ -Quadrat-Werte der Modelle zur Sanktionswahrscheinlichkeit und -stärke in den Tabellen 2 und A3 erkennbar. Leichte Variationen der Treatmenteffekte je nach Ausprägung der Probandenmerkmale sollten daher – und da relativ kleine Gruppengrößen vorliegen – inhaltlich nicht überinterpretiert werden.

## 6. Zusammenfassung und Diskussion

Im hier beschriebenen Feldexperiment wurden Mechanismen der Normdurchsetzung in einer natürlichen Umgebung untersucht. Da auf den Rolltreppen des Münchner Nahverkehrs die informelle Regel „Links gehen, rechts stehen!“ gilt, bietet diese Umgebung eine günstige Gelegenheit, Reaktionen auf Normabweichungen zu messen. Der Normbruch wurde dabei in Form einer Blockade der linken Rolltreppenseite durch zwei Personen begangen, wobei deren Merkmale systematisch variiert wurden. Diese Variation bezog sich auf das Geschlecht und die Kleidung der blockierenden Personen. Beide Treatments werden aus theoretischer Perspektive als Statusindikatoren aufgefasst. Elegante Kleidung und ein männliches Geschlecht repräsentieren der Theorie zufolge Merkmale eines höheren Status und induzieren daher beim Gegenüber spezifische Verhaltenserwartungen und -tendenzen. Statushohen Akteuren werden dabei eher instrumentelle Eigenschaften, wie Aktivität, Durchsetzungsvermögen, Selbstbewusstsein und Zielstrebigkeit, zugeschrieben. Folglich finden deren Hand-

lungen mehr Zustimmung und Akzeptanz. Demnach sollten Frauen und Personen in legerer Kleidung häufiger, stärker und schneller sanktioniert werden.

Um diese Hypothesen zu prüfen, wurden drei unterschiedliche Sanktionsmessungen betrachtet: die Reaktionswahrscheinlichkeit (getrennt nach verbalen und physischen Reaktionen), die Stärke der erfolgten Reaktionen (getrennt nach verbalen und physischen Reaktionen) und die Dauer bis zu einer Reaktion. Insgesamt beträgt die Varianzaufklärung durch die beiden Treatmentvariablen zwischen vier und sieben Prozent für die Sanktionswahrscheinlichkeit sowie zwischen drei und neun Prozent für die Sanktionsstärke. Inhaltlich zeigt sich, dass Frauen schneller sowie verbal häufiger und deutlicher auf ihre Normverfehlung hingewiesen werden als Männer. Diese müssen dagegen mit stärkeren physischen Reaktionen rechnen, was möglicherweise mit einem generell eher zurückhaltenderen Verhalten gegenüber Frauen in Bezug auf Körperberührungen zusammenhängt. Ein niedriger Status, visualisiert durch die Kleidung der blockierenden Person, führt dagegen für Männer und Frauen gleichermaßen häufiger und schneller zu Reaktionen. Auch hinsichtlich der Reaktionsstärke zeigen sich entsprechende Effekte, die jedoch statistisch nicht überzufällig ausfallen.

Der vorliegende Beitrag bestätigt damit die Einsicht, dass nominale Merkmale wie das Geschlecht und die Kleidung eines Menschen in alltäglichen Situationen handlungswirksam sind. Normbrüche gut gekleideter Akteure werden eher akzeptiert und ein hoher sozialer Status bringt so – wie schon in dem Feldexperiment von Jungbauer-Gans et al. (2005) – Vorteile in der Bewältigung von Alltagssituationen mit sich. Auch für das Geschlecht wird diese Aussage mit Blick auf die Wahrscheinlichkeit und Stärke verbaler Sanktionen sowie die Sanktionseintrittsdauer bestätigt. Der Zusammenhang zwischen dem Geschlecht der blockierenden Person und dem Sanktionsverhalten der Betroffenen ist je-

doch komplexer als zunächst theoretisch vermutet: Männer werden nicht schwächer, sondern auf andere Art und Weise, nämlich eher physisch sanktioniert. Ursache hierfür könnten kulturelle Gepflogenheiten im Umgang mit männlichen und weiblichen Körpern sein, die sich etwa an der Berufs- und Freizeitwahl von Frauen und Männern, aber auch an den dominanten elterlichen Erziehungspraktiken ablesen lassen. Ein direkter Test derartiger Überlegungen konnte im vorliegenden Feldexperiment nicht erbracht werden, wenngleich ausgeschlossen werden kann, dass der Effekt aus der Interaktion zwischen dem Geschlecht des Blockierenden und Blockierten resultiert.

