



Postersammlung
zum Lehrforschungsprojekt

„Soziale Ungleichheit in Berlin“

Eine Erhebung im Rahmen
der Lehrveranstaltung ‚Empirische Sozialforschung I + II‘
2015/2016

Ferdinand Geißler
Andrej Holm

November 2016

Anmerkung: Für den Inhalt der einzelnen Poster und die Richtigkeit der Ergebnisse sind die jeweiligen Autorinnen und Autoren verantwortlich.

Inhalt

<i>„Kiek ma‘, hier gibt’s Stigma“ – Welchen Einfluss hat die Reputation von Stadtbezirken auf die Ortsbindung?</i>	<i>3</i>
<i>von Paul Bochtler, Lea-Marie de Boor, Camille Ionescu, Jondis Schwartzkopff und Constantin Winkler</i>	
<i>Berliner Museen – sozial segregierte Räume? Determinanten der Besuchshäufigkeit Berliner Museen.</i>	<i>4</i>
<i>.....</i>	
<i>von Violeta Haas, Malte Hückstädt, Cosima Jacobi, Laura Lüth und Niklas Schenker</i>	
<i>Wohnst Du noch oder engagierst Du Dich schon? Der Zusammenhang zwischen Engagement und Identifikation in Berlin.</i>	<i>5</i>
<i>.....</i>	
<i>von Romina Rein, Eileen-Maria Rohrbeck, Sebastian Schiller, Stefan Vogl, Mirko Wegemann und Thomas Winterlich</i>	
<i>Ist der Park für alle da? Eine Untersuchung, inwieweit die Parknutzung von Berliner_innen von ihren soziodemographischen Merkmalen abhängt.</i>	<i>6</i>
<i>.....</i>	
<i>von Charlotte Freudenberg, Carolin Gerold, David Gutensohn, Jana Ljasic und Helene Vork</i>	
<i>Willkommenskultur in Berlin? Ursachen von Vorurteilen gegenüber Personen mit Migrationshintergrund.</i>	<i>7</i>
<i>.....</i>	
<i>von Sascha-Christopher Geschke, Marcela Grisova, Clara Hofmann und Irene Roth</i>	
<i>Der Einfluss der Determinanten des sozioökonomischen Status auf die Wahrscheinlichkeit zur Partizipation in formellen Gruppen.</i>	<i>8</i>
<i>.....</i>	
<i>von Isabella Dobler, Stephan Dombrowski, Chi Nam Du, Annika Kroll und Benedikt Rein</i>	

Determinanten der Ortsbindung

“Kiek ma’, hier jibts Stigma!”

Welchen Einfluss hat die Reputation von Stadtbezirken auf die Ortsbindung?



Einleitung und Forschungsstand

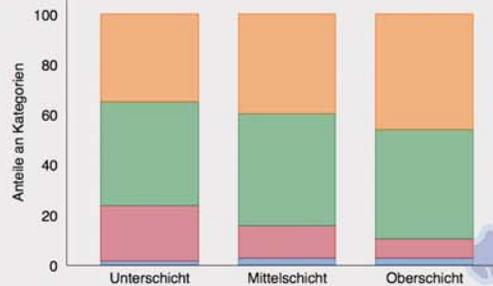
Unter dem Aspekt „Stadt und Soziale Ungleichheit“ untersuchten wir in dieser Arbeit die **Determinanten von Ortsbindung** am Beispiel der Stadt Berlin. Ein besonderes Augenmerk legten wir dabei auf den **Einfluss der Reputation** der Bezirke, angelehnt an aktuelle Debatten um den ironischen Umgang der Berliner_innen mit dem schlechten Ruf ihrer Bezirke. Die Initiative „Moabit ist beste!“ und Thilo Sarrazins stigmatisierende Aussagen zum Berliner Bezirk Neukölln sind bekannte Beispiele.

Städtische Stigmatisierungen können zu geografischer Segregation führen und somit erheblichen Einfluss auf gesellschaftliche Entwicklungen haben, ein Verweis auf städtische Ghettoisierung in Frankreich oder den USA soll hier genügen. Die Erforschung von **Identifikation mit Orten** und den verschiedenen Determinanten dieser bleibt also ein relevantes Thema der **Stadtsoziologie**. Brisant ist hierbei, auch im internationalen Vergleich, speziell der Effekt der Reputation und vor allem der hiermit verbundenen ungleichheitsspezifischen Implikationen.

In unserem Forschungsprojekt zu Berlin entwickelten und analysierten wir neben Ruf als maßgebenden Einfluss auf die Ortsbindung auch alternative Erklärungsmodelle. Hierbei betrachteten den Bezirk als funktionalen Nutzungsraum, als Raum für soziale Netzwerke und Projektionsfläche für emotionale Verbundenheit. Immer begleitend war die Überprüfung der Schichtspezifität der untersuchten Effekte.

Deskriptive Auswertung I

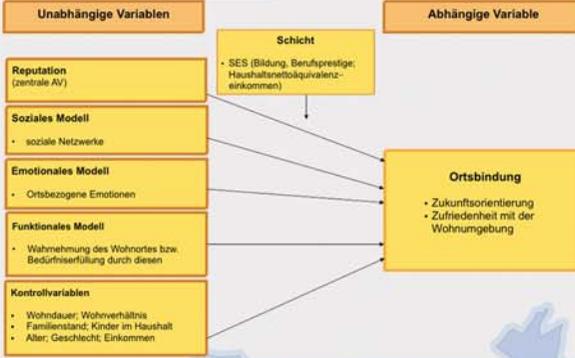
■ Trifft überhaupt nicht zu ■ Trifft eher zu
■ Trifft eher nicht zu ■ Trifft voll und ganz zu



Sehr hohe Einschätzung der Reputation des eigenen Bezirks

(Itemtitel: „Der Bezirk, in dem ich lebe, hat einen sehr guten Ruf.“) Das Balkendiagramm zeigt: Je höher die Schicht, desto häufiger erfolgt eine positive Selbsteinschätzung der Reputation des Wohnbezirks.

Forschungskonzept



Daten und Variablen

Die verwendeten Daten sind das Ergebnis einer computerunterstützten Telefonumfrage, die im Rahmen der Lehrveranstaltung „Empirische Sozialforschung I+II“ der Humboldt-Universität zu Berlin durchgeführt wurde. Die Auswahl der Stichprobe erfolgte dabei durch eine zweistufige Zufallsauswahl mittels des gängigen Gabler-Häder Verfahren und der Last-Birthday-Methode. Grundlage für die Analysen sind 739 Interviews. Die abhängige Variable ist Ortsbindung. Die zentrale unabhängige Variable ist Reputation. Zusätzlich von Bedeutung sind das Soziale, Funktionale und Emotionale Modell, mit alternativem Erklärungspotenzial. Mit Hilfe einer multiplen linearen Regression und robusten Standardfehlern wird der Einfluss der unabhängigen Variablen auf Ortsbindung gemessen und ausgewertet.

