

Sozialkapital – Ein Hemmnis für Migrationsbewegungen?

von Jörg Müller

Dissertation

zur Erlangung des akademischen Grades
eines Doktors der Wirtschaftswissenschaften
der wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät
der Universität Passau

Passau 2011

Erstkorrektor: Prof. Dr. G. Moosmüller
Zweitkorrektor: Prof. Dr. W. Schweitzer

Datum der Verteidigung: 14. 06. 2011

Gliederung

<u>ABBILDUNGSVERZEICHNIS</u>	V
<u>TABELLENVERZEICHNIS</u>	VI
<u>ABKÜRZUNGSVERZEICHNIS</u>	VII
<u>SYMBOLVERZEICHNIS</u>	IX
<u>1. EINLEITUNG</u>	1
<u>2. DIE ANWENDUNG DER BINÄR-LOGISTISCHEN REGRESSION ZUR PROGNOSE VON WAHRSCHEINLICHKEITEN</u>	6
2.1 ALTERNATIVE REGRESSIONSVERFAHREN	6
2.2 VORGEHENSWEISE DER BINÄR-LOGISTISCHEN REGRESSION	8
2.2.1 <i>DIE PROGNOSE VON WAHRSCHEINLICHKEITEN</i>	8
2.2.2 <i>DIE SCHÄTZUNG DER REGRESSIONSKOEFFIZIENTEN</i>	10
2.2.3 <i>DIE BEURTEILUNG DER GÜTE DER REGRESSIONSSCHÄTZUNG</i>	12
2.3 DER ZUSAMMENHANG ZWISCHEN ALTER UND LANGZEITARBEITSLOSIGKEIT	14
2.4 GESAMTBEWERTUNG	16
<u>3. ZUM EINFLUSS DES SOZIALKAPITALS AUF MIGRATIONSBEWEGUNGEN</u>	18
3.1 PROBLEMSTELLUNG	18
3.2 ZUR BEGRIFFSKLÄRUNG	19
3.3 SOZIALKAPITAL UND MIGRATION	20
3.4 DIE MESSUNG DES SOZIALKAPITALS	23
3.5 DATENBASIS UND UNTERSUCHUNG	27
<u>4. FAZIT</u>	39
LITERATURVERZEICHNIS	VIII

Abbildungsverzeichnis

ABBILDUNG 1: VERLAUF DER BINÄR-LOGISTISCHEN FUNKTION	10
ABBILDUNG 2: VERLAUF DES DEUTSCHEN BRUTTOINLANDSPRODUKTS 1990 – 2006	28

Tabellenverzeichnis

TABELLE 1: ERGEBNISSE DER REGRESSIONSSCHÄTZUNG	14
TABELLE 2: GÜTEMAßE	15
TABELLE 3: ANZAHL DER UNTERSUCHTEN PERSONEN PRO JAHR	29
TABELLE 4: VERTEILUNG DER QUALIFIKATION	30
TABELLE 5: VERTEILUNG DER DAUER SEIT LETZTEM UMZUG AUS BERUFLICHEN GRÜNDEN	31
TABELLE 6: ERGEBNISSE DES ERSTEN MODELLS	33
TABELLE 7: ERGEBNISSE DES ZWEITEN MODELLS	34
TABELLE 8: ERGEBNISSE DES DRITTEN MODELLS	35

Abkürzungsverzeichnis

a. a. O.	am angegebenen Ort
BIP	Bruttoinlandsprodukt
BRD	Bundesrepublik Deutschland
bsp.	beispielsweise
ca.	circa
DDR	Deutsche Demokratische Republik
Dipl.-Volksw.	Diplom-Volkswirt
DIW	Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung
Dr.	Doktor
et. al.	et alii (und andere)
etc.	et cetera (und so weiter)
f.	folgende
ff.	fortfolgende
Hrsg.	Herausgeber
Jur.	Jurist
KLR	Klassisches lineares Regressionsmodell
LQ	Likelihood-Quotienten
mbH	mit beschränkter Haftung
ML	Maximum-Likelihood
n. Chr.	nach Christus
Nr.	Nummer
o.ä.	oder Ähnliche(s)
Prof.	Professorin
PSID	Panel Study of Income Dynamics
S.	Seite
SGB	Sozialgesetzbuch
SOEP	Sozio-Ökonomisches Panel
SPSS	Statistical Package for the Social Sciences
u.a.	unter anderem
U.S.	United States, die Vereinigten Staaten
v.	von

v. Chr.	vor Christus
vgl.	man vergleiche
ZAR	Zeitschrift für Ausländerrecht und –politik
z.B.	zum Beispiel

