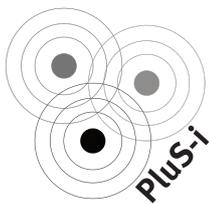


› Der Wert von Präsenz:

Subjektives Sicherheitsempfinden, Institutionenvertrauen
und Zahlungsbereitschaft für Streifendienste
öffentlicher Sicherheitsakteure

Dennis Goldig



Pluralisierung lokaler urbaner Sicherheitsproduktion

Interdisziplinäre Analysen für ein kontextadäquates, legitimes,
effizientes und effektives plurales Polizieren

Working Paper Nr. 6

PluS-i Working Paper Serie: Nr. 6/2019

herausgegeben von der BMBF geförderten Nachwuchsforschungsgruppe
PluS-i: Pluralisierung lokaler urbaner Sicherheitsproduktion –
interdisziplinäre Analysen für ein kontextadäquates, legitimes, effizientes
und effektives plurales Polizieren

GEFÖRDERT VOM



Bundesministerium
für Bildung
und Forschung

im Rahmen der Bekanntmachung „Nachwuchsförderung durch interdisziplinären Kompetenzaufbau“ des Rahmenprogramms der Bundesregierung „Forschung für die zivile Sicherheit 2012-2017“.

Die PluS-i Working Paper Serie dient der Diskussion und Verbreitung vorläufiger Forschungserkenntnisse und Projektinformationen. Das diesem Bericht zugrundeliegende Vorhaben wird aus Mitteln des Bundesministeriums für Bildung und Forschung gefördert. Die Verantwortung für den Inhalt des Working Papers liegt bei den jeweiligen Autor_innen. Alle Working Paper sind kostenfrei über die Projektwebsite www.plus-i.de zu beziehen.

Copyright: PluS-i

Dennis Goldig

Der Wert von Präsenz: Subjektives Sicherheitsempfinden, Institutionenvertrauen und Zahlungsbereitschaft für Streifendienste öffentlicher Sicherheitsakteure

PluS-i Working Paper Nr. 6/2019

Westfälische Wilhelms-Universität Münster

Impressum

PluS-i Working Papers

PluS-i Nachwuchsforschungsgruppe
Dr. Nathalie Hirschmann
c/o Institut für Politikwissenschaft
Nachwuchsforschungsgruppe PluS-i
Westfälische Wilhelms-Universität Münster
Scharnhorststraße 100
48151 Münster
Tel: 0251 – 83 30533

Münster, Dezember 2019

INHALTSVERZEICHNIS

1. Einleitung	2
2. Konzeptionelle Grundlagen	4
2.1 Theoretischer Rahmen	4
2.2 Konzeptionelles Modell und Hypothesen	5
3. Methodik	10
3.1 Contingent Valuation Methode (CVM)	10
3.2 Erhebungsdesign	14
3.3 Empirisches Vorgehen	16
4. Empirische Ergebnisse	22
4.1 Zahlungsbereitschaftsfragen	22
4.2 Nichtparametrische Analyse	24
4.3 Parametrische Analyse	25
5. Diskussion und Ausblick	29
Literatur	31

Der Wert von Präsenz: Subjektives Sicherheitsempfinden, Institutionenvertrauen und Zahlungsbereitschaft für Streifendienste öffentlicher Sicherheitsakteure

Dennis Goldig

1. Einleitung

Ein Leben führen zu können, ohne Angst um die eigene Sicherheit haben zu müssen, ist eine wesentliche Voraussetzung für die individuelle Lebenszufriedenheit und ein positives gesamtgesellschaftliches Klima (Brenig und Proeger 2018: 145). Dabei spielt neben dem tatsächlichen Risiko Opfer von Kriminalität zu werden, vor allem auch das subjektive Sicherheitsgefühl der Bürger¹ eine entscheidende Rolle. Es ist daher nicht verwunderlich, dass die Ausgaben für Innere Sicherheit einen nicht unerheblichen Teil der öffentlichen Haushalte der Bundesrepublik Deutschland ausmachen. Nach Angaben des Statistischen Bundesamtes (2014) stieg beispielsweise bei den Bundesländern der Anteil der Ausgaben für öffentliche Sicherheit und Ordnung an den Gesamtausgaben von 5,4% Anfang der 1990er-Jahre auf 8,4% im Jahr 2011. Die Gesamtausgaben aller öffentlichen Haushalte für Sicherheit und Ordnung lagen laut Statistischem Bundesamt (2014) im Jahr 2011 bei rund 26 Mrd. Euro, was einen Anteil von ca. 2,3% an den insgesamt zur Verfügung stehenden Mitteln ausmacht, während es im Jahr 1990 11,2 Mrd. Euro waren. Somit haben sich die Gesamtausgaben der öffentlichen Haushalte für den Bereich öffentliche Sicherheit und Ordnung im Zeitraum 1990 bis 2011 mehr als verdoppelt, wohingegen in anderen Aufgabenbereiche der öffentlichen Verwaltung, wie beispielsweise im Bereich Gesundheit, Umwelt, Sport und Erholung oder im Bereich Wohnungswesen, Städtebau und Raumwesen, die Ausgaben zurückgegangen sind (Statistischem Bundesamt 2014).

Die Höhe der öffentlichen Ausgaben für den Bereich öffentliche Sicherheit und Ordnung kann zwar relativ einfach festgestellt werden, dem Nutzen dieser Ausgaben einen Wert beizumessen – und damit ein spezifisches Ausgabenniveau zu rechtfertigen –, gestaltet sich dagegen weitaus schwieriger (Brenig und Proeger 2018: 146). In Zeiten chronischer Finanznot der öffentlichen Haushalte ist allerdings die effiziente Verwendung vorhandener Ressourcen in allen Bereichen der öffentlichen Verwaltung eine allgegenwärtige Forderung. Infolgedessen erfährt die Frage nach der optimalen Bereitstellung von öffentlichen Gütern – zu welchen auch Sicherheitsmaßnahmen wie Streifengänge im öffentlichen Raum zählen – eine

¹ Im Folgenden wird aus Gründen der besseren Lesbarkeit die männliche Form verwendet. Sie schließt selbstverständlich Frauen und Männer gleichermaßen ein.

zunehmende Bedeutung.² Grundlage für die Ermittlung einer optimalen, gesellschaftlich erwünschten Bereitstellung ist die gesamtgesellschaftliche Nachfrage nach dem jeweiligen öffentlichen Gut, die sich wiederum aus der Summe der individuellen Zahlungsbereitschaften der Bürger ergibt und den wahrgenommenen Nutzen des jeweiligen Gutes widerspiegelt. Aus ökonomischer Sicht sollte die Bereitstellung von öffentlichen Gütern davon abhängen, ob der gesellschaftliche Nutzen durch die Bereitstellung die Kosten übersteigt. Doch wie lässt sich dieser Nutzen messen? Die Nachfrage nach öffentlichen Gütern wie dem polizeilichen Streifendienst ist nur schwer messbar, da aufgrund der Nicht-Ausschließbarkeit und Nicht-Rivalität im Konsum kein Markt und somit kein Preis für öffentliche Güter existiert. Eine Möglichkeit den gesellschaftlichen Nutzen und damit den ökonomischen Wert von öffentlichen Gütern zu ermitteln, ist mittels Methoden geäußerter Präferenzen (engl. stated preferences). Methoden geäußerter Präferenzen bestimmen den Wert eines Gutes mittels Befragungen, indem die Probanden nach ihrer maximalen Zahlungsbereitschaft für diese Güter gefragt werden.

Das vorliegende Working Paper untersucht, inwieweit sich der von der Bürgern als Zahlungsbereitschaft gemessene wahrgenommene Nutzen des innerstädtischen Streifendienstes³ für die öffentlichen Sicherheitsakteure „Polizei“ und „kommunaler Ordnungsdienst“ unterscheidet und welche Faktoren die Höhe der geäußerten Zahlungsbereitschaft beeinflussen können.⁴ Hierzu wird ein konzeptionelles Modell präsentiert, welches die Zusammenhänge zwischen der Zahlungsbereitschaft der Stadtbevölkerung für öffentliche Sicherheit und Ordnung, den Erfahrungen und Einstellungen der Bürger gegenüber den Sicherheitsakteuren sowie ihrem subjektiven Sicherheitsempfinden, verdeutlicht. Um die in diesem

² Öffentliche Güter dienen wie auch private Güter der Bedürfnisbefriedigung. Im Gegensatz zu privaten Gütern zeichnen sich öffentliche Güter durch zwei Eigenschaften aus: Der Nicht-Ausschließbarkeit und der Nicht-Rivalität im Konsum. Nicht-Rivalität im Konsum bedeutet, dass das Gut zur gleichen Zeit von beliebig vielen Individuen konsumiert werden kann. Nicht-Ausschließbarkeit drückt aus, dass niemand am Konsum des Gutes gehindert werden kann. Aufgrund dieser beiden Eigenschaften ist keine Gewinnerzielung durch die Bereitstellung dieser Güter möglich und somit besteht auch kein Grund für die Privatwirtschaft diese zu produzieren. Beispiele für Öffentliche Güter sind Klima- und Umweltschutzmaßnahmen, Straßenbeleuchtung, Landesverteidigung oder auch der polizeiliche Streifendienst im öffentlichen Raum.

³ Im Kontext dieses Working Papers wird Streifendienst als die vom Bürger wahrgenommene sichtbare Präsenz von Polizei und kommunalem Ordnungsdienst durch Fahrzeug-, Motorrad-, Fahrrad- oder Fußstreifen verstanden.

⁴ Für Sicherheit und Ordnung ist in Deutschland mittlerweile nicht mehr nur die Polizei zuständig, sondern eine Vielzahl an Akteuren wie kommunale Ordnungsdienste (Vollzugsdienst des Ordnungsamtes), gewerblich agierende Sicherheitsunternehmen oder auch Bürger im Rahmen einer ehrenamtlichen Tätigkeit (Hirschmann und John 2019: 2). Eine pluralisierte Sicherheitsproduktion ist heute in weiten Teilen Deutschlands sowohl im urbanen als auch im suburbanen Raum präsent (ebd.). Um dieser Pluralisierung Rechnung zu tragen wurde neben dem Akteur Polizei der kommunale Ordnungsdienst als ein weiterer wichtiger Sicherheitsakteur in die Untersuchung mit einbezogen.

konzeptionellen Modell angenommen Zusammenhänge empirisch zu überprüfen, werden Daten einer in fünf deutschen Großstädten durchgeführten Bevölkerungsumfrage genutzt.

Konkret stehen in diesem Working Paper folgende Forschungsfragen im Vordergrund: Unterscheidet sich die Zahlungsbereitschaft für den innerstädtischen Streifendienst von Polizei und kommunalem Ordnungsdienst oder wird die uniformierte Präsenz dieser öffentlichen Sicherheitsakteure bezüglich der wahrgenommenen Nutzenstiftung von den Bürgern als gleichwertig angesehen? Inwieweit beeinflussen das subjektive Sicherheitsempfinden und das Institutionenvertrauen der Bürger deren Zahlungsbereitschaft für innerstädtische Streifen-dienste der Polizei und des kommunalen Ordnungsdienstes?

Der Gang der Untersuchung folgt im Wesentlichen dem oben skizzierten Erkenntnisinteresse: Zunächst wird der theoretische Rahmen erläutert, auf dem diese Arbeit basiert. Zudem werden das konzeptionelle Modell und die den empirischen Untersuchungen zugrundeliegenden Hypothesen erläutert. Anschließend wird die zur Erhebung der Zahlungsbereitschaft genutzte Contingent Valuation Methode dargestellt. Hierbei werden insbesondere Probleme dieser Methodik diskutiert und das Erhebungsdesign der im Rahmen dieser Studie durchgeführten Befragung erläutert. Darauf folgend werden die deskriptiven Auswertungen der Zahlungsbereitschaftsfragen sowie die Schätzergebnisse der nichtparametrischen und parametrischen Regressionsmodelle präsentiert. Abschließend werden die Erkenntnisse zusammengefasst und diskutiert.

2. Konzeptionelle Grundlagen

2.1 Theoretischer Rahmen

Politische Entscheidungsträger stehen mit der Allokation von begrenzten Ressourcen vor einer schwierigen Aufgabe. Um eine optimale, gesellschaftlich erwünschte Allokation der vorhandenen Mittel erreichen zu können, benötigen sie Informationen über den ökonomischen Wert, den die Bürger öffentlichen Gütern beimessen (Brenig und Proeger 2018: 146). Die Wohlfahrtsökonomik, die sich mit Fragen einer effizienten Allokation von knappen Ressourcen beschäftigt, bietet dabei den theoretischen Rahmen für die ökonomische Bewertung öffentlicher Güter. Hierbei kommt der Messung von Nutzen und Kosten der Bereitstellung dieser Güter eine Schlüsselrolle zu (Haab und McConnel 2002: 1).

Zur Schätzung und Berechnung des Wertes bzw. Nutzens von öffentlichen Gütern stehen Ökonomen zwei Methodenklassen zur Verfügung: Methoden der offenbarten Präferenzen, welche auch als indirekte Methoden bezeichnet werden und Methoden der geäußerten Präferenzen, welche auch als direkte Methoden bezeichnet werden. Bei den Methoden offener Präferenzen wird aus empirisch beobachtetem individuellem Verhalten als Reaktion auf Veränderungen bei der Bereitstellung von öffentlichen Gütern auf den Wert dieser Veränderungen geschlossen (Haab und McConnel 2002: 3). Methoden geäußerter Präferenzen bestimmen dagegen den Nutzen öffentlicher Güter mittels Befragungen auf Basis geäußerten Präferenzen der Leistungsempfänger (Todorova 2016: 1).

In dieser Arbeit wird eine Methodik aus der Methodenklasse der geäußerten Präferenzen angewandt, um Zahlungsbereitschaft für polizeiliche und kommunale Streifendienste zu ermitteln. Zahlungsbereitschaft stellt im Kontext dieser Arbeit den maximalen Betrag dar, den ein Haushalt von seinem Einkommen für die Bereitstellung dieser öffentlichen Güter zu bezahlen bereit ist.

Um die Zahlungsbereitschaft für die Bereitstellung der öffentlichen Güter polizeilicher und kommunaler Streifendienste in der Innenstadt – und damit die Präferenzen der Bürger für diese – messen und Einflussfaktoren bestimmen zu können, muss in einem ersten Schritt beschrieben werden, wie und auf welcher Grundlage Individuen Entscheidungen bezüglich ihrer Zahlungsbereitschaft für Maßnahmen aus dem Bereich Sicherheit und Ordnung treffen. Grundlage für die Modellierung dieses Entscheidungsprozesses ist die von Daniel McFadden (1974) entwickelte ökonomische Zufallsnutzentheorie (engl. random utility theory).