Obwohl die vorliegende Studie derartige Fragen nicht beantworten kann, so illustriert sie doch den Vorzug feldexperimenteller Methoden zur Erforschung von Prozessen und Mechanismen der Normdurchsetzung. Neben den in der vorliegenden Studie gewählten Variationen bieten Feldexperimente noch viele weitere Möglichkeiten zur Beantwortung verwandter Fragestellungen. Denkbar sind zum einen zusätzliche Treatments, die von sozialtheoretischem Interesse sind. Besonders erforschenswert erscheint beispielsweise, wie Probanden mit Bedürftigkeit umgehen. So könnten die Reaktionen bei Blockaden durch einen Kinderwagen, durch sehr alte Menschen oder auch durch Reisende mit Gepäck beobachtet werden. Zum anderen ließe sich das experimentelle Design problemlos auf andere Kontexte zur Messung von Reaktionen auf Normverletzungen übertragen. Hier ist insbesondere an Situationen zu denken, in den sich ebenfalls eine spontane Ordnung bildet, z. B. wenn Menschen an einem Schalter in einer Warteschlange anstehen. In solchen Situationen könnten Personen mit variierenden Statusmerkmalen die ungeschriebenen Regeln verletzen. Dadurch würden Prozesse der Ordnungsbildung und -erhaltung sichtbar, die ähnlich wie die hier behandelte Thematik von grundlagentheoretischem Interesse für die Soziologie sind.

**Anhang**

**Tabelle A1** Deskriptive Statistiken (N = 254)

Sanktionsmessungen	Mittelwert	SD
Physischer Kontakt (1 = ja)	0,669	
Verbale Aufforderung (1 = ja)	0,748	
Stärke des physischen Kontakts	0,740	0,653
Stärke der verbalen Aufforderung	1,141	0,705
Ereigniseintrittsdauer in Sekunden	7,714	7,224
<b>Merkmale der blockierenden Person</b>		
Elegante Kleidung (1 = ja)	0,476	
Männlich (1 = ja)	0,508	
<b>Merkmale der blockierten Person</b>		
Hoher Status (1 = ja)	0,264	
Männlich (1 = ja)	0,382	
Alter: 21–30 (Referenz 61+)	0,287	
Alter: 31–40	0,260	
Alter: 41–50	0,205	
Alter: 51–60	0,142	
<b>Variablen zur Eile und zur Situation</b>		
Experiment in der Rushhour (1 = ja)	0,665	
Menschenandrang am Fuß der RT hoch (1 = ja)	0,343	
Blockierte Person wirkt gestresst (1 = ja)	0,823	
Blockierte Person wollte Bahn erwischen (1 = ja)	0,421	
Geschwindigkeit der blockierten Person vor der Rolltreppe hoch (1 = ja)	0,535	

Anmerkung: Im Falle von Dummy-Variablen entspricht der Mittelwert der relativen Häufigkeit des Wertes 1. Die Standardabweichung ist für Dummies nicht sinnvoll interpretierbar und wird daher nicht berichtet.

**Tabelle A2** Modelle zu Interaktionseffekten zwischen den Stimuli ‚Geschlecht‘ und ‚Status‘

Blockierende Person (Ref.: weiblich und Kleidung leger)	Sanktionswahrscheinlichkeit		Sanktionsstärke		Sanktionseintrittsdauer		
	Physischer Kontakt	Verbale Aufforderung	Physischer Kontakt	Verbale Aufforderung	Physischer Kontakt	Verbale Aufforderung	
Männlich und Kleidung elegant	-0,17* (-2,14)	-0,30*** (-4,18)	0,06 (0,55)	-0,50*** (-4,20)	0,24*** (4,26)	0,16*** (-3,99)	
Männlich und Kleidung leger	-0,03 (-0,43)	-0,22** (-3,16)	0,16 (1,45)	-0,43*** (-3,62)	0,40*** (2,77)	0,30*** (-2,81)	
Weiblich und Kleidung elegant	-0,18* (-2,17)	-0,10 (-1,57)	-0,12 (-1,14)	-0,14 (-1,20)	0,46* (-2,54)	0,32*** (-2,89)	
<b>Situationsmerkmale und Alter der Person</b>							
Konstante	0,70*** (11,59)	0,23† (1,75)	0,64*** (8,54)	0,05 (0,27)	1,35*** (16,06)	0,35† (1,76)	
R <sup>2</sup>	0,04	0,21	0,03	0,20	0,09	0,26	
Adjustiertes R <sup>2</sup>	0,03	0,16	0,02	0,14	0,07	0,21	
N						254	127