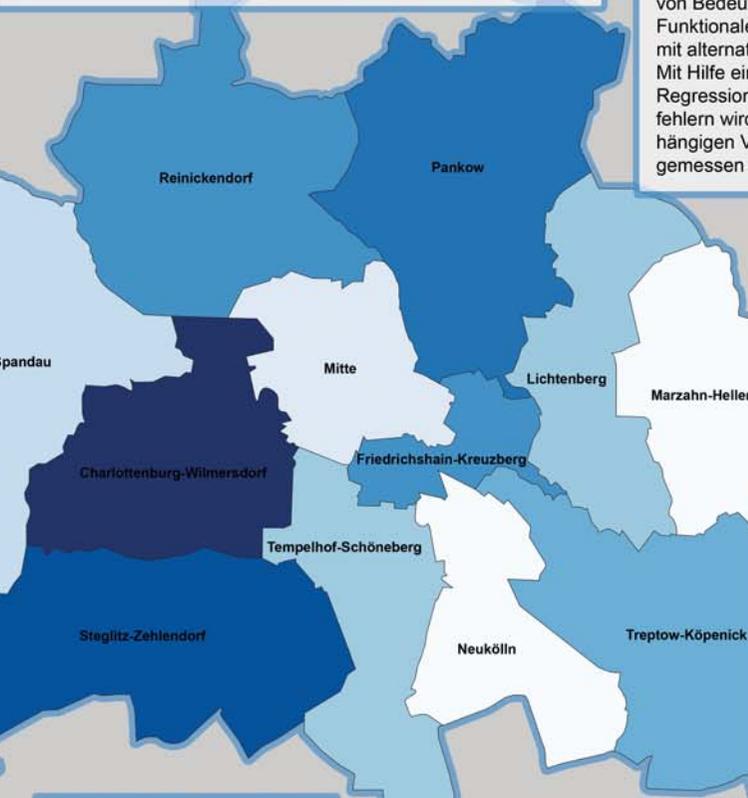
Regressionstabelle und Ergebnisse

	Kontrollmodell	Reputation	Sozial	Funktional	Emotional	Gesamtmodell
Wahndauer (Referenz: mehr >30) oder Gebort						
weniger 30	-0.151*	-0.288	-0.244	-0.354*	-0.372	-0.329
	(0.060)	(0.060)	(0.060)	(0.011)	(0.009)	(0.079)
mit >30 aber <30	-0.274*	-0.213*	-0.200	-0.268*	-0.214*	-0.179
	(0.022)	(0.044)	(0.060)	(0.029)	(0.031)	(0.106)
mit >30 aber <30	-0.208*	-0.175*	-0.170	-0.228*	-0.208*	-0.189*
	(0.036)	(0.047)	(0.073)	(0.014)	(0.017)	(0.039)
Geschlecht (Referenz: männlich)						
weiblich	-0.051	-0.022	-0.214*	-0.019	-0.018	-0.020
	(0.021)	(0.044)	(0.082)	(0.194)	(0.202)	(0.031)
Alter	0.025**	0.028**	0.025**	0.015**	0.023**	0.029**
	(0.017)	(0.004)	(0.015)	(0.007)	(0.031)	(0.006)
quadratisches Alter	-0.00178	-0.00079*	-0.00081	-0.00023*	-0.00034	-0.00020*
	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)	(0.0001)
Kinder (Referenz: keine Kinder unter 18)						
Kinder unter 18	0.213*	0.230**	0.227**	0.164*	0.191*	0.199**
	(0.012)	(0.004)	(0.007)	(0.046)	(0.016)	(0.007)
Wohnverhältnisse (Referenz: Miete)						
Eigentum	0.120	0.088	0.134	0.146*	0.102	0.094
	(0.044)	(0.047)	(0.047)	(0.029)	(0.132)	(0.011)
Reputation (Referenz: Trifft voll und ganz zu)						
Trifft überhaupt nicht zu		-1.285**				-0.935**
		(0.001)				(0.001)
Trifft eher nicht zu		-0.639**				-0.517**
		(0.002)				(0.001)
Trifft eher zu		-0.270**				-0.172*
		(0.001)				(0.012)
ortsbezogene Emotionen						0.0276
						(0.001)
Funktionalität						0.0726
						(0.001)
Instrumentalität						0.199**
						(0.001)
soziale Einbindung						0.145
						(0.043)
Freunde						-0.049
						(0.345)
soziale Unterstützung						-0.010
						(0.985)
Mitgliederschaft						0.0000
Gemeinde Identifikation (Referenz: überdurchschnittlich der Wohnumgebung)						-0.028
						(0.729)
keine Mitgliederschaft						0.079
						(0.488)
zur Mehrheit der Wohnumgebung						0.0201
						(0.939)
teilweise						0.143
						(0.215)
Interaktionseffekt						0.0000
soziale Unterstützung und						-0.057
Mitgliederschaft (Referenz: größer als soziale Unterstützung)						(0.041)
nicht kennen & soziale Unterstützung						0.096*
						(0.024)
Freunde & soziale Unterstützung						0.107*
						(0.024)
Konstante	2.944**	3.197**	2.908**	3.114**	2.872**	3.118**
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
Beobachtungen	626	626	626	626	626	626
Adjusted R²	0.100	0.210	0.120	0.140	0.154	0.274
						(0.001)

Abb.: Regressionstabelle mit Ortsbindung als abhängige Variable
 b-Koeffizienten mit p-Werten in Klammern, robuste Schätzung der Standardfehler;
 Signifikanzniveau mit * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001; alle metrischen Variablen zentriert

Deskriptive Auswertung II

Eigenbewertung der Bezirke



Zusammenfassung und Fazit

Unser Gesamtmodell konnte 25% der Varianz von Ortsbindung erklären. Die Hauptannahme, dass die Reputation von Stadtbezirken die Ortsbindung der Bewohner_innen stark beeinflusst, ist bestätigt. **Bei schlechtem Ruf ist auch die Ortsbindung geringer.** Wir können auch festhalten, dass die Reputation der Bezirke die entscheidende erklärende Variable für die Varianz von Ortsbindung ist. Die **soziale Einbindung** in den Bezirk hat ebenfalls, wie erwartet, einen positiven Effekt. Mit der Güte des sozialen Netzwerks steigt auch die Ortsbindung. Auch die **Funktionalität** der Bezirke erhöht die Ortsbindung der Bewohner_innen. Einen eher geringen, nichtsdestotrotz signifikant positiven Einfluss haben **ortsbezogene Emotionen**.

Die wiederkehrende Annahme, dass sich die Effektstärken der verschiedenen Modelle nach **Schicht** unterscheiden würden, lässt sich nur teilweise bestätigen. Dies lässt sich allerdings zum Teil auf Operationalisierung und Möglicheitsgrenzen zurückführen und bietet Anlass für zukünftige Weiterentwicklungen dieser Arbeit.

Einleitung

Im Gegensatz zu Theatern und Konzerthäusern entsprechen Berliner Museen der politischen Maxime der Teilhabegerechtigkeit in Form von sozial differenzierten Preissystemen und sind wenigstens aus ökonomischer Perspektive den meisten Berliner/innen zugänglich.
 Die Frage, ob und inwiefern die Vorzüge der prosperierenden Entwicklung der Berliner Kulturwelt dank sozial differenzierten Eintrittspreissystemen tatsächlich über soziale Stratifikationen hinweg von diversen Bevölkerungsmittgliedern genutzt werden (können), bleibt im Rahmen politisch beauftragter Besucherforschungsprojekte fast vollkommen unbeleuchtet und auch in der auf die Hauptstadt ausgerichteten Forschung, der in Deutschland eher spärlich anzutreffenden Kulturosoziologie, eher unterbeleuchtet.

Theorie

Der Lebensstil, der Geschmack und die kulturelle Praxis sozialer Akteure sind nach den Annahmen der poststrukturalistischen Lebensstilforschung um Pierre Bourdieu zuvorderst durch die je nach sozialer Positioniertheit divergierende Verfügungsgewalt über kulturelle Kapitalien (inkorporiertes, objektiviertes und institutionalisiertes kulturelles Kapital) vermittelt, des Weiteren und eher indirekt über die Positioniertheit an verschiedenen sozial prädispositionierten städtischen Ballungsräumen sowie über soziales und ökonomisches Kapital.
 Aus der Perspektive der Lebensstilforschung erscheint die Partizipation an kulturellen Gütern als distinktiv wirkendes, symbolisches Verhaltenssyndrom eines klassenspezifischen Lebensstils und Geschmacks. Die Frage nach Kunstkonsumtion wird indes zu einer Klassenfrage.