Die Zufallsnutzentheorie folgt dem Nutzenmaximierungskalkül, wobei der Nutzen den die Individuen dem Gut zuschreiben, auf eine von den Eigenschaften des Gutes abhängige systematische Komponente und eine zufällige Komponente zurückzuführen ist. Dabei wird angenommen, dass das Individuum seine Nutzenfunktion – und damit seine Zahlungsbereitschaft – kennt. Die zufällige Komponente wird genutzt, um den Teil der Präferenzen des Individuums zu erklären, die nicht von Forschern beobachtet werden können. Aus statistischer Sicht stellt die Zufallskomponente einen Fehlerterm dar. Auf die Spezifizierung dieser (indirekten) Nutzenfunktion bei der Schätzung der individuellen Zahlungsbereitschaft wird in Kapitel 3.3 noch genauer eingegangen.

Im nächsten Abschnitt wird ein konzeptionelles Modell präsentiert, welches den Entscheidungsprozess der Bürger bei der Determinierung der Höhe der Zahlungsbereitschaft für Maßnahmen im Bereich Sicherheit und Ordnung darzustellen versucht.

2.2 Konzeptionelles Modell und Hypothesen

Abbildung 1 beschreibt den Prozess der Präferenzbildung der Bürger für öffentliche Sicherheitsmaßnahmen. Durch Wahlen beeinflussen die Bürger die Höhe und Zusammensetzung der öffentlichen Haushalte. Ein Teil der zur Verfügung stehenden Ressourcen wird dabei für den Bereich Sicherheit und Ordnung aufgewendet. Dieses Budget steht den Sicherheitsbehörden zur Verfügung und wird von diesen genutzt um Sicherheits-(dienst-)leistungen und -güter zu produzieren. Die Höhe der Ausgaben für Sicherheit und Ordnung beeinflusst dabei die Quantität und Qualität der bereitgestellten Sicherheitsgüter. Leistungsquantität beschreibt dabei das Ausmaß der bereitgestellten Leistungen, also zum Beispiel die Anzahl der Präsenzstreifen im öffentlichen Raum. Leistungsqualität beschreibt dagegen die Güte der erbrachten Leistung und wird vor allem durch die Ausbildung der Beamten und Beschäftigten determiniert. Ein höheres Budget sollte in der Regel zu einer verbesserten Leistungsqualität und -quantität führen.

Donahue und Miller (2006) zeigen, dass Qualität und Quantität der von den Behörden bereitgestellten Sicherheitsgüter die Erfahrungen der Bürger beeinflussen können, die diese als

Leistungsempfänger mit der Arbeit der Sicherheitsbehörden machen. Das können direkte Erfahrungen, medial vermittelte Erfahrungen oder auch Erfahrungen in Form von sichtbarer Präsenz der öffentlichen Sicherheitsakteure sein. Direkte Erfahrungen bezeichnen den direkten Kontakt der Bürger mit Polizeibeamten oder Angestellten anderer Sicherheitsbehörden beispielsweise als Opfer, Täter, hilfesuchender oder vom Sicherheitsakteur kontrollierter Person. Medial vermittelte Erfahrungen meinen hier die von der Häufigkeit des Medienkonsums abhängigen wahrgenommenen Darstellungen von Kriminalität der Bürger sowie die wahrgenommene medial vermittelte Darstellung von Sicherheitsakteuren wie der Polizei. Sichtbarkeit beschreibt die von den Bürgern wahrgenommene Präsenz von Polizei sowie anderem Sicherheitspersonal.

Aus diesen Erfahrungen können dabei zum einen bewertete Überzeugungen in Form von Einstellungen gegenüber den verschiedenen Sicherheitsakteuren und zum anderen individuelle Überzeugungen in Bezug auf die eigene Sicherheit entstehen. Donahue und Miller (2006) zeigen, dass sich sowohl direkte Erfahrungen als auch medial vermittelte Erfahrungen auf die Einstellungen der Bürger gegenüber öffentlicher Sicherheitsakteure auswirken. Daneben könnte auch das subjektive Sicherheitsempfinden der Bürger unter anderem von deren individuellen direkten Erfahrungen mit der Arbeit der Sicherheitsbehörden abhängen. Köhn und Bornwasser (2012) sehen Kriminalitätsfurcht als ein komplexes Phänomen welches sich durch individuelle Furcht vor Straftaten, ein verzerrtes Kriminalitätsbewusstsein der Bürger durch Medienberichterstattung sowie wahrgenommenen Kontrollverlust in der Nachbarschaft erklären lässt.

Die Höhe der individuellen Zahlungsbereitschaft der Bürger für eine weitere Bereitstellung oder Ausweitung des innerstädtischen Streifendienstes von Sicherheitsbehörden wie der Polizei und dem kommunalen Ordnungsdienst kann wiederum gemäß Donahue und Miller (2006) durch deren Einstellungen gegenüber den Sicherheitsbehörden beeinflusst werden. Zudem könnte auch das subjektive Sicherheitsgefühl der Bürger einen Einfluss auf deren Zahlungsbereitschaft für Präsenzmaßnahmen öffentlicher Sicherheitsakteure haben.

Die aggregierten individuellen Zahlungsbereitschaften determinieren gemäß der ökonomischen Theorie die Nachfrage nach öffentlichen Sicherheitsgütern. Diese Nachfrage spiegelt den Nutzen wieder den die Bürger diesen Gütern zuschreiben und sollte aus ökonomischer Sicht Grundlage für politische Entscheidungsträger bei der Festlegung der öffentlichen Ausgaben im Bereich Sicherheit und Ordnung sein. Die Höhe der öffentlichen Ausgaben für Leistungen im Bereich Sicherheit und Ordnung sollte demnach von der Zahlungsbereitschaft der Bürger für diese Leistungen abhängen, womit sich der Kreis schließt.

Abbildung 1 veranschaulicht die hier angestellten Überlegungen bezüglich der Zusammenhänge zwischen den Erfahrungen und Einstellungen der Bürger gegenüber Sicherheitsbehörden, ihrem Sicherheitsempfinden sowie ihrer Zahlungsbereitschaft für öffentliche Sicherheit und Ordnung im Rahmen der öffentlichen Sicherheitsproduktion. Der Entscheidungsprozess der Bürger bezüglich ihrer individuellen Zahlungsbereitschaft wird dabei durch den grau hinterlegten Kasten in Abbildung 1 abgebildet.

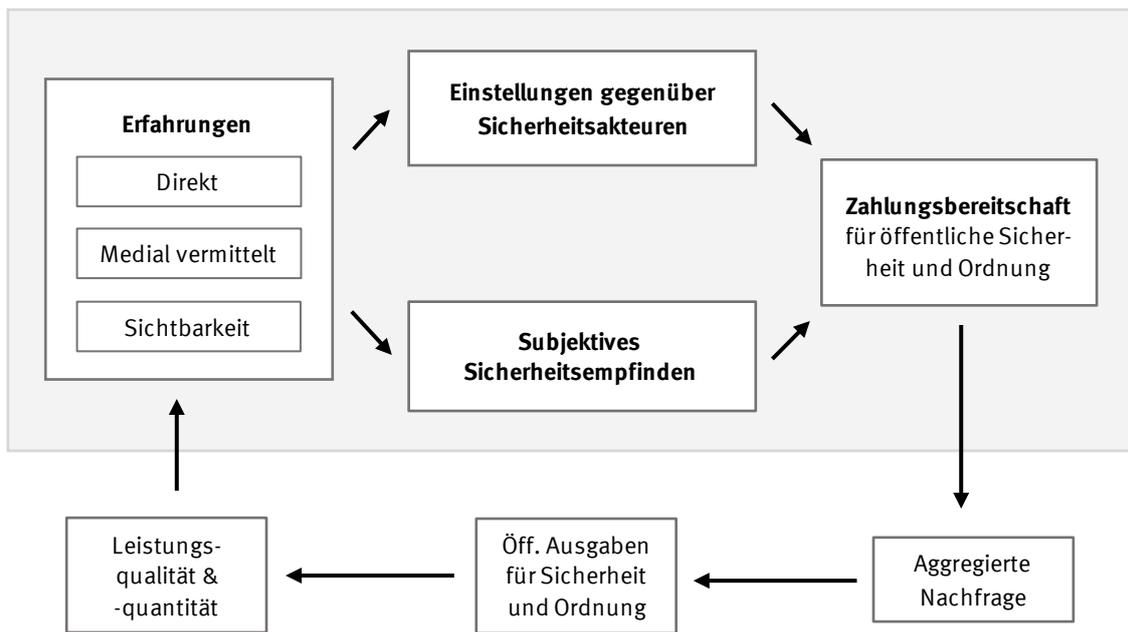


Abbildung 1: Konzeptionelles Modell der Zusammenhänge zwischen Erfahrungen und Einstellungen der Bürger gegenüber Sicherheitsakteuren, ihrem subjektivem Sicherheitsempfinden sowie ihrer Zahlungsbereitschaft für Sicherheit und Ordnung im Kontext der öffentlichen Sicherheitsproduktion.

Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Donahue und Miller (2006: 403)

Neben den bereits genannten Einflussfaktoren können weitere Faktoren wie soziodemografische Merkmale und Norm- und Wertvorstellungen der Bürger deren Einstellungen gegenüber öffentlicher Sicherheitsdienstleistungen sowie auch deren Sicherheitsempfinden beeinflussen. Da diese ‚exogenen‘ Faktoren zwar die Einstellungen und das Sicherheitsgefühl der Bürger beeinflussen, ihrerseits allerdings nicht durch die Leistungsqualität und -quantität produzierter öffentlicher Sicherheitsgüter beeinflusst werden, wurden sie nicht in das konzeptionelle Modell in Abbildung 1 aufgenommen. Ungeachtet dessen sind beispielsweise soziodemografische Merkmale ein wichtiger Erklärungsfaktor der individuellen Zahlungsbereitschaft für öffentliche Güter und müssen in der empirischen Analyse in Kapitel 4 mitberücksichtigt werden. Laut Stipak (1977) sind beispielsweise die Einstellungen der Bürger gegenüber kommunalen öffentlichen Dienstleistungen vor allem auf deren Sozialisierung während der Kindheit zurückzuführen. Auch das subjektive Sicherheitsempfinden ist ein mehrschichtiges Phänomen, welches von einer Vielzahl von Faktoren beeinflusst werden kann. In der Kriminologie werden verschiedene Theorien zu Erklärung des subjektiven Sicherheitsempfindens herangezogen. Die Viktimisierungstheorie beruht auf der Annahme, dass ein geringes Sicherheitsgefühl mit der tatsächlichen oder vorgestellten persönlichen Opferung zusammenhängt (Köhn und Bornwasser 2012: 3). Die Theorie der sozialen Probleme sieht die allgemeine Verunsicherung der Bevölkerung durch die Berichterstattung der Medien mit einer Überrepräsentation von Gewaltkriminalität als Ursache für

Kriminalitätsfurcht (Köhn und Bornewasser 2012: 6). Die Theorie der sozialen Kontrolle nimmt an, dass die vom Bürger wahrgenommenen Anzeichen von Verwahrlosung in einem Stadtteil, welche sich z.B. durch Graffitis, verfallenen, leer stehenden Häusern oder herumliegenden Müll äußern, dazu führen, dass dieser die soziale Ordnung gefährdet sieht, was wiederum zu einer erhöhten Kriminalitätsfurcht führt (Köhn und Bornewasser 2012: 5). Im Forschungsprojekt „Pluralisierung lokaler urbaner Sicherheitsproduktion (PluS-i)“ werden die Determinanten des subjektiven Sicherheitsempfindens im Rahmen einer Effektivitätsuntersuchung des pluralen Polizierens noch genauer untersucht werden.⁵

In diesem Working Paper liegt der Fokus auf der Untersuchung der Zusammenhänge zwischen der als Zahlungsbereitschaft gemessenen Präferenz der Stadtbevölkerung nach Präsenzmaßnahmen öffentlicher Sicherheitsbehörden, und den Einstellungen dieser Bürger gegenüber den Sicherheitsbehörden sowie deren subjektivem Sicherheitsempfinden.

Das subjektive Sicherheitsempfinden bezeichnet das „Empfinden von Bedrohung durch Kriminalität“ (Ziegleder et al. 2011: 21). Es wird in dieser Arbeit mit dem Begriff der Kriminalitätsfurcht gleichgesetzt. In der sozialwissenschaftlichen Literatur ist der Begriff ‚Subjektives Sicherheitsempfinden‘ teilweise auch weiter gefasst und beinhaltet neben der Kriminalitätsfurcht die Besorgnis vor mittelbaren Beeinträchtigungen wie zum Beispiel Ordnungsstörungen (Schewe 2006: 322). Kriminalitätsfurcht kann zum einen durch den sogenannten „Standardindikator“ und zum anderen mehrdimensional als soziale und personale Kriminalitätsfurcht gemessen werden. Die soziale Kriminalitätsfurcht „erfasst in welchem Ausmaß sich die Bürger Sorgen über die Entwicklung der Inneren Sicherheit und der Kriminalität im Allgemeinen machen“ (Köhn und Bornewasser 2012: 1), während die personale Kriminalitätsfurcht „erfasst, in welchem Ausmaß sich der einzelne Bürger durch Kriminalität bedroht fühlt“ (ebd.). Letztere kann wiederum in Anlehnung an die sozialpsychologische Einstellungstheorie in eine affektive Komponente (emotional geprägte Furcht vor Viktimisierung), eine kognitive Komponente (rationale Risikowahrnehmung) und eine konative Komponente (verhaltensbezogene Maßnahmen zur Reduzierung des Viktimisierungsrisikos) unterteilt werden (Köhn und Bornewasser 2012: 2; Ziegleder et al. 2011: 12, 28, Hanslmaier 2013: 516). Mithilfe dieses mehrdimensionalen Konstrukts kann Kriminalitätsfurcht zwar differenziert abgebildet werden, jedoch lassen sich Studienergebnisse oftmals nicht miteinander vergleichen, da sich dieses Kategoriensystem noch nicht fest etabliert hat und teilweise verschiedene Klassifizierungen, die auf unterschiedlichen Verständnissen von Kriminalitätsfurcht aufbauen, verwendet werden (Bug und van Um 2014: 3f.). Der Standardindikator misst Kriminalitätsfurcht dagegen anhand einer einzelnen im Wortlaut leicht variierenden Frage (Bug und van Um 2014: 2). Konkret wird dabei gefragt wie sicher sich der Befragte fühlt, wenn er nachts alleine in seiner Nachbarschaft unterwegs ist.⁶ Kritisch anzumerken ist, dass durch

⁵ Zum Forschungsgegenstand, den Forschungszielen und der Forschungskonzeption des Projektes PluS-i siehe Hirschmann und John (2019)

⁶ In einer modifizierten Form des Standardindikators wird dabei noch zwischen Tag und Nacht unterschieden.

die Reduzierung auf eine Frage die Kriminalitätsfurcht tendenziell überschätzt wird (Ziegler et al. 2011: 22). Der Vorteil der Verwendung des Standardindikators liegt in der Vergleichbarkeit von Studienergebnissen. In diesem Working Paper wird auf den Standardindikator zur Operationalisierung des subjektiven Sicherheitsempfindens zurückgegriffen. Die Probanden wurden gefragt, wie sicher sie sich fühlen, wenn sie im Dunkeln allein zu Fuß in der Innenstadt unterwegs sind. Die Befragten konnten dabei auf einer sechser Skala antworten, wobei 1 „sehr sicher“ und 6 „sehr unsicher“ bedeutete.