Anmerkung: † p < 0,1; \* p < 0,05; \*\* p < 0,01; \*\*\* p < 0,001; einfache lineare Regressionen mit robusten Standardfehlern sowie Cox-Regression mit robusten Standardfehlern; tabelliert sind für die einfache lineare Regression Regressionskoeffizienten sowie in Klammern t-Werte. In den Cox-Modellen tabelliert sind exponentierte Koeffizienten sowie in Klammern z-Werte. Alle Beobachtungen mit einer Reaktionszeit von weniger als vier Sekunden wurden in der Ereignisanalyse ausgeschlossen. In allen Modellen wurde auf das Treatment ‚Ehnnizität (deutsch; türkisch) kontrolliert sowie in den Modellen mit Drittvariablen auf die grobe Einschätzung, ob die blockierte Person arabischer Abstammung sein könnte.



**Tabelle A3** Modelle zu Interaktionseffekten zwischen Status der blockierenden und der blockierten Person

	Sanktionswahrscheinlichkeit				Sanktionsstärke		Sanktionseintritts- dauer	
	Verbale Aufforderung	Physischer Kontakt	Verbale Aufforderung	Physischer Kontakt	Verbale Aufforderung	Verbal und physisch		
<b>Blockierte Person vs. blockierende Person</b> <b>(Ref.: Kleidung leger vs. Kleidung leger)</b>								
Kleidung elegant vs. Kleidung elegant	<b>-0,18**</b> (-1,73)	-0,16 (-1,47)	-0,01 (0,03)	-0,08 (-0,53)	0,05 (-0,35)	-0,02 (-0,17)	0,70 (-0,78)	<b>0,33<sup>†</sup></b> (-1,80)
Kleidung elegant vs. Kleidung leger	-0,04 (-0,41)	-0,004 (0,04)	0,03 (0,39)	-0,06 (-0,53)	-0,06 (-0,55)	0,03 (0,20)	0,90 (-0,28)	1,08 (0,20)
Kleidung leger vs. Kleidung elegant	<b>-0,16*</b> (-2,26)	<b>-0,15*</b> (-2,16)	<b>-0,12<sup>†</sup></b> (-1,86)	-0,13 (-1,39)	-0,09 (-1,00)	-0,11 (-1,07)	<b>0,46**</b> (-2,84)	<b>0,42**</b> (-2,58)
<b>Situationsmerkmale</b> <b>und Alter der Person</b>								
Männlich vs. männlich	0,03 (-0,33)	0,10 (-1,23)	-0,13 (-1,63)	<b>0,19<sup>†</sup></b> (-1,66)	<b>0,34**</b> (2,91)	<b>-0,34**</b> (-2,73)	0,66 (-1,11)	0,59 (-1,30)
Männlich vs. weiblich	-0,06 (0,77)	0,06 (0,79)	0,02 (0,28)	0,01 (0,08)	0,004 (0,03)	0,05 (0,44)	1,22 (0,66)	0,99 (-0,03)
Weiblich vs. männlich	0,01 (0,11)	0,04 (0,50)	<b>-0,20**</b> (-2,87)	-0,17 (1,52)	<b>0,22**</b> (2,01)	<b>-0,41***</b> (-3,42)	<b>0,41**</b> (-2,87)	<b>0,28**</b> (-3,14)
<b>Situationsmerkmale</b> <b>und Alter der Person</b>								
Konstante	0,73*** (11,79)	0,26 <sup>†</sup> (1,95)	0,89*** (19,00)	0,64*** (7,36)	0,10 (0,58)	1,31*** (12,85)	0,35 <sup>†</sup> (1,67)	
R <sup>2</sup>	0,03	0,20	0,08	0,03	0,20	0,09	0,26	
Adjustiertes R <sup>2</sup>	0,01	0,15	0,06	0,01	0,14	0,06	0,21	
N		254			254			127