Symbolverzeichnis

b_m	der m-te aus M Logit-Koeffizienten
e	Euler'sche Zahl
i	der i-te Wert aus insgesamt n Werten
L	Likelihood
$\text{Log}L$	Log-Likelihood
M	Anzahl der erklärenden Variablen
m	die m-te aus M erklärenden Variablen
$\text{max.}!$	Ansatz ist zu maximieren
n	Anzahl der Werte/Fälle
P	Wahrscheinlichkeitsfunktion
R^2	Bestimmtheitsmaß
S_{b_m}	Standardabweichung des m-ten Logit-Koeffizienten
W_{b_m}	Wald-Prüfgröße des m-ten Logit-Koeffizienten
x	Variable
y	Variable
z	Logit
χ^2	Chi-Quadrat
μ	Erwartungswert
Π	Multiplikation
σ	Standardabweichung
Σ	Summation

1. Einleitung

Der alttestamentarische Auszug der Israeliten aus Ägypten¹ ist ein erstes, zwar historisch umstrittenes, jedoch bildgewaltiges Zeugnis der Bedeutung von Wanderungsbewegungen. Viele geschichtliche Ereignisse bezeugen, dass solche Bewegungen zu jeglicher Menschenzeit das Potential aufwiesen, tief greifende gesellschaftliche, politische, kulturelle und wirtschaftliche Veränderungen hervorzubringen. Beispielsweise könnte die dorische Wanderung² – Zeit, Art und Weise der Bevölkerungsbewegung sind nach wie vor umstritten – zu einer Neuordnung des antiken Griechenlands zwischen 1200 – 800 v. Chr. durch die Gründung einer Vielzahl von Stadtstaaten wie Sparta oder Korinth geführt haben. Noch weitaus beeindruckender sind die Völkerwanderung der Hunnen und damit einhergehend der Germanen, die letztlich um 500 n. Chr. zum Zusammenbruch des weströmischen Reiches führten. Dem durch Hunnen und Germanen noch verschonten Oströmische Reich (Byzanz) wurde die Wanderung der Turk-Völker³ aus dem sibirischen Raum zum Verhängnis: Die Hauptstadt Konstantinopel wurde 1453 von dem aus diesen Volksgruppen hervorgehenden Osmanischen Reich erobert, die Aggression der Türken im 13. – 17. Jahrhundert veränderte die politische und kulturelle Landkarte Europas entscheidend. Eine weitere Wanderungswelle setzte mit der Besiedlung der „Neuen Welt“ durch die Europäer vom 16. – 19. Jahrhundert ein, die den dortigen Ureinwohnern gravierende, ja existentielle Änderungen in ihrer Lebensweise aufzwang. Als letztes Beispiel sei die große irische Hungersnot angeführt, welche in der Mitte des 19. Jahrhunderts eine Migrationswelle der Iren in die Vereinigten Staaten sowie europäische Industriezentren auslöste.⁴

Auch in der näheren Vergangenheit bis zum heutigen Tag gehen derartige Migrationsbewegungen vor sich. Sie können u.a. durch Kriege und sonstige politische und wirtschaftliche Krisen ausgelöst werden – die Flucht der Deutschen vor der heranrückenden Roten Armee am Ende des Zweiten

¹ Vgl. 2. Buch Moses „Exodus“, Kap. 13 – 18 AT

² Vgl. Hall (2007), S. 48ff.

³ Vgl. Shaw (1976), S. 2

⁴ Vgl. Donnelly (2002), S. 178

Weltkrieges sei hier als Beispiel genannt, ebenso wie der Zusammenbruch der ehemaligen DDR, welche auch vom Motto der Demonstranten „Wir wollen raus!“ mitbestimmt wurde. Auch die Stürmung der Grenzanlagen in den spanischen Enklaven an der marokkanischen Küste in 2005 und 2008 ist Ausdruck anhaltender Wanderungsbewegungen.