Neben dem subjektiven Sicherheitsempfinden könnten auch Einstellungen der Bürger gegenüber öffentlichen Sicherheitsbehörden deren individuelle Zahlungsbereitschaft für Leistungen dieser Behörden beeinflussen. Einstellungen werden in der Sozialpsychologie als bewertete Überzeugungen gegenüber einer Handlung, einem Objekt oder einem Ereignis verstanden (Green und Tunstall 1999: 216). Verschiedene Studien haben gezeigt, dass Einstellungen von Bürgern, wie beispielsweise Einstellungen bezüglich der wahrgenommenen Leistungsqualität oder des Vertrauens in öffentliche Einrichtungen, die Bereitschaft höhere Steuern für öffentliche Güter zu bezahlen, steigert (Simonsen und Robbins 2003; Donahue und Miller 2006). Donahue und Miller (2006) zeigen beispielsweise, dass das Vertrauen von Bürgern in die Polizei, ihre Bereitschaft höhere Steuern für eine Verbesserung der Servicequalität von Polizeiarbeit zu bezahlen, signifikant positiv beeinflusst. In diesem Working Paper wird die Einstellung der Bürger gegenüber Sicherheitsakteuren anhand des Indikators Institutionenvertrauen gemessen. Gefragt wurde wie groß das Vertrauen der Befragten in die Institution Polizei ist, wobei die Befragten anhand einer sechser Skala, mit 1 „sehr großes Vertrauen“ und 6 „überhaupt kein Vertrauen“ antworten konnten.

Zahlungsbereitschaft wird allgemein definiert als der maximale Betrag, den ein Individuum oder ein Haushalt von seinem Einkommen für eine verbesserte Erfüllung seiner individuellen Bedürfnisse zu bezahlen, bereit ist (Haab und McConnel 2002: 6). Zahlungsbereitschaft für öffentliche Sicherheit und Ordnung kann dabei als Präferenz der Individuen bzw. Haushalte für öffentliche Güter im Bereich der Sicherheit und Ordnung bei gegebenen beschränkten Ressourcen (Einkommen der Haushalte) interpretiert werden. Wie die Zahlungsbereitschaft in dieser Arbeit gemessen und erhoben wurde, ist Gegenstand der Kapitel 3.1 und 3.2. Das dargestellte konzeptionelle Modell dient als Grundlage, um im weiteren Verlauf der Arbeit folgende Hypothesen zu überprüfen:

H1: Die durchschnittlich geäußerte Zahlungsbereitschaft für eine Erhöhung des polizeilichen innerstädtischen Streifendienstes übersteigt die Zahlungsbereitschaft für eine Personalerhöhung des Streifendienstes der kommunalen Ordnungsdienste.

Es wird angenommen, dass die Bürger einen höheren Nutzen aus der Streifendiensttätigkeit der Polizei ziehen, als aus dem Streifendienst des kommunalen Ordnungsdienstes und diesen somit vor dem Hintergrund beschränkter finanzieller Mittel auch höher bewerten, da Polizeibeamte zum einen besser ausgebildet sind als Angestellte kommunaler Ordnungsdienste und zum anderen auch mehr Befugnisse haben als diese.

H2: Die erhobenen Zahlungsbereitschaftsdaten sind konsistent mit der ökonomischen Theorie

Die ökonomische Theorie unterstellt für normale Güter eine steigende Zahlungsbereitschaft bei steigendem Einkommen. Sollte sich herausstellen, dass bei steigendem Einkommen kein Anstieg der Zahlungsbereitschaft gegeben ist, ist davon auszugehen, dass die erhobenen Zahlungsbereitschaftsdaten keine wahren ökonomischen Präferenzen widerspiegeln. Der Zusammenhang zwischen Zahlungsbereitschaft und Einkommen kann demnach als ein Indikator für die Validität und ökonomische Plausibilität der erhobenen Daten angesehen werden (Ahlheim et al. 2014: 37).

H3: Das Vertrauen, welches die Bürger der Polizei und dem kommunalen Ordnungsdienst entgegenbringen, hat einen positiven Einfluss auf deren Zahlungsbereitschaft.

Das Vertrauen, welches die Bürger der Institution Polizei und dem kommunalen Ordnungsdienst entgegenbringen sollte gemäß Donahue und Miller (2006) zu einer höheren Zahlungsbereitschaft der Bürger für Präsenzmaßnahmen führen.

H4: Das Sicherheitsgefühl der Bürger in der Innenstadt hat einen negativen Einfluss auf die geäußerte Zahlungsbereitschaft für die zu bewertenden sicherheitspolitischen Maßnahmen.

Die Annahme, dass ein negativer Zusammenhang zwischen dem Sicherheitsempfinden und der Zahlungsbereitschaft für Sicherheitsgüter besteht, erscheint plausibel. Je sicherer sich die Bürger fühlen und je weniger Kriminalitätsfurcht sie haben, desto geringer sollte die Zahlungsbereitschaft für eine Bereitstellung von Sicherheitsgütern sein. Brenig und Proeger (2018) zeigen, dass ein niedriges subjektives Sicherheitsempfinden die Lebensqualität signifikant reduziert und die Kompensation dieses Verlustes an Lebensqualität einem hohen Geldwert entspricht. Die Zahlungsbereitschaft für Präsenzmaßnahmen, die eine Erhöhung des subjektiven Sicherheitsempfinden zum Ziel haben, sollte demnach für Bürger die sich unsicher fühlen hoch sein.

3. Methodik

3.1 Contingent Valuation Methode (CVM)

Um die oben genannten Hypothesen zu überprüfen, muss zunächst eine Methode zur Erhebung der Zahlungsbereitschaft gewählt werden. Hierfür bietet sich insbesondere die Kontingente Bewertungsmethode (engl. Contingent Valuation Methode - CVM) aus der Methodenkategorie der geäußerten Präferenzen an. Die CVM ist ein umfragebasiertes Verfahren zur ökonomischen Bewertung von Gütern, für die keine Marktdaten vorliegen. Dies sind in der Regel Güter, die den Charakter eines öffentlichen Gutes aufweisen. Im Rahmen einer Contingent Valuation Studie werden individuelle Zahlungsbereitschaften für üblicherweise hypothetische Projekte oder Programme erfragt (Portney 1994: 3). Das Grundkonzept der CVM ist einfach: Fehlt ein tatsächlicher Markt für ein Gut – und somit auch ein Preissystem als Bewertungsgrundlage für diese Güter –, wird im Rahmen einer strukturierten Befragung ein hypothetischer Markt erschaffen (Carson 1991: 122; Todorova 2016: 11). Der Name der Methode ist darauf zurückzuführen, dass die geäußerten Zahlungsbereitschaften der Befragten kontingent sind in Bezug auf den in der Umfrage geschilderten oder konstruierten Markt

(Portney 1994: 3). Die Zahlungsbereitschaften hängen von dem im Fragebogen dargestellten Marktszenario ab.

In der Regel besteht eine CV-Studie aus drei Teilen (Schmid 2009: 57):

- Eine detaillierte Beschreibung des zu bewertenden Gutes, wie es zur Verfügung gestellt wird sowie des Zahlungsmechanismus.
- Die Frage(n), mit denen die Zahlungsbereitschaft erhoben wird. Hierbei können offene von geschlossenen Frageformaten unterschieden werden. Eine offene Frage würde beispielsweise lauten: „Wieviel sind Sie bereit pro Jahr für ein Präventionsprogramm zu bezahlen, welches die Kriminalitätsrate um 10% senkt?“ Im geschlossenen Frageformat könnte gefragt werden: „Würden Sie 20€ im Jahr für ein Präventionsprogramm bezahlen, welches die Kriminalitätsrate um 10% senkt?“ Die genannten Beträge werden dabei über eine Zufallsauswahl variiert. Geschlossene Fragen sind die Probanden und Probandinnen leichter zu beantworten als offene Fragen, da sie eher einer Marktsituation im Sinne einer Kaufentscheidung zu einem bestimmten Preis gleichen.⁷
- Fragen zu sozioökonomischen und demografischen Merkmalen der Befragten sowie zu deren Kenntnissen, Einstellungen oder anderweitig relevanten Eigenschaften in Bezug auf das zu bewertende öffentliche Gut.

Ihre Wurzeln hat die Contingent Valuation Methode in der Umweltökonomie (Todorova 2016: 11). Genutzt wird sie dort zum einen zur Bewertung von Maßnahmen zur Reduzierung von Umweltschäden und zum anderen zur Bewertung von sogenannten ‚non-use values‘. Die Eignung der CVM war lange Zeit strittig unter Ökonomen. Der Gedanke, dass man den Wert eines Gutes neben dem beobachteten Marktverhalten von Wirtschaftssubjekten auch auf Grundlage von Befragungen bestimmen kann, schien Ökonomen lange Zeit fremd (Haab und McConnel 2002: 3). Heute sind Methoden der geäußerten Präferenzen weithin akzeptiert und haben sich als nicht weniger zuverlässig herausgestellt als Methoden offener Präferenzen (ebd.). Mit dazu beigetragen, dass die CVM heute weitgehend anerkannt ist, haben die Ergebnisse des NOAA-Panels. Die Kommission wurde infolge einer Ölkatastrophe, bei der im Jahr 1989 vor Süd-Alaska 40.000 Tonnen Rohöl aus der Exxon Valdez ins Meer flossen, gegründet und sollte die Tauglichkeit der CVM als Grundlage zur Bewertung von Schadensersatzforderungen überprüfen (Schmid 2009: 56). Mit Kenneth Arrow und Robert Solow standen der Kommission zwei ehemalige Nobelpreisträger vor. Als Ergebnis gab das NOAA-Panel bekannt, dass die durch CVM ermittelten Schätzungen verlässlich genug sind, um vor Gericht als Grundlage für die Festsetzung von Schadensersatzforderungen zu dienen (Arrow et al 1993: 43). Dies hat dazu geführt, dass die CVM inzwischen in

⁷ Eine gute Übersicht über die verschiedenen Frageformate sowie deren jeweilige wesentlichen Nachteile (strategisches Verhalten, Ankereffekte, kognitive Überforderung, ...) bieten Mitchell und Carson (1989).

der US-amerikanischen wie auch der europäischen Umweltpolitik vermehrt zur Bewertung von Umweltgütern und Umweltschutzmaßnahmen eingesetzt wird (Schmid 2009: 56).⁸

Im Bereich der Inneren Sicherheit gibt es bislang nur wenige CV-Studien. Ludwig und Cook (2001) und Cohen et al. (2004) schätzen in ihren Studien volkswirtschaftliche Kosten der Kriminalität. Ludwig und Cook (2001) erheben Zahlungsbereitschaft für eine Reduzierung von Gewaltverbrechen unter dem Einsatz von Schusswaffen und schätzen über den Anteil tödlicher Delikte den Wert einer vermiedenen Schussverletzung mit Todesfolge. Cohen et al. (2004) erfragen in ihrer Studie Zahlungsbereitschaft für die Verminderung des Risikos Opfer verschiedener Gewaltdelikte (Diebstahl, bewaffneter Raub, Sexualverbrechen, Mord) zu werden. Mittels der erhobenen Daten schätzen sie die durchschnittlichen gesellschaftlichen Kosten dieser Straftaten. Donahue und Miller (2006) untersuchen in ihrer Studie am Beispiel der Sicherheitsakteure Polizei und Feuerwehr den Zusammenhang zwischen den Einstellungen der Bürger gegenüber der Arbeit dieser Behörden und der Zahlungsbereitschaft der Bürger für deren erbrachte Leistungen. Ihre Ergebnisse zeigen, dass sowohl direkte Erfahrungen mit diesen Akteuren als auch das Ausmaß der Mediennutzung der Bürger die Einstellungen dieser Bürger gegenüber der Sicherheitsarbeit der Akteure beeinflussen und diese wiederum die Zahlungsbereitschaft für öffentliche Sicherheitsmaßnahmen determiniert.

Die Contingent Valuation Methode kann allerdings unter bestimmten Umständen auch zu verzerrten Ergebnissen führen. Probleme, die in einer CV-Studie zu beachten sind, sind unter anderem hypothetische Verzerrungen, das Phänomen der sozialen Erwünschtheit bzw. der Warm-Glow-Effekt, Embedding sowie Sequencing. Die in der Literatur unter der Bezeichnung ‚Hypothetical Bias‘ bekannten hypothetischen Messfehler, sind eines der gravierendsten Probleme der CVM. Unter hypothetischer Verzerrung versteht man eine Inkonsistenz zwischen hypothetischem und realem Verhalten (Todorova 2016: 28). Kritiker der CVM argumentieren, dass Befragte in einer hypothetischen Situation ohne ökonomische Anreize nicht motiviert seien, ihre wahre Zahlungsbereitschaft zu offenbaren. Tatsächlich gibt es empirische Evidenz dafür, dass die in hypothetischen Befragungen geäußerten Zahlungsbereitschaften tendenziell höher sind als die Zahlungsbereitschaften in realen Situationen (z. B. List und Gallet 2001; Murphy et al 2005; Backhaus et al. 2005). Befürworter der CVM (z. B. Hanemann 1994; Portney 1994; Mitchell und Carson 1989) argumentieren dagegen, dass hypothetische Verzerrungen durch eine entsprechende Konzeption der Studie vermieden werden können. Inwieweit hypothetische Verzerrungen im Rahmen dieser CV-Studie vorliegen wird im Folgenden zu prüfen sein. Der einfachste hierzu mögliche Test bezieht sich auf einen bekannten ökonomischen Grundsatz: Je höher die Kosten, desto geringer die Nachfrage (Carson 2000: 1415). In einem geschlossenen Frageformat kann dies leicht getestet werden, indem überprüft wird, ob die prozentuale Zustimmung für die jeweilige Politikmaßnahme mit den zufällig zugewiesenen höheren Beträgen bzw. Kosten abnimmt. Zudem besagt die

⁸ Empfehlungen des NOAA-Panels zur Konstruktion valider Contingent Valuation Studien finden sich bei Arrow et al. (1993). Für Anwendungen der CVM im Bereich der Umweltökonomie siehe beispielsweise Carson et al. (2003) oder Whitehead und Cherry (2007).