Anmerkung: <sup>†</sup> p < 0,1; \* p < 0,05; \*\* p < 0,01; \*\*\* p < 0,001; einfache lineare Regressionen mit robusten Standardfehlern sowie Cox-Regression mit robusten Standardfehlern; tabelliert sind für die einfache lineare Regression Regressionskoeffizienten sowie in Klammern t-Werte. In den Cox-Modellen tabelliert sind exponentierte Koeffizienten sowie in Klammern z-Werte. Alle Beobachtungen mit einer Reaktionszeit von weniger als vier Sekunden wurden in der Ereignisanalyse ausgeschlossen. In allen Modellen wurde auf das Treatment ‚Ethnizität‘ (deutsch; türkisch) kontrolliert sowie in den Modellen mit Drittvariablen auf die grobe Einschätzung, ob die blockierte Person arabischer Abstammung sein könnte.

## Literatur

- Angrist, J.D. & J.-S. Pischke, 2009: *Mostly Harmless Econometrics. An Empiricist's Companion*. Princeton: Princeton University Press.
- Auspurg, K. & T. Hinz, 2011: Gruppenvergleiche bei Regressionen mit binären abhängigen Variablen, in *Zeitschrift für Soziologie* 40: 62–73.
- Berger, J., M.H. Fiske, R.Z. Norman & M. Zelditch, 1977: *Status Characteristics and Social Interaction*. New York: Elsevier.
- Best, H. & C. Wolf, 2012: Modellvergleich und Ergebnisinterpretation in Logit- und Probit-Regressionen. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 64: 377–395.
- Blossfeld, H.-P., K. Golsch & G. Rohwer, 2007: *Event History Analysis with Stata*. Mahwah: Stata Press.
- Bourdieu, P., 1982: Die feinen Unterschiede. Kritik der gesellschaftlichen Urteilskraft. Frankfurt a.M.: Suhrkamp.
- Box-Steffensmeier, J.M. & B.S. Jones, 2004: *Event History Modeling: A Guide for Social Scientists*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Brewer, M. & L. Lui, 1989: The Primacy of Age and Sex in the Structure of Person Categories. *Social Cognition* 7: 262–274.
- Camerer, C., 2003: *Behavioral Game Theory. Experiments in Strategic Interaction*. Princeton: Princeton University Press.
- Chase, I.D. & W.B. Lindquist, 2009: Dominance Hierarchies. S. 566–593 in: P. Hedström & P. Bearman (Hrsg.), *The Oxford Handbook of Analytical Sociology*. Oxford: Oxford University Press.
- Chase, I.D., C. Tovey, D. Spangler-Martin & M. Manfredonia, 2002: Individual Differences Versus Social Dynamics in the Formation of Animal Dominance Hierarchies. *Proceedings of the National Academy of Sciences* 99: 5744–5749.
- Coleman, J.S., 1990: *Foundations of Social Theory*. Cambridge: Belknap Press.
- Cox, D., 1972: Regression Models and Life Tables. *Journal of the Royal Statistical Society Series B* 34: 187–220.
- Crone, P., 2006: Psychologie der Rolltreppe. Links gehen ist überholt. *Süddeutsche Zeitung*, 13.12.2006, online unter: <http://www.sueddeutsche.de/muenchen/psychologie-der-rolltreppe-links-gehen-ist-ueberholt-1.929716-2>.
- Diekmann, A., 1985: Volunteer's Dilemma. *Journal of Conflict Resolution* 29: 605–610.
- Diekmann, A., 2004: The Power of Reciprocity. Fairness, Reciprocity, and Stakes in Variants of the Dictator Game. *Journal of Conflict Resolution* 48: 487–505.