Zusammenhang unabhängige Variablen / abhängige Variable

unabhängige Variable

Kulturelles Kapital
 - formale Bildung
 - kultureller Unterricht
 - Bücherbesitz

unabhängige Variable

ökonomisches Kapital
 - Einkommen

soziales Kapital
 - soziale Netzwerke

strukturelle Klassenlage
 - Berufsprestige

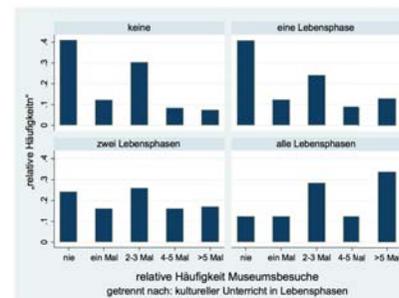
abhängige Variable

Besuchshäufigkeit von Berliner Museen in den vergangenen 12 Monaten

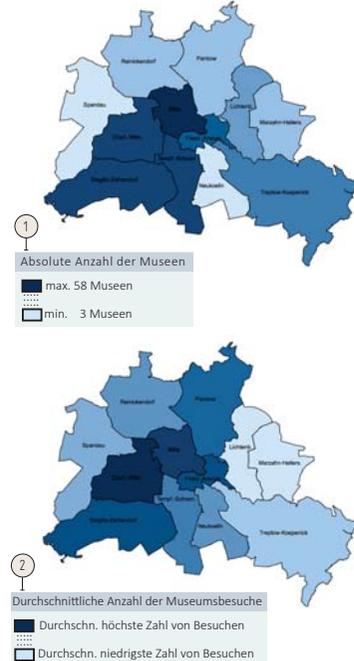
Daten und Methoden

Datengrundlage: Die Daten wurden im Rahmen eines Lehrforschungsprojekts mittels einer CATI-Telefonbefragung unter der deutschsprachigen Wohnbevölkerung der Stadt Berlin über 18 Jahren erhoben.
 Die Datenanalyse wurde unter der Berücksichtigung der fünfstufigen, kategorialen abhängigen Variable (Häufigkeit der Museumsbesuche in den letzten 12 Monaten in Berlin) mittels fünf verschiedener ordered Logit-Modelle durchgeführt.

Deskriptive Auswertung



Ca. 30% der Menschen, die angaben, mehr als fünfmal ein Museum innerhalb der letzten zwölf Monate besucht zu haben, erhielten in allen Lebensphasen kulturellen Unterricht. Die Zahl jener Menschen, die ebenfalls mehr als fünfmal ein Museum innerhalb der letzten 12 Monate besucht haben, allerdings in keiner Lebensphase kulturellen Unterricht erhalten haben, belief sich lediglich auf 12%.



Die Grafiken zeigen (1) die Anzahl der Berliner Museen, sowie (2) die Häufigkeit des Besuchs der Befragten, jeweils nach Berliner Bezirken. Die Bezirke Mitte, Charlottenburg-Wilmersdorf und Steglitz-Zehlendorf weisen die meisten Museen auf; die durchschnittliche Anzahl der Museumsbesuche ist bei den Befragten aus Charlottenburg-Wilmersdorf und Mitte am höchsten, bei den Befragten aus Lichtenberg und Marzahn-Hellersdorf am geringsten. Auf Grundlage dessen kann davon ausgegangen werden, dass ein Zusammenhang zwischen der Dichte von Museen und der Häufigkeit des Besuchs besteht.

Ergebnisse

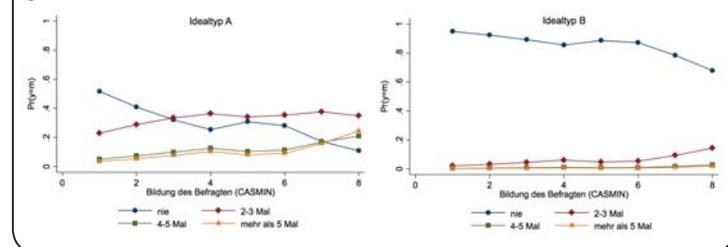
Unsere Hypothesen, die auf einen Zusammenhang von kulturellem Kapital und der Häufigkeit von Museumsbesuchen verweisen, können angenommen werden. Die Variablen des kulturellen Kapitals führen zu einem signifikanten Erklärungszuwachs: Menschen mit hohem kulturellem Kapital, besuchten in den letzten 12 Monaten häufiger ein Museum, als Menschen mit niedrigem kulturellem Kapital.

Idealtypen

	nie	ein_Mal	2-3_Mal	4-5_Mal	mehr_als_5_Mal
Idealtyp A:	0.108	0.090	0.349	0.209	0.244
Idealtyp B:	0.949	0.025	0.020	0.003	0.002

Die Bildung von Idealtypen zeigt den immensen Einfluss von kulturellem Kapital auf die Häufigkeit ein Museum in Berlin zu besuchen; Idealtyp A (westdeutsche Frau, ohne Migrationshintergrund, über 500 Bücher, erwerbstätig, in allen Lebensphasen kulturellen Unterricht erhalten, durchschnittl. ISEI-, Sozialkapital-, Arbeitsstunden-, Einkommens- und Alterswerte) besitzt eine Wahrscheinlichkeit von 24,4% mehr als fünfmal in den letzten zwölf Monaten ein Museum besucht zu haben, beim Idealtyp B (westdeutsche Frau, ohne Migrationshintergrund, 01-10 Bücher, erwerbstätig, keinen kulturellen Unterricht erhalten, durchschnittl. ISEI-, Sozialkapital-, Arbeitsstunden-, Einkommens- und Alterswerte) sind es nur 0,2%.

Auch bei hoher Bildung erreicht der Idealtyp B nicht die vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten des Idealtyp A. Dieser wiederum, startet bereits bei niedriger Bildung mit einer hohen vorhergesagten Wahrscheinlichkeit, die mit zunehmender Bildung noch weiter ansteigt, wie die unteren Grafiken zeigen.



Fazit

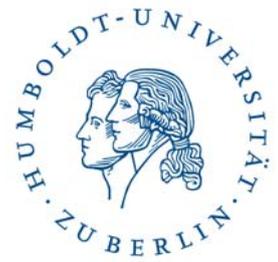
Die empirische Analyse zeigt: Vor allem Kulturkapital-Determinanten wirken auf die Häufigkeit des Besuchs von Berliner Museen in den letzten 12 Monaten ein. Berliner Museen sind sozial geschlossene Räume, die nicht über soziale Klassen hinweg besucht werden, sondern von Personen mit einem hohen kulturellen Kapital häufiger besucht werden, als von Personen mit niedrigem kulturellem Kapital.

Wohnst Du noch oder engagierst Du Dich schon?

