

Der Zusammenhang zwischen Armut und sozialer Isolation – die Bedeutung von Selektion, fehlenden Mitteln und sozialem Rückzug

Jan Eckhard

Beitrag zur Veranstaltung »Geschlossene Gesellschaft?« der Sektion Soziale Indikatoren

Im Bereich des Privaten ist „Geschlossene Gesellschaft“ insbesondere dort wahrzunehmen, wo einzelnen Personen die Einbindung in gemeinschaftliche Netzwerke versagt ist. Eine wachsende Zahl soziologischer Studien widmet sich diesem Thema und der Frage, ob und unter welchen Bedingungen moderne Gesellschaften in zunehmendem Maße mit sozialer Isolation einhergehen. Der Begriff der sozialen Isolation steht hierbei für das Fehlen persönlicher Beziehungen. Ein hohes Risiko der sozialen Isolation wird vor allem für diejenigen konstatiert, die „Geschlossenheit“ auch in anderen gesellschaftlichen Teilbereichen erfahren: Arbeitslose, die keinen Zugang zum Erwerbssystem finden (zum Beispiel Brand 2015; Gallie et al. 2003), und Personen mit geringem Einkommen, denen die Partizipation an der Konsumgesellschaft verwehrt ist (zum Beispiel Barry 2002; Atkinson 1998).

Ein starker Zusammenhang zwischen Armut und sozialer Isolation konnte bereits häufig aufgezeigt werden (zum Beispiel Lelkes 2011; Steward et al. 2009; Böhnke 2008; Andreß 1999; Paugam 1995). Ungeklärt ist bislang allerdings, *warum* die von Armut betroffene Bevölkerung ein erhöhtes Isolationsrisiko aufweist. Verschiedene Erklärungen sind denkbar: Selektion, fehlende Mittel und sozialer Rückzug. Die nachfolgenden Erörterungen gehen der Frage nach, welche Bedeutung diesen drei Mechanismen zukommt. Beruht der vielfach beobachtete Zusammenhang zwischen Armut und sozialer Isolation lediglich auf Selektionsprozessen? Oder beruht er darauf, dass, wie häufig vermutet, das Aufrechterhalten persönlicher Beziehungen in modernen Gesellschaften nicht zuletzt auch materielle Mittel erfordert? Oder ist es die Angst vor sozialen Vergleichen und Stigmatisierung, die zu sozialen Rückzügen aus gemeinschaftlichen Netzwerken führt?

Theoretische Überlegungen

Modernisierungstheoretische Überlegungen gehen davon aus, dass traditionelle Muster der sozialen Einbindung (Familie, Verwandtschaft, Nachbarschaft) durch flexiblere, wählbare, aber auch instabilere Beziehungsmuster ersetzt werden. Zugleich verlieren Beziehungsformen mit traditionell hohen Stabilitäts- und Solidaritätsansprüchen (wie Ehe- und Familienbeziehungen) an normativer Verbindlichkeit (zum Beispiel Giddens 1991: 88-98). Beides lässt ein erhöhtes Risiko sozialer Isolation erwarten (Machielse 2006: 22-24). Umso mehr private Bindungen selbstverantwortlich aufgebaut und aufrecht erhalten werden müssen und umso weniger man wie selbstverständlich in sie hineinwächst und ihnen

verpflichtet bleibt, desto voraussetzungsvoller wird ihre Existenz und desto höher sind auch die Risiken sozialer Isolation (zum Beispiel Beck 1986: 137; Diwald 1991: 252). Diese Annahme ist letztlich unabhängig davon, ob die „Herauslösung aus historisch vorgegebenen Sozialformen und -bindungen“ (Beck 1986: 137) als Verlust (vgl. zum Beispiel Putnam 2000) oder als Liberalisierung (vgl. zum Beispiel Wellman 1979) zu werten ist. Es stellt sich die Frage nach den sozialen Disparitäten des Isolationsrisikos.

Vor diesem Hintergrund wurde vielfach gezeigt, dass das Risiko sozialer Isolation mit der Einkommenssituation verknüpft ist und die in Armut lebende Bevölkerung hohe Anteilswerte sozialer Isolation aufweist (zum Beispiel Lelkes 2011, 2010; Böhnke 2008; Gallie et al. 2003; Andreß 1999; Kempson 1996; Andreß et al. 1995; Paugam 1995). Der Zusammenhang zwischen Armut und Isolation wird in der Regel als Kausalzusammenhang interpretiert. In der Literatur lassen sich zwei verschiedene theoretische Begründungen für einen solchen Kausalzusammenhang finden: fehlende Mittel und sozialer Rückzug.