Die gravierenden Folgen dieser Entwicklungen können an einer Vielzahl von nicht immer positiven Auswirkungen beobachtet werden. Als eine der bedeutendsten kann der sogenannte „Brain Drain“ angeführt werden, die Abwanderung qualifizierter Arbeitskräfte. Eine Region, die davon betroffen ist, bringt zwar die Kosten der Ausbildung auf, profitiert jedoch nicht von den Vorteilen einer hochgebildeten Bevölkerung. In den Nachwendejahren war und ist dies ein Problem des Gebietes der ehemaligen DDR, welches unter einem massiven Bevölkerungsschwund, insbesondere bei hochgebildeten Fachkräften, litt und noch leidet.¹ Ein ebensolches Problem zeigt sich bei vielen weiteren Regionen, die zwar die Kosten der Ausbildung ihrer Bevölkerung finanzieren, aber anschließend die Früchte dieser Ausgaben nicht ernten können.

Ein weiteres mit Migration verbundenes Problem ist das der Slumbildung: Nehmen die Massen der zuwandernden Bevölkerung in bestimmten Ballungszentren bei gleichzeitig begrenztem Wohnangebot überhand, droht die beispielsweise in den Philippinen (Manila), Brasilien (Sao Paolo, Rio de Janeiro) oder China (Shanghai) zu beobachtende Bildung von irregulären, nicht mehr kontrollierbaren Elendssiedlungen. In der Folge kommt es häufig zu Katastrophen aufgrund der nicht regulierten Bebauung eines ungeeigneten Bodens bei Erdbeben und Hauszusammenbrüchen mit einer Vielzahl an Todesopfern. Des Weiteren ist die Kriminalitätsrate in solchen Vierteln häufig höher als im Rest des Landes, hin und wieder kann es zu regelrechten Straßenschlachten zwischen kriminellen Banden und den Ordnungskräften kommen. Ein beeindruckendes Zeugnis davon ist der Abschuss eines Polizeihubschraubers in Rio de Janeiro im Zuge eines Polizeieinsatzes zur Drogenbekämpfung im Jahre 2009. Zudem ist die hygienische Versorgung zumeist nur rudimentär vorhanden, was diese Elendssiedlungen zu Keimzellen von Seuchen und Epidemien werden lässt.

¹ Vgl. Brücker/Trübswetter (2004)

Die Metropolen werden so vor massive Belastungen gestellt, zu denen sich Müll- und Verschmutzungsprobleme gesellen.

Nicht zuletzt kann es durch Wanderungsbewegungen zu sozialen Spannungen zwischen Alteingesessenen und Zugewanderten kommen, die in Unruhen und gewaltsamen Auseinandersetzungen gipfeln können. Ein Anwachsen radikaler populistischer Meinungen kann die Folge sein, welches das soziopolitische Gleichgewicht einer Gesellschaft ins Wanken bringen kann.

Es könnten noch viele weitere Beispiele angeführt werden, um die ökonomische und politische Relevanz von Wanderungsbewegungen zu verdeutlichen. Aufgrund der mit Migration verbundenen Risiken ist es insbesondere für staatliche und wirtschaftliche Entscheidungsträger unabdingbar, die Gründe für solche Bewegungen zu verstehen, sie zu prognostizieren und letztlich durch das gezielte Setzen von Rahmenbedingungen (zumindest ansatzweise) in die gewünschten Bahnen zu lenken. Des Weiteren sollte bei Entscheidungen in anderen Wirtschafts- und Politikbereichen deren Strahlkraft auf die Migrationsanreize beachtet werden um eine dynamisch orientierte Analyse der Auswirkungen dieser Bestimmungen zu ermöglichen. Um dies zu gewährleisten ist eine genaue Kenntnis der Einflussfaktoren auf Migrationsbewegungen notwendig. Dies wurde bereits früh erkannt, weswegen seit dem 19. Jahrhundert Forschungen in diesem Bereich unternommen wurden. Als einer der Begründer diesbezüglicher Forschungen kann Ravenstein angesehen werden, welcher in seinen Wanderungsgesetzen erste Erkenntnisse über das Wanderungsverhalten veröffentlichte.¹ Er schob einen breitgefächerten Strom an Forschungsarbeiten an, welcher sich den Einflussfaktoren auf Migration widmete, in der Folge wurden bis zum heutigen Tage viele dieser Faktoren identifiziert und verifiziert. Als Push- und Pullfaktoren haben sie mittlerweile in das allgemeine Verständnis von Wanderung Eingang gefunden.²