Der Zusammenhang zwischen Engagement und Identifikation in Berlin

Humboldt Universität zu Berlin
 Institut für Sozialwissenschaften
 Untersuchungszeitraum :
 November—Dezember 2015

Romina Rein
 Eileen-Maria Rohrbeck
 Sebastian Schiller
 Stefan Vogel
 Mirko Wegemann
 Thomas Winterlich



Die Forschungsarbeit geht der Frage nach, ob das Engagement einer Person von der Identifikation mit der Wohnumgebung abhängt. Speziell in Berlin, einer Stadt mit hohen Migrationszahlen aus dem Um- und Ausland, stellt sich die Frage, ob die zugezogenen Personen sich gleichermaßen mit ihrem Wohnumfeld identifizieren. Dazu wird zwischen der emotionalen und der klassifikatorischen Identifikation unterschieden und verschiedene Faktoren wie z.B. vorhandene Grünflächen, der Lärmpegel oder die Wohndauer werden untersucht. Zudem ist die Frage relevant, ob und welche Art von Netzwerken einen Einfluss auf das Engagement hat. Der Fragebogen deckt dabei die Religiosität, soziale Netzwerke und Vereinsmitgliedschaft ab.

Forschungsstand:

Die Untersuchung von Engagement beruht auf verschiedenen Forschungsansätzen. Vor allem für die soziodemographischen Faktoren Einkommen, Bildung sowie das Alter wurden Effekte auf das Engagement nachgewiesen. Bezogen auf den Zusammenhang zwischen Identifikation und Engagement gibt es theoretische Grundlagen (u.a. Proshansky 1983), jedoch liegen wenige empirische Arbeiten vor. Gesemann und Roth finden allerdings heraus, dass eine hohe Identifikation freiwilliges Engagement fördert (2015).



Abbildung 1: Anteil der Engagierten nach Bezirken. Hohes Engagement in Charlottenburg-Wilmersdorf, wenig Engagement in Marzahn-Hellersdorf.

Daten und Variablen:

Die Datengrundlage der Forschungsarbeit basiert auf einer telefonischen Erhebung (CATI), welche im Rahmen der Lehrveranstaltung „Empirische Sozialforschung I+II“ von insgesamt 107 Studierenden aus 23 Arbeitsgruppen erhoben wurde. Dabei wurden 739 Berliner_innen im Alter von 18-95 zum Thema „Soziale Ungleichheit in Berlin“ befragt. Die abhängige Variable, welche in dieser Forschungsarbeit untersucht werden soll, bildet das dichotom erholene Engagement. Erklärt wird diese durch zwei Sphären der Identifikation: die Vereinsmitgliedschaft, die Lebensqualität und Infrastruktur im Bezirk sowie das Verantwortungsgefühl zur Mitgestaltung öffentlicher Räume stellen die emotionale, der Eigenheimbesitz und die Wohndauer die klassifikatorische Komponente der Identifikation dar. Zugleich wurde auf zahlreiche Drittvariablen (wie die Arbeitszeit und die Religiosität) kontrolliert.

Abhängige Variable	(1)	(2)	(3)
Engagement	Modell I	Modell II	Modell III
Alter (Referenzkategorie: 46-65 Jahre)			
Über 75 Jahre	0.115*** (-3.51)	0.106*** (-3.50)	0.109*** (-3.43)
Arbeitsdauer	0.957 (-2.56)	0.959 (-2.17)	0.960 (-2.15)
Religiosität	1.112 (2.15)	1.151 (2.58)	1.152 (2.56)
Emotionale Identifikationsfaktoren			
Vereins- & Organisationszugehörigkeit		3.128*** (3.99)	3.168*** (4.04)
Soziales Kapital		0.680* (-2.14)	0.666* (-2.26)
Ruf des Bezirks		0.696 (-1.76)	0.701 (-1.70)
Lebensqualität des Bezirks		1.707 (2.34)	1.735 (2.38)
Infrastruktur des Bezirks		1.603 (2.25)	1.530 (1.98)
Verantwortungsgefühl zur Mitgestaltung des Bezirks (Referenzkategorie: Ablehnung)			
Teils/teils		2.541* (2.41)	2.618* (2.49)
Zustimmung		2.526** (2.69)	2.561** (2.72)
Klassifikatorische Identifikationsfaktoren			
Aufenthaltsdauer in derzeitiger Wohnung (Ref.-Kategorie: sei 10-30 Jahren)			
Seit Geburt			1.197 (0.19)
Seit 30 Jahren oder länger			0.853 (-0.42)
Seit 3-10 Jahren			0.859 (-0.42)
Seit weniger als 3 Jahren			1.299 (0.57)
Eigentumsbesitzer			0.817 (-0.55)
N	520	520	520
pseudo R ²	0.1382	0.2188	0.2214

Reduzierte Ergebnisübersicht; Odds-Ratios; z-Werte in den Klammern
 Signifikanzniveaus: $p < 0.05$, $p < 0.01$, $p < 0.001$
 Alle Modelle enthalten außerdem die standarddemographischen Variablen:
 Soziale Herkunft, Geschlecht, Berufsprestige, Gesundheitszustand, Nettoäquivalen-
 zeinkommen, Bildungsstand, Erwerbstätigkeit und Konfession.

Theorie:	Hypothese:	Ergebnis:
Soziodemographische Determinanten	H1.1: Ältere Menschen engagieren sich weniger.	✓ (für über 75-jährige)
	H1.2: Je mehr Personen arbeiten, desto geringer die Chance eines Engagements.	✓
	H1.3.: Je religiöser, desto eher erfolgt ein Engagement.	✓
Emotionale Identifikation	H2.1: Vereinsnnetzwerke erhöhen die Chance eines Engagements.	✓
	H2.2: Soziales Kapital erhöht die Chance eines Engagements.	× (umgekehrter Effekt)
	H2.3: Positivbewertungen des Bezirks erhöht Chance für Engagement.	✓
	H2.4: Verantwortungsgefühl für öffentl. Mitgestaltung erhöht Engagementsbereitschaft.	✓
Klassifikatorische Identifikation	H3.1: Je länger eine Person an einem Ort lebt, desto größer die Engagementsbereitschaft.	×
	H3.2: Eigentum erhöht die Chance auf Engagement.	×

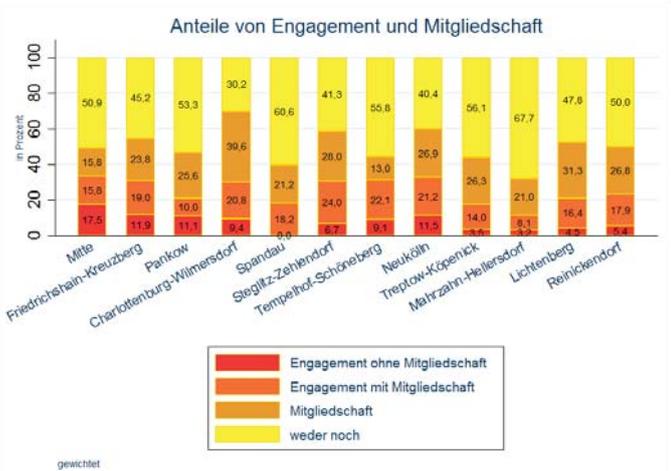


Abbildung 1: Anteil der Engagierten nach Vereinsmitgliedschaft. Engagement und Vereinsmitgliedschaft treten oftmals gemeinsam auf.

Der Zusammenhang zwischen Identifikation und Engagement konnte bestätigt werden. Zwar nicht für die Thesen zur klassifikatorischen Identifikation, aber eindeutig für die Thesen zur emotionalen Identifikation. Wer sich in seiner Wohnumgebung wohl fühlt und ein Verbundenheitsgefühl entwickelt, hat eine signifikant höhere Wahrscheinlichkeit, sich zu engagieren. Ausreichend Grünflächen und ein angenehmer Lärmpegel tragen dazu bei, sich wohl zu fühlen. Soziale Netzwerke binden die Menschen ein. Offen bleibt noch die Frage, in welcher Richtung der Zusammenhang wirkt. Führt Identifikation dazu, sich zu engagieren, oder trägt Engagementstätigkeit dazu bei, sich mit dem Umfeld zu identifizieren.