Die These der fehlenden Mittel geht davon aus, dass zur Realisierung und Aufrechterhaltung persönlicher Bindungen Mittel erforderlich sind, die im Falle von Armut häufig fehlen (Commins 1993; Kempson 1996; Leu et al. 1997; Barry 2002; Gallie et al. 2003; Paugam 1995). Beispielsweise – so wird argumentiert – verfügen Personen mit niedrigen Einkommen häufig nur über Wohnungen, deren Qualität, Ausstattung und Größe nicht dazu geeignet sind, Freund/-innen und Verwandte einzuladen. Hinweisen wird auch auf eingeschränkte Möglichkeiten, Freund/-innen oder Verwandte besuchen zu können.

Die These des sozialen Rückzugs hebt hingegen hervor, dass Armut mit Scham und Ängsten einhergehen kann (zum Beispiel Salentin 1994). Der Rückzug aus dem Gemeinschaftsleben, aus dem Freundeskreis, aus dem Verwandtschaftsnetzwerk lässt sich in dieser Perspektive als Strategie zur Vermeidung sozialer Vergleichsprozesse verstehen. Soziale Vergleiche mit bessergestellten Personen werden gemieden, um das eigene Selbstwertgefühl zu schützen (Festinger 1954).¹

Beide Erklärungsargumente, fehlende Mittel und sozialer Rückzug, implizieren einen kausalen Zusammenhang zwischen Armut und dem Risiko sozialer Isolation. Der Zusammenhang wurde jedoch bislang nur auf der Basis von Querschnittsdaten beobachtet. Er kann daher ebenso auf Selektion beruhen und somit letztlich kein Kausalzusammenhang sein. Bestimmte Persönlichkeitsmerkmale, Krankheiten, Merkmale der sozialen Herkunft usf. lassen sich theoretisch als potenzielle Determinanten sowohl des Armuts- als auch des Isolationsrisikos auffassen. Unbeobachtete Drittvariablen könnten in diesem Sinne für eine Selektion der Personen mit höherem Isolationsrisiko in die Gruppe der Personen mit niedrigen Einkommen sorgen. Gleiches gilt für Lebensereignisse, sofern diese sowohl das Risiko der Armut als auch das der sozialen Isolation beeinflussen. Lebensereignisse, auf die dies zutreffen könnte, sind insbesondere der Verlust des Arbeitsplatzes und der Verlust des Lebenspartners bzw. der Lebenspartnerin. Beides zieht eine Veränderung des Haushaltseinkommens nach sich. Beides steht zudem in einer Verbindung mit sozialer Isolation: Bei einem Verlust des Arbeitsplatzes können Beziehungen zu Kolleg/-innen verloren gehen, denn mit dem Berufskontext entfällt ein zentraler Handlungsfokus und somit eine Möglichkeit zur Generierung von Beziehungen und zur Kontakt-

¹ Eine mögliche Alternative besteht darin, persönliche Beziehungen ausschließlich innerhalb der eigenen sozialen Schicht zu suchen. Dies aber setzt voraus, dass sich die Betroffenen ihre niedrige soziale Lage selbst eingestehen können. Insbesondere für Personen, die einen sozialen Abstieg erlebt und sich zuvor in einer höheren sozialen Position gesehen haben, kann dies schwierig sein (vgl. Kempson 1996: 30).

pflege (Feld 1981). Mit dem Verlust des Lebenspartners bzw. der Lebenspartnerin entfällt nicht nur die Beziehung zwischen den Partnern/-innen, sondern er kann auch eine Distanzierung gegenüber den Freund/-innen und Verwandten des/der ehemaligen Partners/Partnerin nach sich ziehen. Fand zuvor ein „dyadischer Rückzug“ (Johnson und Leslie 1982) statt, müssen nach dem Ende der Paarbeziehung neue persönliche Bindungen aufgebaut werden.

Selektion oder Kausalzusammenhang?

Die Frage, ob der Zusammenhang zwischen Armut und Isolation auf Selektionsprozessen beruht oder als Kausalzusammenhang interpretiert werden kann, wurde in einer Studie auf der Grundlage des Sozio-ökonomische Panels untersucht (Eckhard 2017a). Als Armutsschwelle dient gemäß der OECD-Definition die Hälfte des jahresbezogenen durchschnittlichen Netto-Äquivalenzeinkommens. Zur Operationalisierung sozialer Isolation wird der „social contact indicator“ (Eckhard 2017a, 2017b) verwendet. Der Indikator kategorisiert Personen als sozial isoliert, wenn diese zugleich (a) alleine wohnen (oder nur mit Kindern zusammenwohnen), (b) partnerlos sind, (c) seltener als einmal im Monat mit Freund/-innen, Verwandten oder Nachbar/-innen zusammen sind („geselliges Zusammensein“), (d) seltener als einmal im Monat bei Freund/-innen, Verwandten oder Nachbar/-innen helfen, „wenn es etwas zu tun gibt“. Der Indikator lässt sich im Sozio-ökonomischen Panel mit den Wellen 1992, 1994, 1996, 1997, 1999, 2001, 2005, 2007, 2009 und 2011 erstellen. Im Vergleich zu alternativen Indikatoren lässt sich diesem Indikator eine höhere Konstrukt- und Kriteriumsvalidität attestieren (Eckhard 2017b). Er ist außerdem ein eher konservatives Messinstrument: Im Vergleich zu anderen Indikatoren führt er zu relativ geringen Anteilswerten sozialer Isolation. Diese liegen in Deutschland – mit kleineren Unterschieden zwischen verschiedenen Datenquellen und Erhebungsjahren – im Altersbereich unter 55 Jahren zwischen 2,0 und 3,2 Prozent und im höheren Alter zwischen 6,8 und 8,0 Prozent (Eckhard 2017b).

