

Der lokale Ausländeranteil wirkt als selektiver Moderator: zur statistischen Erklärung von Ausländerablehnung

Urban, Dieter; Mayerl, Jochen

Veröffentlichungsversion / Published Version

Zeitschriftenartikel / journal article

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:

GESIS - Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Urban, D., & Mayerl, J. (2006). Der lokale Ausländeranteil wirkt als selektiver Moderator: zur statistischen Erklärung von Ausländerablehnung. *ZA-Information / Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung*, 59, 56-82. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-198343>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

Terms of use:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

Der lokale Ausländeranteil wirkt als selektiver Moderator: Zur statistischen Erklärung von Ausländerablehnung

von Dieter Urban und Jochen Mayerl¹

Zusammenfassung

Die Studie überprüft zwei "Moderatorhypothesen", nach denen die soziale Determination ausländerablehnender Einstellungen durch spezifische Kontexteffekte moderiert wird. Diese Effekte werden durch die räumliche Kontextvariable "Anteil von Ausländern im lokalen Wohnumfeld" ausgelöst. Es werden lineare Strukturgleichungsmodelle mit dem latenten Konstrukt "Ausländerablehnung" nach zwei verschiedenen Verfahren (ML-ROBUST- und WLSMV-Methode) unter Verwendung von Befragungsdaten aus einer lokalen Fallstudie geschätzt. Im Ergebnis werden beide Hypothesen bestätigt: Im sozialräumlichen Kontext "hoher lokaler Ausländeranteil" werden die Effekte soziodemographischer Prädiktoren entsprechend einer typischen Stärkeverteilung positiv moderiert. Dies gilt nicht in gleicher Weise für die soziale Determination von Lebenszufriedenheit. Die Moderation ist somit selektiv. Die Hypothese der spezifischen selektiven Moderation durch Kontextmerkmale kann genutzt werden, um die ursprünglich individualistische soziodemographische Erklärung von Ausländerablehnung durch Einbezug räumlicher Kontextmerkmale zu erweitern.

The Local Proportion of Foreigners Acts as a Selective Moderator: Explaining Anti-Foreigner Attitudes Statistically

Abstract

The study conducts a test of two "moderation hypotheses" claiming a particular moderation of the social determination of anti-foreigner attitudes by specific contextual effects. These effects are set off by the spatial variable "proportion of foreigners in

¹ Dr. **Dieter Urban** ist Professor, **Jochen Mayerl** (MA) ist Wissenschaftlicher Mitarbeiter am Institut für Sozialwissenschaften, Abteilung für Soziologie und empirische Sozialforschung (SOWI IV), Universität Stuttgart, 70174 Stuttgart.

local residential area". Several linear structural equation models with the latent construct "anti-foreigner attitude" are estimated applying both ML-ROBUST and WLSMV methods using data of a local German survey. The results can verify both moderation hypotheses: in the socio-spatial context of a high local proportion of foreigners, the effects of socio-demographic predictors are positively enforced following a particular distribution of enforcement power. However, this is restricted to attitudes concerning the rejection of foreigners. The social determination of life satisfaction acts in a different way. Thus, the moderation works selectively. We regard the hypothesis of selective moderation as an extension of the socio-demographic explanation of anti-foreigner attitudes. It incorporates socio-spatial characteristics into an originally individualistic scheme of explanation.

1 Problemstellung

Die Entstehung ausländerablehnender Einstellungen wird in der sozialwissenschaftlichen Forschung zumeist im Rahmen eines individualistischen Erkenntnisprogramms erklärt (manchmal gewollt, zumeist aber wohl unbeabsichtigt). Danach sind ausländerablehnende Einstellungen personal gebundene Wahrnehmungs- und Bewertungsdispositionen, deren Ausprägung von individuell verfügbaren kognitiven, kulturellen und sozialen Ressourcen beeinflusst wird.

In welcher Weise der Zusammenhang zwischen individuellen Ressourcen und ausländerablehnenden Einstellungen thematisiert wird, hängt vom jeweiligen theoretischen Erkenntnisinteresse ab. In der Ethnozentrismusforschung sind das oftmals deprivationstheoretische Überlegungen.² Häufig sind es aber auch Thesen aus Anomietheorie, Theorie sozialer Identität oder Autoritarismusforschung, welche die Forschung zur Entstehung ethnozentristischer Einstellungen anleiten.³ All diese Theoriemodelle benutzen entweder strikt akteursgebundene Erklärungskonzepte in Theorie- und Beobachtungssprache (z.B. "autoritaristische Orientierung" in der Theoriesprache und "Elternidealisierung" in der Beobachtungssprache), oder sie benutzen sozialstrukturelle Konzepte in der Theoriesprache (z.B. "Anomie" bzw. "Desintegration") und lösen diese dann für die empirische Beobachtung in individuelle Eigenschaften auf (z.B. im Falle von "Anomie" als "subjektive Verunsicherung").

2 Vgl. **Held** und **Horn** et al. 1991; **Hopf** 1994.

3 Vgl. die zusammenfassenden Darstellungen in: **Eckert** et al. 1996; **Fuchs** 2003; **Lüdemann** 2000; **Zick** 1997.

Was in den individualistischen Erklärungsmodellen der Ethnozentrismusforschung aber oftmals fehlt, sind Untersuchungen über die Modifikation der Erklärungsleistung individueller Faktoren (z.B. von Geschlecht oder vom individuell vorhandenen Ausmaß an Autoritarismus) durch situations- bzw. kontextspezifische Bedingungen, unter denen die jeweiligen Akteure das Ausländerthema wahrnehmen und bewerten (z.B. im Kontext von touristisch geprägten Auslandsaufenthalten oder im Kontext von inländischen Wohnquartieren mit fremdländisch-ethnischem Erscheinungsbild).

Erklärungsmodelle, welche die kontextuelle Modifikation von individuellen Effekten berücksichtigen, können als “strukturell-individualistische Modelle” bezeichnet werden. Wir wollen im Folgenden die Logik einer strukturell-individualistischen Analyse bei der statistischen Erklärung von Ausländerablehnung vorstellen. Dazu benutzen wir als Anwendungsbeispiel ein Strukturgleichungsmodell, das einige sehr prominente, individuelle Prädiktoren zur statistischen Erklärung (bzw. zur Varianzausschöpfung) des latenten Konstrukts “Ausländerablehnung” enthält (u.a. “Art der Schulbildung” und “Art der Berufsausbildung”). Wir schätzen die freien Parameter dieses Modells für zwei verschiedene Raumkontexte: für den Stadtbezirk einer südwestdeutschen Großstadt mit hoher lokaler Ausländerquote (ca. 30%) und für einen Stadtbezirk derselben Großstadt mit vergleichsweise niedriger lokaler Ausländerquote (ca. 12%). Der lokale Ausländeranteil dient uns also als nicht-individualistisches, strukturelles Merkmal, mit dem die Kontextabhängigkeit bzw. die situationsrelative Gültigkeit eines individualistischen Erklärungsmodells zu überprüfen ist.

Statistisch betrachtet benutzen wir die lokale Ausländerquote (hoch/niedrig) als kategoriale Moderatorvariable.⁴ Zur statistischen Analyse von deren Einflussstärke führen wir simultane Zweigruppen-Modellschätzungen (mit zwei verschiedenen Schätzverfahren) durch, bei denen das zu erklärende, latente Konstrukt (“Ausländerablehnung”) für jeden Stadtteil mit einem faktorinvarianten Messmodell in die Modellschätzungen einbezogen wird.

Eine Besonderheit unserer statistischen Analyse ergibt sich aus der Verwendung von zwei verschiedenen Schätzalgorithmen (ML-Robust und WLSMV). Dies ist notwendig, weil alle uns bekannten Indikatoren zur Messung von Ausländerablehnung, so auch die hier benutzten, schiefe bis sehr schiefe empirische Verteilungen aufweisen, die es verbieten, statistische Strukturgleichungsmodellierungen (SEM-Analysen) allein nach dem üblichen Maximum-Likelihood-Schätzverfahren durchzuführen.

4 Vgl. *Baron* and *Kenny* 1986; *Holmbeck* 1997; *Urban* und *Mayerl* 2006. Zur Analyse kontinuierlicher Moderatorvariablen vgl. *Bollen* and *Paxton* 1998.

Unsere Studie gliedert sich in folgende Abschnitte: Zunächst (in Abschnitt 2) werden wir die substanzielle und analytische Bedeutung der von uns ausgewählten Erklärungs- und Moderatorvariablen erläutern. Danach stellen wir die empirische Basis und die Stichprobe unserer Analysen vor (Abschnitt 3) und berichten über die Ergebnisse der Modellschätzungen und Multigruppenanalysen (Abschnitt 4). Zum Abschluss werden wir noch einmal die wichtigsten Resultate der Analysen zusammenfassen und bewerten (Abschnitt 5).

2 Analytischer Hintergrund

In Modellen zur sozialwissenschaftlichen Erklärung der Entstehung von Ausländerablehnung sind Indikatoren der individuellen sozialen Lage oftmals benutzte Prädiktoren. Insbesondere die vier Soziale-Lage-Indikatoren "Geschlecht, Alter, schulische Bildung und berufliche Ausbildung" sind häufig untersuchte soziodemographische Prädiktoren von Ausländerablehnung. Diese vier Variablen sollen auch im hier benutzten Erklärungsmodell als Prädiktoren von Ausländerablehnung eingesetzt werden. Sie sollen deshalb im Folgenden kurz erläutert werden:⁵

Der Zusammenhang zwischen Geschlecht und Ausländerablehnung wurde vielfach empirisch untersucht, wobei sich v.a. in bivariaten Analysen Männer als ausländerfeindlicher erwiesen haben als Frauen. In multivariaten Analysen wurde dieser Effekt jedoch häufig auspartialisiert und verlor dann seine Signifikanz (z.B. *Bacher* 2001; *Frindte* et al. 1999; *Vollebergh* 1992). Generell wird in allen sozialwissenschaftlichen Analysen zum Zusammenhang zwischen Geschlecht und Ethnozentrismus die Geschlechtsvariable nicht als biologisches Merkmal verstanden, sondern sie wird als Proxy-Variable zur Erfassung von typischen Sozialisationsformen, sozialen Identitätsmustern und erlernten Rollenverständnissen benutzt. Konfrontatives oder aggressives Verhalten sind dann Attribute, die eher mit einer klassischen Männerrolle als mit einer klassischen Frauenrolle vereinbar sind, und die als solche eine erhöhte Disposition zur Übernahme ausländerablehnender Einstellungen schaffen.