¹ Vgl. Ravenstein (1885)

² Sie haben Eingang in die allgemeine Schulbuchliteratur und auch in nichtwissenschaftliche Medien wie Wikipedia gefunden: <http://de.wikipedia.org/wiki/Migrationsforschung> (zuletzt aufgesucht am 29.07.2010)

Dies bedeutet jedoch nicht, dass das Forschungsgebiet erschöpft wäre, vielmehr werden alternative Einflussgrößen untersucht und diskutiert. In diesem Kontext ist die vorliegende Arbeit angesiedelt, die eine Verbindung herstellen soll zwischen Migration und Sozialkapital. Das Ziel der Untersuchung ist, festzustellen ob und inwieweit diese Form von Kapital das Migrationsverhalten beeinflusst.

Im folgenden Kapitel geht es um die Darstellung des Verfahrens der logistischen Regression, welche anhand eines einfachen Demonstrationsbeispiels gezeigt wird: Es wird untersucht, inwieweit das Alter die Wahrscheinlichkeit beeinflusst, dass ein Arbeitsloser von Langzeitarbeitslosigkeit betroffen ist. Das dritte Kapitel setzt sich in den ersten beiden Teilkapitel zuerst mit den unterschiedlichen in der Literatur vorherrschenden Definitionen von Sozialkapital und Migration auseinander um Klarheit über das Untersuchungsziel und die verwendeten Größen zu erlangen. Es folgt in nächsten Abschnitt eine Diskussion über die möglichen Auswirkungen von Migration auf das aufgebaute Sozialkapital, insbesondere im Hinblick darauf, ob aufgebautes Sozialkapital ein Hindernis für die Mobilität von Arbeitskräften darstellt.¹ So kann argumentiert werden, dass Migration von Arbeitskräften deren aufgebautes Sozialkapital zerstört und somit ein Wanderungshemmnis darstellt. Im Gegenzug kann angeführt werden, dass das ökonomisch relevante Sozialkapital nach einer Wanderung sehr schnell wieder aufgebaut werden kann, so dass es kein Wanderungshemmnis darstellt. Dies wird in den letztlich zu testenden Hypothesen festgehalten. Im vierten Teilkapitel wird darauf eingegangen, welche Ansätze zur Messung des Sozialkapitals vorherrschen und wie diese zu bewerten sind. Es geht insbesondere auf die Problematiken der Endogenität und Subjektivität bei der Bewertung des Sozialkapitals ein. Zudem wird erläutert, auf welche Weise die Messung letztlich vorgenommen wird um diese Probleme zu umgehen. Der letzte Kapitelabschnitt geht auf die vorhandene Datenbasis ein, worauf deskriptive Statistiken und die Ergebnisse der vorgenommenen Regression im Hinblick auf die formulierten Hypothesen folgen. Das abschließende Fazit greift die

¹ Definitionen, Quellenangaben und ausführliche Diskussionen sind im jeweils im betreffenden Kapitel zu finden.

Ergebnisse der Untersuchung noch einmal auf und zeigt weiteren Forschungsbedarf.

Die Untersuchung erfolgt dabei mit Hilfe von Datensätzen des Sozio-Ökonomischen Panels (SOEP) der Jahre 1997 – 2005. Ausgehend von diesen können keine Hinweise auf eine hemmende Wirkung bezüglich Migration ausgemacht werden.

2. Die Anwendung der binär-logistischen Regression zur Prognose von Wahrscheinlichkeiten

Kausale Zusammenhänge lassen sich empirisch mittels regressionsanalytischer Modelle quantifizieren. Diese untersuchen die Wirkung einer oder mehrerer erklärender (unabhängiger) Variablen auf eine erklärte (abhängige) Größe. Die hierbei am häufigsten angewendete Methodik der linearen Regression ist jedoch nicht universell anwendbar, insbesondere wenn die abhängige Variable ein nichtmetrisches Skalenniveau aufweist oder sogar nur ein dichotomes Merkmal darstellt wie im vorliegenden Beitrag. Im letzteren Fall empfiehlt sich die Verwendung der binär-logistischen Regression, die diesem Sachverhalt Rechnung trägt. Am Beispiel des Einflusses des Alters auf Langzeitarbeitslosigkeit werden die theoretischen Grundlagen dieses Verfahrens gelegt, mit denen der linearen Regression verglichen und ihre praktische Anwendung demonstriert. Fundierte Kenntnisse statistischer Verteilungs- und Testtheorie sowie der linearen Regression werden vorausgesetzt.