Der Untersuchung steht eine Fallzahl von 14.675 männlichen und 15.674 weiblichen Befragten zur Verfügung. Die betreffenden Fällen haben an mindestens zweien der oben genannten Panelwellen teilgenommen und weisen keine fehlenden Werte für die Analysevariablen auf.

In einem ersten Schritt zeigt die Untersuchung zunächst, dass sich ein signifikanter Zusammenhang zwischen Armut und sozialer Isolation auch auf der Grundlage des Sozio-ökonomischen Panels beobachten lässt. Robustheitstests machen deutlich, dass dieser Befund unabhängig von der verwendeten Armutsschwelle und auch unabhängig von dem jeweils verwendeten Isolationsindikator ist. Der Zusammenhang ist ferner unabhängig von Alters- und Periodeneffekten und betrifft Frauen wie Männer.

In einem zweiten Schritt wird geprüft, ob der Zusammenhang auf Selektion beruht. Dabei geht es zunächst um Selektion durch zeitkonstante Variablen (wie zum Beispiel soziale Herkunft, ein Migrationshintergrund, Merkmale der Herkunftsfamilie, primäre Sozialisation, Kindheitserfahrungen, konstante Persönlichkeitsmerkmale). Hierzu werden auf der Basis von Fixed-Effects-Regressionen und unter Zugrundlegung der oben genannten Wellen des Sozio-ökonomischen Panels Within-Schätzer berechnet. Die Ergebnisse zeigen, dass sich ein signifikanter Zusammenhang von Armut und sozialer Isolation auch auf der Basis der Fixed-Effects-Regressionen zeigt. Personen, die im Beobachtungszeitraum in einigen Jahren arm waren und in anderen Jahren nicht, waren demnach in Zeiten der Armut signifikant häufiger sozial isoliert.

Das Regressionsverfahren schließt allerdings nicht aus, dass der beobachtete Zusammenhang auf Selektion durch zeitveränderliche Drittvariablen beruht. Um Selektion aufgrund von Lebensereignissen wie dem Verlust des Arbeitsplatzes oder dem Verlust des Lebenspartners bzw. Lebenspartnerin zu berücksichtigen, wird deshalb in einem dritten Schritt für partnerschafts- und berufsbezogene Veränderungen kontrolliert.² Die Ergebnisse zeigen, dass Partnerschaftsaufösungen das Risiko der sozialen Isolation erhöhen. Vor allem der Tod des Beziehungspartners bzw. -partnerin zieht häufig Phasen der sozialen Isolation nach sich. Was den Effekt des Arbeitsplatzverlusts betrifft, so zeigt sich ein erhöhender Effekt auf das Risiko sozialer Isolation nur bei Männern. Arbeitslosigkeit geht bei Männern mit einem erhöhten Isolationsrisiko einher, allerdings nur bei längerer Arbeitslosigkeitsdauer. Kurzfristige Arbeitslosigkeit mit einer Dauer von weniger als einem Jahr hat keinen risikosteigernden Effekt. Für Stellenwechsel kann kein Effekt auf soziale Isolation festgestellt werden.

Auch bei Kontrolle für die partnerschafts- und erwerbsbezogenen Veränderungen zeigt sich weiterhin ein signifikanter und starker Effekt von Armut auf das Risiko sozialer Isolation. Bei Männern ist dieser Effekt kaum schwächer als in einem analogen Regressionsmodell ohne Kontrollvariablen. Bei Frauen ist hingegen ein Mediationszusammenhang zu erkennen: Der Zusammenhang zwischen Armut und Isolation ist bei Frauen partiell dadurch begründet, dass der Verlust einer Partnerschaft sowohl das Isolationsrisiko als auch das Armutsrisiko erhöht. Gleichwohl handelt es sich hierbei nur um eine partielle Mediation. Auch bei Kontrolle der partnerschaftsbezogenen Veränderungen zeigt sich weiterhin ein signifikanter Armutseffekt. Bei Frauen beruht der Effekt der Armut also in Teilen – aber eben nicht vollständig – auf Selektionsprozessen. Im Ergebnis sprechen die Ergebnisse somit für die Existenz eines Kausaleffektes.

Robustheitsprüfungen zeigen, dass dieser Befund unabhängig davon ist, ob die Within-Schätzer auf der Basis eines Conditional-Logit-Modells oder eines Linear-Probability-Modells berechnet werden. Sie zeigen außerdem, dass eine entsprechende Analyse mit einer anderen Operationalisierung von sozialer Isolation (Operationalisierung anhand sozialer Unterstützung) zum gleichen Ergebnis kommt.