- Diekmann, A., M. Jungbauer-Gans, H. Krassnig & S. Lorenz, 1996: Social Status and Aggression. A Field Study Analyzed by Survival Analysis. *Journal of Social Psychology* 136: 761–768.
- Diekmann, A. & W. Przepiorka, 2010: Soziale Normen als Signale. S. 220–237 in: G. Albert & S. Sigmund (Hrsg.), *Soziologische Theorie kontrovers. Sonderband der Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 50. Wiesbaden: VS.
- Dobb, A.N. & A.E. Gross, 1968: Status of Frustrator as an Inhibitor of Horn-Honking Responses. *Journal of Social Psychology* 76: 213–218.
- Eagly, A.H., 1987: Sex Differences in Social Behavior: A Social-role Interpretation. Mahwah: Erlbaum.
- Eagly, A.H., W. Wood, & A.B. Diekmann, 2000: Social Role Theory of Sex Differences and Similarities: A Current Appraisal. S. 123–174 in: T. Eckes & H.M. Trautner (Hrsg.), *The Developmental Social Psychology of Gender*. Mahwah: Erlbaum.
- Eckes, T., 2008: Geschlechterstereotype: Von Rollen, Identitäten und Vorurteilen. S. 171–182 in: R. Becker & B. Kortendiek (Hrsg.), *Handbuch Frauen- und Geschlechterforschung: Theorie, Methoden, Empirie*. 2. Auflage. Wiesbaden: VS.
- Elias, N., 1976: *Über den Prozeß der Zivilisation*. Frankfurt a.M.: Suhrkamp.
- Fend, B.M., 2008: Branded Into Submission: Brand Attributes and Hierarchization Behavior in Same-sex and Mixed-sex Dyads. *Journal of Applied Social Psychology* 38: 1993–2009.
- Frank, R.H., 1985: *Choosing the Right Pond. Human Behavior and the Quest for Status*. New York: Oxford University Press.
- Frank, R.H., 1999: *Luxury Fever*. New York: Free Press.
- Frank, R.H., 2011: *Darwin Economy. Liberty, Competition, and the Common Good*. Princeton: Princeton University Press.
- forsa – Gesellschaft für Sozialforschung und statistische Analysen, 2011: *Gewalt in der Erziehung*. Tabellenband. Berlin: forsa.
- Geser, H., 1990: Die kommunikative Mehrebenenstruktur elementarer Interaktionen. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 42: 207–231.
- Granato, N. & F. Kalter, 2001: Die Persistenz ethnischer Ungleichheit auf dem deutschen Arbeitsmarkt. Diskriminierung oder Unterinvestition in Humankapital? *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 53: 497–520.
- Güth, W., R. Schmittberger & B. Schwarze, 1982: An Experimental Analysis of Ultimatum Bargaining. *Journal of Economic Behavior and Organization* 3: 367–388.
- Hamermesh, D.S., 2011: *Beauty Pays*. Princeton: Princeton University Press.
- Heckathorn, D.D., 1989: Collective Action and the Second-Order Freerider Problem. *Rationality and Society* 1: 78–100.
- Heffetz, O. & R.H. Frank, 2010: Preferences for Status: Evidence and Economic Implications. S. 69–92 in: J. Benhabib, A. Bisin & M. Matthew (Hrsg.), *Handbook of Social Economics*. Vol. 1A. Amsterdam: Elsevier.
- Henrich, J., R. Boyd, S. Bowles, C. Camerer, E. Fehr, H. Gintis & R. McElreath, 2001: In Search of Homo Economicus: Behavioral Experiments in 15 Small-Scale Societies. *American Economic Review* 91: 73–78.
- Jann, B., 2009: Sozialer Status und Hup-Verhalten. Ein Feldexperiment zum Zusammenhang zwischen Status und Aggression im Strassenverkehr. S. 397–410 in: P. Kriwy & C. Gross (Hrsg.), *Klein aber fein! Quantita-*