Die einstellungsbezogenen Effekte des persönlichen Lebensalters können in Generationen- und Lebenszykluseffekte (häufig auch "Alterseffekte" genannt) unterschieden werden. Generationeneffekte verweisen auf die während der Sozialisationsphase prägenden gesellschaftlichen Werte und Einstellungen sowie auf gemeinsame Erfahrungen, z.B. der Kriegs- oder Nachkriegsgeneration. So kann zwischen Alter und

5 Vgl. dazu *Beer-Kern* 1995; *Heitmeyer* et al. 1992; *Jaschke* 1996; *Stolz* 2000.

Ausländerablehnung ein positiver Effekt vermutet werden, der als Generationeneffekt auf die ethnozentristische Erziehungserfahrung älterer Generationen zurückzuführen wäre (vgl. mit empirischem Nachweis *Lüscher* 1997; *Schmidt* und *Heyder* 2000; *Vollebergh* 1992). Generationeneffekte werden häufig von Lebenszykluseffekten überlappt. Problematisch wird diese Überlappung vor allem dann, wenn die Effekte gegensinnig wirken. Z.B. können Jugendliche mit wenig persistenten und resistenten Einstellungen (vor allem männliche Jugendliche) besonders anfällig für extremistische Parolen und ausländerablehnende Einstellungen sein, obwohl der für sie gültige Generationeneffekt (im oben erwähnten Sinne) eher eine relativ abgeschwächte Form der Ausländerablehnung erwarten ließe (vgl. z.B. *Bacher* 2001). Effekte des Alters können folglich auch in sich inkonsistente oder kurvilineare Formen annehmen. Der Zusammenhang zwischen Alter und Ausländerablehnung ist demnach komplex und muss mit Bedacht substantiell interpretiert werden.

Die Höhe des allgemeinen Schulbildungsabschlusses wird von zahlreichen Studien als einer der stärksten Prädiktoren für die Entstehung von Ausländerablehnung nachgewiesen (vgl. *Kühnel* und *Terwey* 1994; *Mielke* und *Mummendy* 1995; *Stoess* 1995; *Wagner* und *Zick* 1995; *Zick* 1997; *Hopf* 1999; *Ganter* 2001; *Noack* 2001; *Rippl* 2002). Der Wirkmechanismus von Schulbildung auf Ausländerablehnung wird dabei grundsätzlich auf zwei verschiedenen (aber dennoch miteinander verwobenen) Ebenen angesiedelt. Zum einen wird die Höhe des erworbenen Bildungsgrads als Proxy für das Vorhandensein von Reflexionswissen (Differenzierungsvermögen, Kontextuierung, u.a.) sowie von wissenssensitiven Einstellungen (Postmaterialismus, Liberalität, u.a.) betrachtet. Es wird sodann angenommen, dass ein umfangreicheres Reflexionswissen und entsprechende Einstellungshaltungen das Ausmaß von ausländerablehnenden Einstellungen verringern können. Zum anderen wird die Höhe des erworbenen Bildungsgrades als Proxy für die Herausbildung einer sozialen Identität angesehen, die mit höherem Bildungsgrad zugleich auch Gefühle von Randständigkeit, unterer gesellschaftlicher Platzierung und Chancenbenachteiligung weniger häufig entstehen lässt und damit auch ausländerablehnende Einstellungen zur Verdrängung, zur Entlastung und zur externalen Attribution von Verantwortlichkeiten weniger häufig bzw. weniger ausgeprägt entstehen lässt.

Das Ausmaß bzw. die Höhe der beruflichen Bildung/Ausbildung bestimmt Zugangsmöglichkeiten zu aktuellen oder potenziellen beruflichen Positionierungen auf dem Arbeitsmarkt. Je "höher" der erreichte Ausbildungsabschluss ist (z.B. "Meisterabschluss" vs. "Teilfacharbeiterabschluss"), umso weniger anfällig gegenüber unerwünschten Risiken des Arbeitsmarktes wird die damit indizierte Berufsposition sein. Relativ stabile Berufspositionen, die entweder einen einmal erreichten Berufs-

status sichern oder die Realisation von Aufstiegsaspirationen ermöglichen, bieten den betroffenen Akteuren eine erhöhte institutionalisierte Verhaltenssicherheit, so dass für sie die Argumentationsfiguren der Ausländerablehnung eher weniger wichtig werden. Eine erhöhte berufliche Sicherheit wird Gefühle des drohenden oder bereits eingetretenen Statusverlustes durch die Arbeitsmarktkonkurrenz von ethnischen oder sozialen Minderheiten eher weniger häufig zulassen. Zudem können Berufsbildungsabschlüsse auch auf Einflusschancen von relativen Deprivationserfahrungen verweisen: ein niedriger Ausbildungsabschluss kann zu negativen Selbstwahrnehmungen und damit auch zu Deprivationserfahrungen führen. Dies kann über Prozesse des "displacement" zur Abwertung und Diskriminierung von Randgruppen und Minderheiten führen. In empirischen Studien hat sich die Ausbildungshöhe als wichtiger und effektstarker Prädiktor von Ausländerablehnung erwiesen (z.B. *Heyder* und *Schmidt* 2000; *Rippl* 2002; *Wagner* und *Zick* 1995; *Zick* 1997).⁶

In verschiedenen Studien zur Erklärung von Ausländerablehnung wird der raumbezogene Ausländeranteil und die regionale Verteilung von Ausländern im Bundesland, Landkreis oder in der Wohnumgebung als zusätzlicher externer Erklärungsfaktor untersucht (z.B. *Herrmann* 2001; *Hoffmeyer-Zlotnik* 2000; *Zick* 1997). Neben sozioökonomischen, soziodemographischen und subjektiven Einflussfaktoren rücken damit auch makroskopische Merkmale des Sozialraums in den Blickpunkt der Analyse.

Zumeist wird in der Literatur argumentiert, dass mit steigendem Ausländeranteil ausländerablehnende Einstellungen zunehmen (vgl. *Frey* und *Lubinski* 1987; *Herrmann* 2001; *Zick* 1997). Der diesbezügliche Wirkmechanismus kann über eine, nach dem Split-Labor-Market-Modell zu bestimmende, als bedrohlich wahrgenommene Konkurrenzsituation auf dem Arbeitsmarkt begründet werden. Denn eine solche Konkurrenzsituation lässt vor allem dort ausländerablehnende Einstellungen entstehen, wo durch einen hohen sichtbaren Ausländeranteil kontextuelle Hinweisreize (cues) gegeben werden, die entsprechende Wahrnehmungs- und Bewertungsmuster eher als anderswo "in den Köpfen" der dort lebenden Akteure aktualisieren können.

6 Strikt betrachtet gilt der hier skizzierte Zusammenhang zwischen Berufsbildung und Ausländerablehnung nur für Personen der Erwerbsbevölkerung, da nur diese von einer tatsächlichen oder attribuierten Konkurrenzsituation zwischen deutschen und ausländischen Anbietern auf dem Arbeitsmarkt betroffen sein können. Um dennoch auch nicht erwerbstätige Personen in die Analyse einbeziehen zu können, gehen wir in dieser Studie davon aus, dass entsprechende Zusammenhänge auch aufgrund von ehemaligen Berufserfahrungen (z.B. von Rentnern) und vermittelten Berufserfahrungen (z.B. über berufstätige Partner/Partnerinnen) entstehen können.

Empirisch hat sich jedoch auch gezeigt, dass der Ausländeranteil als Prädiktor der Ausländerablehnung häufig nur sehr schwache, nicht-signifikante Effekte aufweist (vgl. z.B. *Herrmann* 2001; *Zick* 1997). Und für den Ausländeranteil auf Landkreis-ebene wurde sogar ein schwach signifikanter Effekt in entgegengesetzter Richtung festgestellt, wonach ein hoher Ausländeranteil das Ausmaß an Ausländerablehnung eher reduziert als erhöht (*Herrmann* 2001).

Dass sich der erwartete Effekt einer erhöhten Ausländerablehnung bei höherem Ausländeranteil empirisch nicht immer bestätigte, kann verschiedene Gründe haben. Hierzu zählt z. B. die vermittelnde Funktion der Kontakthäufigkeit: mit zunehmender Kontaktfrequenz zu Ausländern können Personen auch eher positive Einstellungen gegenüber diesen ausbilden (vgl. *Böltken* 2000). Und die Wahrscheinlichkeit solcher Kontakte steigt wiederum, wenn Berufe ausgeübt werden, die auch viele ausländische Berufstätige ausüben, oder wenn der Ausländeranteil in der Wohnumgebung hoch ist.

Ein anderer Grund dafür, dass sich der erwartete Effekt einer erhöhten Ausländerablehnung bei zunehmendem Ausländeranteil empirisch nicht eindeutig nachweisen ließ, kann aber auch darin liegen, dass dieser Effekt in den entsprechenden Statistikmodellen falsch spezifiziert wurde. Wenn Sozialraum-Effekte keine eigenständige Relevanz für die Entstehung von Ausländerablehnung haben, sondern immer nur in Kombination mit anderen Prädiktoren oder über andere Prädiktoren ihre Wirkung entfalten, dann macht es wenig Sinn, in Statistikmodellen einen selbstständigen Effekt der Ausländerquote zu schätzen. Und das gilt erst recht für den Fall, dass die Ausländerquote in Kombination mit unterschiedlichen Individualprädiktoren unterschiedlich ausgerichtete Wirkungen zeigt. So wäre es z.B. möglich, dass ein hoher Ausländeranteil dafür sorgte, dass die Effektstärke des negativ gerichteten Prädiktors "Kontaktfrequenz" (je höher die Kontaktfrequenz, umso geringer die Ausländerablehnung) gesteigert wird, dass dadurch aber auch gleichzeitig die Effektstärke des positiv gerichteten Prädiktors "Kriminalitätsfurcht" ("je höher die Kriminalitätsfurcht, umso stärker die Ausländerablehnung") erhöht wird. In diesem Falle würde die Sozialraum-Eigenschaft "hoher Ausländeranteil" bewirken, dass gleichzeitig sowohl ein Contra-Effekt (Prädiktor "Kontaktfrequenz") als auch ein Pro-Effekt (Prädiktor "Kriminalitätsfurcht") in seiner Einflussstärke erhöht würde. Und damit wären zwei gegenläufig ausgerichtete Funktionen der Ausländerquote gegeben, die nicht im Schätzwert eines eigenständigen Prädiktors "Ausländerquote" zu erkennen wären, die diesen aber unter Umständen so stark verzerren könnten, dass der Prädiktor "Ausländerquote" als bedeutungslos erscheinen müsste.

Aus den genannten Gründen soll für die nachfolgenden statistischen Analysen der Ausländeranteil nicht als exogener Prädiktor von Ausländerablehnung benutzt werden. Stattdessen wird der Ausländeranteil als Moderatorvariable verstanden und damit der Einfluss des sozialräumlichen Kontextes für die einzelnen Zusammenhänge zwischen soziodemographischen Faktoren und Ausländerablehnung jeweils separat ermittelt. Dabei gehen wir von der Annahme aus, dass sozialräumliche Merkmale, die durch den lokalen Ausländeranteil indiziert werden, einen moderierenden Effekt auf die Beziehungen zwischen erklärenden Variablen (als exogenen Prädiktorvariablen) und der zu erklärenden Variablen "Ausländerablehnung" ausüben können.