Die Fixed-Effects-Regression schließt allerdings nicht die Möglichkeit umgekehrter Kausalität aus. Mit anderen Worten stellt sich die Frage, ob der beobachtete Zusammenhang zwischen Armut und Isolation auch darauf beruhen kann, dass nicht Armut zu Isolation sondern Isolation zu Armut führt. Warum aber könnte Isolation ein Grund für Armut sein? Bekannt ist, dass ein Mangel an Netzwerkbeziehungen mit schlechteren Chancen für eine erfolgreiche Arbeitssuche einhergeht (zum Beispiel Granovetter 1995, Burt 1992, Wilson 1987). Soziale Isolation kann demnach dann zu Armut führen, wenn sie die Möglichkeiten der Arbeitssuche in einem so großen Ausmaß verschlechtert, dass häufig nur schlechtbezahlte Anstellungen gefunden werden oder es zu Arbeitslosigkeit kommt. Die Untersuchung mit dem Sozio-ökonomischen Panel zeigt jedoch, dass der Zusammenhang zwischen Armut und Isolation unabhängig von beruflichen Veränderungen ist. In Anbetracht dessen ist es unwahrscheinlich, dass der Zusammenhang durch einen kausalen Effekt der Isolation auf die Berufschancen begründet ist.

Fehlende Mittel oder sozialer Rückzug?

Die oben berichteten Ergebnisse sprechen also durchaus für einen Kausaleffekt von Armut auf das Risiko sozialer Isolation. Vor diesem Hintergrund stellt sich die Frage, welcher Mechanismus diesem

² Die Regressionsmodelle kontrollieren zusätzlich auch für den Gesundheitszustand.

Effekt zugrunde liegt. Mit der These der fehlenden Mittel ist angesprochen, dass Personen in Armut häufig bestimmte Mittel fehlen, welche die Realisierung oder Fortführung von persönlichen Beziehungen erleichtern. Vor allem die Ausstattung mit adäquatem Wohnraum, der es ermöglicht, Freund/-innen und Bekannten einzuladen, und die Ausstattung mit Mobilitätsmitteln wie zum Beispiel einem Auto, mit dem man Freund/-innen und Bekannte aufsuchen kann, werden in der Literatur oft genannt. Mit Bezugnahme auf die These des sozialen Rückzugs lässt sich hingegen vermuten, dass Personen in Armut auch unabhängig von ihrer Ausstattung mit beziehungsrelevanten Ressourcen häufiger persönliche Beziehungen meiden. Armut führt demnach auch dann häufig zu sozialer Isolation, wenn – trotz geringem Einkommen – beziehungerleichternde Mittel wie ausreichender Wohnraum oder ein Auto verfügbar sind.

Ein empirischer Befund, der für die These der fehlenden Mittel sprechen würde, wäre die Mediation des Armutseffektes durch Drittvariablen, welche die Verfügbarkeit von beziehungerleichternden Mittel anzeigen. Der Armutseffekt sollte sich dementsprechend reduzieren, wenn für die Verfügbarkeit von adäquatem Wohnraum oder für die Verfügbarkeit eines Autos kontrolliert wird. Rekurrierend auf die Rückzugsthese ist hingegen zu erwarten, dass sich der Armutseffekt auch unter Kontrolle dieser Drittvariablen aufzeigen lässt.

Eine entsprechende Analyse ist in Tabelle 1 wiedergegeben. Datengrundlage sind – wie in der oben berichteten Untersuchung – die Wellen 1992, 1994, 1996, 1997, 1999, 2001, 2005, 2007, 2009 und 2011 des Sozio-ökonomischen Panels. Die Analyse verwendet die Informationen von über 14.000 männlichen und über 15.000 weiblichen Befragten, die an mindestens zwei dieser Wellen teilnahmen und vollständige Angaben zu allen Analysevariablen gemacht haben. Armut ist wieder durch die 50%-Armutsschwelle definiert und zur Operationalisierung sozialer Isolation wird wieder der oben erläuterte "social contact indicator" verwendet. Die Ergebnisse beruhen auf einer Linear-Probability-Regression mit Fixed Effects.

In den Regressionsmodellen der ersten und vierten Spalte ist noch nicht für beziehungerleichternde Mittel kontrolliert. In diesen Modellen zeigt sich, dass der Armutseffekt unabhängig von unbeobachteter Heterogenität ist und nicht auf Selektion durch zeitkonstante Merkmale beruht. Darüber hinaus zeigt sich, dass ein signifikanter Effekt von Armut auf das Risiko sozialer Isolation auch unabhängig von verschiedenen zeitveränderlichen Kontrollvariablen zu beobachten ist, die sich auf gesundheitliche, partnerschaftsbezogene und berufliche Rahmenbedingungen beziehen.