Nachfragetheorie, dass die Zahlungsbereitschaft für normale Güter mit dem Einkommen zunimmt. Die Annahme eines positiven Zusammenhangs zwischen dem Einkommen der Befragten und der geäußerten Zahlungsbereitschaft, stellt somit eine weitere Mindestanforderung an die Validität der Ergebnisse. Sollte sich herausstellen, dass kein solcher Zusammenhang existiert oder bei steigendem Einkommen die Zahlungsbereitschaft sinkt, ist davon auszugehen, dass die Befragten Budgetrestriktionen bei ihren Antworten nicht mit einkalkuliert haben. Die geäußerten Zahlungsbereitschaften würden somit keine wahren ökonomischen Präferenzen widerspiegeln.

Soziale Erwünschtheit beschreibt das aus Bevölkerungsumfragen bekannte Phänomen, bei welchem Befragte aus ihrer Sicht gesellschaftlich erwünschte bzw. akzeptierte Antworten geben, um einen positiven Eindruck bei der interviewenden Person zu hinterlassen. Der von Kahnemann und Knetsch (1992) beschriebene Warm-Glow-Effekt bezeichnet die moralische Genugtuung, die der Befragte empfindet, indem er einen Beitrag zu einem öffentlichen Gut leistet. Das Phänomen der sozialen Erwünschtheit und der Warm-Glow-Effekt sind eng miteinander verbunden und können in CV-Studien zu verzerrten Ergebnissen führen, falls die infolge dieses Antwortverhalten geäußerten Präferenzen von der wahren Zahlungsbereitschaft abweichen. Der Warm-Glow-Effekt und die soziale Erwünschtheit können dabei als eine Form der hypothetischen Verzerrung verstanden werden. Wie im Bereich der Umweltökonomie ist auch für sicherheitspolitische Maßnahmen davon auszugehen, dass die Befragten diese als sozial erwünscht ansehen und ihnen die Möglichkeit einen Beitrag zur Bereitstellung eines solchen Gutes leisten zu können, moralische Genugtuung verschaffen könnte. Insofern ist ein Antwortverhalten mit einer Tendenz zu höheren Zahlungsbereitschaften zu erwarten. Durch Einbeziehung eines weiteren Frageblocks mit einstellungsbezogenen Items in den Fragebogen, was im Rahmen dieser Studie nicht möglich war, kann das Ausmaß des Warm-Glow-Effektes mithilfe einer Faktorenanalyse geschätzt werden.⁹

Das sogenannte Embedding tritt auf, wenn die geäußerte Zahlungsbereitschaft unabhängig vom Umfang des bereitgestellten Gutes ist. Also, wenn die Befragten nicht bereit sind, für ein Mehr vom jeweiligen Gut auch mehr zu bezahlen (Carson 1997: 127). In der Literatur wird dieses Phänomen daher häufig auch als Scope-Effekt bezeichnet. Als Beispiel hierfür führen Diamond und Hausmann (1994) eine Umfrage an, bei der die Zahlungsbereitschaft zur Säuberung eines Sees ungefähr der Zahlungsbereitschaft zur Säuberung von fünf Seen, inklusive des erstgenannten Sees, entsprach. Im Hinblick auf die in dieser Arbeit untersuchte Politikmaßnahme ist allerdings fraglich, ob mehr Streifenpersonal tatsächlich immer mit einer Nutzensteigerung bei den Bürgern und damit mit einer höheren Zahlungsbereitschaft einhergeht. Vielmehr ist zu erwarten, dass der Grenznutzen ab einer bestimmten Anzahl von Sicherheitspersonal negativ wird. Bei einer unverhältnismäßig hohen Anzahl von Streifenpolizisten in einer Stadt würde jeder weitere Streifenbeamte den Nutzen für die meisten Bürger wahrscheinlich nicht erhöhen, sondern mit einer Einschränkung der persönlichen Freiheit gleichgesetzt werden. Die Zahlungsbereitschaft würde in diesem Fall ab einem bestimmten Punkt mit zunehmender Bereitstellung des Gutes abnehmen. In der Umweltökonomie

⁹ Siehe hierzu beispielsweise Nunes und Schokkaert (2003).

erscheint die Annahme einer nicht abnehmenden Zahlungsbereitschaft bei steigender ‚Menge‘ des Gutes plausibel, weshalb ein Scope-Effekt auf Messfehler bei der Erhebung hindeuten würde. Für Maßnahmen bzw. Güter im Bereich der Inneren Sicherheit ist diese Annahme in vielen Fällen fraglich.

Der Sequencing-Effekt kann immer dann auftreten, wenn bei einer Befragung mehrere Zahlungsbereitschaften erfragt werden sollen und bezeichnet das Phänomen höherer oder niedrigerer geäußerter Zahlungsbereitschaften, je nachdem in welcher Reihenfolge nach der Zahlungsbereitschaft für die Güter gefragt wird (Diamond und Hausmann 1994: 49). Dies kann zum einen auf Einkommenseffekte zurückgeführt werden und zum anderen auf die relative Wertschätzung der Güter (Schmid 2009: 63f.). Bei der Erhebung von Zahlungsbereitschaften für mehrere Güter ist daher auf Sequencing-Effekte zu achten. In der Studie, die diesem Working Paper zugrunde liegt, wurde jeder Befragte nur nach seiner Zahlungsbereitschaft für eine Erhöhung des Streifenpersonals in der Innenstadt bezüglich eines Akteurs (entweder der Landespolizei oder des kommunalen Ordnungsamtes) gefragt, um Sequencing-Effekte ausschließen zu können. Die Zuteilung erfolgte dabei über einen Zufallsgenerator.

Als ein weiterer Kritikpunkt der CVM wird in der Literatur die mangelnde Erfahrung der Befragten mit der Bewertung von öffentlichen Gütern und das fehlende Wissen der Befragten bezüglich des Nutzens von öffentlichen Gütern genannt. Arrow et al. (1993) empfehlen daher die zu bewertende Politikmaßnahme und die sich aus dieser Maßnahme ergebenden Auswirkungen genau zu beschreiben. Hierbei beziehen sie sich allerdings auf die Bewertung von Umweltgütern bzw. Politikmaßnahmen zur Reduzierung von Umweltschäden. In dieser Arbeit ist lediglich die subjektive Einschätzung der Befragten bezüglich der Sicherheitslage relevant, was eine Schilderung der Auswirkungen überflüssig macht. Aus Mangel an Erkenntnissen über Ursache-Wirkungsbeziehungen von Präventivmaßnahmen und tatsächlicher Kriminalität bzw. Ordnungsverstößen wäre eine explizite Schilderung der Auswirkungen einer Erhöhung des Streifenpersonals auch gar nicht möglich.

Die oben genannten Probleme gilt es beim Erhebungsdesign und der Interpretation der Ergebnisse der CV-Studie zu beachten.

3.2 Erhebungsdesign

Befragt wurden 2103 Haushalte in fünf ausgewählten Großstädten. Die Abbruchquote lag mit 101 Befragten bei 4,8%. Die Bevölkerungsbefragung wurde als eine telefonische Befragung in Form von computer-assisted-telephone-interviews (CATI) durchgeführt. Dazu kontaktierten geschulte Interviewer zufällig generierte Festnetztelefonnummern. Kritisch anzumerken muss, dass bei der Methode der kommunalen Telefonbefragung nur Haushalte mit einem Festnetzanschluss kontaktiert werden können. Die Anzahl der privaten Haushalte mit einem Festnetzanschluss ist allerdings stark zurückgegangen. Eine ergänzende Mobilfunk-Stichprobe, mit welcher vor allem auch jüngere Probanden kontaktiert werden könnten, die in der Regel keinen Festnetzanschluss mehr haben, ist nur in einem bundesweiten

Sample möglich, nicht aber bei einer stadtspezifischen Untersuchung, wie es das Forschungsprojekt Plus-i vorsieht (Pehle 2019: 4; Meier et al. 2014: 132f).

Der Fragebogen behandelte verschiedene Themenkomplexe. Einen Schwerpunkt der Befragung bildeten Fragestellungen zu aktueursspezifischen Bewertungen und Einschätzungen, im Rahmen derer auch die Zahlungsbereitschaft erfragt wurde. Weitere Schwerpunkte waren, neben einem Frageblock zu soziodemographischen Merkmalen, Fragen zur Innenstadtnutzung, kriminologische Fragestellungen (Viktimisierungserfahrung, subjektives Sicherheitsempfinden, Polizeikontakt) sowie Fragen zur Mediennutzung.¹⁰

Um die Zahlungsbereitschaft der Bürger für eine Erhöhung des Streifenpersonals der Landespolizei sowie des Ordnungsamtes in der Innenstadt zu erfragen, wurde gemäß den Empfehlungen des NOAA-Panels ein geschlossenes CV-Format in Form des Double-Bounded-Dichotomous-Choice-Formates (DBDC-Format) angewandt. In der CV-Umfrage wurden die Zahlungsbereitschaftsfragen dabei in Form eines Referendums gestellt. Fragen dieser Form sind kognitiv wesentlich einfacher zu beantworten als offene Fragen und realistischer als andere geschlossene Frageformate. Bei dem von Hanemann (1985) vorgeschlagenen DBDC-Frageformat entscheiden die Befragten in der ersten Frage, ob sie eine Politikmaßnahme, die mit bestimmten Kosten für sie verbunden ist, befürworten oder ablehnen würden. Der Wortlaut der ersten Frage, bezogen auf eine Erhöhung des Streifenpersonals der Landespolizei, war:

„Bitte stellen Sie sich vor, dass das Land #Bundesland# überlegt die Zahl der Polizisten, die in der Innenstadt von #Stadt# auf Streife gehen von 50 auf 60 zu erhöhen. Dies soll für mehr Sicherheit sorgen. Für eine solche Maßnahme müsste Ihr Haushalt und alle anderen Haushalte in #Stadt# etwa #Betrag# Euro jährlich bezahlen. Würden Sie eine solche Maßnahme ablehnen oder befürworten?“

Eine analoge Frage wurde für die Erhöhung des Streifenpersonals des Ordnungsamtes gestellt. Um die zuvor beschriebenen Sequencing-Probleme zu vermeiden, wurden die Befragten entweder nach ihrer Zahlungsbereitschaft für eine Erhöhung des Streifenpersonals der Polizei oder des Ordnungsamtes befragt. Die Zuteilung erfolgte dabei zufällig. Eine Zustimmung/Ablehnung zu dem geschilderten Szenario impliziert, dass die Zahlungsbereitschaft des Befragten höher oder gleich/niedriger dem genannten Betrag ist. Als Beträge wurden 10€, 30€, 60€ oder 120€ für Polizei und 5€, 10€, 30€ oder 60€ für das Ordnungsamt genannt und dabei über die Befragten hinweg über eine Zufallsauswahl variiert. Durch die Variation der Beträge ergeben sich Intervalle, aus denen die durchschnittliche Zahlungsbereitschaft der Bevölkerung mittels parametrischer oder nichtparametrischer Modelle geschätzt werden kann. Die Auswahl der Beträge erfolgte auf Grundlage eines im Vorfeld der Befragung durchgeführten Pretests, bei dem etwa 200 Personen befragt und sowohl mit offenen als auch mit geschlossenen Frageformaten Zahlungsbereitschaften erhoben wurden. Aufgrund der in den offenen Fragen im Pretest geringeren geäußerten Zahlungsbereitschaft für eine Erhöhung des Streifenpersonals des Ordnungsamtes im Vergleich zu einer Erhöhung des

¹⁰ Für eine detaillierte Darstellung der Fragebogenkonstruktion siehe Pehle (2019).

Streifenpersonals der Polizei wurden die Beträge für das Ordnungsamt niedriger angesetzt als die Beträge für die Polizei.

Um der wahren Zahlungsbereitschaft der Bürger näher zu kommen, wurde beim DBDC-Format jedem Befragten eine Folgefrage mit höheren oder niedrigeren Kosten gestellt, je nachdem ob der Befragte bei der ersten Frage zugestimmt oder abgelehnt hat (Todorova 2016: 13). Hanemann und Kanninen (1999) zeigen, dass sich die Varianz der Schätzung der durchschnittlichen Zahlungsbereitschaft durch die in der Folgefrage gewonnenen Informationen reduziert, wodurch sich laut Hanemann, Loomis und Kanninen (1991) die statistische Effizienz der Schätzer erhöht. Sofern die Probanden bei der ersten Frage ‚zustimmen‘ geantwortet hatten lautete die Folgefrage:

„Würden Sie diese Maßnahme auch befürworten, wenn diese #Betrag# Euro kostet?“

bzw. wenn der Befragte ‚ablehnen‘, ‚weiß nicht‘ oder nicht geantwortet hat:

„Würden Sie diese Maßnahme befürworten, wenn diese nur #Betrag# Euro kosten würde?“

wobei die Beträge bei Zustimmung bezüglich einer Erhöhung des Streifenpersonals der Polizei von 10€ auf 30€, von 30€ auf 60€, von 60€ auf 120€ oder von 120€ auf 200€ anstiegen und für eine Erhöhung des Streifenpersonals des Ordnungsamtes auf 10€/30€/60€/120€ angehoben wurden. Bei Ablehnung wurden die Beträge für Polizei auf 5€/10€/30€/60€ und für das Ordnungsamt auf 2€/5€/10€/30€ gesenkt.