Das bedeutet, dass durch die moderierende Wirkung des räumlichen Kontextes bei den hier analysierten Prädiktoreffekten eine Verstärkung oder eine Abschwächung erfolgt: Prädiktoreffekte, welche die Entstehung von Ausländerablehnung auslösen oder begünstigen, werden im Kontext eines hohen Ausländeranteils verstärkt, während (im umgekehrten Fall) Prädiktoreffekte, welche die Entstehung von Ausländerablehnung verhindern oder abschwächen, im Kontext eines hohen Ausländeranteils gemindert werden.

Demnach lautet die erste, hier zu testende Hypothese über den Moderatoreffekt des lokalen Ausländeranteils:

H1: Die Effekte von soziodemographischen Lageindikatoren auf ausländerablehnende Einstellungen werden durch das sozialräumliche Kontextmerkmal "Ausländeranteil" moderiert. In Sozialräumen mit einer hohen Ausländerquote werden Indikatoreffekte, welche die Ausländerablehnung begünstigen, erhöht, und werden Indikatoreffekte, welche die Ausländerablehnung abschwächen, reduziert.

Nach dieser Hypothese (H1) müssen sich bei Vorliegen eines räumlich bedingten Moderatoreffekts die statistisch geschätzten Effekte der erklärenden Variablen von Ausländerablehnung in Befragtengruppen aus Wohnquartieren mit deutlich unterschiedlichen Ausländeranteilen klar erkennbar voneinander unterscheiden. Die Hypothese ist also empirisch relativ leicht zu überprüfen.

Im Folgenden soll aber auch noch eine zweite Hypothese getestet werden. Diese Hypothese knüpft an den oben angesprochenen Wirkmechanismus zwischen Ausländeranteil und Effektverstärkung an. Wenn das Split-Labor-Market-Modell die Entstehung von Ausländerablehnung zutreffend erklärt, und wenn es vor allem die als unvorteilhaft für die eigenen Arbeitsmarkt- und Berufschancen wahrgenommene Konkurrenzsituation ist, welche ausländerablehnende Einstellungen begünstigt,

dann müssen insbesondere die Effekte solcher Prädiktoren von einer Kontextverstärkung betroffen sein, die a) deutlich und direkt die Arbeitsmarktchancen der Einstellungsträger bestimmen (z.B. der Grad beruflicher Ausbildung), und b) die es ermöglichen, dass bei Vorliegen einer nachteiligen Prädiktorenausprägung (z.B. einer Berufstätigkeit ohne Berufsbildungsabschluss) die damit verbundenen, arbeitsmarktbezogenen Unsicherheits- bzw. Nachteiligkeitseinschätzungen mit dem Ausländerthema zu verknüpfen sind (z.B. mit dem Argument: "Ausländer nehmen uns besonders die Jobs für Un- und Angelernte weg").

Unter den hier thematisierten vier Prädiktoren (Berufsbildung, Schulbildung, Alter, Geschlecht) hat der Grad bzw. das Ausmaß beruflicher Bildung die direkteste Beziehung zu vor- oder nachteiligen arbeitsmarktbezogenen und beruflichen Positionierungen. Die Berufsbildungseffekte müssten demnach am stärksten von einer Verstärkung durch ausländerabhängige Kontexteffekte betroffen sein. Im Unterschied dazu beeinflusst zwar auch das Ausmaß allgemein-schulischer Bildung die Positionierung auf inner- und außerbetrieblichen Arbeitsmärkten, aber hauptsächlich vermittelt über die Art der berufsbezogenen Bildung und Ausbildung. Deshalb wird hier angenommen, dass die Kontextverstärkung von allgemeinen Schulbildungseffekten nicht so stark ausfallen wird, wie die Verstärkung von berufsbezogenen Bildungseffekten. In noch schwächerer Weise gilt dies auch für Alters- und Geschlechtseffekte. Zwar gibt es auch selbstständige Effekte von Alter und Geschlecht auf die Zugänglichkeit zu bestimmten Berufspositionen. Ein großer Teil der Alters- und Geschlechtseffekte erfolgt aber indirekt und wird vermittelt über den Erwerb von allgemeinen und berufsbezogenen Bildungsabschlüssen. Zudem werden die Nachteile bestimmter Alters- und Geschlechtsausprägungen für die berufliche Positionierung nur selten argumentativ mit dem Ausländerthema verknüpft (ein solches Argument könnte z.B. lauten: "Ausländer/innen nehmen vor allem den Frauen die Jobs weg"). Aus diesen Gründen wird hier erwartet, dass Geschlechts- und Alterseffekte nicht so stark von ausländerbezogenen Kontexteffekten moderiert werden, wie die Effekte von Allgemeinbildung und Berufsbildung.

Die zweite zu testende Hypothese (H2) über den Moderatoreffekt des lokalen Ausländeranteils lautet deshalb:

H2: Die Effekte von soziodemographischen Lageindikatoren auf ausländerablehnende Einstellungen werden in selektiver Weise durch das sozialräumliche Kontextmerkmal "Ausländeranteil" moderiert. Je direkter diese Lageindikatoren auch Arbeitsmarkt- und Berufschancen bestimmen und je deutlicher sie argumentativ mit dem Ausländerthema verknüpfbar sind, umso stärker ist das Ausmaß der Moderation

(Verstärkung oder Abschwächung), dem sie unterliegen können. Demnach wird bezüglich der hier analysierten vier Lageeffekte ein Ausmaß kontextueller Moderation (M) mit folgender ordinalen Struktur erwartet:

$$M(\text{Berufsbild.effekte}) > M(\text{Schulbild.effekte}) > M(\text{Alterseffekte}) = M(\text{Geschl.effekte})$$

3 Stichprobe, Daten und Test der Messmodelle

Die empirischen Daten der folgenden Analysen stammen aus einem Projekt zu Problemen der Einstellungsmessung, das am Institut für Sozialwissenschaften der Universität Stuttgart unter der Leitung der Autoren durchgeführt wurde. Die standardisierte PAPI-Erhebung (paper and pencil personal interviewing) wurde als mündliche Befragung im Zeitraum von zwei Wochen im Mai/Juni 2002 in zwei Stadtteilen (im Folgenden: Stadtteil AH und Stadtteil AN) einer südwestdeutschen Großstadt durchgeführt (AH: N=195, AN: N=190)⁷. Dabei wurde die Stichprobenziehung als Quotenauswahl realisiert. Die Quotierung erfolgte nach Altersstruktur und Geschlechtsverhältnis (Letzteres in den einzelnen Altersgruppen). Die beiden Stadtteile wurden aufgrund ihrer sehr unterschiedlich hohen Ausländeranteile ausgewählt. Im Stadtteil AH (AH = Ausländeranteil hoch) betrug der Ausländeranteil zum Zeitpunkt der Befragung 30.2%, im Stadtteil AN (AN = Ausländeranteil niedrig) betrug er 12.2%. Die Grundgesamtheit der Auswahl bildeten deutsche Stadtteilbewohner ab 18 Jahren.

Im Zentrum der folgenden Analyse steht das latente Konstrukt "Ausländerablehnung" (AA). Die Items zur Messung von Ausländerablehnung basieren auf einer Skala von *Frindte* et al. (1999), für die ein *Cronbachs* Alpha von 0.87 ermittelt worden war. Aufgrund eigener Erfahrungen im Pretest wurden einige Items der *Frindte*-Skala umformuliert und auch einige Items aus der Skala entfernt. Zudem wurden auch Items im Anschluss an die Validierung des Messmodells mit der externen Kriteriumsvariablen "Autoritarismus" aufgrund fehlender Diskriminanz oder Konvergenz, hoher Kreuzladungen (und damit fehlender Konstruktvalidität) sowie aufgrund extrem linksschiefer Verteilung ausgeschlossen, so dass letztlich zur Messung der Ausländerablehnung ein Messmodell mit drei Indikatorvariablen benutzt wurde (siebenstufig skaliert: 1 "lehne völlig ab" bis 7 "stimme voll und ganz zu"). Diese Items werden in der folgenden Tabelle 1 vorgestellt. Die Qualität dieses

⁷ In den folgenden Statistikmodellen reduzieren sich diese Fallzahlen aufgrund des listenweisen Ausschlusses von Fällen mit fehlenden Werten auf AH: N=161 und AN: N=154.

Messmodells ist als “gut” einzustufen. Es weist eine ausreichende externe und interne Konstruktvalidität auf,⁸ die sich auch noch einmal dadurch bestätigt, dass das AA-Messmodell im latenten Mittelwertvergleich die erwarteten Ergebnisse erbringt: Die latenten Mittelwerte von Ausländerablehnung unterscheiden sich im AH- und AN-Kontext deutlich voneinander. Die im Strukturmodell geschätzte Differenz beträgt -0.35, was auf einen im Vergleich signifikant höheren latenten Mittelwert von Ausländerablehnung im AH-Kontext verweist.⁹

Tabelle 1 Skalenitems zur Messung des latenten Konstrukts “Ausländerablehnung” und des latenten Validierungskonstrukts “Autoritarismus”

| |
|-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| <p>Indikatoren zur Messung von Ausländerablehnung:</p> <p>Aus1: „Die meisten Politiker in Deutschland sorgen sich zu sehr um die Ausländer und nicht um Otto-Normal-Verbraucher.“</p> <p>Aus2: „Wenn Arbeitsplätze knapp werden, sollten Jobs nur an Deutsche vergeben werden.“</p> <p>Aus3: „Ausländer provozieren durch ihr Verhalten selbst die Ausländerfeindlichkeit.“</p> |
| <p>Indikatoren zur Messung von Autoritarismus (Validierungsvariable):</p> <p>Auto1: „Wir sollten dankbar sein für führende Köpfe, die uns genau sagen, was wir zu tun haben.“</p> <p>Auto2: „Zu den wichtigsten Eigenschaften im Leben gehören Disziplin und Gehorsam.“</p> <p>Auto3: „Im Allgemeinen hilft es einem Kind im späteren Leben, wenn es gezwungen wird, sich den Vorstellungen seiner Eltern anzupassen.“</p> |

Alle drei Indikatoren von Ausländerablehnung zeigen sehr schiefe empirische Werteverteilungen in beiden Stadtteilen, so dass auch keine annähernde Normalverteilung der Indikatoren unterstellt werden kann.¹⁰ Deshalb können klassische Schätzmethoden der Strukturgleichungsmodellierung (z.B. das ML-Verfahren) keine zuverlässigen Parameterschätzwerte und keine zuverlässigen Anpassungsindizes liefern. Aus diesem Grunde werden im Folgenden alle Modellschätzungen parallel mit

8 Die Konstruktvalidierung erfolgte mittels konfirmatorischer Faktorenanalyse und Korrelations-schätzung in zwei Strukturgleichungsmodellen zusammen mit der latenten Validierungsvariablen “Autoritarismus” (als 3-Indikatoren-Modell). Bei zwei ML-Robust-Schätzungen (jeweils für AH und AN) mit guter Anpassung ($p(\chi^2)=0.41$ bzw. 0.08; CFI=0.99 bzw. 0.98; RMSEA=0.01 (0.00-0,09) bzw. 0.06 (0.00-0.12)) betragen die Korrelationen zwischen Ausländerablehnung und Autoritarismus 0.65 bzw. 0.71. Die standardisierten Faktorladungen im Messmodell der Ausländerablehnung liegen zwischen 0.63 und 0.80 bzw. 0.67 und 0.79. Wird zur Reliabilitätsbestimmung der 3-Item-Skala “Ausländerablehnung” **Cronbachs** alpha benutzt, so ergeben sich alpha-Werte von 0.78 (im Stadtteil AH) und 0.75 (im Stadtteil AN).