Ist der Park für alle da?

Eine Untersuchung, inwieweit die Parknutzung der Berliner_innen von ihren soziodemographischen Merkmalen abhängt

Humboldt-Universität zu Berlin
 Institut für Sozialwissenschaften
 Empirische Sozialforschung I-II
 Wintersemester 2015/16

Verfasser_innen:
 Jana Lajsic
 Helene Vork
 Charlotte Freudenberg
 David Gutensohn
 Carolin Gerold



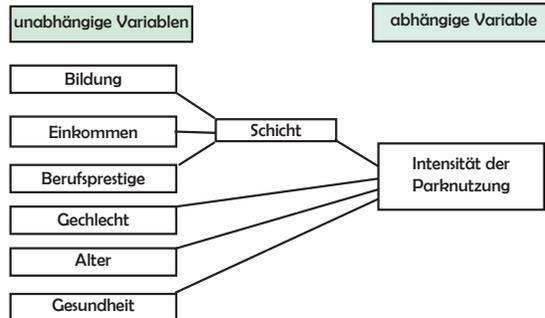
Problem und Fragestellung

Dass der Stadtpark ein öffentliches Gut darstellt und prinzipiell für jeden nutzbar ist, ist unbestritten. Die Wichtigkeit von Parks für die Berliner_innen kommt immer wieder zum Ausdruck - bekannte Beispiele aus den letzten Jahren sind die Konflikte um den Tempelhofer Feld, den Görlitzer Park oder den Mauerpark. Die Initiativen eint ein Ziel: Parks für die breite Bevölkerung der Stadt zu erhalten. Doch ist der Park tatsächlich ein Ort an dem sich alle Schichten, Geschlechter und Altersgruppen begegnen? Dieser Frage haben wir uns zum Anlass genommen zu untersuchen, ob ein Zusammenhang zwischen der Intensität der Parknutzung und den soziodemographischen Merkmalen von Berliner*innen besteht?

Theorie und Hypothesen

Wir nehmen an, dass die Dimensionen der Schicht (Einkommen, Bildung und Berufsprestige) mit Ressourcen einhergehen, die den Bedarf an Erholung im Freien bereits abdecken, und dass höhere Schichten Parks deshalb weniger brauchen und entsprechend weniger nutzen. Darum stellen wir folgende Hypothesen auf: **Je höher das Einkommen, das Bildungsniveau und das Berufsprestige, desto geringer die Nutzung von Parks.** Ältere Menschen sind vermutlich weniger körperlich aktiv als Jüngere, weil weniger mobil. Deswegen wollen wir die Hypothese: **Je höher das Alter, desto geringer die Nutzung von Parks** überprüfen. Eine Begrenzung der Mobilität stellt auch die allgemeine Gesundheit dar, weshalb wir folgende Hypothese aufstellen: **Je schlechter der Gesundheitszustand, desto geringer die Nutzung von Parks.** Studien deuten darauf, dass Frauen den öffentlichen Raum weniger nutzen als Männer. Als Gründe hierfür werden die höhere Angst von Frauen und die Gestaltung des öffentlichen Raumes erwähnt. Wir wollen überprüfen, ob **Frauen Parks weniger nutzen als Männer.**

Forschungskonzept

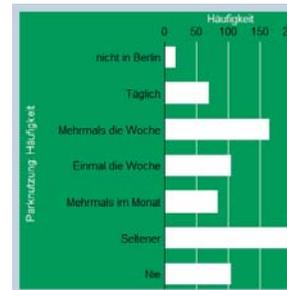


Daten und Variablen

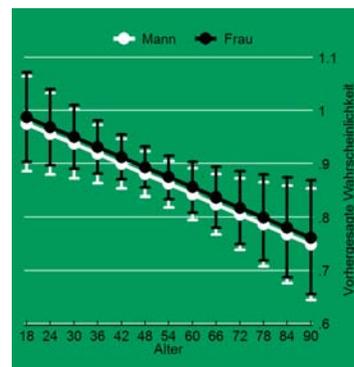
Die Grundlage unserer Daten entstammt einer berlinweiten Telefonbefragung der Humboldt Universität zu Berlin zum Thema "Stadt und soziale Ungleichheit". Um soziale Ungleichheit im Bezug auf die Intensität der Parknutzung zu messen, wurden Daten zu Alter, Geschlecht, Einkommen, Bildung und Gesundheitszustand sowie Dauer und Häufigkeit der Parknutzung erhoben. Die Grundgesamtheit besteht aus der Wohnbevölkerung Berlins im Alter von über 18 Jahren. Die letztendliche Fallzahl beläuft sich auf 739 Fälle. Miteinerlinearen und einerlogistischen Regression wurde der Einfluss verschiedener unabhängiger Variablen auf die Intensität der Parknutzung berechnet. Weiterhin geht eine Reihe von Kontrollvariablen in unsere Modelle ein.

Deskriptive Analyse

Die Häufigkeit der Parkbesuche von Berliner*innen im Sommer 2015



Die größte Kategorie bilden die Befragten, die angaben "seltener" in Parks gegangen zu sein



Es wurden keine Hinweise gefunden, dass Frauen weniger wahrscheinlich in den Park gehen

Zusammenfassung und Fazit

Nach unserer Auswertung kamen wir zu dem Ergebnis, dass die Schichtzugehörigkeit keinen Einfluss auf die Intensität der Parknutzung aufweist. Dies könnte an den gewählten klassischen Trias (Einkommen, Bildung und Berufsprestige) liegen oder aber daran, dass es tatsächlich keine schichtspezifischen Unterschiede in der Intensität der Parknutzung gibt. Bezüglich des Alters als Dimension der sozialen Ungleichheit konnte unsere Forschung die Hypothese, dass mit steigenden Lebensjahren die Parknutzung sinkt, bestätigen. Dagegen erklärt das Alter nicht, warum Parkbesucher*innen Parks weniger oder mehr nutzen. Weiter führt eine Verschlechterung des Gesundheitszustandes zu einer niedrigeren Wahrscheinlichkeit in den Park zu gehen. In Bezug auf das Geschlecht als Dimension sozialer Ungleichheit lässt sich die Aussage "Frauen nutzen Parks weniger als Männer" nicht belegen. So war es schön zu sehen, dass keine sozioökonomischen oder geschlechtsspezifischen Unterschiede bezüglich dieser Dimension des öffentlichen Raums festgestellt werden konnten.

Wesentliche erklärende Variablen	Logistische Regression	Lineare Regression
	Parknutzung ja/nein	Intensität der Parknutzung
Alter (zentriert)	0.969* (-2.043)	0.990 (-1.334)
Geschlecht (Referenz: Mann)	1.102 (0.328)	1.050 (0.301)
Schicht		
Nettoäquivalenzeinkommen (zentriert)	1.000 (1.091)	1.000** (3.490)
Bildung (Referenz: Hochschulabschluss)		
Kein Abschluss		3.920* (2.100)
Hauptschulabschluss (o. berufliche Ausbildung)	0.810 (-0.230)	1.613 (0.742)
Mittlere Reife (o. berufliche Ausbildung)	0.156 (-1.646)	0.640 (-0.681)
Abitur (o. berufliche Ausbildung)	1.273 (0.181)	1.091 (0.181)
Fachhochschulabschluss	1.539 (0.825)	0.810 (-0.773)
Berufsprestige (zentriert)	1.012 (0.835)	0.989 (-1.604)
Migrationshintergrund (Referenz: ohne)	2.825 (1.274)	1.190 (0.686)
Erwerbstätigkeit (Referenz: ohne)	4.765* (1.987)	1.420 (1.060)
Arbeitsstunden	0.959* (-2.451)	0.998 (-0.316)
Gesundheit (Referenz: gut)		
mittel	0.844 (-0.431)	0.939 (-0.280)
schlecht	0.272* (-2.165)	0.521 (-1.521)
Konstante	2.746 (1.338)	334.7** (13.42)
Beobachtungen	574	490

Anmerkungen: Koeffizienten werden für die logistische Regression als Odds Ratios, für die lineare Regression exponenziert ausgegeben. Standardisierte z-Werte bzw. t-Werte in Klammern. Signifikanzniveau bei ** p<0.01 * p<0.05. Weitere Variablen: Bezirke, Bildungsniveaus, Garten, Balkon.