3.3 Empirisches Vorgehen

Zur Analyse von Daten, die mittels des DBDC-Formates erhoben werden, stehen verschiedene nichtparametrische und parametrische Modelle zur Verfügung.¹¹

Das DBDC-Frageformat bietet vier verschiedene Möglichkeiten zur Beantwortung der beiden Zahlungsbereitschaftsfragen: Die Probanden können beiden Fragen zustimmen, jeweils nur einer der beiden Fragen oder keiner der beiden Fragen (ja-ja, ja-nein, nein-ja, nein-nein). Ja-ja Antworten implizieren, dass die maximale Zahlungsbereitschaft des Befragten zwischen dem in der Folgefrage genannten (höheren) Betrag und unendlich liegt. Ja-nein Antworten weisen darauf hin, dass die maximale Zahlungsbereitschaft des Befragten zwischen dem in der ersten Frage genannten Betrag und dem (höheren) Betrag aus der Folgefrage liegt. Bei nein-ja Antworten liegt die maximale Zahlungsbereitschaft des Befragten zwischen dem in der Folgefrage genannten (niedrigeren) Betrag und dem in der ersten Frage genannten Betrag. Nein-nein Antworten implizieren, dass die maximale Zahlungsbereitschaft des Befragten zwischen Null und dem in der Folgefrage genannten (niedrigeren) Betrag liegt (Carson et al. 2003: 271f.). Dabei ergeben sich aus den Antworten des DBDC-Frageformates

¹¹ Für eine ausführliche Beschreibung der verschiedenen Modelle siehe beispielsweise Carson und Steinberg (1990), Hanemann, Loomis und Kanninen (1991) sowie Haab und McConnell (2002).

verschiedene Intervalle. Die so erhobenen Daten werden daher auch als Intervalldaten bezeichnet. Für das Subsample ‚Polizei‘ ergeben sich folgende Intervalle: 0-5€, 5-10€, 10-30€, 30-60€, 60-120€, 120-200€, 200€ - ∞. Für das Subsample ‚Ordnungsamt‘ ergeben sich die Intervalle: 0-2€, 2-5€, 5-10€, 10-30€, 30-60€, 60-120€, 120€ - ∞.

Um aus Intervalldaten eine durchschnittliche Zahlungsbereitschaft zu schätzen, können entweder nichtparametrische oder parametrische Ansätze angewandt werden. Der Vorteil der nichtparametrischen Modelle ist, dass sie ohne Verteilungsannahmen des Störterms und der Funktionsform auskommen und die Schätzergebnisse sehr robust sind, da sie direkt aus den Stichprobendaten ermittelt werden (Greene 2003: 453). Zudem sind Schätzungen der durchschnittlichen Zahlungsbereitschaft mit Modellen dieser Art relativ einfach durchzuführen (Haab und McConnel 2002: 83). Der große Nachteil der nichtparametrischen Modelle ist, dass im Gegensatz zu parametrischen Modellen keine erklärenden Variablen, wie zum Beispiel das Einkommen, in die Analyse mit einbezogen werden können. Somit besteht keine Möglichkeit, die Validität und Reliabilität der CV-Studie zu überprüfen und zuvor aufgestellte Hypothesen über Zusammenhänge zwischen interessierenden unabhängigen Variablen und der Zahlungsbereitschaft zu testen. Es ergibt also Sinn sowohl ein nichtparametrisches als auch ein parametrisches Verfahren zur Schätzung der Zahlungsbereitschaft anzuwenden.

Zur Schätzung der Untergrenze der durchschnittlichen Zahlungsbereitschaft wird in dieser Arbeit der Kaplan-Meier-Turnbull-Ansatz angewandt. Bei diesem von Turnbull (1976) zur Analyse von Intervalldaten vorgeschlagenen nichtparametrischen Verfahren wird eine Überlebensfunktion geschätzt, die wiederum als Grundlage für die Berechnung des Mittelwertes dient (Aizaki et al. 2015: 31).¹² Um die durchschnittliche Zahlungsbereitschaft mittels der Kaplan-Meier-Turnbull-Methode berechnen zu können, muss zunächst die Überlebensfunktion geschätzt werden, die sich aus Zustimmungswahrscheinlichkeiten der Probanden ergibt. Aus der Überlebensfunktion können dann wiederum die Zustimmungswahrscheinlichkeiten für die oben genannten Intervalle bestimmt werden. In einer Stichprobe mit N Probanden, denen jeweils ein zu zahlender Betrag t_j in einem CV-Szenario genannt wird, ergibt sich die geschätzte Wahrscheinlichkeit, dass die Zahlungsbereitschaft Z der Befragten im Intervall t_{j-1} bis t_j , mit $j = 0, \dots, J$, liegt als:

¹² Überlebensfunktionen (eng. survival function) stellen Wahrscheinlichkeitsverteilungen dar und ergeben sich als Gegenwahrscheinlichkeit zur Verteilungsfunktion. Im Gegensatz zur Verteilungsfunktion einer Zufallsgröße X , mit der man die Wahrscheinlichkeit beschreibt, dass diese kleiner-gleich einem bestimmten Wert t ist, ist die Überlebensfunktion die Wahrscheinlichkeit einen Wert größer als t anzunehmen ($S(t) = P(X > t) = 1 - F(t)$). Wäre zum Beispiel die Verteilung der Zahlungsbereitschaften der Bürger für ein beliebiges öffentliches Gut bekannt, entspricht der Wert der Überlebensfunktion bei einem Preis von 10€ der Wahrscheinlichkeit, dass ein beliebiger Bürger für dieses Gut mehr als 10€ bezahlen würde. Der Wert der Verteilungsfunktion entspricht dagegen der Wahrscheinlichkeit, dass die Zahlungsbereitschaft eines beliebigen Bürgers 10€ oder kleiner ist. Ursprünglich wurden Überlebensfunktionen genutzt um die Wahrscheinlichkeit für eine bestimmte Lebensdauer zu modellieren, woher auch ihr Namen stammt.

$$\hat{f}_j = P(t_{j-1} < Z \leq t_j) = \mathcal{S}_{j-1} - \mathcal{S}_j, \quad (3.1)$$

wobei \mathcal{S}_j die geschätzte Überlebensfunktion darstellt, mit $\mathcal{S}_j = P(W > t_j)$, $\mathcal{S}_{j+1} = 0$ und $\mathcal{S}_0 = 1$ (Abdullah und Jeanty 2011: 2977). Diese gibt den Anteil der ‚zustimmen‘ bzw. ‚ja‘ Antworten im Verhältnis zu der Gesamtzahl der Antworten für den jeweils genannten Preis t_j an – also die kumulierte Zustimmungswahrscheinlichkeit bis zum jeweiligen Betrag t_j . Die geschätzte Dichtefunktion \hat{f}_j gibt dagegen die Wahrscheinlichkeit an, mit der die Zahlungsbereitschaft der Befragten in einem bestimmten Intervall liegt – also die Intervallwahrscheinlichkeit – und wird berechnet, indem der Wert der Überlebensfunktion bei Betrag t_j vom Wert der Überlebensfunktion beim vorherigen Betrag t_{j-1} abgezogen wird. Die Werte der Überlebensfunktion werden dabei berechnet als:

$$\mathcal{S}_j = \frac{Y_j}{T_j}, \quad (3.2)$$

wobei Y_j die Anzahl der ‚zustimmen‘ bzw. ‚ja‘ Antworten bei Betrag t_j angibt und T_j die Gesamtzahl der Probanden, denen der Betrag t_j genannt wurde.¹³

Sofern die Stichprobe groß genug ist, sollte der Anteil der Probanden, die mit ‚zustimmen‘ Antworten mit ansteigenden Preisen abnehmen ($\mathcal{S}_j \geq \mathcal{S}_{j+1}$). Um dies sicherzustellen wird ein monoton nicht-ansteigender Verlauf von \mathcal{S}_j unterstellt (Haab und McConnell 2002: 65). \mathcal{S}_j kann dabei als unbekannter Parameter interpretiert werden und mittels Maximum-Likelihood-Schätzung bestimmt werden (Haab und McConnell 2002: 62). Die zu maximierende Log-Likelihood-Funktion ergibt sich als:

$$\ln L(\mathcal{S}_1, \mathcal{S}_2, \dots, \mathcal{S}_J | \mathbf{Y}, \mathbf{N}, T) = \sum_{j=1}^J [Y_j \ln(\mathcal{S}_j) + N_j \ln(1 - \mathcal{S}_j)], \quad (3.3)$$

mit N_j als Anzahl der ‚ablehnen‘ bzw. ‚nein‘ Antworten bei Betrag t_j (Abdullah und Jeanty 2011: 2977).

Das Maximierungsproblem lautet somit:

$$\begin{aligned} \max_{\mathcal{S}_1, \mathcal{S}_2, \dots, \mathcal{S}_J} \sum_{j=1}^J [Y_j \ln(\mathcal{S}_j) + N_j \ln(1 - \mathcal{S}_j)] \\ \text{u. d. N. } \mathcal{S}_j \geq \mathcal{S}_{j+1} \forall j. \end{aligned} \quad (3.4)$$

¹³ Es wird angenommen, dass $\hat{\mathcal{S}}_0$ gleich 1 ist, was bedeutet, dass die Zahlungsbereitschaft nicht negativ sein kann.

Löst man dieses Maximierungsproblem erhält man als Maximum-Likelihood-Schätzer, den in Gleichung (3.2) beschriebenen Ausdruck. Interpretiert werden kann dieser als bestmögliche Schätzung der Zustimmungswahrscheinlichkeit zum Preis t_j . Dies gilt allerdings nur unter der Annahme, dass der Anteil der ‚ja‘ Antworten bei t_j größer als der Anteil der ‚ja‘ Antworten bei t_{j+1} ist (Haab und McConnel 2002: 68). Sollte für manche t_j der Anteil der ‚ja‘ Antworten kleiner sein als der Anteil der ‚ja‘ Antworten für t_{j+1} ($\hat{S}_j < \hat{S}_{j+1}$) wird ein sogenannter PAVA-Algorithmus (Pooled Adjacent Violators Algorithm) angewandt, um das j -te und $j + 1$ -te Subsample zusammenzufassen, indem \hat{S}_j und \hat{S}_{j+1} durch

$$\frac{Y_j + Y_{j+1}}{T_j + T_{j+1}}, \quad (3.5)$$

ersetzt werden (Aizaki et al. 2015: 30). Dieser Prozess wird dann solange wiederholt bis die Überlebensfunktion einen monoton abnehmenden Verlauf aufweist (ebd.). Anschließend können die Intervallwahrscheinlichkeiten mit Gleichung (3.1) ermittelt werden.¹⁴

Sind die Intervallwahrscheinlichkeiten \hat{f}_j ermittelt, lässt sich die durchschnittliche Zahlungsbereitschaft in Form des Kaplan-Meier-Turnbull-Schätzers relativ einfach berechnen. Dieser ergibt sich als:

$$\text{mean } WTP_{KMT} = \sum_{j=1}^{J+1} \hat{f}_j t_{j-1}. \quad (3.6)$$

Der Kaplan-Meier-Turnbull-Schätzer wird bestimmt, indem die geschätzten Intervallwahrscheinlichkeiten mit dem Euro Betrag der unteren Grenze des jeweiligen Intervalls multipliziert und die so ermittelten Beträge anschließend aufsummiert werden. Der Kaplan-Meier-Turnbull-Schätzer stellt somit die Untergrenze der durchschnittlichen Zahlungsbereitschaft dar. Laut Bateman et al. (2002) ist dessen Schätzung ein unverzichtbarer Schritt in CV-Studien (Aizaki et al. 2015: 32).

Neben der nichtparametrischen Analyse wird in diesem Working Paper das von Hanemann, Loomis und Kanninen (1991) entwickelte parametrische Intervalldaten-Modell zur Schätzung der durchschnittlichen Zahlungsbereitschaft angewandt. Das Intervalldaten-Modell, welches häufig auch als Double-Bounded-Modell bezeichnet wird, nutzt die aus den DBDC-Fragen gewonnenen Informationen, indem die Wahrscheinlichkeiten für die vier möglichen Antwortkategorien (ja-ja, ja-nein, nein-ja und nein-nein) unter einer zuvor festgelegten Verteilungsannahme bestimmt werden. Die Zahlungsbereitschaft wird dabei mittels der Maximum-Likelihood-Methode in Abhängigkeit erklärender Variablen wie beispielsweise dem Einkommen geschätzt werden. Eine Spezifikation mit erklärenden Variablen ist zwar nicht zwingend erforderlich, ist aber sinnvoll, da so Trends bezüglich der geäußerten

¹⁴ Für eine ausführliche Herleitung der geschätzten Funktionen \hat{S}_j und \hat{f}_j siehe Haab und McConnel (2002) und für eine umfassende Darstellung der Maximum-Likelihood-Schätzung siehe z.B. Greene (2003).

Zahlungsbereitschaft von verschiedenen Bevölkerungsgruppen sowie Einflussfaktoren der Zahlungsbereitschaft untersucht werden können (Haab und McConnel 2002: 24).

Das ökonometrische Modell zur parametrischen Analyse der DBDC-Daten folgt der in Kapitel 2 beschriebenen Zufallsnutzentheorie:

$$WTP_{ij} = \mathbf{z}_i \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{ij}, \quad (3.7)$$

wobei WTP_i die wahre Zahlungsbereitschaft des Befragten i angibt, mit $j = 1, 2$ als Index für die erste bzw. die Folgefrage. \mathbf{z}_i ist ein Vektor der erklärenden Variablen für die Zahlungsbereitschaft des Befragten i , $\boldsymbol{\beta}$ stellt einen Vektor der Koeffizienten dar und ε_i sind die Residuen. Der erste Teil auf der rechten Seite von Gleichung (3.7) beschreibt die systematische Komponente und die Residuen ε_i die zufällige Komponente. Im hier verwendeten Standard Double-Bounded-Modell von Hanemann et al. (1991) wird angenommen, dass die wahre Zahlungsbereitschaft, die sich aus der Folgefrage ergibt unabhängig von der Zahlungsbereitschaft ist, die sich aus der ersten Frage ergibt ($WTP_{i1} = WTP_{i2}$). Die individuelle Zahlungsbereitschaft WTP_i kann allerdings nicht direkt beobachtet werden. Stattdessen werden die ‚zustimmen‘, ‚ablehnen‘ bzw. ‚ja‘, ‚nein‘ Antworten zu den offerierten Beträgen in den beiden Zahlungsbereitschaftsfragen, als Proxy-Variable für die unbeobachtete stetige Variable WTP_i genutzt (Nunes 2002: 75). Die zugrundeliegende Idee dabei ist, dass die Befragten ihren Nutzen in zwei Stadien bewerten: Ohne und mit der geschilderten Sicherheitsmaßnahme – einer Personalerhöhung im innerstädtischen Streifendienst. Sofern die Zahlungsbereitschaft des Befragten den genannten Betrag im geschilderten hypothetischen Referendum übersteigt wird er der Sicherheitsmaßnahme zustimmen, ansonsten wird er diese ablehnen. Im DBDC-Modell wird demnach eine beschränkt abhängige Variable genutzt, um die Zustimmungswahrscheinlichkeit für eine hypothetische Sicherheitsmaßnahme zu schätzen, indem die Variation der ‚ja‘, ‚nein‘ Antworten für die verschiedenen genannten Eurobeträge untersucht wird (ebd.). Die geschätzte Funktion der Zustimmungswahrscheinlichkeiten kann dabei als Zahlungsbereitschaftsfunktion eines beliebigen Befragten für eine Erhöhung des Streifenpersonals der jeweiligen Sicherheitsbehörde interpretiert werden.