- tive empirische Sozialforschung mit kleinen Fallzahlen. Wiesbaden: VS.
- Jasso, G. & K.-D. Opp, 1997: Probing the Character of Norms: A Factorial Survey Analysis of the Norms of Political Action. *American Sociological Review* 62: 947–964.
- Jungbauer-Gans, M., R. Berger & P. Kriwy, 2005: Machen Kleider Leute? Ergebnisse eines Feldexperiments zum Verkäuferverhalten. *Zeitschrift für Soziologie* 34: 311–322.
- List, J.A., 2008: Field Experiments: A Bridge between Lab and Naturally Occurring Data. *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy* 6: 1–45.
- List, J.A. & D. Reiley, 2008: Field Experiments. In: S.N. Durlauf & L.E. Blume (Hrsg.), *The New Palgrave Dictionary of Economics*. Basingstoke: Palgrave.
- Ludwig-Mayerhofer, W., 1994: Statistische Modellierung von Verlaufsdaten in der Analyse sozialer Probleme. Teil II: Datenauswertung. *Soziale Probleme* 5: 229–263.
- Lüdemann, C., 2008: Zur Erklärung von Gesetzesübertretungen Eine theoriegesteuerte Sekundäranalyse des ALL-BUS 2000. S. 193–209 in: A. Diekmann, K. Eichner, P. Schmidt, T. Voss (Hrsg.), *Rational Choice: Theoretische Analysen und empirische Resultate*. Wiesbaden: VS.
- Lynn, F.B., J.M. Podolny & L. Tao, 2009: A Sociological (De)Construction of the Relationship between Status and Quality. *American Journal of Sociology* 115: 755–804.
- Mark, N.P., L. Smith-Lovin & C.L. Ridgeway, 2009: Why Do Nominal Characteristics Acquire Status Value? A Minimal Explanation for Status Construction. *American Journal of Sociology* 115: 832–862.
- Mood, C., 2010: Logistic Regression, Why We Cannot Do What We Think We Can Do, and What We Can Do About It. *European Sociological Review* 26: 67–82.
- Nelissen, R.M.A. & M.H.C. Meijers, 2011: Social Benefits of Luxury Brands as Costly Signals of Wealth and Status. *Evolution and Human Behavior* 32: 343–355.
- Nowak M.A. & K. Sigmund, 1998: Evolution of Indirect Reciprocity by Image Scoring. *Nature* 393: 573–577.
- Olson, M., 1965: *The Logic of Collective Action: Public Goods and the Theory of Groups*. Cambridge: Harvard University Press.
- Opp, K.-D., 1983: Die Entstehung sozialer Normen. Ein Integrationsversuch soziologischer, sozialpsychologischer und ökonomischer Erklärungen. Tübingen: Mohr.
- Opp, K.-D., 2002: When Do Norms Emerge By Human Design and When By the Unintended Consequences of Human Action? The Example of the No-Smoking Norm. *Rationality and Society* 14: 131–158.
- Opp, K.-D., 2012: Norms and Rationality. Is Moral Behavior a Form of Rational Action? *Theory & Decision*, forthcoming. DOI: 10.1007/s11238-012-9315-6.
- Pfister, G., 1997: Sport – Befreiung des weiblichen Körpers oder Internalisierung von Zwängen? S. 206–248 in: G. Klein & K. Liebsch (Hrsg.), *Zivilisierung des weiblichen Ich*. Frankfurt a.M.: Suhrkamp.
- Pischke, J.-S., 2012: Probit better than LPM? Abrufbar unter: <http://www.mostlyharmlesseconometrics.com/blog/> (Stand: 06.08.2012).
- Podolny, J., 2005: *Status Signals. A Sociological Study of Market Competition*, Princeton: Princeton University Press.
- Popitz, H., 2006: *Soziale Normen*, Frankfurt a.M.: Suhrkamp.
- Ridgeway, C.L., 1997: Interaction and the Conservation of Gender Inequality: Considering Employment. *American Sociological Review* 62: 218–235.
- Ridgeway, C.L., 2011: *Framed by Gender. How Gender Inequality Persists in the Modern World*. Oxford: Oxford University Press.
- Ridgeway, C.L., K. Backor, Y.E. Li, J.E. Tinkler & K.G. Erickson, 2009: How Easily Does a Social Difference Become a Status Distinction? *Gender Matters. American Sociological Review* 74: 44–62.
- Ridgeway, C.L. & S.J. Correll, 2004: Unpacking the Gender System. A Theoretical Perspective on Gender Beliefs and Social Relations. *Gender & Society* 18: 510–531.
- Ridgeway, C.L. & S.J. Correll, 2006: Consensus and the Creation of Status Beliefs. *Social Forces* 85: 431–453.
- Ridgeway, C.L. & L. Smith Lovin, 1999: The Gender System and Interaction. *Annual Review of Sociology* 25: 191–216.
- Rosar, U., 2009: *Physische Attraktivität und soziale Ungleichheit: Ein Forschungsprogramm*. Unveröffentlichte Habilitationsschrift, Universität zu Köln.
- Sampson, R.J., J.D. Morenoff & T. Gannon-Rowley, 2002: Assessing 'Neighborhood Effects': Social Processes and New Directions in Research. *Annual Review of Sociology* 28: 443–478.
- Sauder, M., F.B. Lynn & J. Podolny, 2012: Status: Insights from Organizational Sociology. *Annual Review of Sociology* 38: 267–283.
- Schelling, T.C., 1978: *Micromotives and Macrobehavior*. New York: Norton.
- Schnell, R., 2012: *Survey-Interviews. Methoden standardisierter Befragungen*. Wiesbaden: VS.
- Schoeck, H., 1966: *Der Neid: Eine Theorie der Gesellschaft*. Freiburg: Alber.
- Sidanius, J. & F. Pratto, 1999: *Social Dominance. An Intergroup Theory of Social Hierarchy and Oppression*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Spittler, G., 1967: *Norm und Sanktion. Untersuchungen zum Sanktionsmechanismus*. Olten und Freiburg: Walter.
- Spittler, G., 1975: Norm, Sanktion und sozialer Rang. S. 28–39 in: E. Blankenburg (Hrsg.), *Empirische Rechtssoziologie*. München: Piper.
- Tajfel, H., 1981: *Human Groups and Social Categories: Studies in Social Psychology*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Tajfel, H., M. Billig, R. Bundy & C. Flament, 1971: Social Categorization and Intergroup Behaviour. *European Journal of Social Psychology* 1: 149–178.
- Tajfel, H. & J.C. Turner, 1986: The Social Identity Theory of Intergroup Behavior. S. 7–24 in: S. Worshel & W. Austin (Hrsg.), *Psychology of Intergroup Relations*. Chicago: Nelson-Hall.
- Veblen, T.B., 1899: *The Theory of the Leisure Class. An Economic Study of Institutions*. London: Allen & Unwin.