Willkommenskultur in Berlin?

Ursachen von Vorurteilen gegenüber Personen mit Migrationshintergrund



Problem und Forschungsfrage

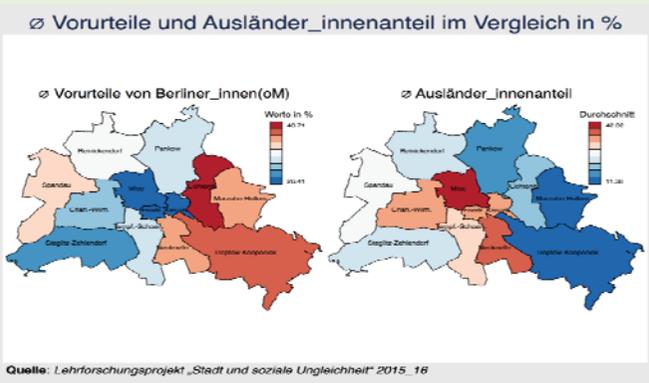
Der Fokus unserer Arbeit liegt besonders auf den räumlichen Faktoren, die Einstellungen von Personen ohne Migrationshintergrund (PoM) gegenüber Personen mit Migrationshintergrund (PmM) beeinflussen und der Frage, warum sich diese Einstellungen positiv oder negativ entwickeln. Über die zentrale Kontakttheorie hinaus, wollen wir besonders im Kontext aktueller politischer Entwicklungen auch die Auswirkungen empfundener Bedrohung durch eine als fremd konstruierte Gruppe (PmM) ermitteln. Wir untersuchen zudem, wie diese Deprivationsbefürchtungen mit der ökonomischen, kulturellen und sozialen Kapitalausstattung der PoM zusammenhängen und Einfluss auf die auf Vorurteilsbildung nehmen. Mithilfe der Einbindung der Links-Rechts-Einstufung wird außerdem auch auf die Dimension politischer Einstellung kontrolliert und die Alltagsvermutung, dass rechte politische Positionen mit Fremdenfeindlichkeit gleichzusetzen sind, überprüft.

Unsere Forschungsfrage lautet: Welchen Einfluss haben räumliche Faktoren auf die Einstellung der Mitglieder der Mehrheitsgesellschaft zu Personen mit Migrationshintergrund im städtischen Raum?

Daten und Variablen

Die Datengrundlage ergab sich aus einer telefonisch durchgeführten, berlinweiten Umfrage der Humboldt-Universität zu Berlin zum Thema „Stadt und Soziale Ungleichheit“, welche im Rahmen des Moduls „Empirische Sozialforschung“ durchgeführt wurde. Als abhängige Variable unseres Forschungskonzepts wurde eine Skala der Vorurteile gegenüber Personen mit Migrationshintergrund gewählt. Die zentrale, unabhängige Variable ist der Kontakt zu Personen mit Migrationshintergrund, welcher auf zwei Ebenen erfasst wurde – Kontakt in der Nachbarschaft und im Freundes- und Bekanntenkreis. Weitere, auf die Gruppenbedrohungstheorie, Kapitalientheorie und Konzeptualisierung der politischen Orientierung zurückgehende Variablen wurden neben der Standarddemographie miteinbezogen. Zur empirischen Bestimmung relevanter Einflussgrößen auf die abhängige Variable wurde eine multiple Regression nach dem OLS-Schätzungsverfahren durchgeführt.

Deskriptive Auswertung



Der Vergleich des Ausländer_innenanteils mit den Vorurteilen von Berliner_innen ohne Migrationshintergrund in den Bezirken zeigt, dass bis auf die Ausnahme Neukölln Vorurteile stets dort größer sind, wo der Ausländer_innenanteil geringer ist und umgekehrt. Im Sinne der Kontakttheorie zeigt sich hierbei deutlich, dass nicht nur die Kontakthäufigkeit, sondern auch die Kontaktmöglichkeit im Kontext der Vorurteilsbildung betrachtet werden sollte.

Regressionstabelle und Ergebnisse

VARIABLEN	Finalmodell ohne Interaktionseffekt Vorurteile	Finalmodell mit Interaktionseffekt Vorurteile
Kontaktmodell		
Starker Kontakt zu PmM in der Nachbarschaft	-0.061* (-1.97)	-0.079* (-2.40)
Schwacher Kontakt zu PmM im Freundes- und Bekanntenkreis	-0.098** (-3.04)	-0.079* (-2.36)
Standarddemographiemodell - Alle Variablen sind insignifikant -		
Gruppenbedrohungmodell		
Sorgen um allg. wirtschtl. Entwicklung (Referenz: überhaupt keine)		
Wenige Sorgen allgemein	0.088** (2.70)	0.093** (2.93)
Große - sehr große Sorgen allgemein	0.142*** (3.93)	0.142*** (4.00)
Sorgen um eigene wirtschtl. Entwicklung (Referenz: überhaupt keine)		
Große - sehr große Sorgen persönlich	0.082* (2.23)	0.083* (2.29)
Kapitalienmodell		
Haushaltsinkommen - kategorisiert OECD-gewichtet (Referenz: niedriges Haushaltsinkommen)		
Hohes Haushaltsinkommen	0.101** (2.91)	0.090** (2.64)
Sehr hohes Haushaltsinkommen	0.088* (2.22)	0.079* (2.02)
Berufsprestige (Referenz: mittleres Berufsprestige)		
Hohes Prestige	-0.054* (-1.93)	-0.058* (-2.01)
Statusentwicklung (Referenz: keine Statusentwicklung)		
Negative Statusentwicklung	-0.070* (-2.55)	-0.072** (-2.60)
CASMIN-Bildung mit KIGGS-Gewichtung (Referenz: Hochschulabschluss)		
Niedrige Bildung, zusammengesetzt aus: 1a - Kein Abschluss, 1b - Hauptschulabschluss ohne Ausbildung und 1c - Ausbildung ohne Schulabschluss	0.112* (1.93)	0.118* (2.05)
Mittlere Bildung 2b: Mittlere Reife und berufliche Ausbildung	0.062* (2.06)	0.069* (2.27)
Soziales Kapital (Referenz: hohes soziales Kapital)		
Mittleres Soziales Kapital	0.065* (2.14)	0.058* (1.93)
Kulturelles Kapital (Referenz: hohes kulturelles Kapital)		
Wenig kulturelles Kapital	0.119* (2.21)	0.148** (3.22)
Modell der politischen Orientierung		
Links-Rechts-Einstufung (0-ganz links, 10-ganz rechts)		
Kontrollterm Links-Rechts-Einstufung	0.050*** (8.64)	0.049*** (8.23)
Externe Makrodaten, Kontrollterme, Interaktionseffekte		
Veränderung der Arbeitslosenquote (zentriert)		
Kontrollterm Arbeitslosenquote	0.080*** (3.64)	0.077*** (3.44)
Wenig kulturelles Kapital & politische Orientierung		
Politische Orientierung & Veränderung der Arbeitslosenquote	-0.095* (-2.18)	-0.106** (-2.43)
Konstante		
428	428	
Korrigiertes R ²		
0.531	0.544	