9 ML-Robust-Schätzung mit invariant geschätzten Faktorladungen. Modellfit: χ^2 -ROB. (df=9, Null-Mod.) = 285.74; χ^2 -ROB. (df=4, angep. Mod.)=4.20; $P(\chi^2$ -ROB.)=0.38; CFI-ROB.=1.00; stand. RMR=.01; RMSEA=.01 (.00 - .08).

10 So liegen in beiden Stadtteilen bei mehreren Verteilungen über 50% der Ratings auf den Antwortkategorien 1 oder 2 (die Ratingskalen reichen von 1 bis 7).

zwei alternativen Schätzmethoden durchgeführt (ML-ROBUST¹¹ und WLSMV¹²). Beide Verfahren unterscheiden sich deutlich. So analysiert die WLSMV-Schätzung die Konstrukt-Indikatoren nicht als metrisch-definierte Variablen (wie es in ML-ROBUST geschieht) sondern als geordnet-kategoriale bzw. ordinale Variablen.

Für die SEM-Analyse muss neben der Qualität des verwendeten AA-Messmodells (für das abhängige Konstrukt "Ausländerablehnung") auch sichergestellt werden können, dass das AA-Messmodell in beiden Kontexten nicht mit unterschiedlichen Parameterschätzwerten operationalisiert wird, so dass "Ausländerablehnung" in Kontext AN das gleiche meint wie "Ausländerablehnung" in Kontext AH. Dies wurde dadurch erreicht, dass in allen SEM-Analysen zur Validierung des AA-Konstrukts die unstandardisierten Faktorladungen und, als Besonderheit bei Verwendung kategorialer Indikatorvariablen, die Schwellenwerte (thresholds) der ordinalen Indikatoren in beiden Gruppen/Kontexten als invariant spezifiziert wurden. Diese Invarianzannahmen hielten in allen Modellschätzungen einer statistischen Überprüfung stand.¹³ Somit kann das hier benutzte Messmodell von Ausländer-

11 ML-ROBUST (implementiert in den Programmpaketen EQS und Mplus) ist ein Maximum-Likelihood-Schätzverfahren, das verteilungsrobust korrigierte Schätzwerte für Standardfehler, χ^2 -Statistik (*Satorra-Bentler*-SCALED- χ^2 -Statistik) und den Anpassungsindex CFI liefert (vgl. *Hu; Bentler* and *Kano* 1992; *Satorra* and *Bentler* 1994). Dieses Verfahren scheint insbesondere bei kleinen Fallzahlen und bei Indikatoren mit schiefen Verteilungen relativ zuverlässige Schätzergebnisse zu liefern (vgl. *Brandmeier* and *Mathes* 1992; *Byrne* 1995; *Chou* and *Bentler* 1995; *West* et al. 1995). Die damit erzielten Schätzwerte sind selbst bei Verwendung von Skalen mit geringer Breite (z.B. bei 5-Punkte-Ratingskalen, wir verwendeten hier 7-Punkte-Skalen) noch hinreichend genau und zuverlässig (vgl. *Bentler* and *Chou* 1987; *Faulbaum* and *Bentler* 1994; *Finch* et al. 1997; *Green* et al. 1997). So werden damit auch die bekannten Nachteile vermindert, die entstehen, wenn Ratingskalen mit geringer Breite als Ergebnis einer ordinalen Messung behandelt werden und sodann polychorische Korrelationskoeffizienten zur Berücksichtigung der nicht kontinuierlichen Datenqualität als Ausgangswerte im Schätzverfahren eingesetzt werden. Denn die bei Verwendung von polychorischen Korrelationskoeffizienten entstehenden Probleme zeigen sich ganz unabhängig von der verwendeten Fit-Funktion (obwohl die ULS- bzw. WLS-Schätzung bei sehr großen Fallzahlen zur Ermittlung der Weight-Funktion noch immer am besten geeignet erscheint) vor allem in Schätzungen für Standardfehler und Chi-Quadrat-Statistiken (inkl. der darauf basierenden Fit-Indizes), die stark bis extrem stark verzerrt sind (vgl. *Babakus* et al. 1987; *Rigdon* and *Ferguson* 1991).

12 Die im Programmpaket Mplus enthaltene WLSMV-Version enthält einen Schätzalgorithmus, der auch noch kategoriale SE-Modelle mit 150 bis 200 Fällen relativ stabil schätzen kann, weil er eine diagonale Weight-Matrix benutzt, die nicht die Stabilitätsprobleme des traditionellen WLS-Ansatzes kennt. Zudem errechnet der WLSMV- Schätzalgorithmus mittelwert- und varianzjustierte robuste Schätzwerte für Standardfehler und Chi-Quadrat-Wert, die auch bei sehr schief verteilten kategorialen Indikatorwerten noch relativ unverzerrt bleiben und für substantiell gehaltvolle inferenzstatistische Analysen genutzt werden können (vgl. *Muthen* 1993; *Kaplan* 2000: 85-87). Die mittelwertjustierte Schätzung wird dabei ähnlich des *Satorra-Bentler* Verfahrens im ML-ROBUST-Algorithmus(s.o.) durchgeführt. Zur Mplus-Version der WLS-Methodik vgl. *Muthen* 1983, 1984, 1993; *Muthen* and *Satorra* 1995; *Muthen* and *Muthen* 2006; *Urban* und *Mayerl* 2003; *Xie* 1989.

13 Dazu wurden χ^2 -Differenzentests durchgeführt. Diese können nicht direkt mit den Ergebnissen der robusten ML- oder WLSMV-Schätzungen gerechnet werden. Denn die Differenz von zwei

ablehnung als kontextunabhängige bzw. kontextinvariante Modellierung in den nachfolgenden Hypothesentests benutzt werden.

4 SEM-Multigruppenanalysen

Nachdem im vorangegangenen Abschnitt über die Qualität des Messmodells von Ausländerablehnung berichtet wurde, können nunmehr die SEM-Analysen zur Überprüfung der Moderatorhypothesen vorgestellt werden.

Entsprechend unserer inhaltlichen Ausführungen in Abschnitt 2 gehen wir von einem Erklärungsmodell aus, welches 1.) das latente Konstrukt der Ausländerablehnung (AA) als zu erklärenden Faktor enthält, 2.) die exogenen soziodemographischen (manifesten) Lagevariablen von schulischer Bildung (SB), beruflicher Bildung (BB), Alter (ALT) und Geschlecht (GES) enthält, und 3.) alle Variableneffekte simultan in zwei verschiedenen Kontexten (AN und AH) schätzt. Informationen über die empirischen Verteilungen der gemessenen Variablen können der Tabelle A1 im Anhang entnommen werden. Die soziodemographischen Variablen wurden für die folgenden SEM-Schätzungen dichotomisiert.¹⁴ Über die Kategorienbildungen und die jeweiligen Referenzkategorien informiert die folgende Tabelle 2.

robust geschätzten χ^2 -Werten ist nicht χ^2 -verteilt. Deshalb wird der χ^2 -Differenztest in den folgenden Analysen mit den Ergebnissen von ML-Schätzungen sowie mit dem modifizierten χ^2 -Differenztest-Verfahren für WLSMV-Schätzungen in Mplus durchgeführt. Letzterer erfolgt in zwei getrennten Analyseschritten (vgl. *Muthen* and *Muthen* 2006 und das von *Muthen* and *Muthen* geführte Internet-Diskussionsforum "Mplus Discussion" unter: "www.statmodel.com/discussion"). Im Ergebnis zeigten die Differenztests zwischen Messmodellen mit invarianten und varianten Schätzparametern (unstandardisierte Faktorladungen und Thresholds) keine signifikanten Unterschiede.

¹⁴ Die Notwendigkeit zur Dichotomisierung ergibt sich aus der Logik von SEM-Multigruppenanalysen. Um darin Unterschiede zwischen den Variableneffekten in den verschiedenen Gruppen erkennen zu können, werden unstandardisierte Schätzwerte benötigt. Diese können bei Skalengleichheit jedoch nicht für Vergleiche der Effektstärken innerhalb der einzelnen Gruppen benutzt werden. Durch die Dichotomisierung wird eine Skalengleichheit erzeugt und damit auch eine Vergleichbarkeit von Effektstärken innerhalb der einzelnen Gruppen ermöglicht.

Tabelle 2 Dichotomisierte Indikatoren der soziodemographischen Lage
(Prädiktoren aller folgenden SEM-Schätzungen)

| |
|-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| <p>Berufsbildung:</p> <p>BB0 (Referenzkategorie) – niedrige Berufsbildung (kein Abschluss, un/angelernt, Praktikum o. ä.)</p> <p>BB1 mittlere Berufsbildung (gewerbl. Lehre, kaufm. Lehre o. ä.)</p> <p>BB2 höhere Berufsbildung (Berufsfachschule, Meister, Techniker o. ä.)</p> <p>BB3 akademische Berufsbildung (Fachhochschule, Hochschule, Universität)</p> |
| <p>Schulbildung:</p> <p>SB0 (Referenzkategorie) – niedrige Schulbildung (ohne Abschluss, Hauptschulabschluss o. ä.)</p> <p>SB1 mittlere Schulbildung (Realschulabschluss o. ä.)</p> <p>SB2 höherer Schulabschluss (Fachhochschulreife, allgemeine Hochschulreife o. ä.)</p> |
| <p>Geschlecht:</p> <p>GES männlich (Referenzgruppe: weiblich)</p> |
| <p>Lebensalter:</p> <p>ALT Altersgruppe 41 und mehr Lebensjahre (Referenzgruppe: Altersgruppe 18 bis 40 Jahre)</p> |

Wie oben erläutert wurde, wird mit den Moderatorhypothesen postuliert, dass die ausländerablehnenden Effekte der soziodemographischen Prädiktoren durch Eigenschaften des Sozialraums der Befragten (hier gemessen durch die jeweilige lokale Ausländerquote) modifiziert werden.

Um das Ausmaß der Moderation zu ermitteln, werden im Folgenden die Ergebnisse mehrerer simultan geschätzter Multigruppenanalysen ausgewertet. In diesen Analysen wurde jeweils in einem einzigen Durchgang ein Strukturmodell mit den direkten Effekten mehrerer manifester Prädiktoren auf das abhängige latente Konstrukt "Ausländerablehnung" (gemessen in einem Messmodell mit drei manifesten Indikatoren) für die beiden Kontexte AN und AH geschätzt. Alle Schätzungen wurden sowohl nach der ML-ROBUST-Methode als auch nach der WLSMV-Methode (s. o.) durchgeführt (vgl. Tabelle 3).