2.1 Alternative Regressionsverfahren

Das weit verbreitete Modell der klassischen linearen Regression (KLR) ist ein mächtiges Werkzeug, um Kausalitäten in Daten aufzudecken und zu messen. Mithilfe der KLR-Schätzung kann die Stärke der linearen Beziehung zwischen einer abhängigen und einer oder mehreren unabhängigen metrischen Variablen verifiziert werden.¹ Dennoch ist dieses Modell aufgrund seiner Restriktionen auf verschiedene Sachverhalte nicht anwendbar. Insbesondere das Vorliegen einer dichotomen abhängigen Variablen – eine solche Variable weist lediglich (möglicherweise nach einer Transformation) die Werte 0 und 1 auf und ist somit nicht metrisch – stellt die Methode der kleinsten Quadrate vor gravierende Probleme. Es existiert

¹ Zur Theorie und Praxis der linearen Regression hier und im Folgenden sei auf einführende Literatur verwiesen, beispielsweise von Auer (2007), S. 53ff. oder Fahrmeir (2004), S. 475ff.

jedoch eine Vielzahl an wirtschaftswissenschaftlichen Fragestellungen, bei denen genau dieser Sachverhalt vorliegt: „Kauft ein Kunde ein Produkt (oder nicht)?“, „Ist ein Befragter einer bestimmten Zielgruppe zuzuordnen?“, „Ist eine Firma solvent?“ oder „Liegt ein defektes Werkstück vor?“ sind Beispiele aus Marktforschung, Investitions- und Risikomanagement und statistischer Qualitätskontrolle, welche sich mit derartigen binären Ausprägungen des Regressanden auseinandersetzen müssen.

Ein Beispiel zur Verdeutlichung dieses Sachverhaltes ist der volkswirtschaftlich interessante Zusammenhang zwischen Alter und dem Status als Langzeitarbeitsloser. Auf die gravierenden Folgen und Implikationen haben zahlreiche Studien und Untersuchungen bereits hingewiesen¹, weshalb es lohnenswert ist, dieses Phänomen empirisch zu verifizieren.

Die Vermutung, dass das Alter ein bestimmender Faktor für Langzeitarbeitslosigkeit ist, soll nun anhand von Daten des deutschen Mikrozensus des Jahres 2002 überprüft werden. Diese Daten sind kostenfrei als Public-Use-File (CAMPUS-File) auf den Seiten der statistischen Landesämter erhältlich unter

<http://www.forschungsdatenzentrum.de/bestand/mikrozensus/index.asp>.

Zur Untersuchung werden alle Nichterwerbstätigen auf Arbeitssuche herangezogen, welche älter als 19 und jünger als 65 Jahre sind. Diese wurden anschließend unterteilt in Kurz- und Langzeitarbeitslose. Als langzeitarbeitslos gelten dabei Personen, die ein Jahr oder länger arbeitslos sind, was der Definition des § 18 Sozialgesetzbuch (SGB) III entspricht. Im Folgenden wird dargelegt, mit welchen Methoden eine solche Untersuchung erfolgen muss, um statistisch valide Ergebnisse zu erhalten.

¹ Vgl. bspw. Helbig (2001)

2.2 Vorgehensweise der binär-logistischen Regression

2.2.1 Die Prognose von Wahrscheinlichkeiten

Wie unschwer zu erkennen ist, handelt es sich beim zu erklärenden Status der Langzeitarbeitslosigkeit um eine dichotome Variable. Ihr Vorliegen führt im Rahmen der klassischen linearen Regression zu einer Reihe von gravierenden Annahmeverletzungen. Neben der im KLR-Modell vorausgesetzten Stetigkeit und Unbeschränktheit des Wertebereichs des Regressanden unterliegt die Störgröße auch keiner Normalverteilung.¹ Zudem misslingt die Schätzung der Ausprägungen der abhängigen Binärvariablen, wodurch letztendlich eine sinnvolle Ergebnisinterpretation unmöglich gemacht wird. Unter Anwendung der linearen Einfachregression mit Alter x als der erklärenden Variablen würde sich für den Status als Langzeitarbeitsloser diese Regressionsgleichung ergeben:

$$(1) \quad y = 0,02 + 0,013 \cdot x.$$

Das Ergebnis wurde mit der beim KLR-Ansatz üblichen Minimum-Quadrat-Methode ermittelt.