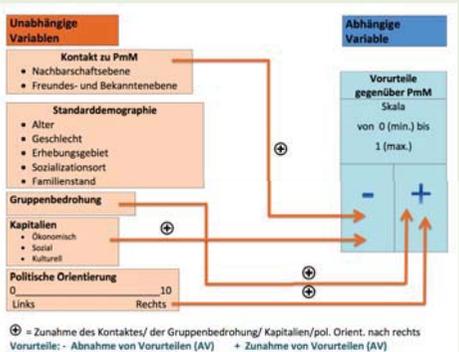
(Robuste T-Werte in Klammern verzeichnet)
 *** p<0.001 = höchst signifikant, ** p<0.01 = sehr signifikant, * p<0.05 = signifikant

Es handelt sich hierbei um eine Kurzfassung der Regressionstabelle ohne insignifikante Variablen. Weitere Variablen, auf die kontrolliert wird: Alter, Geschlecht, Erhebungsgebiet, Sozialisationsort, Familienstand, Lebenszufriedenheit, Gesundheit, Erwerbstätigkeit, berufliche Stellung, Wohneigentum, Schichtestufung und externe Makrodaten zur Veränderung des Migrant_innenanteils.

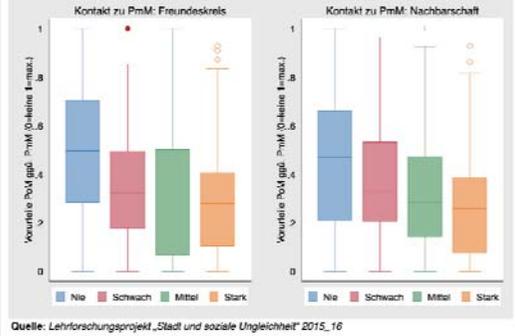
Forschungsstand

Einflussfaktoren für die Entwicklung von Vorurteilen wurden bisher in zahlreichen deutschlandweiten und europäisch vergleichenden Studien untersucht. Als regelmäßiger Untersuchungsgegenstand hat sich hierbei die These etabliert, dass größerer Kontakt zu PmM zu weniger Vorurteilen gegenüber diesen führt. Auch sozio-ökonomische Faktoren wie Arbeitslosigkeit, der Bildungshintergrund und die soziale Herkunft werden häufig als mögliche Anhaltspunkte für das Entstehen vorurteilsbehafteter Meinungen in Betracht gezogen. Hierbei wird auch immer Bezug auf standarddemographische Merkmale genommen, wie etwa in deutschlandspezifischen Umfragen auf die Herkunft in der ehemaligen BRD oder DDR. Hiervon abgesehen scheinen Vorurteile gegenüber PmM in Deutschland schwerpunktmäßig unter dem Leitwort der Ausländerfeindlichkeit als Teil von Forschungen zu rechtsextremistischen Einstellungen analysiert zu werden. In diesem Kontext werden Vorurteile oft auf die politische Orientierung, Parteipräferenzen und traditionsbezogene Werteinstellungen zurückgeführt.

Theorie und Hypothesen



Vorurteile ggü. PmM in den Dimensionen des Kontakts



Zusammenfassung und Fazit

Unser Finalmodell weist ein hohes korrigiertes R² von 53,1% ohne Interaktionseffekt und von 54,4% mit Interaktionseffekt auf. Der Erklärungszuwachs durch die Kontaktvariablen hat gezeigt, dass das Vorhandensein von Kontakt in der Nachbarschaft und im Freundeskreis zwar einen senkenden Einfluss auf die Vorurteilsanfälligkeit hat, dieser jedoch geringer als erwartet und nur minimal von der Häufigkeit des Kontaktes abhängig ist. Die Standarddemographie sowie die gruppenbedrohungstheoretischen Variablen zum Wohlbefinden haben dagegen keinen Effekt auf die Vorurteilsbildung gezeigt. Anstatt räumlicher Erklärungsfaktoren haben besonders eine rechte politische Einstellung, niedrige kulturelle Kapitalien und ökonomische Deprivationsängste bzgl. der allgemeinen Wirtschaftslage Vorurteile gegenüber PmM zur Folge. Diese aufschlussreichen und theoretisch haltbaren Ergebnisse lassen sich aufgrund der geringen Fallzahl jedoch nicht eindeutig als allgemeingültige Einflussfaktoren determinieren, sodass zukünftige, spezifischere Untersuchungen zu repräsentativeren Erkenntnissen beitragen könnten.

Der Einfluss der Determinanten des sozioökonomischen Status auf die Wahrscheinlichkeit zur Partizipation in formellen Gruppen

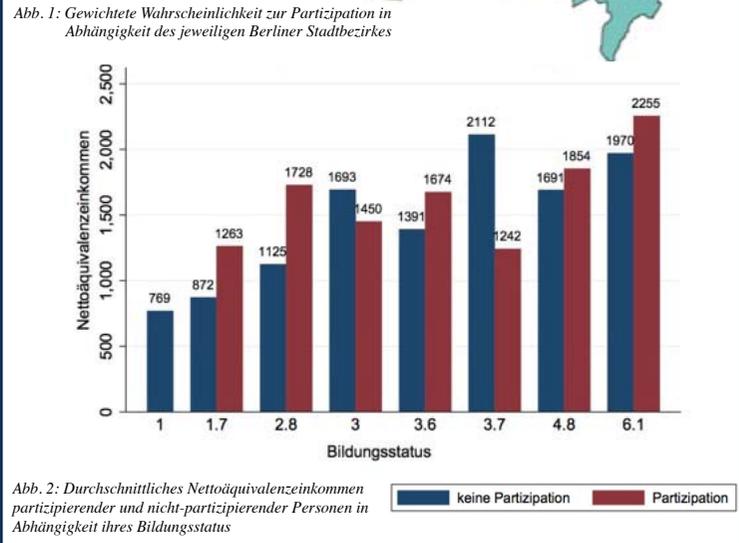
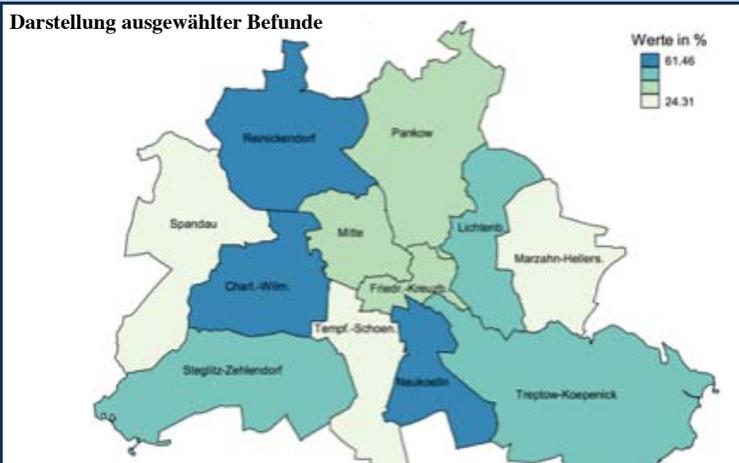
Humboldt Universität zu Berlin
 Kultur-, Sozial- und Bildungswissenschaftliche Fakultät
 Institut für Sozialwissenschaften
 Empirische Sozialforschung II
 Wintersemester 15/16
 Isabella Dobler, Stephan Dombrowski, Chi Nam Du,
 Annika Kroll, Benedikt Rein



Problem und Forschungsfrage
 Soziale Ungleichheit wird in vielen Lebensbereichen reproduziert. So stellt sich die Frage, ob die Partizipation in formellen Gruppen auch im Rahmen der sozialen Ungleichheit eingebettet ist oder ob Partizipation einen Ort des egalitären Zusammenkommens bildet. Daher soll überprüft werden, inwiefern der sozioökonomische Status einer Person einen Einfluss auf die aktive Teilhabe in Vereinen und das Ausführen eines Ehrenamtes hat. Als bestimmende Faktoren des sozioökonomischen Status werden Bildung, Einkommen sowie das Berufsprestige eines Individuums auf ihre Wirkung überprüft. Mithilfe der Perspektive des Quartiereffekts wird zudem die Auswirkung der Sozialstruktur des Wohnortes auf die Chance zu partizipieren gemessen.