Zur Schätzung der Zahlungsbereitschaft, wird – wie beim nichtparametrischen Kaplan-Maier-Turnbull-Ansatz – die Maximum-Likelihood-Methode angewandt. Um die Likelihood-Funktion aufstellen zu können, müssen zunächst die Wahrscheinlichkeiten der möglichen DBDC-Antwortsequenzen (ja-ja, ja-nein, nein-ja und nein-nein) bestimmt werden (Haab und McConnel 2002: 116). Laut Hanemann et al. (1991) ergeben sich die Wahrscheinlichkeiten der vier Antwortmöglichkeiten π^{yy} , π^{yn} , π^{ny} und π^{nn} des DBDC-Frageformates als:

$$\begin{aligned} \pi^{yy}(B_i, B_i^u) &= P\{B_i \leq \max WTP, B_i^u \leq \max WTP\} = P\{B_i^u \leq \max WTP\} \\ &= 1 - F(B_i^u; \theta), \end{aligned} \quad (3.8)$$

$$\pi^{yn}(B_i, B_i^u) = P\{B_i \leq \max WTP < B_i^u\} = F(B_i^u; \theta) - F(B_i; \theta), \quad (3.9)$$

$$\pi^{ny}(B_i, B_i^d) = P\{B_i \geq \max WTP > B_i^d\} = F(B_i; \theta) - F(B_i^d; \theta), \quad (3.10)$$

$$\pi^{nn}(B_i, B_i^d) = P\{B_i \geq \max WTP, B_i^d > \max WTP\} = F(B_i^d; \theta), \quad (3.11)$$

wobei π^{yy} die Wahrscheinlichkeit angibt, dass ein beliebiger Befragter i bereit ist, sowohl den in der ersten Frage genannten Betrag B_i als auch den in der Folgefrage genannten höheren Betrag B_i^u zu bezahlen ($B_i^u > B_i$). π^{yn} gibt die Wahrscheinlichkeit an, dass der Befragte zwar bereit ist den Betrag B_i zu bezahlen, nicht aber den höheren Betrag B_i^u , π^{ny} gibt die Wahrscheinlichkeit an, dass der Befragte nicht bereit ist Betrag B_i zu bezahlen, aber den in der Folgefrage genannten niedrigeren Betrag B_i^d ($B_i^d < B_i$) und π^{nn} gibt die Wahrscheinlichkeit an, dass der Befragte weder bereit ist den Betrag B_i zu bezahlen, noch den niedrigeren Betrag B_i^d . $F(\cdot; \theta)$ stellt die statistische Verteilungsfunktion mit dem Parametervektor θ dar, die laut Hanemann (1984) als nutzenmaximierende Antwort im Kontext der Zufallsnutzen-Theorie und somit als Verteilung der wahren maximalen Zahlungsbereitschaft des Befragten interpretiert werden kann (Hanemann et al. 1991: 1256).

Die zu maximierende Log-Likelihood-Funktion für eine Stichprobe mit N unabhängigen Beobachtungen nimmt dann folgende Form an:

$$\ln L^D(\theta) = \sum_{i=1}^N \{d_i^{yy} \ln \pi^{yy}(B_i, B_i^u) + d_i^{yn} \ln \pi^{yn}(B_i, B_i^u) + d_i^{ny} \ln \pi^{ny}(B_i, B_i^d) + d_i^{nn} \ln \pi^{nn}(B_i, B_i^d)\}, \quad (3.12)$$

wobei d_i^{yy} , d_i^{yn} , d_i^{ny} und d_i^{nn} Indikatorvariablen sind, die nur die Werte 0 und 1 annehmen können (z.B. $d_i^{yy} = 1$, falls der Befragte bei beiden Fragen mit ‚ja‘ antwortet).¹⁵ Der Maximum-Likelihood-Schätzer des Double-Bounded-Modells $\hat{\theta}^D$ ergibt sich als Lösung der Gleichung $\delta \ln L^D(\hat{\theta}^D) / \delta \theta = 0$. Die so geschätzte Zahlungsbereitschaftsfunktion gibt die Zustimmungswahrscheinlichkeit eines beliebigen Individuums für die im Fragebogen geschilderte Sicherheitsmaßnahme bei einem bestimmten Eurobetrag an und ist abhängig von den in Kapitel 2.2 dargestellten Einflussfaktoren. Um den Maximum-Likelihood-Schätzer ermitteln zu können, muss allerdings zunächst eine Annahme bezüglich der Verteilung der maximalen Zahlungsbereitschaft getroffen werden, da die zugrundeliegende ‚wahre‘ Verteilung der maximalen Zahlungsbereitschaft $F(\cdot; \theta)$ nicht bekannt ist (Nunes 2002, S. 76). Ist eine Verteilungsannahme getroffen können auch Mittelwert und Median der geschätzten Zahlungsbereitschaftsfunktion berechnet werden. Der Median der geschätzten Zahlungsbereitschaftsfunktion entspricht dem Eurobetrag, der einer 50-prozentigen Zustimmungswahrscheinlichkeit eines beliebigen Individuums zugeordnet werden kann und der Mittelwert

¹⁵ Für eine ausführliche Darstellung des parametrischen Double-Bounded-Modells sowie des Random-Utility-Ansatzes siehe Haab und McConnel (2002) sowie Hanemann, Loomis und Kanninen (1991).

ergibt sich durch Integration als Fläche unter der geschätzten Zahlungsbereitschaftsfunktion (Rollins und Shaykewich 2003: 34).

Auf die Auswahl der Verteilungsfunktion wird in Kapitel 4.3, bei der Darstellung der Ergebnisse der parametrischen Analyse, noch genauer eingegangen. Zunächst erfolgt in Kapitel 4.1 die Darstellung der prozentualen Häufigkeiten für die verschiedenen Betrags-Versionen der beiden Zahlungsbereitschaftsfragen und in Kapitel 4.2 die Darstellung der Ergebnisse der nichtparametrischen Analyse.

4. Empirische Ergebnisse

4.1 Zahlungsbereitschaftsfragen

In Tabelle 1 und 2 finden sich die prozentualen Häufigkeiten der Antworten bezüglich der ersten Zahlungsbereitschaftsfrage für eine Erhöhung des innerstädtischen Streifendienstes der Polizei bzw. des kommunalen Ordnungsdienstes. Den Tabellen ist zu entnehmen, dass die prozentuale Zustimmung mit der geschilderten Politikmaßnahme mit steigenden für die Befragten zu zahlenden Beträgen abnimmt bzw. die Ablehnung zunimmt. Die Zustimmung für eine Erhöhung des innerstädtischen Streifenpersonals der Polizei sinkt dabei von 69% bei Kosten von 10€ auf 41% bei 120€. Für eine Erhöhung des Streifenpersonals des Ordnungsamtes sinkt die Zustimmung von 61% bei 5€ auf 46% bei Kosten von 60€. Das Antwortverhalten ist demnach konsistent mit der ökonomischen Theorie, die eine abnehmende Zahlungsbereitschaft bei steigendem Preis postuliert. Weiterhin fällt auf, dass die prozentuale Zustimmung für eine Erhöhung des polizeilichen Streifendienstes bei jährlichen Kosten von 10€, 30€ und 60€ (Version 1-3) höher ist als die Zustimmung für eine personelle Aufstockung der Angestellten des Ordnungsamtes (Version 6-8). Dies ist ein erster Hinweis darauf, dass die durchschnittliche Zahlungsbereitschaft für eine Erhöhung des Streifenpersonals der Polizei im innerstädtischen Streifendienst höher ist als für eine Aufstockung des Personals des kommunalen Ordnungsdienstes.

Tabelle 1: Prozentuale Häufigkeiten der Versionen der ersten Zahlungsbereitschaftsfrage für Polizei

Version	ablehnen	weiß nicht/keine Antwort	befürworten
1 (10€)	27,5%	3,3%	69,1%
2 (30€)	37,4%	2,5%	60%
3 (60€)	43,9%	3,9%	52,2%
4 (120€)	55,3%	3%	41,7%

Tabelle 2: Prozentuale Häufigkeiten der Versionen der ersten Zahlungsbereitschaftsfrage für Ordnungsamt

Version	ablehnen	weiß nicht/keine Antwort	befürworten
5 (5€)	37,9%	0,9%	61,2%
6 (10€)	33,2%	4%	62,8%
7 (30€)	43,8%	2%	54,1%
8 (60€)	51,1%	2,6%	46,2%

In den Tabellen 3 und 4 sind die prozentualen Häufigkeiten für Antwortkombinationen ja-ja, ja-nein, nein-ja und nein-nein der Folgefrage dargestellt. ‚Weiß nicht‘ und ‚keine Antwort‘ wurden dabei als Ablehnung gewertet (Carson et al. 2003: 270f.). Wie erwartet nimmt die prozentuale Häufigkeit der ja-ja Antworten (Personen, die sowohl in der ersten Frage zugestimmt haben als auch in der Folgefrage mit ja geantwortet haben) mit den für die Befragten zu zahlenden Beträgen ab. 45% der Befragten würden dabei 30€ für eine Erhöhung des Streifenpersonals der Polizei bezahlen, aber nur noch 21% der Befragten 200€. Für den kommunalen Ordnungsdienst gehen die ja-ja Antworten von 46% auf 22% herunter. Analog nimmt die prozentuale Häufigkeit der nein-nein Antworten sowohl für eine Erhöhung des Streifenpersonals der Polizei als auch des Ordnungsamtes mit steigenden Preisen zu.

Tabelle 3: Prozentuale Häufigkeiten der Folgefrage für Polizei nach Antwortkombination

Version	ja-ja	ja-nein	nein-ja	nein-nein
1 (10€, 30€, 5€)	45,9%	23,7%	5,3%	25,1%
2 (30€, 60€, 10€)	40%	20%	8,2%	31,8%
3 (60€, 120€, 30€)	28,3%	23,9%	9,6%	38,3%
4 (120€, 200€, 60€)	21,6%	20,1%	8%	50,3%

Tabelle 4: Prozentuale Häufigkeiten der Folgefrage für Ordnungsamt nach Antwortkombination

Version	ja-ja	ja-nein	nein-ja	nein-nein
5 (5€, 10€, 2€)	46,7%	14,5%	6,1%	32,7%
6 (10€, 30€, 5€)	39%	23,8%	4,9%	32,3%
7 (30€, 60€, 10€)	34,5%	19,6%	8,2%	37,6%
8 (60€, 120€, 30€)	22%	24,2%	11,5%	42,3%

4.2 Nichtparametrische Analyse

Nach der deskriptiven Untersuchung des Antwortverhaltens auf die Zahlungsbereitschaftsfragen, folgt im nächsten Schritt die nichtparametrische Analyse mittels des Kaplan-Meier-Turnbull Verfahrens.

Tabelle 5 zeigt, dass etwa 23% der Befragten 0-5€ jährlich für eine Erhöhung des Streifenpersonals der Polizei bezahlen würden. Etwa 16% der Befragten würden mehr als 200€ jährlich für eine Aufstockung des innerstädtischen polizeilichen Streifendienstes bezahlen. Dies erscheint sehr hoch und deutet auf eine hypothetische Verzerrung hin (z. B. durch den Warm-Glow-Effekt oder soziale Erwünschtheit). Für eine Aufstockung des Streifenpersonals des Ordnungsamtes würden 27% der Befragten 0-2€ und 16% der Befragten mehr als 120€ jährlich bezahlen.

Tabelle 5: Ergebnisse der Kaplan-Meier-Turnbull Schätzung

	Untergrenze des Intervalls	Obergrenze des Intervalls	Überlebenswahrscheinlichkeit	Intervallwahrscheinlichkeit
Polizei				
	0	5	0,7671	0,2329
	5	10	0,7178	0,0492
	10	30	0,5733	0,1445
	30	60	0,4471	0,1262
	60	120	0,3021	0,145
	120	200	0,1565	0,1456
	200	∞	0,0000	0,1565
Ordnungsamt				
	0	2	0,7327	0,2673
	2	5	0,6831	0,0496
	5	10	0,5973	0,0858
	10	30	0,4601	0,1372
	30	60	0,3308	0,1293
	60	120	0,1575	0,1733
	120	∞	0,0000	0,1575

Abbildung 2 zeigt beispielhaft die geschätzte nichtparametrische Überlebensfunktion für die sicherheitspolitische Maßnahme ‚Erhöhung der Zahl der Polizisten im innerstädtischen Streifendienst‘. Der als Kaplan-Maier-Turnbull-Schätzer bezeichnete Mittelwert, welcher als Untergrenze der durchschnittlichen Zahlungsbereitschaft zu interpretieren ist, ergibt sich aus Gleichung (3.6). Für eine Erhöhung des innerstädtischen Streifenpersonals der Polizei

beträgt die Untergrenze der durchschnittlichen Zahlungsbereitschaft 62,95€ und für eine Aufstockung des Streifenpersonals des Ordnungsamtes 35,08€.

Eine Punktschätzung des Medians mithilfe des Kaplan-Meier-Turnbull Methode ist nicht möglich, da die mit dieser Methodik ermittelte Zahlungsbereitschaftsfunktion eine Stufenfunktion darstellt (Aizaki et al. 2015: 31). Angegeben wird daher das Intervall, in welchem der Median liegt. Für die Polizei liegt der Median im Intervall 30-60€ und für das Ordnungsamt im Intervall 10-30€.