Im Einzelnen zeigen die Effekte der Kontrollvariablen folgende Zusammenhänge auf: Gesundheitliche Verschlechterungen gehen sowohl bei Männern (Spalte 1) als auch bei Frauen (Spalte 4) mit einem erhöhten Risiko sozialer Isolation einher. Für beide Geschlechter zeigen sich zudem deutliche Effekte von partnerschaftsbezogenen Lebensereignissen wie Partnerschaftstrennungen und Verwitwung. Weil im Sinne des hier verwendeten Indikators die Existenz einer Paarbeziehung soziale Isolation ausschließt, ist dies zwar zu erwarten gewesen, aber die Effekte sind dennoch nicht gänzlich trivial. Sie zeigen an, in welchem Ausmaß der Verlust einer Paarbeziehung durch andere persönliche Beziehungen oder durch Folgepartnerschaften aufgefangen wird. Wie sich zeigt, hat der Tod eines Partners oder einer Partnerin einen starken Effekt auf das Isolationsrisiko. Dieser Effekt ist am stärksten, wenn es sich dabei um den Ehepartner oder die Ehepartnerin handelt. Wie der Effekt für die seit dem Ereignis verstrichene Zeit zeigt, gibt es allerdings auch einen signifikanten Erholungseffekt: Umso länger die Verwitwung zurückliegt, desto schwächer ist deren Effekt auf das akute Isolationsrisiko. Auch Trennungserfahrungen erhöhen das Risiko der sozialen Isolation. Dieser Effekt ist ebenfalls am stärksten, wenn es sich bei der getrennten Paarbeziehung um eine Ehe handelte, und er ist schwächer bei nicht-ehelichen Beziehungen. Bei Frauen gibt es einen Erholungseffekt sowohl für Trennungen von Ehen als

auch für Trennungen von nicht-ehelichen Paarbeziehungen. Bei Männern wird hingegen nur bei Ehetrennungen ein signifikanter Erholungseffekt beobachtet, nicht aber bei Trennungen von nicht-ehelichen Paarbeziehungen. Allerdings sind auch die Haupteffekte von Trennungen nicht-ehelicher Beziehungen bei Männern vergleichsweise schwach ausgeprägt. Hingegen zeigt sich nur bei Männern, nicht aber bei Frauen, ein risikosteigernder Effekt von Arbeitslosigkeit. Der Haupteffekt der Arbeitslosigkeit ist zwar negativ, es gibt aber einen relativ starken positiven Effekt der Arbeitslosigkeitsdauer. Verrechnet man die beiden Effekte, dann ergibt sich ein erhöhtes Isolationsrisiko ab dem zweiten Jahr der Arbeitslosigkeit. Wie die übrigen Effekte berufsbezogener Variablen zeigen, haben der Übergang in den Ruhestand sowie ein Stellenwechsel bei Männern keinen negativen Effekt auf das Risiko sozialer Isolation. Bei Frauen sind keine risikosteigernden Effekte berufsbezogener Variablen festzustellen.

Für die Frage, ob der Armutseffekt durch fehlende Mittel oder eher durch soziale Rückzüge begründet ist, sind die Effekte der Wohnungsgröße, Wohnungsqualität und der Pkw-Verfügbarkeit von Interesse. Die Wohnungsgröße ist im Sozio-ökonomischen Panel jährlich erfasst. Die hier verwendete Variable „geringe Wohnungsgröße“ nimmt den Wert 1 an, wenn die Wohnungsgröße im untersten Quintil der Beobachtungen der jeweiligen Welle liegt. Die Variable „geringe Wohnungsqualität“ hingegen ist vierstufig mit Ausprägungen von 0 (gute Qualität) über 1 (teilweise renovierungsbedürftig) und 2 (renovierungsbedürftig) bis 3 (abbruchreif). Die Einstufung beruht auf der Einschätzung des Interviewers bzw. der Interviewerin. Die Variable „Verfügbarkeit Pkw“ bezieht sich auf den Besitz eines Pkw des Haushalts (nicht der betreffenden Einzelperson).

Die entsprechenden Effekte zeigen zwar einen Isolationsrisikosteigernden Effekt einer geringen Wohnungsgröße und einen risikoreduzierenden Effekt eines Pkw, es gibt jedoch keine nennenswerte Mediation des Armutseffektes. Der Armutseffekt erweist sich hier als weitgehend unabhängig von der Ausstattung mit beziehungs erleichternden Mitteln. Dies spricht für die These des sozialen Rückzugs.

Diverse Alternativberechnungen kommen zum gleichen Ergebnis: Erstens wurde ein Modell mit Interaktionseffekten berechnet. Es zeigen sich jedoch weder bei Frauen noch bei Männern signifikante Effekte für die Interaktion zwischen Armut und den Ausstattungsvariablen (Wohnungsgröße, Wohnungsqualität, Pkw-Verfügbarkeit). Der risikosteigernde Effekt von Armut auf soziale Isolation ist also bei Personen, deren Wohnsituation und Pkw-Verfügbarkeit sich im Zuge der Verarmung verschlechtert, nicht stärker als bei Personen, die nach der Verarmung über die gleiche Wohnsituation und Pkw-Verfügbarkeit verfügen wie vorher.