Forschungsstand
 Eine Vielzahl an Studien belegen bereits den Einfluss vom Bildungsstand und Einkommen auf die Partizipation. Einige ForscherInnen wie René Bekkers gehen sogar von einem primären Einfluss der Bildung aus. Die Auswirkung verschiedener beruflicher Stellungen erwies sich in der Vergangenheit dahingegen wiederholt als nicht signifikant. Zusätzlich wurde in weiteren Untersuchungen festgestellt, dass eine starke Bindung an die Kirche die Partizipation verstärkt, ebenso wie die Sozialisation in Westdeutschland gegenüber der in Ostdeutschland. Männer zeigten verstärkt eine häufigere Partizipation als Frauen auf und Menschen mittleren Alters stärker als junge und alte Menschen. Außerdem ist eine Beteiligung in Abhängigkeit der Lebenssituation eines Menschen zu erkennen, dies kann mit gegebenem Fragebogen allerdings nicht überprüft werden. Inwiefern sich die bisherigen Ergebnisse auf Berlin übertragen lassen, soll hier geklärt werden.

Daten und Variablen
 Die verwendeten Daten wurden im November und Dezember 2015 mittels einer doppelt randomisierten Telefonumfrage im Zuge der Lehrveranstaltung „Empirische Sozialforschung 1+2“ an der Humboldt Universität zu Berlin erhoben. Die Stichprobe hat eine Größe von 739 Personen. Die betrachtete Grundgesamtheit besteht aus allen Personen mit Wohnsitz in Berlin, die mindestens 18 Jahre alt sind. Die abhängige Variable Partizipation wird mittels vier Items des Fragebogens gebildet. Diese fragen die Mitgliedschaft in einer formellen Gruppe bzw. das ausgeführte Ehrenamt sowie den jeweilig aufgetragenen Zeitaufwand ab. Die unabhängigen Variablen werden anhand mehrerer Fragen zu Beruf, Einkommen, Bildung und Wohnort operationalisiert um anschließend deren Einfluss mittels einer logistischen Regression zu ermitteln.



Regressionstabelle

Variablen (Referenzkategorie)	(1) Stdk. V. Partizipation	(2) Schicht Partizipation	(3) Quartier Partizipation	(4) Gesamt Partizipation
Geschlecht (Frau)	273 (1.23)	283 (1.25)	327 (1.44)	262 (1.14)
Alter	9 (1.43)	6 (0.94)	6 (0.93)	0.017* (2.06)
Ort (West)	-425 (-1.92)	-392 (-1.77)	-386 (-1.74)	-270 (-1.11)
Bildungsstatus		0.252* (2.29)	0.236* (2.13)	0.224* (1.98)
Nettoäquivalenzeinkommen		0 (0.86)	0 (0.82)	0 (0.89)
ISEI-Wert		-12 (-1.35)	-12 (-1.41)	-11 (-1.28)
Religiösität				12 (0.30)
Religiöse Gemeinschaft (Kein Mitglied)				242 (0.82)
Stadtbezirke (Ungünstig)			0.465* (1.97)	0.458* (1.98)
Lebensjahre in Berlin: seit Geburt (seit 30 Jahren und länger)				477 (1.74)
Lebensjahre in Berlin: 30-10 Jahre (seit 30 Jahren und länger)				0.854* (2.56)
Lebensjahre in Berlin: unter 3 Jahre (seit 30 Jahren und länger)				-1.808* (-2.01)
Gesundheit: sehr gut (gut)				360 (1.22)
Gesundheit: schlecht (gut)				-745 (-1.27)
Konstante	-568 (-1.49)	-1.290* (-2.15)	-1.300* (-2.15)	-2.351** (-3.21)
Observationen	530	530	530	530
Pseudo-R²	0.0154	0.0330	0.0398	0.0754
LR-Test	7106	14.59	19.83	38.48
Freiheitsgrade	3	6	7	16
Prob > chi	0.0686	0.0237	0.00596	0.00129

Robuste Standardfehler in Klammern
 *** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05
 Außerdem in Regression enthalten: Gesundheit: sehr schlecht, Gesundheit: mittelmäßig, Lebensjahre in Berlin: 10-3 Jahre

Autoren	Theorien	Hypothesen	bestätigt/falziert
Hillmann Lipset Böhmke	sozio-ökonomischer Status mit Komponenten Einkommen, Bildung, Sozialprestige als Analysemodell für Partizipation	<i>Eine hohe Bildung wirkt sich stark positiv auf die Wahrscheinlichkeit aus, mit der eine Person partizipiert.</i> <i>Ein hohes Einkommen wirkt sich stark positiv auf die Wahrscheinlichkeit aus, mit der eine Person partizipiert.</i> <i>Ein Beruf mit hohem Prestige wirkt sich stark positiv auf die Wahrscheinlichkeit aus, mit der eine Person partizipiert.</i>	bestätigt falziert falziert
Dangschat Volkman	Quartiereffekt; spezifische Verteilung von sozialen Gruppen auf den Stadtraum und mögliche Anpassung im gleichen Wohnquartier	<i>In den Bezirken Steglitz-Zehlendorf, Charlottenburg-Wilmersdorf und Pankow partizipiert ein größerer Anteil der Bewohner im Vergleich zu den "ungünstigen" Bezirken Marzahn-Hellersdorf, Spandau, Mitte und Neukölln.</i>	bestätigt

Zusammenfassung und Fazit
 Die empirische Untersuchung des Partizipationsverhaltens der Berliner Bevölkerung hat zu fundierten Ergebnissen geführt. Zunächst einmal kann gezeigt werden, dass weder ein hohes Einkommen noch ein hohes Berufsprestige die Chance zu partizipieren signifikant beeinflussen. Der Empirie zufolge bestätigt sich darüber hinaus der vermutete Quartiereffekt, denn in den günstigen Stadtbezirken wohnhafte Personen weisen eine höhere Chance zur Partizipation auf als BewohnerInnen der anderen ungünstigeren Berliner Stadtbezirke. Dementgegen steht die tatsächliche geografische Verteilung von partizipierenden Personen, die nicht kongruent mit der Verteilung der Chancen ist. Zusammengefasst lässt sich in Hinblick auf das Partizipationsverhalten in Abhängigkeit von der geografischen Lage eine Diskrepanz zwischen statistischer Chance zur Partizipation und tatsächlichen empirischen Verteilung der Partizipierenden erkennen. Weiterführend erweist sich das Geschlecht, sowie die Religiosität und Zugehörigkeit zu einer Religionsgemeinschaft als nicht einflussreich. Die geringe Erklärungskraft des Modells (7,5%) deutet darauf hin in Zukunft Untersuchungen mit weiteren Kontrollvariablen und einem verbesserten Datensatz durchzuführen, um wahre Einflussfaktoren der Partizipation zu bestimmen.