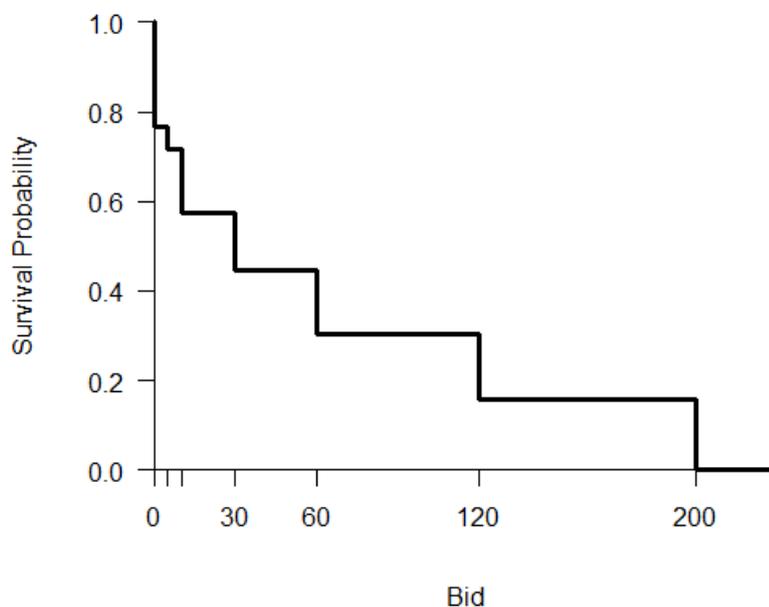


Abbildung 2: Kaplan-Maier-Turnbull Schätzung der nichtparametrischen Überlebensfunktion für den Sicherheitsakteur Polizei

4.3 Parametrische Analyse

Ein Nachteil der nichtparametrischen Ansätze ist, dass sie nur in einem geringen Maße ökonomische Schlussfolgerungen zulassen, da im Gegensatz zu parametrischen Verfahren keine erklärende Variablen mit in das Modell einbezogen werden können (Hanemann und Kanninen 1999: 82). Solche erklärenden Variablen können beispielsweise sozioökonomische und demografische Variablen wie das Einkommen, Variablen, welche die Einstellung und Kenntnisse der Befragten in Bezug auf das zu bewertende Gut messen, oder anderweitige Determinanten der geäußerten Zahlungsbereitschaft sein. Indem der Einfluss dieser Variablen auf die geäußerte Zahlungsbereitschaft analysiert wird, kann zum einen die Validität und ökonomische Plausibilität der erhobenen Zahlungsbereitschaftsdaten überprüft werden und zum anderen können im Vorfeld aufgestellte Hypothesen bezüglich der Determinanten der

Zahlungsbereitschaft für öffentliche Sicherheitsmaßnahmen wie der polizeiliche und kommunale Streifendienst getestet werden.

In Tabelle 6 sind die in das Modell aufgenommenen erklärenden Variablen beschrieben. Die Wahl des Einkommens als erklärende Variable ist offensichtlich (Carson et al. 2003: 274). Die ökonomische Theorie unterstellt, dass die Nachfrage nach öffentlichen Dienstleistungen vom Einkommen der befragten Haushalte abhängt. Alter, Geschlecht, Bildung und Haushaltsgröße des Befragten sind soziodemografische Kontrollvariablen, die in den meisten in CV-Studien geschätzten Modellen integriert sind. Zudem wurde die Variable ‚Wohnort‘ als eine relevante Größe mit einbezogen, da diese die Zahlungsbereitschaft für innerstädtische öffentliche Präsenzmaßnahmen beeinflussen könnte.

Tabelle 6: Beschreibung der in den statistischen Analysen genutzten erklärenden Variablen

Variable	Erläuterung
Einkommen	Ermitteltes monatliches Haushalts-Netto-Äquivalenzeinkommen, Dummy: 1 für ein Haushalts-Netto-Äquivalenzeinkommen von
Niedriges Einkommen	Unter 750€
Mittleres Einkommen	750€ bis unter 2500€
Hohes Einkommen	Ab 2500€
Alter	Alter des Befragten
Männlich	Dummy: 1, falls der Befragte männlich ist
Hochschulabschluss	Dummy: 1, falls der Befragte einen Hochschulabschluss hat
Haushaltsgröße	Anzahl der Personen im Haushalt einschließlich des Befragten
Wohnort Innenstadt	Dummy: 1, falls der Befragte in der Innenstadt wohnt
Institutionenvertrauen	Dummy: 1, falls der Befragte großes Vertrauen in die Institution Polizei hat
Sicherheitsgefühl	Dummy: 1, falls der Befragte sich sicher fühlt, wenn er im Dunkeln allein zu Fuß in der Innenstadt unterwegs ist
Viktimisierungserfahrung	Dummy: 1, falls der Befragte selbst oder eine Person, die er kennt, Opfer einer Straftat geworden ist
Mediennutzung (Fernsehen)	Dummy: 1, falls der Befragte täglich das Medium Fernsehen nutzt, wobei hier auch Fernsehen über das Internet eingeschlossen ist
Sichtbarkeit Polizei	Dummy: 1, falls der Befragte die Polizei „häufig“ oder „immer“ sieht, wenn er in der Innenstadt ist
Sichtbarkeit Ordnungsamt	Dummy: 1, falls der Befragte Mitarbeiter des Ordnungsamtes „häufig“ oder „immer“ sieht, wenn er in der Innenstadt ist

Des Weiteren wurden Variablen einbezogen, die auf Grundlage von theoretischen, konzeptionellen Überlegungen sowie empirischen Erkenntnissen ausgewählt wurden. Donahue und Miller (2006) fanden in ihrer Studie Hinweise darauf, dass Einstellungen der Befragten

bezüglich öffentlicher Dienstleistungen Auswirkungen auf deren Zahlungsbereitschaft für diese Dienstleistungen haben. Als Indikator für die Einstellungen der Bürger gegenüber öffentlichen Sicherheitsakteuren wurde das ‚Institutionenvertrauen‘ als erklärende Variable in das ökonometrische Modell aufgenommen. Des Weiteren wurde ein Zusammenhang zwischen dem Sicherheitsgefühl der Befragten und deren Zahlungsbereitschaft für die zu bewertenden Sicherheitsgüter angenommen, weshalb die erklärende Variable ‚Sicherheitsgefühl‘ in das Modell integriert wurde. Um zu kontrollieren, ob die Variablen ‚Viktimisierungserfahrung‘, ‚Mediennutzung‘, ‚Sichtbarkeit Polizei‘ und ‚Sichtbarkeit Ordnungsamt‘ die Zahlungsbereitschaft direkt oder nur mittelbar über die Variablen ‚Sicherheitsgefühl‘ und ‚Institutionenvertrauen‘ beeinflussen, wurden diese ebenfalls in das Regressionsmodell aufgenommen. Die Variablen ‚Viktimisierungserfahrung‘, ‚Mediennutzung‘, ‚Sichtbarkeit Polizei‘ und ‚Sichtbarkeit Ordnungsamt‘ wurden dabei auf Grundlage der kriminologischen Viktimisierungstheorie, der Theorie der sozialen Probleme und der Theorie sozialen Kontrolle sowie den darauf aufbauenden konzeptionellen Überlegungen in Kapitel 2.2 ausgewählt.

Tabelle 7 zeigt die Schätzergebnisse des von Hanemann et al. (1991) entwickelten parametrischen Double-Bounded-Modells mit der Annahme einer Weibull Verteilung. Die Weibull Verteilung ist die meistgenutzte Verteilung bei der Schätzung von parametrischen Modellen mit Double-Bounded-Dichotomous-Choice-Daten (Carson et al. 1994: 735). Die Weibull-Verteilung wurde gewählt, da sie sowohl steigende und sinkende als auch konstante Preiselastizitäten erlaubt. Zudem weisen die geschätzten Modelle unter der Annahme einer Weibull Verteilung einen geringeren Wert des Akaike-Informationskriteriums auf als unter einer log-logistischen Verteilung oder einer logarithmischen Normalverteilung. Um die Unterschiede zwischen den Sicherheitsakteuren Polizei und kommunaler Ordnungsdienst herausstellen zu können, wurde für die beiden Akteure jeweils ein eigenes Modell geschätzt.

Bezüglich der Zahlungsbereitschaft für eine Erhöhung des polizeilichen Streifendienstes ist der Koeffizient der erklärenden Dummy-Variablen ‚hohes Einkommen‘ statistisch signifikant und positiv. Dies deutet darauf hin, dass Befragte mit einem hohen Haushalts-Netto-Äquivalenzeinkommen bereit sind, mehr für eine Erhöhung des polizeilichen Streifenpersonals zu bezahlen als Befragte mit einem niedrigen Haushalts-Netto-Äquivalenzeinkommen. Budgetrestriktionen wurden demnach bei den Antworten der Befragten auf die Zahlungsbereitschaftsfragen mit einkalkuliert.

Einen statistisch signifikant negativen Effekt hat der Wohnort auf die Zahlungsbereitschaft. Personen, die in der Innenstadt wohnen haben eine geringere Zahlungsbereitschaft für eine Ausweitung des Streifendienstes der Polizei als Personen, die in den Vororten wohnen. Dies erscheint auf den ersten Blick erstaunlich, da man erwarten könnte, dass Personen, die in der Innenstadt wohnen einen größeren Nutzen aus einer innerstädtischen Sicherheitsmaßnahme ziehen und damit eine höhere Zahlungsbereitschaft haben als Personen, die in den Vororten wohnen. Kriminologisch könnte die höhere Zahlungsbereitschaft der Befragten, die in den Vorstädten wohnen damit erklärt werden, dass diese Personen sich in der Innenstadt unsicherer fühlen als Personen, denen diese Umgebung als eigenes Wohnumfeld vertraut ist.

Das Vertrauen in die Institution Polizei hat, wie erwartet, einen positiven Einfluss auf die Zahlungsbereitschaft. Befragte, die ein hohes Vertrauen in die Polizei haben, sind demnach

auch bereit mehr für eine Aufstockung des Streifenpersonals der Polizei zu bezahlen als Befragte, die kein oder ein geringes Vertrauen in die Polizei haben.

Tabelle 7: Schätzwerte der Regressionsanalyse mit der Annahme einer Weibull Verteilung^a

	Polizei		Ordnungsamt	
	Koeff.	Std. Fehler	Koeff.	Std. Fehler
Konstante	1,525***	0,394	1,773***	0,379
Mittleres Einkommen	0,210	0,213	-0,239	0,221
Hohes Einkommen	0,492**	0,225	0,109	0,239
Alter	0,008*	0,004	-0,001	0,004
Männlich	0,100	0,109	-0,173	0,115
Hochschulabschluss	-0,097	0,116	0,070	0,126
Haushaltsgröße	0,106*	0,060	0,006	0,060
Wohnort Innenstadt	-0,268**	0,114	-0,130	0,119
Institutionenvertrauen	0,274**	0,113	0,112	0,119
Sicherheitsgefühl	-0,316***	0,113	-0,187	0,119
Viktimisierungserfahrung	-0,044	0,117	-0,083	0,121
Mediennutzung (Fernsehen)	0,189	0,125	0,264**	0,128
Sichtbarkeit Polizei	0,114	0,126	0,328**	0,131
Sichtbarkeit Ordnungsamt	-0,020	0,160	-0,112	0,148
genannter Betrag	-0,587***	0,038	-0,454***	0,032
Anzahl der Beobachtungen	557		545	
Log-Likelihood	-695,027		-666,433	

^a Statistische Signifikanz auf dem * 10%-Niveau, ** 5%-Niveau, *** 1%-Niveau.

Der Koeffizient der Variable Sicherheitsgefühl ist hoch signifikant und negativ. Befragte, die sich (im Dunkeln) in der Innenstadt sicher fühlen, haben eine geringere Zahlungsbereitschaft für Streifenpersonal der Polizei als Personen, die sich nicht sicher fühlen. Das Sicherheitsgefühl hat dabei zusammen mit der Variablen ‚Einkommen‘ den stärksten Einfluss auf die Zahlungsbereitschaft der Befragten. Die Schätzergebnisse deuten zudem darauf hin, dass das subjektive Sicherheitsgefühl einen größeren Einfluss auf die Zahlungsbereitschaft für den

polizeilichen Streifendienst hat als die Einstellung der Bürger in Form von Vertrauen in die Polizei.

Die logarithmierte Variable ‚genannte Beträge‘ ist negativ und statistisch signifikant. Die Schätzergebnisse bestätigen demnach die bereits in Kapitel 3.1 dargestellten deskriptiven Ergebnisse (Tabellen 1 und 2): Die Zahlungsbereitschaft sinkt mit Zunahme der genannten Kosten der Maßnahme, was einen Nachfragerückgang bei steigendem Preis impliziert. Da zudem ein statistisch signifikanter positiver Einfluss des Einkommens der Probanden auf deren Zahlungsbereitschaft für den polizeilichen Streifendienst festgestellt werden konnte, ist ein Mindestmaß an Validität für die erhobenen Zahlungsbereitschaftsdaten sichergestellt. Die Schätzergebnisse sind konsistent mit der ökonomischen Theorie.

Die Schätzergebnisse bezüglich des Ordnungsamtes lassen dagegen keine solche Schlussfolgerung zu. Bis auf die Variablen ‚Sichtbarkeit Polizei‘ und ‚genannter Betrag‘ ist keiner der Koeffizienten statistisch signifikant. Insbesondere die fehlende Signifikanz der Einkommensvariablen und das negative Vorzeichen bei der Variablen ‚mittleres Einkommen‘ lässt auf Fehler bei der Erhebung der Zahlungsbereitschaftsdaten schließen. Ein Grund hierfür könnte sein, dass den Befragten der Akteur Ordnungsamt mit seiner entsprechenden Bezeichnung nicht bekannt war. Dies könnte dazu geführt haben, dass den Befragten nicht klar war, was sie bewerten sollen, was wiederum den hypothetischen Charakter der Frage verstärkt haben könnte. Der auf dem 10%-Signifikanzniveau positive Koeffizient der Variable ‚Sichtbarkeit Polizei‘ könnte ein weiteres Indiz hierfür sein. Befragte, die häufig Polizei in der Innenstadt sehen, haben demnach eine höhere Zahlungsbereitschaft für eine Erhöhung des Streifenpersonals des Ordnungsamtes. Dies deutet daraufhin, dass die Befragten die Akteure möglicherweise nicht unterscheiden konnten.

Da die Schätzer des Mittelwertes der Zahlungsbereitschaft für die Aufstockung des Streifenpersonals der verschiedenen Sicherheitsakteure mittels parametrischer Verfahren nicht verlässlich genug ermittelbar sind, wird für die parametrische Schätzung nur noch der Median angegeben. Dieser beträgt bei Einbeziehung der verschiedenen erklärenden Variablen der Zahlungsbereitschaft für eine Erhöhung des innerstädtischen Streifenpersonals der Polizei 41,81€ und für eine Erhöhung des Streifenpersonals des Ordnungsamtes 20,34€. Die Ergebnisse sind somit konsistent mit den Schätzungen des Medians durch die nichtparametrische Kaplan-Meier-Turnbull Methode.