Zweitens wurde geprüft, ob der Effekt der Armut in einem Zusammenhang mit Veränderungen des Freizeitverhaltens steht. Hintergedanke ist hierbei, dass im Fall von Armut (auch bei gleichbleibender Wohnsituation und Pkw-Verfügbarkeit) Mittel zur Wahrnehmung an Freizeitangeboten und zur Teilhabe an anderen Betätigungsfeldern fehlen und dass diese Einschränkung auch die Kontaktmöglichkeiten mit Freund/-innen und Bekannten betrifft. Die Regressionsmodelle der Spalten 3 und 6 wurden hierzu um ein Set von Variablen ergänzt, welches die Häufigkeit von Besuchen kultureller und religiöser Veranstaltungen sowie die Häufigkeit von Sport und ehrenamtlichen Betätigungen umfasst. Die Ergebnisse zeigen zwar, dass eine verminderte Teilnahme an kulturellen und religiösen Veranstaltungen sowie eine Reduzierung der sportlichen Betätigung bei Männern und Frauen mit einem erhöhten Risiko sozialer Isolation einhergeht, dass aber dies nicht den Effekt der Armut erklären kann. Der Effekt der Armut verändert sich nicht, wenn man für die genannten Variablen kontrolliert.

Tabelle 1: Der Effekt der Armut auf das Risiko sozialer Isolation, nach Geschlecht (Fixed-Effects-Linear-Probability-Regression, Within-Schätzer, β -Koeffizienten)

| | Männer | | | Frauen | | |
|--|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Armut ¹⁾ | 0,012 ** | 0.011 ** | 0.010 ** | 0.012 ** | 0.012 ** | 0.012 ** |
| Geringe Wohnungsgröße ²⁾ | | 0.012 *** | 0.011 *** | | 0.006 * | 0.006 * |
| Geringe Wohnungsqualität ³⁾ | | 0.001 | 0.001 | | 0.000 | -0.001 |
| Verfügbarkeit Pkw | | | -0.005 ** | | | -0.003 |
| <i>Kontrollvariablen:</i> | | | | | | |
| Mangelnde Gesundheit ⁴⁾ | 0,02 *** | 0.02 *** | 0.02 *** | 0.041 *** | 0.041 *** | 0.041 *** |
| Ehefrau/mann verstorben ⁵⁾ | 0,268 *** | 0.266 *** | 0.266 *** | 0.147 *** | 0.147 *** | 0.147 *** |
| - Dauer (Jahre) ⁶⁾ | -0,009 *** | -0.009 *** | -0.009 *** | -0.003 ** | -0.002 ** | -0.002 ** |
| Partner/in verstorben ⁵⁾ | 0,115 *** | 0.115 *** | 0.114 *** | 0.099 *** | 0.100 *** | 0.100 *** |
| - Dauer (Jahre) ⁶⁾ | 0,000 | 0.000 | 0.000 | -0.004 ** | -0.004 ** | -0.004 ** |
| Trennung Ehe ⁵⁾ | 0,085 *** | 0.083 *** | 0.083 *** | 0.074 *** | 0.073 *** | 0.073 *** |
| - Dauer (Jahre) ⁶⁾ | -0,004 *** | -0.004 *** | -0.004 *** | -0.002 ** | -0.002 ** | -0.002 ** |
| Trennung Partnerschaft ⁵⁾ | 0,023 *** | 0.020 ** | 0.020 ** | 0.031 *** | 0.030 *** | 0.030 *** |
| - Dauer (Jahre) ⁶⁾ | 0,000 | 0.000 | 0.000 | -0.001 | -0.001 | -0.001 |
| Teilzeit/unregelm. erwerbst. | 0,003 | 0.002 | 0.001 | -0.001 | -0.001 | -0.001 |
| - Dauer (Jahre) | -0,001 | -0.001 | -0.001 | 0.001 | 0.001 | 0.001 |
| Arbeitslos | -0,011 ** | -0.011 ** | -0.011 ** | -0.004 | -0.004 | -0.004 |
| - Dauer (Jahre) | 0,006 ** | 0.005 ** | 0.005 ** | -0.001 | -0.001 | -0.001 |
| Nicht-erwerbstätig | 0,005 | 0.006 | 0.006 | -0.005 | -0.004 | -0.004 |
| - Dauer (Jahre) | -0,001 | -0.001 | -0.001 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| Ruhestand | -0,003 | -0.003 | -0.003 | -0.022 *** | -0.022 *** | -0.022 *** |
| - Dauer (Jahre) | -0,002 *** | -0.002 *** | -0.002 *** | -0.004 *** | -0.004 *** | -0.004 *** |
| Stellenwechsel ⁷⁾ | -0,005 | -0.005 | -0.003 | -0.013 | -0.013 | -0.013 |
| Alter (minus 18) | 0,002 ** | 0.002 ** | 0.002 ** | 0.003 ** | 0.003 ** | 0.003 ** |
| Wellen 1992 u. 1994 | 0,004 | 0.003 | 0.007 | 0.004 | 0.004 | 0.006 |
| Wellen 1996 u. 1997 | 0,001 | 0.000 | 0.004 | -0.006 | -0.006 | -0.004 |
| Wellen 1999 u. 2001 | 0,000 | 0.000 | 0.001 | 0.001 | 0.001 | 0.001 |
| Wellen 2005 u. 2007 (Ref.) | - | - | - | - | - | - |
| Wellen 2009 u. 2011 | -0,002 | -0.001 | -0.003 | -0.002 | -0.003 | -0.003 |
| R ² | 0,426 | 0.426 | 0.426 | 0.446 | 0.446 | 0.446 |
| % Isolation im Sample | 2,52 | 2.52 | 2.52 | 4.61 | 4.61 | 4.61 |
| Episoden | 72966 | 72966 | 72966 | 79615 | 79615 | 79613 |