Da die Berufsbildungsprädiktoren sehr deutlich mit denjenigen der Schulbildung korrelieren, konnten beide Prädiktorengruppen nicht in einem einzigen Schätzmodell berücksichtigt werden. Die Schätzung eines solchen integrierten Modells hätte aufgrund der dabei entstandenen Multikollinearitätsproblematik zu Identifikations-

problemen und höchst instabilen Ergebnissen geführt. Aus diesem Grunde wurde der Prädiktorensatz in zwei Teilmengen (M1 und M2) aufgeteilt und wurden zwei separate Multigruppenanalysen mit beiden Schätzverfahren durchgeführt (M1 mit: GES, ALT, SB1, SB2, und M2 mit: GES, ALT, BB1, BB2, BB3). Die folgende Tabelle 3 berichtet die durchweg guten bis sehr guten Schätzergebnisse für die insgesamt vier (2x2) Zweigruppenschätzungen M1a/b und M2a/b (a=ML-ROBUST-Schätzung, b=WLSMV-Schätzung). Alle Schätzungen wurden in Form einer simultanen Zweigruppenschätzung (entsprechend der beiden Wohnviertel-Kontexte) mit faktorinvarianter Schätzung des AA-Messmodells durchgeführt.

Bei der folgenden Interpretation der Schätzergebnisse werden wir die Signifikanz der einzelnen Parameterschätzwerte nur bedingt berücksichtigen. Da die Komplexität der Modelle (insbesondere der WLSMV-Modelle) hoch ist und gleichzeitig die für die Schätzung zur Verfügung stehenden Fallzahlen relativ gering sind (s.o.), reicht die Teststärke in diesen Modellen in der Regel nicht aus, um fälschlicherweise als nicht-signifikant geschätzte Resultate mit ausreichender Sicherheit doch noch als signifikante Schätzergebnisse bestimmen zu können (vgl. *Muthen* and *Muthen* 2002; *Urban* und *Mayerl* 2003). Das bedeutet nach der Logik des inferenzstatistischen Schlusses aber auch, dass diejenigen Schätzergebnisse, die hier als signifikant geschätzt werden können, als besonders relevant angesehen werden sollten, da sie ihre Signifikanz nicht einer großen Fallzahl zu verdanken haben.

Tabelle 3 Ergebnisse des simultanen Zwei-Gruppen-Vergleichs nach zwei versch. SEM-Schätzverfahren (ML-ROBUST, WLSMV) (unstandardisierte Strukturkoeffizienten)

| Prädiktoren ¹⁾ | Effekte in AN | Effekte in AH | Veränderungen der Effektstärke in AH | gleichgericht. Effektmodifik. u. in WLSMV (5) |
|--------------------------------------------------|---------------|---------------|--------------------------------------|-----------------------------------------------|
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| Modell M1a (ML-ROBUST-Schätzung) ²⁾ : | | | | |
| GES (männlich) | .29 | .37 | +0.07 | × |
| ALT (über 40) | .49* | .54* | +0.05 | × |
| SB1 (mittlere) | -.60 | -.66* | +0.06 | ✓ |
| SB2 (höhere) | -1.14* | -1.87* | +0.73 * | ✓ |
| SB-Ref. (niedr.) | | | | |
| Modell M2a (ML-ROBUST-Schätzung) ³⁾ : | | | | |
| GES (männlich) | .13 | .41* | +0.28 | ✓ |
| ALT (über 40) | .60* | .85* | +0.25 | ✓ |
| BB1 (mittlere) | .10 | -.47 | +0.57 | ✓ |
| BB2 (höhere) | -.63 | -1.20* | +0.57 | ✓ |
| BB3 (akadem.) | -.47 | -1.79* | +1.32 * | ✓ |
| BB-Ref. (niedr.) | | | | |
| Modell M1b (WLSMV-Schätzung) ⁴⁾ : | | | | |
| GES (männlich) | .19 | .16 | -.03 | |
| ALT (über 40) | .27 | .23* | -.04 | |
| SB1 (mittlere) | -.31 | -.31* | +0.00 | |
| SB2 (höhere) | -.61* | -.91* | +0.30 | |
| SB-Ref. (niedr.) | | | | |
| Modell M2b (WLSMV-Schätzung) ⁵⁾ : | | | | |
| GES (männlich) | .11 | .21 | +0.10 | |
| ALT (über 40) | .33* | .46* | +0.13 | |
| BB1 (mittlere) | -.01 | -.19 | +0.18 | |
| BB2 (höhere) | -.38 | -.62* | +0.24 | |
| BB3 (akadem.) | -.29 | -.96* | +0.57 * | |
| BB-Ref. (niedr.) | | | | |

Erläuterungen zu Tabelle 3:

- 1) Alle Prädiktoren sind dichotom skaliert (vgl. dazu Tabelle 2).
- 2) Modellfit: χ^2 -ROBUST(df=42, Null-Mod.)=589.96; χ^2 -ROBUST(df=18, angep. Mod.)=8.38; $P(\chi^2$ -ROBUST)=0.97; CFI-ROBUST=1.00; stand. RMR=.02; RMSEA= .00 (.00 - .00). R^2 im AN-Modell: 0.15; R^2 im AH-Modell: 0.34.
- 3) Modellfit: χ^2 -ROBUST(df=56, Null-Mod.)=768.50; χ^2 -ROBUST(df=22, angep. Mod.)=24.80; $P(\chi^2$ -ROBUST)=0.31; CFI-ROBUST=.99; stand. RMR=.03; RMSEA= .02 (.00 - .05). R^2 im AN-Modell: 0.10; R^2 im AH-Modell: 0.26.
- 4) Modellfit: χ^2 (df=18, Null-Mod.)=359.15; χ^2 (df=7, angep. Mod.)=5.87; $P(\chi^2)$ =0.56; CFI=1.00; WRMR=.61; RMSEA= .00. R^2 im AN-Modell: 0.16; R^2 im AH-Modell: 0.37.

[Fortsetzung der Erläuterungen auf der nachfolgenden Seite]

- 5) Modellfit: $\chi^2(df=18, \text{Null-Mod.})=341.83$; $\chi^2(df=8, \text{angep. Mod.})=11.24$; $P(\chi^2)=0.10$; CFI=.99; WRMR=.81; RMSEA=.05. R^2 im AN-Modell: 0.12; R^2 im AH-Modell: 0.30.
- *) Signifikante Effekt-Differenz, die sich ergibt aufgrund des Resultats eines ML-Chi-Quadrat-Differenzentests bzw. eines modifizierten Chi-Quadrat-Differenzentestverfahrens für WLSMV-Schätzer in Mplus ($p \leq 0.05$) zwischen einem Modell mit variant und einem Modell mit invariant geschätzten Strukturparametern.
 - *) Signifikante Schätzung, t-test, einseitig, $p \leq 0.05$ (ACHTUNG: Da die Modelle komplex sind und die Anzahl der auszuwertenden Fälle relativ gering ist, reicht die Teststärke der Modelle oftmals nicht aus, um mit ausreichender Sicherheit zu vermeiden, dass Schätzungen irrtümlich als nicht-signifikant bezeichnet werden.)

Wie Spalte 4 von Tabelle 3 ausweist, sind die kontextbedingten Modifikationen der Effekte von GESCHLECHT und ALTER in allen vier Modellen am geringsten. Das absolute Ausmaß der diesbezüglichen Modifikationen liegt zwischen minimal .03 (GES in Modell M1b) und maximal .28 (GES in Modell M2a) und ist in allen Modellen für beide Effekte recht ähnlich ausgeprägt. Allerdings ist die Richtung der Modifikation nicht einheitlich. Zwar tritt in den meisten Modellen beim Übergang von AN zu AH eine Effektverstärkung in dem Sinne auf, dass bei größerem Ausländeranteil die Ausländerablehnung von Männern (im Unterschied zu derjenigen von Frauen) noch einmal zulegt, und dann auch die Ausländerablehnung der älteren Altersgruppe (im Unterschied zur Gruppe der Unter-40-Jährigen) größer wird. Aber es gibt auch ein Modell (M1b), in dem die Modifikationen gegensinnig ausgerichtet sind (wenn auch nur extrem schwach ausgeprägt). Wir gehen hier deshalb davon aus, dass die kontextabhängigen Effektmodifikationen bei der Geschlechts- und bei der Altersvariable verhältnismäßig schwach ausfallen und auch nicht eindeutig zu interpretieren sind.

Anders verhält es sich bei den Schulbildungseffekten und dort insbesondere bei dem Effekt einer höheren Schulbildung (SB2). Ihre negativ gerichtete Auswirkung wird durch eine hohe Ausländerquote eindeutig verstärkt (um +.73 bzw. +.30, vgl. Spalte 4), so dass im Kontext mit hohem Ausländeranteil die Bedeutung einer höheren Schulbildung für eine Abnahme der Ausländerablehnung sehr deutlich zunimmt. Das heißt aber auch (umgekehrt betrachtet), dass die Bedeutung einer eher niedrigen Schulbildung für ein Anwachsen der Ausländerablehnung bei größerem Ausländeranteil beträchtlich ansteigt (in Modell M1a ist der Anstieg trotz der geringen Fallzahl sogar signifikant). Somit beeinflusst die Art der Schulbildung auf jeden Fall das Ausmaß der Ausländerablehnung und dieser Einfluss wird in Kontexten mit hohem Ausländeranteil noch einmal deutlich verstärkt. Das gilt insbesondere für Schulbildungsunterschiede zwischen niedrigen und höheren Bildungsgraden. Denn wenn man den Effekt einer niedrigen Schulbildung nicht mit dem Effekt einer höheren sondern einer mittleren Schulbildung vergleicht, so schwächt zwar auch die mittlere Bildung die Ausländerablehnung mit Werten von -.60 bzw. -.31 (Spalte 2)

und $-.66$ bzw. $-.31$ (Spalte 3) deutlich ab. Aber die Kontextmodifikation dieser Effekte ist minimal ($.06$ bzw. $.00$, vgl. Spalte 4). Mithin ist es vor allem der Unterschied zwischen den Effekten von niedriger und höherer Schulbildung, der einer Kontextmodifikation im hier untersuchten Sinne unterliegt.