5. Diskussion und Ausblick

Insgesamt lässt sich festhalten, dass in den untersuchten Großstädten die Zahlungsbereitschaft für eine Personalerhöhung im innerstädtischen Streifendienst der Polizei höher ist als die Zahlungsbereitschaft für eine Aufstockung des Streifenpersonals bei den kommunalen Ordnungsdiensten. Die geschätzte Untergrenze des Mittelwertes der Zahlungsbereitschaft beträgt für die Polizei 62,95€ und für den kommunalen Ordnungsdienst 35,08€. Bei Einbeziehung von Erklärungsfaktoren der Zahlungsbereitschaft, liegt der Median für eine Erhöhung des Streifenpersonals der Polizei bei 41,81€ und für eine Erhöhung des Streifenpersonals des Ordnungsamtes bei 20,34€. Es scheint demnach, dass die Bürger den Streifendienst

der Polizei gegenüber dem Streifendienst kommunaler Ordnungsdienste präferieren. Politische Entscheidungsträger sollten diese Erkenntnis bei Überlegungen in Bezug auf eine Substitution des polizeilichen Streifendienstes durch Streifendienste der kommunalen Ordnungsämter beachten. Die absoluten Werte der durchschnittlichen Zahlungsbereitschaften sollten allerdings mit Vorsicht genossen werden. Durch hypothetische Verzerrungen – beispielsweise infolge sozial erwünschter Antworten – ist mit einer überhöhten geschätzten durchschnittlichen Zahlungsbereitschaft zu rechnen, weshalb eine Verwendung dieser Werte in Kosten-Nutzen-Analysen nicht zu empfehlen ist. Das Ziel dieser Arbeit war aber auch nicht politischen Entscheidungsträgern eine Zahl zur Verfügung zu stellen, die diese als Grundlage für die Ressourcenallokation nutzen können, sondern die relative Wertschätzung der Bürger bezüglich innerstädtischer Streifendienste verschiedener öffentlicher Sicherheitsakteure zu quantifizieren und Einflussfaktoren der individuellen und gesamtgesellschaftlichen Nachfrage bezüglich dieser öffentlichen Sicherheitsmaßnahmen zu analysieren.

Letzteres geschah auf Basis eines Intervalldatenmodells jeweils für den Akteur Polizei sowie den Akteur kommunales Ordnungsamt. Die Ergebnisse der Schätzung für den Akteur Polizei deuten darauf hin, dass neben dem Einkommen vor allem der Wohnort, das Vertrauen in den Akteur sowie das Sicherheitsempfinden der Bürger die Höhe der geäußerten Zahlungsbereitschaft beeinflusst. Es hat sich gezeigt, dass je mehr Vertrauen die Stadtbevölkerung in die Polizei hat und je höher ihre Kriminalitätsfurcht ist, umso höher ist auch ihre Zahlungsbereitschaft für den polizeilichen innerstädtischen Streifendienst. In Bezug auf die Zahlungsbereitschaft für den innerstädtischen Streifendienst des Ordnungsamtes lassen die Schätzergebnisse auf Fehler bei der Erhebung schließen. In einer Folgebefragung wird aus diesem Grund Befragten, die den kommunalen Ordnungsdienst nicht kennen, Informationen über diesen gegeben, sodass eine Nutzeneinschätzung des Streifendienstes dieses Akteurs für den Bürger besser möglich ist. Zudem ist anzumerken, dass wegen mangelhafter Randomisierung durch die Telefonbefragung Rückschlüsse auf die Grundgesamtheit aufgrund der Überalterung der Stichprobe nicht möglich sind. Von einer ergänzenden Mobilfunk-Stichprobe, die dieses Problem hätte beheben können, musste infolge des stadt-spezifischen Fallstudienformates des Forschungsprojektes PluS-i jedoch abgesehen werden.

Neben öffentlichen Sicherheitsakteuren sind zunehmend auch gewerbliche Sicherheitsdienstleister in Deutschland für die Sicherheitsproduktion zuständig. Im öffentlichen Raum werden diese dabei von den Kommunen beispielsweise für Streifendienste in der Innenstadt oder die Bewachung gefährdeter Einrichtungen eingesetzt. Die Angestellten kommunaler Ordnungsdienste und gewerblicher Sicherheitsunternehmen haben dabei teilweise eine ähnlich lange Ausbildung, sowie vergleichbare Kompetenzen. Dies macht einen Vergleich der Präferenz der Bürger nach den erbrachten Sicherheitsleistungen dieser beiden Akteure interessant. In einer weiteren Bevölkerungsbefragung soll daher Zahlungsbereitschaft für eine Ausweitung des Streifendienstes des Ordnungsamtes im Vergleich zu einer Ausweitung des Streifendienstes privater Sicherheitsdienstleister erhoben und analysiert werden.

Literatur

- Abdullah, S., & Jeanty, P. W. (2011). *Willingness to Pay for Renewable Energy: Evidence from a Contingent Valuation Survey in Kenya*. *Renewable and sustainable energy reviews*, 15(6), S. 2974-2983.
- Ahlheim, M., Frör, O., Langenberger, G., & Pelz, S. (2014). *Chinese urbanites and the preservation of rare species in remote parts of the country: The example of Eaglewood*. FZID Discussion Paper, No. 94-2014.
- Aizaki, H., Nakatani, T., & Sato, K. (2015). *Stated Preference Methods Using R*. Taylor & Francis Group, CRC Press.
- Arrow, K., Solow, R., Porney, P. R., Leamer, E. E., Radner, R., & Schuman, H. (1993). *Report of the NOAA Panel on Contingent Valuation*. *Federal Register*, 58(10), S. 4601-4614.
- Backhaus, K., Wilken, R., Voeth, M., & Sichtmann, C. (2005). *An Empirical Comparison of Methods to Measure Willingness to Pay by Examining the Hypothetical Bias*. *International Journal of Market Research*, 47(5), S. 543-562.
- Bateman, I. J., Carson, R. T., Day, B., Hanemann, M., Hanley, N., Hett, T., . . . Sugden, R. (2002). *Economic Valuation with Stated Preference Techniques: A Manual*. Cheltenham, UK: Edward Elgar.
- Brenig, M., & Proeger, T. (2018). *Putting a Price Tag on Security: Subjective Well-Being and Willingness-to-Pay for Crime Reduction in Europe*. *Journal of Happiness Studies*, 19(1), S. 145-166.
- Bug, M., & van Um, E. (2014). *Herausforderungen bei der Messung von Kriminalitätsfurcht*. DIW Roundup: Politik im Fokus, 49, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung.
- Carson, R. T. (1991). *Constructed markets*. In J. B. Braden & C. D. Kolstad (Eds.). *Measuring the demand for environmental quality* (pp. 121-160). Elsevier Science Pub. Co.
- Carson, R. T. (1997). *Contingent Valuation Surveys and Tests of Insensitivity to Scope*. In: R. Kopp, et al., (Eds.), *Determining the Value of Non-marketed Goods*, Kluwer Academic Publishers.
- Carson, R. T. (2000). *Contingent Valuation: A User's Guide†*. *Environ. Sci. Technol.*, 34(8), S. 1413–1418.
- Carson, R. T., & Steinberg, D. (1990). *Experimental Design for Discrete Choice Voter Preference Surveys*. In: 1989 Proceeding of the Survey Methodology Section of the American Statistical Association. Washington: American Statistical Association.
- Carson, R. T., Mitchell, R. C., Hanemann, M., Kopp, R. J., Presser, S., & Ruud, P. A. (2003). *Contingent Valuation and Lost Passive Use: Damages from the Exxon Valdez Oil Spill*. *Environmental and Resource Economics*, 25(3), S. 257–286.
- Carson, R. T., Wilks, L., & Imber, D. (1994). *Valuing the Preservation of Australia's Kakadu Conservation Zone*. *Oxford Economic Papers*, 46, S. 727-749.

- Cohen, M. A., Rust, R. T., Steen, S., & Tidd, S. T. (2004). *Willingness-to-Pay for Crime Control Programs*. *Criminology*, 42(1), S. 89-110.
- Diamond, P. A., & Hausmann, J. A. (1994). *Contingent Valuation: Is Some Number Better than No Number?* *Journal of Economic Perspectives*, 8(4), S. 45-64.
- Donahue, A. K., & Miller, J. M. (2006). *Experience, Attitudes, and Willingness to Pay for Public Safety*. *The American Review of Public Administration*, 36(4), S. 395-418.
- Green, C., & Tunstall, S. (1999). *A Psychological Perspective*. Oxford, UK: In: Bateman, I. J und Willis, K. G. (Eds.), *Valuing Environmental Preferences: Theory and Practice of Contingent Valuation Method in the US, EU, and Developing Countries*. Oxford University Press, S. 207-257.
- Greene, W. H. (2003). *Econometric Analysis*. New Jersey: Prentice Hall.
- Haab, T. C., & McConnell, K. E. (2002). *Valuing Environmental and Natural Resources: New Horizons in Environmental Economics*. Northampton MA, USA: Edward Elgar.
- Hanemann, M. (1994). *Valuing the Environment through Contingent Valuation*. *Journal of economic perspectives*, 8(4), S. 19-43.
- Hanemann, M., & Kanninen, B. (1999). *The Statistical Analysis of Discrete-Response CV Data*. In: Bateman, IJ und Willis, K.G., *Valuing Environmental Preferences: Theory and Practice of the Contingent Valuation Method in the US, EU, and Developing Countries* (Vol. 302). Oxford University Press on Demand.
- Hanemann, M., Loomis, J., & Kanninen, B. (1991). *Statistical Efficiency of Double-Bounded Dichotomous Choice Contingent Valuation*. *American Journal of Agricultural Economics* 73(4), S. 1255–1263.
- Hanemann, W. M. (1985). *Some Issues in Continuous- and Discrete-Response Contingent Valuation Studies*. *Northeastern Journal of Agricultural Economics*, 14(1204-2016-69798), S. 5–13.
- Hirschmann, N., & John, T. (2019). *Projekt PluS-i: Forschungsgegenstand, Forschungsziele und Forschungskonzeption*. Wesfälische Wilhelms-Universität Münster: PluS-i Working Paper Serie, 1, 3. aktualisierte Auflage.
- Kahneman, D., & Knetsch, J. L. (1992). *Valuing Public Goods: The Purchase of Moral Satisfaction*. *Journal of Environmental Economics and Management*, 22(1), S. 57–70.
- Köhn, A., & Bornewasser, M. (2012). *Subjektives Sicherheitsempfinden*. In: Bernhard Frevel (Hg.): *Kooperative Sicherheitspolitik in der Stadt* - Working Paper, Nr. 9.
- List, J. A., & Gallet, C. A. (2001). *What Experimental Protocol Influence Disparities between Actual and Hypothetical Stated Values?* *Environmental and Resource Economics*, 20(3), S. 241–254.
- Ludwig, J., & Cook, P. J. (2001). *The Benefits of Reducing Gun Violence: Evidence from Contingent-Valuation Survey Data*. *Journal of risk and Uncertainty*, 22(3), S. 207-226.

- McFadden, D. (1974). *Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior*. In: P. Zarembka, ed., *Frontiers in Econometrics*, Academic Press, New York, S. 105-142.
- Meier, G., Glemser, A., & Heckel, C. (2014). *Random-Telefonstichproben*. In: *Stichproben-Verfahren in der Umfrageforschung. Eine Darstellung für die Praxis*. 2. aktualisierte und erw. Auflage Wiesbaden: Springer VS, S. 117-135.
- Mitchell, R. C., & Carson, R. T. (1989). *Using Surveys to Value Public Goods: The Contingent Valuation Method*. Washington, D.C: RFF Press.
- Murphy, J. J., Allen, P. G., Stevens, T. H., & Weatherhead, D. (2005). *A Meta-Analysis of Hypothetical Bias in Stated Preference Valuation*. *Environmental and Resource Economics*, 30(3), S. 313–325.
- Nunes, P. A. (2002). *Measuring the Economic Benefits of Protecting the Parque Natural do Sudoeste Alentejano e Costa Vicentina from Commercial Tourism Development: Results from a Contingent Valuation Survey*. *Portuguese Economic Journal*, 1(1), S. 71-87.
- Nunesa, P. A., & Schokkaert, E. (2003). *Identifying the Warm Glow Effect in Contingent Valuation*. *Journal of Environmental Economics and Management*, 45, S. 231–245.
- Pehle, S. (2019). *Projekt PluS-i: Die Bevölkerungsbefragung Fragebogenkonstruktion*. PluS-i Working Paper Serie, 5, 2. aktualisierte Auflage.
- Portney, P. R. (1994). *The Contingent Valuation Debate: Why Economists Should Care*. *Journal of Economic Perspectives*, 8(4), S. 3-17.
- Rollins, K. S., & Shaykewich, J. (2003). *Using Willingness-to-Pay to Assess the Economic Value of Weather Forecasts for Multiple Commercial Sectors*. *Meteorological Applications: A journal of forecasting, practical applications, training techniques and modelling*, 10(1), S. 31-38.
- Schewe, C. S. (2006). *Subjektives Sicherheitsgefühl*. Wiesbaden: In: Lange, H. J., Gasch, M. (Eds) *Wörterbuch zur Inneren Sicherheit*. VS Verlag für Sozialwissenschaften, S. 322-325.
- Schmid, O. (2010). *Kosten von Malware und Spam: Eine empirische Untersuchung zur Zahlungsbereitschaft für IT-Sicherheit*. Dissertation, Technische Universität Darmstadt.
- Simonsen, B., & Robbins, M. D. (2003). *Reasonableness, Satisfaction, and Willingness to Pay Property Taxes*. *Urban Affairs Review*, 38(6), S. 831-854.
- Statistisches Bundesamt. (2014). *Finanzen und Steuern: Rechnungsergebnisse der öffentlichen Haushalte, Fachserie 14 Reihe 3.1*. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt.
- Stipak, B. (1977). *Attitudes and Belief Systems Concerning Urban Services*. *Public Opinion Quarterly*, 41(1), S. 41-55.
- Todorova, M. (2016). *Die Güte verschiedener Befragungsmethoden zur Umweltbewertung: Ein Vergleich der Validität von Contingent Valuation, Conjoint- und Discrete Choice-Analyse*. Springer-Verlag.
- Turnbull, B. W. (1976). *The Empirical Distribution Function with Arbitrarily Grouped, Censored and Truncated Data*. *Journal of the Royal Statistical Society*, 38(3), S. 290–295.

- Whitehead, J. C., & Cherry, L. C. (2007). *Willingness to Pay for a Green Energy Program: A Comparison of Ex-ante and Ex-post Hypothetical Bias Mitigation Approaches*. *Resource and energy economics*, 29(4), S. 247–261.
- Ziegleder, D., Kudlacek, D., & Fischer, T. (2011). *Zur Wahrnehmung und Definition von Sicherheit durch die Bevölkerung. Erkenntnisse und Konsequenzen aus der kriminologisch-sozialwissenschaftlichen Forschung*. *Forschungsforum Öffentliche Sicherheit*, Schriftenreihe Sicherheit, 5, Freie Universität Berlin.