Diese Gleichung ist nicht in der Lage, die tatsächlichen Ausprägungen des Regressanden (Null oder Eins) zu ermitteln. Eine mögliche Lösung dieses Dilemmas besteht darin, anstelle der konkreten Ausprägung des Regressanden die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten einer Ausprägung zu schätzen. Dieser Ansatz gewährleistet jedoch nur eine sinnvolle Interpretation der Ergebnisse im Intervall $[0,1]$, es werden durch die lineare Regression aber auch Werte ausgegeben, die außerhalb dieses Bereiches liegen. Dies führt eine wahrscheinlichkeitsorientierte Interpretation dieser Ergebnisse ad absurdum.

Die binär-logistische Regression (kurz: logistische Regression) bietet folgenden Lösungsansatz: Um die gewünschten Ausprägungen im Intervall $[0,1]$ zu erzeugen, nutzt sie eine spezielle binäre Wahrscheinlichkeitsfunktion P , welche die Wahrscheinlichkeit angibt, dass

¹ Vgl. Backhaus et al. (2008), S. 248

das Ereignis $y = 1$ auftritt. Sie wird als logistische Funktion bezeichnet und ist folgendermaßen definiert:

$$(2) \quad P(y = 1) = \frac{1}{1 + e^{-z}}.^1$$

Bei z handelt es sich um eine latente Variable, die die Einflüsse der vorliegenden M unabhängigen Variablen bündelt. Hierbei wird ein linearer Zusammenhang unterstellt:

$$(3) \quad z_n = b_0 + \sum_{m=1}^M b_m x_{mn} + u_n.^2$$

Der Subindex m kennzeichnet die unterschiedlichen in die Gleichung eingehenden erklärenden M Variablen und ihre zugehörigen Koeffizienten. Im Falle einer Einfachregression kann der Ansatz folglich zu

$$(4) \quad z_n = b_0 + b_1 x_n + u_n$$

reduziert werden. Die Größe n bezieht sich auf die Beobachtungswerte der Stichprobe, $n = 1, \dots, N$. Nicht erklärbare Abweichungen werden durch die Störgröße u aufgefangen. Diese z -Werte werden auch als „Logits“, die b_m als „Logitkoeffizienten“ bezeichnet. Der Logit bündelt die Einflussgrößen, die auf die unabhängige Variable wirken, die logistische Funktion stellt die Wahrscheinlichkeitsbeziehung zwischen abhängiger und unabhängiger Variablen her. Sie wird deshalb auch als „Linking Function“ bezeichnet. Im Falle einer Einfachregression weist sie folgenden charakteristischen S-förmigen Verlauf auf:

¹ Vgl. Backhaus et al. (2008), S. 249

² Vgl. a. a. O., S. 249

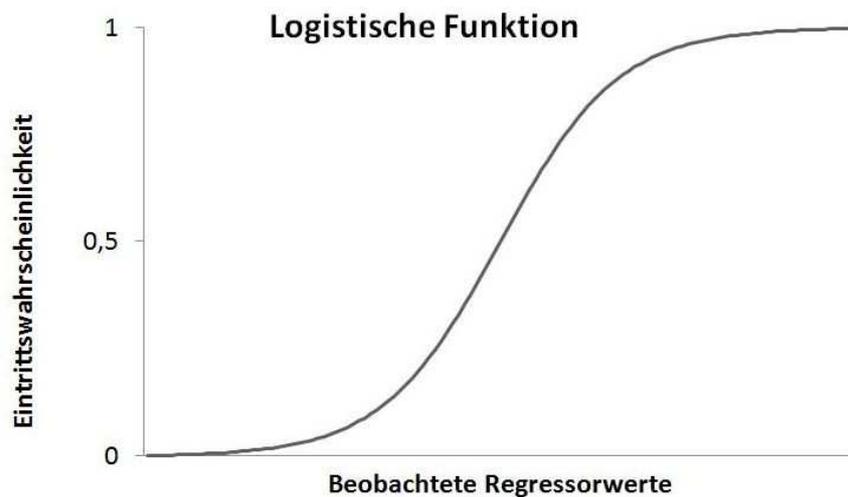


Abbildung 1: Verlauf der binär-logistischen Funktion

Ein betragsmäßig größerer Steigungslogitkoeffizient führt dazu, dass die Kurve steiler verläuft; negative Koeffizienten bewirken, dass eine Inverse des Graphen vorliegt. Die Funktion verläuft punktsymmetrisch zu ihrem Wendepunkt bei der Wahrscheinlichkeit $P = 0,5$ ¹.