Noch deutlicher wird der hier analysierte Kontexteinfluss bei den Effekten der beruflichen Bildung. Die dazu untersuchten drei BB-Effekte werden mehr als alle anderen Effekte durch einen hohen Ausländeranteil im Wohnbereich verstärkt. Denn es gilt: je weiter sich die Berufsausbildung von ihrer niedrigsten Ausprägung (kein Abschluss, evtl. angelernt) entfernt, desto geringer wird insbesondere in Vierteln mit hoher Ausländerquote die Ausländerablehnung. Denn dann verändert sich z.B. die BB-Effektstärke nach der ML-ROBUST-Schätzung von $-.47$ auf -1.20 und letztlich sogar auf -1.79 (Spalte 3, M2a), und diese Veränderung ist im AH-Kontext wesentlich stärker ausgeprägt als im AN-Kontext (im Durchschnitt sind die BB-Kontextdifferenzen sogar die höchsten aller hier geschätzten Effektdifferenzen, vgl. Tabelle 3, Spalte 4). Dies bedeutet natürlich im Umkehrschluss auch wiederum, dass die Ausländerablehnung mit sinkendem Berufsbildungsniveau deutlich zunimmt (in allen Wohnquartieren), diese Zunahme aber in Wohnbereichen mit hoher Ausländerquote wesentlich schneller erfolgt als in Wohnvierteln mit niedrigem Ausländeranteil. Dabei ist es insbesondere (aber nicht nur) der Unterschied zwischen einem niedrigen Grad an Berufsbildung und einem akademischen Berufsbildungsabschluss (BB3-Effekt), der die Ausländerablehnung an- oder absteigen lassen kann, und der vor allem in ausländerstarken Wohnkontexten auftritt, wo er noch einmal sehr deutlich verstärkt wird (mit signifikanten Differenzen nach beiden Schätzverfahren, vgl. Spalte 4, M2a u. M2b). Somit liefert unter den vier hier untersuchten Determinanten von Ausländerablehnung der Grad der beruflichen Ausbildung nicht nur die stärksten Effekte, sondern weist auch die stärksten Effektmodifikationen in Abhängigkeit von der räumlichen Ausländerquote auf.

Was bedeuten diese Ergebnisse hinsichtlich der oben aufgestellten Hypothesen H1 und H2?

Die Hypothese H1, nach der die Effekte von soziodemographischen Lageindikatoren auf ausländerablehnende Einstellungen durch das sozialräumliche Kontextmerkmal "Ausländeranteil" moderiert werden, kann mit Einschränkungen bestätigt werden. Die erwarteten moderierenden Effekte konnten mit beiden Schätzverfahren für die meisten Lageindikatoren nachgewiesen werden. Nur für den Geschlechts- und Alterseinfluss fallen sie eher gering bis sehr gering aus und weisen zudem unterschiedliche Richtungsschätzungen auf. Dies wird allerdings durch H2 verstehbar:

Die Hypothese H2, nach der die Moderation selektiv erfolgt und umso stärker ist, je direkter die Effekte auf eine Verbindung zwischen dem Ausländerthema und Berufs- und Arbeitsmarktchancen abstellen, wird eindeutig bestätigt. Denn die hypothetisch erwartete Rangordnung des Moderationsausmaßes:

$$M(\text{Berufsbild.effekte}) > M(\text{Schulbild.effekte}) > M(\text{Alterseffekte}) = M(\text{Geschl.effekte})$$

entspricht auch einer zusammenfassenden Auswertung aller Schätzergebnisse (vgl. dazu auch die folgende Tabelle 4). Wenn man allein die Rangfolge der jeweils durchschnittlich betrachteten Modifikationsstärken für die Effekte von Geschlecht (GES), Alter (ALT), Schulbildung (SB) und Berufsbildung (BB) interpretiert, so ergibt sich nach den Ergebnissen von ML-ROBUST-Schätzung und WLSMV-Schätzung die folgende Reihung: 0 (GES, ALT), 1 (SB), 2 (BB). Zudem wird die, relativ betrachtet, besonders bedeutsame Moderation von SB- und BB-Effekt auch dadurch sichtbar, dass die SB-Effektmoderation mit einer signifikanten Differenz und die BB-Effektmoderation mit zwei signifikanten Differenzen geschätzt wurde. Auch dies bestätigt die zuvor benannte ordinale Reihung und entspricht der Erwartung nach H2.

Tabelle 4 Ordinale Einstufung der Effektmodifikationen

| | GES | ALT | SB | BB |
|-------------------|-------|---------|-------|-------|
| ML-ROBUST / WLSMV | 0 / 0 | 0+ / 0+ | 1 / 1 | 2 / 2 |

Gegen die hier vorgenommene Analyse könnte der Einwand erhoben werden, dass es sich bei der nachgewiesenen Moderation zwar um eine kontextinduzierte Verstärkung handelt, dass diese aber in genereller Weise wirkt und nicht unbedingt kennzeichnend für die Entstehung von Ausländerablehnung ist. So könnte sie auch bei der Formation anderer soziopolitischer Orientierungen relevant werden und auch dort entsprechende Verstärkungen auslösen. Zudem wäre es auch vorstellbar, dass die hier untersuchten soziodemographischen Variablen als Determinanten von anderen subjektiven Bewertungen mit Raumbezug zu beobachten sind, und dass ihre Effekte auch dort in vergleichbarer Weise durch Kontexteinflüsse moderiert bzw. verstärkt werden.

Um dies zu testen, spezifizierten wir die zuvor analysierten Strukturmodelle in neuer Weise. In diesen neuen Modellen (genannt "Testmodelle") benutzten wir eine neue, eindeutig raumbezogene abhängige Testvariable, nämlich die Variable "allgemeine Lebenszufriedenheit". Diese ist für unsere Fragestellung in besonderer Weise geeignet, weil Lebenszufriedenheit die subjektive Dimension von Lebensqualität betrifft

5 Resümee: 4 Fragen – 4 Antworten

Im Folgenden sollen die Ergebnisse unserer Studie noch einmal zusammengefasst und kritisch diskutiert werden. Wir formulieren dazu unsere Argumente als Antworten auf vier zentrale Fragen, die an den Text gerichtet werden könnten:

1. Was meint der hier untersuchte “Moderatoreffekt”?

Der Moderatoreffekt betrifft die Stärke des Einflusses von Variablen der soziodemographischen Lage auf die Ausprägung von ausländerablehnenden Einstellungen. Er bewirkt, dass in Wohnquartieren mit hohem Ausländeranteil die Einflussstärke von Merkmalen der soziodemographischen Lage auf das Ausmaß der individuellen Ausländerablehnung größer oder kleiner wird (je nach Skalierungsrichtung) als in sozialräumlichen Kontexten mit niedrigerem bzw. eher durchschnittlichem Ausländeranteil. Deshalb wird dieser Effekt auch als “kontextabhängiger Moderatoreffekt” bezeichnet. Der Effekt betrifft das Ausmaß der soziodemographischen Determination des subjektiven Einstellungsmusters “Ausländerablehnung”.

2. Warum ist der hier untersuchte Moderatoreffekt ein “selektiver” Effekt?

Der hier untersuchte Moderatoreffekt ist aus zwei Gründen ein “selektiver” Effekt. Zum einen betrifft er die Effektstärke eines jeden Indikators der soziodemographischen Lage in ganz unterschiedlicher Weise. Er sorgt z.B. in Form einer Verstärkung dafür, dass in Sozialkontexten mit hohem Ausländeranteil geringer qualifizierte Personen noch deutlicher ausländerablehnend werden, während Geschlechts- und Alterseffekte von raumbezogenen Moderationen viel weniger oder eher überhaupt nicht modifiziert werden. Generell ist die Selektivität dieses Moderatoreffekts durch eine bestimmte Systematik gekennzeichnet: Je direkter eine Determinante von Ausländerablehnung in Verbindung zur Verteilung von Arbeitsmarkt- und Berufschancen steht und je deutlicher mit dieser Variablen (vermeintliche) ausländerattribuierte Benachteiligungen thematisiert werden können, umso stärker kann diese Determinante von ausländerbezogenen Raummerkmalen modifiziert werden.

Und zum anderen verläuft die Verstärkung deshalb “selektiv”, weil sie ein bestimmtes Muster aufweist, das typisch für die Entstehung einer ganz bestimmten Einstellung (der Ausländerablehnung) zu sein scheint. Andere subjektive Orientierungs- und Bewertungsmuster, die auch eine deutliche Raumbezogenheit aufweisen (wie z.B. Lebenszufriedenheit), werden hinsichtlich ihrer soziodemographischen Lageabhängigkeit nicht oder in ganz anderer Weise vom Kontextmerkmal “Ausländeranteil” erreicht.

und somit bei ihrer soziodemographischen Determination auch raumbezogene Unterschiede eine Rolle spielen sollten. Wenn sich also raumbezogene Unterschiede bei der soziodemographischen Determination von Lebenszufriedenheit zeigen, und wenn diese Unterschiede andere wären als diejenigen bei der Determination von Ausländerablehnung, so wäre dies ein wichtiger Hinweis auf die Besonderheit der oben analysierten Kontext-Moderatoreffekte. Diese wären dann typisch für die raumabhängige Modifikation der soziodemographischen Determination von Ausländerablehnung, aber nicht typisch für die Determination anderer raumabhängiger Einschätzungen.

Die neu spezifizierten Testmodelle mit der abhängigen Variablen "Lebenszufriedenheit" weisen bei befriedigender bis guter Modellanpassung¹⁵ tatsächlich deutliche Unterschiede zu den vorhergehenden Modellschätzungen mit dem abhängigen Konstrukt "Ausländerablehnung" auf. So erhält jetzt z.B. der Alterseffekt, der zuvor eher überhaupt nicht verstärkt wurde, die zweitgrößte Verstärkung und auch der Geschlechtseffekt werden bedeutsam verstärkt. Allein die Indikatoren der Berufsbildung behalten ihre führende Stellung in der Moderationshierarchie, jedoch betrifft die hohe Moderationsstärke jetzt alle BB-Indikatoren und nicht, wie zuvor, vor allem die Differenz zwischen niedrigster und höchster akademischer Berufsbildung. Die Moderationsverhältnisse unterscheiden sich also deutlich zwischen den ursprünglichen Analysemodellen und den neu aufgestellten Testmodellen. Somit können die in den Modellen zur statistischen Erklärung von Ausländerablehnung geschätzten Moderationen als typisch für solche Effekte betrachtet werden, die zwischen soziodemographischen Lageindikatoren und ausländerablehnenden Einstellungen bestehen und die durch die jeweilige raumbezogene Ausländerquote verstärkt oder abgeschwächt werden. Bei anderen abhängigen Variablen scheinen auch andere Moderationsverhältnisse zu bestehen. Zurückhaltend formuliert können also die Ergebnisse dieses Modelltests unsere Interpretation der ersten Modellschätzungen nicht widerlegen. Es bleibt somit die hier statistisch begründete Vermutung bestehen, dass die soziodemographische Determination von Ausländerablehnung in einer nur dort wirkenden, spezifischen Weise von raumabhängigen Faktoren moderiert wird.

15 Modellfit des ersten Testmodells: χ^2 -ROBUST(df=22, Null-Mod.)=222.12; χ^2 -ROBUST(df=4, angep. Mod.)=7.91; P(χ^2 -ROBUST)=0.10; CFI-ROBUST=.98; stand. RMR=.05; RMSEA= .06 (.00 - .11). Modellfit des zweiten Testmodells: χ^2 -ROBUST(df=30, Null-Mod.)=416.71; χ^2 -ROBUST(df=2, angep. Mod.)=2.25; P(χ^2 -ROBUST)=0.32; CFI-ROBUST=1.00; stand. RMR=.02; RMSEA= .02 (.00 - .12).