*, **, *** signifikant mit $p < 0,05$, $p < 0,01$, $p < 0,001$, robuste Standardfehler

Soziale Isolation ist definiert durch das zeitgleiche Zutreffen folgender Merkmale: (a) partnerlos, (b) alleinwohnend, (c) Zusammensein mit Freund/-innen, Verwandten oder Nachbar/-innen seltener als monatlich, (d) Aushelfen bei Freund/-innen, Verwandten oder Nachbar/-innen seltener als monatlich.

¹⁾ Einkommensarmut gemäß der Armutsgrenze von 50 Prozent des kalenderjahresspezifischen medianen Netto-Äquivalenzeinkommens (neuere Skala der OECD)

²⁾ Unterstes Quintil der Wohnungsgröße in der entsprechenden Erhebungswelle

³⁾ Vierstufig mit Ausprägungen von 0 (gute Qualität) bis 3 (abbruchreif), Interviewereinschätzung

⁴⁾ Subjektive Selbsteinschätzung der Gesundheit als schlecht oder sehr schlecht

⁵⁾ Das Ereignis wurde zwischen Beginn des Beobachtungszeitraums und jeweiligen Zeitpunkt erlebt

⁶⁾ Zeit seit dem Ereignis

⁷⁾ Wechsel der Arbeitsstelle oder -position im aktuellen Jahr oder im Vorjahr

Daten: Sozio-ökonomisches Panel 1992–2011, Deutsche im Alter ab 18 Jahren

Drittens wurde die Robustheit der Befunde im Hinblick auf alternative Armutsgrenzen und auf alternative Regressionsverfahren geprüft. Berechnungen mit der 60%- und der 40%-Armutsgrenze kommen zu den gleichen Erkenntnissen wie die Berechnungen mit der 50%-Armutsgrenze. Ebenfalls ohne Auswirkungen auf die Befunde ist, ob man die Berechnungen mit einer Conditional-Logit-Regression oder einer Linear-Probability-Regression durchführt.

Fazit

Der Zusammenhang zwischen Armut und sozialer Isolation lässt sich weder auf unbeobachtete Heterogenität noch auf Selektion durch Lebensereignisse wie Erkrankungen, Partnerschaftsaufösungen, Verlust des Arbeitsplatzes oder andere berufliche Veränderungen zurückführen. Lediglich partiell, und nur bei Frauen, ist der Zusammenhang durch partnerschaftsbezogene Ereignisse begründet.

Dies spricht für einen Kausaleffekt der Armut auf das Risiko sozialer Isolation. Die kausale Wirkung der Armut lässt sich theoretisch einerseits mit fehlenden Mitteln zur Realisierung und Aufrechterhaltung von Beziehungen erklären. Andererseits kann es aber auch unabhängig von den zur Verfügung stehenden Mitteln zu sozialen Rückzügen kommen, wenn Armut mit der Furcht vor sozialen Vergleichen und vor Stigmatisierung einhergeht. Die diskutierten Befunde sprechen dafür, dass vor allem letzteres den Effekt der Armut auf das Risiko sozialer Isolation begründet.

Demnach sind Personen in Armut nicht deswegen häufiger allein, weil ihnen die materiellen Möglichkeiten fehlen, Freund/-innen und Bekannte zu besuchen oder zu empfangen. Der Grund ist vielmehr ein Gefühl von Unterlegenheit, welches dazu führt, dass persönliche Kontakte vermieden werden und es zu einem sozialen Rückzug kommt.