- Voss, T., 2001: Game Theoretical Perspectives on the Emergence of Social Norms. S. 105–136 in: M. Hechter & K.-D. Opp (Hrsg.), *Social Norms*. New York: Sage Foundation.
- Wallander, L., 2009: 25 Years of Factorial Surveys in Sociology: A Review. *Social Science Research* 38: 505–520.
- Weiss, Y. & C. Fershtman, 1998: Social Status and Economic Performance: A Survey. *European Economic Review* 42: 801–820.
- Wolbring, T., 2012: Status, Positionswettbewerbe und Signale. S. 47–69 in: N. Braun, M. Keuschnigg & T. Wolbring (Hrsg.), *Wirtschaftssoziologie II. Anwendungen*. München: Oldenbourg.
- Yamagishi, T., 1986: The Provision of a Sanctioning System as a Public Good. *Journal of Personality and Social Psychology* 51: 110–116.
- Zemore, S., S.T. Fiske & H.-J. Kim, 2000: Gender Stereotypes and the Dynamics of Social Interaction. S. 207–242 in: T. Eckes & H.M. Trautner (Hrsg.), *The Developmental Social Psychology of Gender*. Mahwah: Erlbaum.

### Autorenvorstellung

Tobias Wolbring, geb. 1982 in Dachau. 2002–2007 Studium der Soziologie, Volkswirtschaftslehre und Sozialpsychologie in München. Seit 2008 wissenschaftlicher Mitarbeiter am Institut für Soziologie der LMU München. 2013 Promotion ebendort.

Forschungsschwerpunkte: Evaluation von Studium und Lehre, Methoden der empirischen Sozialforschung, Rational-Choice-Theorie, Wirtschaftssoziologie.

Wichtigste Publikationen: *Wirtschaftssoziologie I: Grundzüge. II: Anwendungen* (mit N. Braun & M. Keuschnigg), München, 2012. *Needs, Comparisons, and Adaptation: The Importance of Relative Income for Life Satisfaction* (mit M. Keuschnigg & E. Negele), *European Sociological Review* 29, 2013; *Class Attendance and Students' Evaluations of Teaching. Do No-Shows Bias Course Ratings and Rankings?* *Evaluation Review* 36, 2012.

Christiane Bozoyan, geb. 1981 in München. 2001–2007 Studium der Soziologie, Volkswirtschaftslehre und Statistik in München. Von 2008–2009 wissenschaftliche Assistentin an der Universität Bern, 2010–heute wissenschaftliche Mitarbeiterin am Institut für Soziologie der LMU München. 2013 voraussichtlicher Abschluss des Promotionsverfahrens.

Forschungsschwerpunkte: Arbeitsmarktsoziologie, Methoden der empirischen Sozialforschung, Ungleichheitsforschung, Wirtschaftssoziologie.

Wichtigste Publikation: *Fat, Muscles, and Wages*. (mit T. Wolbring). *Economics and Human Biology* 9, 2011.

Dominik Langner, geb. 1982 in München. 2005–2012 Studium der Soziologie, Statistik und Sozialpsychologie in München. Seit 2012 Studienmanager bei Infratel München.

Forschungsschwerpunkte: Methoden der empirischen Sozialforschung.