3. Warum kann der hier untersuchte selektive Moderatoreffekt einen zusätzlichen Beitrag zu einer statistischen Erklärung von Ausländerablehnung leisten?

Als Erklärung von Ausländerablehnung wird in der vorliegenden Studie zunächst einmal eine statistische Erklärung der abhängigen latenten Variablen "Ausländerablehnung" in der Logik der Strukturgleichungsmodellierung (SEM-Logik) verstanden. Danach bedeutet Erklärung, dass sich das Ausmaß von Ausländerablehnung unter den Mitgliedern einer Untersuchungsgruppe in signifikanter und gruppentypischer Weise verändert, wenn sich auch die Ausprägung von personenbezogenen Lageindikatoren verändert. Dieses statistische Erklärungsmodell basiert allein auf Individualdaten der einzelnen Gruppenmitglieder, die ein bestimmtes Alter, eine bestimmte berufliche Ausbildung usw. aufweisen. Berücksichtigen wir jedoch zusätzlich in der statistischen Erklärung die Relevanz des lokalen Ausländeranteils für die geschätzten Effektstärken, so erweitern wir die Erklärung um einen Faktor, der nicht mehr auf der Individualebene, sondern auf der Kollektiv- oder Makroebene der sozialen Determination von Ausländerablehnung angesiedelt ist. Wir erweitern dadurch das Erklärungsmodell also nicht rein zahlenmäßig um einen weiteren Prädiktor, sondern wir erweitern es um eine qualitativ andere Erklärungsebene.

4. Kann der empirische Nachweis eines selektiven Moderatoreffekts, der vom Kontextmerkmal "lokaler Ausländeranteil" ausgeht, als methodisch gesichert gelten?

Wenn wir berechtigterweise davon ausgehen können, dass a) die Qualität der empirischen Daten für die hier durchgeführten Analysen ausreichend ist¹⁶, und dass b) die hier eingesetzten statistischen Analysen und deren Interpretation exakt und adäquat durchgeführt wurden¹⁷, wird die Gültigkeit der von uns berichteten Ergebnisse durch zwei Beschränkungen limitiert:

Zum einen handelt es sich hier natürlich um die Auswertung einer lokalen Fallstudie. Ob deren Ergebnisse mehr als nur eine spezifische Situation "vor Ort" beschreiben können, müsste mit weiteren Studien überprüft werden.

¹⁶ Dies betrifft Stichprobenkonstruktion, empirische Erhebung, Fallzahlen, Validität und Reliabilität der Messungen.

¹⁷ Dies betrifft die SEM-Methodik, das ML-ROBUST- und WLSMV-Schätzverfahren sowie die Interpretation von Modellanpassung und Parameterschätzwerten. Begründungen dafür wurden von uns im Verlauf unserer Ausführungen gegeben, so dass diese Annahme ggf. auch kritisierbar ist.

Zum anderen kann gegen die vorgelegten Ergebnisse eingewendet werden, dass sich die beiden ausgewählten Stadtteile bestimmt auch noch durch weitere, von uns nicht berücksichtigte Kontextmerkmale unterscheiden, so dass Unterschiede in der sozialen Determination von Ausländerablehnung auch auf andere Ursachen als auf unterschiedlich hohe Ausländeranteile zurückgeführt werden können.

Dieser Einwand ist sicherlich berechtigt. Es gibt bestimmt noch viele weitere Unterschiede zwischen den beiden Stadtteilen. Es dürfte aber generell unmöglich sein, zwei Stadtteile zu finden (wo auch immer), die sich nur hinsichtlich der Ausländerquote voneinander unterscheiden.

Wir haben deshalb einen zusätzlichen, indirekten Nachweis für die Existenz eines spezifischen Moderationsverhältnisses versucht. Dabei haben wir danach geschaut, ob kontextbezogene Moderatoreffekte auch bei der soziodemographischen Determination einer anderen Variablen (allgemeine Lebenszufriedenheit) nachzuweisen sind. Diese ist für einen Vergleich besonders gut geeignet, weil Lebenszufriedenheit eine stark generalisierte Bewertung ausdrückt, die ebenfalls auf Kontextdifferenzen reagieren müsste. Und tatsächlich konnten wir auch eine raumbezogene Moderation ihrer Determination feststellen. Aber diese ist nicht mit derjenigen bei Ausländerablehnung vergleichbar. Die Kontextdifferenzen erzeugen bei der sozialen Determination von Ausländerablehnung ganz spezielle Moderatoreffekte, die nicht bei anderen abhängigen Variablen zu beobachten sind. Daraus folgern wir, dass es eine spezifische, raumbezogene Moderation der soziodemographischen Determination von Ausländerablehnung gibt. Der Ausländeranteil dient dabei als Indikator für ausländerbezogene Raumdifferenzen.

Natürlich könnten die nachgewiesenen Kontexteffekte auch durch andere ausländerbezogene Raumunterschiede wie z.B. durch die Quote ausländischer Einzelhandelsgeschäfte oder durch Unterschiede in der Lautstärke bei Siegesfeiern für ausländische Fußballmannschaften ausgelöst werden. Und prinzipiell betrachtet könnte ein selektiver Moderatoreffekt auch dadurch ausgelöst werden, dass dort, wo sich ausländerunspezifische soziale, wirtschaftliche und/oder ökologische Probleme zeigen (z.B. ein geringer Grünflächenanteil oder eine zu hohe Verkehrsdichte), dies zu einer verschärft negativen Sichtweise des Ausländerthemas führt. Es wären dann nicht direkt ausländerbezogene Differenzen, sondern andere Unzufriedenheiten, die über Projektion oder nur, weil überhaupt eine Attributionsadresse gebraucht wird, zu einer verschärft negativen Sichtweise des Ausländerthemas führten. Jedoch, und das nimmt dem Argument ein wenig die Überzeugungskraft, müsste dann davon in gleicher Weise auch die soziale Determination von Lebenszufriedenheit betroffen sein (was sie aber nicht ist).

Zwischen beiden Ursachenbündeln können wir mit unseren Daten und in unserem Analysedesign nicht entscheiden. Wir halten es jedoch für nicht sehr plausibel und auch in theorie-bezogener Argumentation nur schwerlich für begründbar, warum “jedes Übel in der lokalen Welt” die soziale Determination von Ausländerablehnung in einer ganz besonderen Weise, die sich ganz deutlich von derjenigen bei Lebenszufriedenheit unterscheidet, beeinflussen sollte.

Literatur

Babakus, E.; Ferguson, C.E. and Jöreskog, K.G., 1987: The Sensivity of Confirmatory Maximum Likelihood Factor Analysis to Violations of Measurement Scale and Distributional Assumptions. *Journal of Marketing Research* 24: 222-228.

Bacher, J. 2001: In welchen Lebensbereichen lernen Jugendliche Ausländerfeindlichkeit? Ergebnisse einer Befragung bei Berufsschülerinnen und Berufsschülern. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 53: 334-349.

Baron, R.M. and Kenny, D.A., 1986: The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology* 51 (6): 1173-1182.

Beer-Kern, D., 1995: Auszubildende und unversorgte Jugendliche. Ausbildungssituation und Fremdenfeindlichkeit. S. 145-168 in: R. Jansen (Hrsg.), *Arbeitsmarkt und Berufsausbildung in den neuen Bundesländern*. Bielefeld: Bertelsmann.

Bentler, P.M. and Chou, C.P., 1987: Practical Issues in Structural Modeling. *Sociological Methods and Research* 16: 78-117.

Bollen, K.A. and Paxton, P., 1998: Interactions of Latent Variables in Structural Equation Models. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal* 5 (3): 267-393.

Böltken, F., 2000: Soziale Distanz und räumliche Nähe – Einstellungen und Erfahrungen im alltäglichen Zusammenleben von Ausländern und Deutschen im Wohngebiet. S. 147-194 in: **Alba, R.; Schmidt, P. und Wasmer M.** (Hrsg.), *Deutsche und Ausländer: Fremde, Freunde oder Feinde? Empirische Befunde und theoretische Erklärungen*. Wiesbaden: Westdeutscher Verlag.

Brandmaier, R. und Mathes, H., 1992: Güte der Schätzer bei Strukturgleichungsmodellen mit mehrstufig ordinalen Variablen. S. 92-118 in: **Reinecke, J. und Krekeler, G.** (Hg.), *Methodische Grundlagen und Anwendungen von Strukturgleichungsmodellen*. Mannheim: ZUMA.

Byrne, B. M., 1995: One Application of Structural Equation Modeling From Two Perspectives. Exploring the EQS and LISREL Strategies. S. 138-157 in: **Hoyle, R.H.** (Hg.), *Structural Equation Modeling. Concepts, Issues, and Applications*. Thousand Oaks: Sage.

Chou, C.P. and Bentler, P.M., 1995: Estimates and Tests in Structural Equation Modeling. S. 37-55 in: **Hoyle, R.H.** (Hg.), *Structural Equation Modeling. Concepts, Issues, and Applications*. Thousand Oaks: Sage.

Cohen, J., 1988: *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences*. 2nd Ed. London: Erlbaum.

Eckert, R. et al., 1996: Erklärungsmuster fremdenfeindlicher Gewalt im empirischen Test. S. 152-167 in: **Falter, J.W. et al.** (Hrsg.), *Rechtsextremismus. Ergebnisse und Perspektiven der Forschung*. Politische Vierteljahresschrift, Sonderheft 27. Opladen: Westdeutscher Verlag.

Faulbaum, F. and Bentler, P.M., 1994: Causal Modeling: Some Trends and Perspectives. S. 224-241 in: **Borg, I. und Mohler, P.P.** (Hg.), *Trends and Perspectives in Empirical Social Research*. Berlin: Walter de Gruyter.

Finch, J.F.; West, S.G. and MacKinnon, D.P., 1997: Effects of Sample Size and Nonnormality on the Estimation of Mediated Effects in Latent Variable Models. *Structural Equation Modeling* 4: 87-107.