Literatur

- Allison, P. D. 2005: Fixed effects regression models for longitudinal data. Cary, NC: SAS Institute.
- Andreß, H.-J. 1999: Leben in Armut. Analyse der Verhaltensweisen armer Haushalte mit Umfragedaten. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Atkinson, A. B. 1998: Social exclusion, poverty and unemployment. In A. B. Atkinson, J. Hills (eds.), Exclusion, employment and opportunity. Centre for Analysis of Social Exclusion, London: London School of Economics and Political Science, 1–20.
- Barry, B. 2002: Social exclusion, social isolation and the distribution of income. In J. Hills, J. le Grand, D. Piachoud (eds.), Poverty and social exclusion in Europe. Oxford: Oxford University Press, 76–89.
- Beck, U. 1986: Risikogesellschaft. Auf dem Weg in eine andere Moderne. Frankfurt am Main: Suhrkamp.
- Böhnke, P. 2008: Are the poor socially integrated? The link between poverty and social support in different welfare regimes. *Journal of European Social Policy*, Vol. 18, Issue 2, 133–50.
- Brand, J. E. 2015: The far-reaching impact of job loss and unemployment. *Annual Review of Sociology*, Vol. 41, 359–75.
- Brashears, M. E. 2011: Small networks and high isolation? A reexamination of American discussion networks. *Social Networks*, Vol. 33, Issue 4, 331–341.
- Burt, R. S. 1984: Network items and the General Social Survey. *Social Networks*, Vol. 6, Issue 4, 293–339.
- Burt, R. S. 1992: Structural holes. The social structure of competition. Cambridge, MA: Harvard University Press.

- Commins, P. 1993: Combating exclusion in Ireland, 1990-94. A midway report. Brüssel: Europäische Kommission.
- Diewald, M. 1991: Soziale Beziehungen: Verlust oder Liberalisierung? Soziale Unterstützung in informellen Netzwerken. Berlin: Edition Sigma.
- Eckhard, J. 2017a: Poverty and social isolation. Evidence for a causal link based on panel data from Germany. Unveröffentlichtes Manuskript. Heidelberg: Universität Heidelberg.
- Eckhard, J. 2017b: Indicators of social isolation. Unveröffentlichtes Manuskript. Heidelberg: Universität Heidelberg.
- Feld, S. L. 1981: The focused organization of social ties. *American Journal of Sociology*, Vol. 86, No. 5, 1015-1035.
- Festinger, L. 1954: A theory of social comparison processes. *Human Relations*, Vol. 7, Issue 2, 117-40.
- Gallie, D., Paugam, S., Jacobs S. 2003: Unemployment, poverty and social isolation. Is there a vicious circle of social exclusion? *European Societies*, Vol. 5, Issue 1, 1-32.
- Giddens, A. 1991: The consequences of modernity. Stanford: Stanford University Press.
- Granovetter, M. 1995: Getting a job. A study of contacts and careers. Chicago: University of Chicago Press.
- Johnson, M. P., Leslie, L. 1982: Couple involvement and network structure: A test of the dyadic withdrawal hypothesis. *Social Psychology Quarterly*, Vol. 45, No. 1, 34-43.
- Kempson, E. 1996: Life on a low income. York: Joseph Rowntree Foundation.
- Lelkes, O. 2010: Social participation and social isolation. In A. B. Atkinson, E. Marlier (eds.), *Income and living conditions in Europe*. Luxemburg: Eurostat, 217-31.
- Lelkes, O. 2011: Social inclusion in Europe. Vienna: European Centre for Social Welfare Policy and Research.
- Leu, R. E., Burri, S., Priester, T. 1997: Lebensqualität und Armut in der Schweiz. Bern: Haupt.
- Machielse, A. 2006: Theories on social contacts and social isolation. In R. Hortulanus, A. Machielse, L. Meeuwesen (eds.), *Social isolation in modern society*. London/New York: Routledge, 13-36.
- McPherson, M., Smith-Lovin, L., Brashears, M. E. 2006: Social isolation in America: Changes in core discussion networks over two decades. *American Sociological Review*, Vol. 71, Issue 3, 333-375.
- Paugam, S. 1995: The spiral of precariousness. A multidimensional approach to the process of social disqualification in France. In G. Room (ed.), *Beyond the threshold. The measurement and analysis of social exclusion*. Bristol: Policy Press, 67-88.
- Putnam, R. D. 2000: *Bowling alone. The collapse and revival of American community*. New York: Simon & Schuster.
- Salentin, K. 1994: Niedrigeinkommen: Psychische Belastung und Bewältigung. *Soziale Probleme*, 5. Jg., Heft 1/2, 31-59.
- Steward, M. J., Makwarimba, E., Reutter, L. I., Veen, G., Raphael, D., Love, R. 2009: Poverty, sense of belonging and experiences of social isolation. *Journal of Poverty*, Vol. 13, Issue 2, 173-195.
- Wellman, B. 1979: The community question: The intimate networks of East Yorkers. *American Journal of Sociology*, Vol. 84, No. 5, 1201-1231.
- Wilson, W. J. 1987: *The truly disadvantaged*. Chicago: University of Chicago Press.