- Frey, M.** und **Lubinski, V.**, 1987: Probleme infolge hoher Ausländerkonzentration in ausgewählten europäischen Staaten. Wiesbaden: Materialien zur Bevölkerungswissenschaft, Sonderheft Nr. 8
- Frindte, W.; Funke, F.** und **Jacob, S.**, 1999: Fremdenfeindlichkeit – eine komplexe Suche. S. 50-69 in: **Frindte, W.** (Hrsg.), *Fremde – Freunde – Feindlichkeiten. Sozialpsychologische Untersuchungen*. Wiesbaden: Westdeutscher Verlag.
- Fuchs, M.**, 2003: Rechtsextremismus von Jugendlichen. Zur Erklärungskraft verschiedener theoretischer Konzepte. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 55 (4): 654-678.
- Ganter, S.**, 2001: Zu subtil? Eine empirische Überprüfung neuerer Indikatoren zur Analyse interethnischer Beziehungen, *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* (53): 111-135.
- Green, S.B.; Akey, T.M.; Fleming, K.K.; Hersberger, S.L.** and **Marquis, J.G.**, 1997: Effect of the Number of Scale Points on Chi-Square Fit Indices in Confirmatory Factor Analysis. *Structural Equation Modeling* 4: 108-120.
- Heitmeyer, W.** et al. (Hrsg.), 1992: Die Bielefelder Rechtsextremismus-Studie. Erste Langzeituntersuchung zur politischen Sozialisation männlicher Jugendlicher. Weinheim: Juventa Verlag.
- Held, J.** und **Horn, H.** et al., 1991: „Du mußt so handeln, daß Du Gewinn machst...“. Jugendliche und Rechtsradikalismus: eine Tübinger Untersuchung und theoretische Überlegungen. *Pädextra* 19 (5):4-15.
- Herrmann, A.**, 2001: Ursachen des Ethnozentrismus in Deutschland. Zwischen Gesellschaft und Individuum. Opladen: Leske+Budrich.
- Heyder, A.** und **Schmidt, P.**, 2000: Autoritäre Einstellungen und Ethnozentrismus. Welchen Einfluß hat die Schulbildung? S. 119-146 in: **Rippl, S.; Seipel, C.** und **Kindervater, A.** (Hrsg.), *Autoritarismus. Kontroversen und Ansätze der aktuellen Autoritarismusforschung*. Opladen: Leske+Budrich.
- Hoffmeyer-Zlotnik, J.H.-P.**, 2000: Der Einfluß der Region auf Einstellungen zu Ausländern. S. 195-228 in: **Alba, R.; Schmidt, P.** und **Wasmer, M.** (Hrsg.), *Deutsche und Ausländer: Fremde, Freunde oder Feinde? Empirische Befunde und theoretische Erklärungen*. Wiesbaden: Westdeutscher Verlag.
- Holmbeck, G.N.**, 1997: Toward terminological, conceptual and statistical clarity in the study of mediators and moderators. *Journal of Consulting and Clinical Psychology* 65 (4): 599-610.
- Hopf, W.**, 1994: Rechtsextremismus von Jugendlichen: Kein Deprivationsproblem? *Zeitschrift für Sozialisationsforschung und Erziehungssoziologie* 14 (3): 194-211.
- Hopf, W.**, 1999: Ungleichheit der Bildung und Ethnozentrismus. *Zeitschrift für Pädagogik* (49): 847-865.
- Hu, L.; Bentler, P.M.** and **Kano, Y.**, 1992: Can Test Statistics in Covariance Structure Analysis Be Trusted? *Psychological Bulletin* 112 (2): 351-362.
- Jaschke, H.-G.**, 1996: Ethnisierungsprozesse in der Arbeitswelt und ihre politischen und sozialen Folgen. S. 232-247 in: **Falter, J.W.** et al. (Hrsg.), *Rechtsextremismus. Ergebnisse und Perspektiven der Forschung*. PVS Sonderheft 27. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Kaplan, D.**, 2000: *Structural Equation Modeling. Foundations and Extensions*. London: Sage.
- Kühnel, S.** und **Terwey, M.**, 1994: Gestörtes Verhältnis? Die Einstellung der Deutschen zu Ausländern in der Bundesrepublik. S. 71-105 in: **Braun, M.** und **Mohler, P.P.** (eds.) *Blickpunkt Gesellschaft* 3. Opladen: Westd. Verlag
- Lüdemann, C.**, 2000: Die Erklärung diskriminierender Einstellungen gegenüber Ausländern, Juden und Gastarbeitern in Deutschland. Ein Test der allgemeinen Attitudentheorie von Fishbein. S. 373-400 in: **Alba, R., Schmidt, P.** und **Wasmer, M.** (Hrsg.), *Deutsche und Ausländer: Freunde, Fremde oder Feinde? Empirische Befunde und theoretische Erklärungen*. Wiesbaden: Westdeutscher Verlag.
- Lüscher, C.**, 1997: *Autoritarismus und Ausländerfeindlichkeit. Forschungsarbeit am Soziologischen Institut der Universität Zürich*.
- Mielke, R.** und **Mummendy, H.D.**, 1995: Wenn Normen zu sehr wirken - Ausländerfeindlichkeit, Bildungsgrad und soziale Erwünschtheit. Universität Bielefeld: unv. Manuskript.
- Muthen, B. O.**, 1983: Latent Variable Structural Equation Modeling with Categorical Data. *Journal of Econometrics* 22 (1+2): 43-65.

- Muthen, B. O.**, 1984: A general Structural Equation Model with dichotomous, ordered categorical, and continuous latent variable indicators. *Psychometrika* 49 (1): 115-132.
- Muthen, B. O.**, 1993: Goodness of fit with categorical and other nonnormal variables. S. 205-234 in: **Bollen, K.A.** and **Long, J.S.** (Hrsg.), *Testing Structural Equation Models*. Newbury Park: Sage.
- Muthen, B. O.** and **Satorra, A.**, 1995: Technical Aspects of Muthen's LISCOMP Approach to Estimation of Latent Variable Relations with a Comprehensive Measurement Model. *Psychometrika* 60 (4): 489-503.
- Muthen, L.K.** and **Muthen, B.O.**, 2006: *Mplus. Statistical Analysis With Latent Variables. User's Guide. Version 4.1*. Los Angeles: Muthen & Muthen.
- Muthen, L.K.** and **Muthen, B.O.**, 2002: How to Use A Monte Carlo Study to Decide on Sample Size and Determine Power. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal* 9: 599-620.
- Noack, P.**, 2001: Fremdenfeindliche Einstellungen vor dem Hintergrund familialer und schulischer Sozialisation. *Politische Psychologie* (9): 67-80.
- Rigdon, E.E.** and **Ferguson, C.E.**, 1991: The Performance of the Polychoric Correlation Coefficient and Selected Fitting Functions in Confirmatory Factor Analysis with Ordinal Data. *Journal of Marketing Research* 28: 491-497.
- Rippl, S.**, 2002: Bildung und Fremdenfeindlichkeit. Die Rolle schulischer und familialer Sozialisation zur Erklärung von Bildungsunterschieden im Ausmaß von fremdenfeindlichen Einstellungen. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 54: 135-146.
- Satorra, A.** and **Bentler, P.M.**, 1994: Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis. S. 399-419 in: **Eye, A.** and **Clogg, C.C.** (Hrsg.), *Latent Variable Analysis: Applications to Developmental Research*. Newbury Park: Sage.
- Schmidt, P.** und **Heyder, A.**, 2000: Wer neigt eher zu autoritärerer Einstellung und Ethnozentrismus, die Ost- oder die Westdeutschen? – Eine Analyse mit Strukturgleichungsmodellen. S. 439-483 in: **Alba, R.; Schmidt, P.** und **Wasmer, M.** (Hrsg.), *Deutsche und Ausländer: Fremde, Freunde oder Feinde? Empirische Befunde und theoretische Erklärungen*. Wiesbaden: Westdeutscher Verlag.
- Stoess, R.**, 1995: Bestimmungsfaktoren des Rechtsextremismus. S. 102-131 in: **Klingemann, H.-D.** et al. (eds.), *Zwischen Wende und Wiedervereinigung. Analysen zur politischen Kultur in West- und Ost-Berlin 1990*. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Stolz, J.**, 2000: *Soziologie der Fremdenfeindlichkeit – theoretische und empirische Analysen*. Frankfurt/Main: Campus.
- Urban, D.** und **Mayerl, J.**, 2003: Wie viele Fälle werden gebraucht? Ein Monte-Carlo-Verfahren zur Bestimmung ausreichender Stichprobengrößen und Teststärken (power) bei Strukturgleichungsanalysen mit kategorialen Indikatorvariablen. *ZA-Information* 53: 42-69.
- Urban, D.** und **Mayerl, J.**, 2006: *Regressionsanalyse: Theorie, Technik und Anwendung*. Wiesbaden: VS Verlag.
- Vollebergh, W.**, 1992: The Development of Authoritarianism in Adolescence. Longitudinal Change in Authoritarianism and the Impact of Age, Gender, and Cultures. S. 247-264 in: **Meens, W.** et al. (Hrsg.), *Adolescence, Careers, and Cultures*. Berlin: De Gruyter.
- Wagner, U.** und **Zick, A.**, 1995: The Relation of Formal Education to Ethnic Prejudice: Its Reliability, Validity and Explanation. *European Journal of Social Psychology* 25: 41-56.
- West, S.G.; Finch, J.G.** and **Curran, P.J.**, 1995: Structural Equation Models With Nonnormal Variables. Problems and Remedies. S. 56-75 in: **Hoyle, R.H.** (Hg.), *Structural Equation Modeling. Concepts, Issues, and Applications*. Thousand Oaks: Sage.
- Xie, Y.**, 1989: Structural Equation Models for Ordinal Variables: An Analysis of Occupational Destination. *Sociological Methods and Research* 17 (4): 325-352.
- Zick, A.**, 1997: *Vorurteile und Rassismus: eine sozialpsychologische Analyse*. Münster: Waxmann.

Tabelle A1: Univariate Verteilungen und deskriptive Statistik der Modellvariablen

| Variable | Ausprägungen | relative (absolute) Häufigkeiten | |
|---------------|----------------------------------------------------------|--------------------------------------------------------------------|---------------------|
| | | Stadtteil AN | Stadtteil AH |
| Schulbildung | SB0 (ohne Abschluss, Hauptschulabschluss o.ä.) | 16,9% (26) | 31,7% (51) |
| | SB1 (Realschulabschluss o.ä.) | 34,4% (53) | 30,4% (49) |
| | SB2 (Fachhochschulreife, allgemeine Hochschulreife o.ä.) | 48,7% (75) | 37,9% (61) |
| Berufsbildung | BB0 (kein Abschluss, un/angelernt, Praktikum o.ä.) | 10,3% (16) | 11,8% (19) |
| | BB1 (gewerbl. Lehre, kaufm. Lehre o.ä.) | 41,6% (64) | 52,2% (84) |
| | BB2 (Berufsfachschule, Meister, Techniker o.ä.) | 13% (20) | 13% (21) |
| | BB3 (Fachhochschule, Hochschule, Universität) | 35,1% (54) | 23% (37) |
| Geschlecht | weiblich | 47,4% (73) | 49,1% (79) |
| | männlich | 52,6% (81) | 50,9% (82) |
| Alter | 18-40 Jahre | 33,8% (52) | 36% (58) |
| | ab 41 Jahre | 66,2% (102) | 64% (103) |
| | | arithmetisches Mittel / Standardabweichung / Median | |
| | | Stadtteil AN | Stadtteil AH |
| Aus1 | 1 "lehne völlig ab" bis | 3,52 / | 3,82 / |
| | 7 "stimme voll und ganz zu" | 1,87 / 3 | 1,94 / 4 |
| Aus2 | 1 "lehne völlig ab" bis | 2,88 / | 3,04 / |
| | 7 "stimme voll und ganz zu" | 1,92 / 2 | 2,05 / 2 |
| Aus3 | 1 "lehne völlig ab" bis | 3,32 / | 3,99 / |
| | 7 "stimme voll und ganz zu" | 1,76 / 3 | 1,97 / 4 |