Nach dieser generellen Einführung in die Grundlagen des Regressionsmodells wird im folgenden Abschnitt auf die Schätzung der Koeffizienten eingegangen.

2.2.2 Die Schätzung der Regressionskoeffizienten

Im Gegensatz zur linearen Regression, bei welcher die Koeffizienten normalerweise mit Hilfe der Kleinsten-Quadrate-Methode geschätzt werden, findet hier die Maximum-Likelihood-Methode (ML-Methode) Anwendung. Bei dieser wird die Wahrscheinlichkeit für ein Ereignis folgendermaßen ermittelt:

$$(5) \quad P_n(y_n) = P_n(y_n = 1)^{y_n} \cdot P_n(y_n = 0)^{1-y_n} = \left(\frac{1}{1 + e^{-z_n}} \right)^{y_n} \cdot \left(1 - \frac{1}{1 + e^{-z_n}} \right)^{1-y_n} .^2$$

¹ Vgl. Simonoff (2003), S. 368

² Vgl. Backhaus et al. (2008), S. 253

Die Wahrscheinlichkeit für ein beliebiges Ereignis y wird also berechnet als Produkt der Wahrscheinlichkeit für das Ereignis $y = 1$ und der für das Gegenereignis $y = 0$. Der Exponent sorgt nun dafür, dass nur die Wahrscheinlichkeit in Betracht gezogen wird, welche für das tatsächliche Ereignis relevant ist; der alternative Term reduziert sich automatisch zum Wert „1“.

Ziel der Optimierung der Koeffizienten ist es, einen möglichst hohen Wert für $P_n(y_n)$ zu erhalten. Nimmt ein konkreter Wert y_n tatsächlich die Ausprägung „1“ an, sollte der erste Term dieses Ausdrucks einen möglichst hohen Wert aufweisen:

$$(6) \quad P_n(y_n = 1) = \left(\frac{1}{1 + e^{-z_n}} \right)^1 \cdot \left(1 - \frac{1}{1 + e^{-z_n}} \right)^0 = \left(\frac{1}{1 + e^{-z_n}} \right) \cdot 1 \rightarrow \max!$$

Liegt jedoch ein y_n von „0“ vor, so sollte der zweite Term einen möglichst hohen Wert annehmen:

$$(7) \quad P_n(y_n = 0) = \left(\frac{1}{1 + e^{-z_n}} \right)^0 \cdot \left(1 - \frac{1}{1 + e^{-z_n}} \right)^1 = 1 \cdot \left(1 - \frac{1}{1 + e^{-z_n}} \right) \rightarrow \max!$$

Der Einfluss der erklärenden Variablen x wird, entsprechend Gleichung (4), durch die z_n -Werte in das Modell übernommen. Unabhängig davon, welche Ausprägung letztendlich vorliegt, die Modellanpassung wird umso besser, je höher die Ausprägung der Wahrscheinlichkeit $P_n(y_n)$ ist. Diese Optimierung wird nun über alle in der Stichprobe vorliegenden Werte mit der typischen Vorgehensweise der ML-Methode vorgenommen, indem der sogenannte Likelihood L maximiert wird:

$$(8) \quad L = \prod_{n=1}^N \left(\frac{1}{1 + e^{-z_n}} \right)^{y_n} \cdot \left(1 - \frac{1}{1 + e^{-z_n}} \right)^{1-y_n} \rightarrow \max!$$

bzw.

$$(9) \quad \text{Log}L = \sum_{n=1}^N \left(y_n \cdot \text{Log} \left(\frac{1}{1 + e^{-z_n}} \right) + (1 - y_n) \cdot \text{Log} \left(1 - \frac{1}{1 + e^{-z_n}} \right) \right)$$

→ max!¹

Die Logarithmierung des Likelihoods L („LogLikelihood“) in Gleichung (9) erfolgt lediglich zur Vereinfachung der Berechnung, denn an die Stelle der Multiplikation tritt die Summation. Das Maximum in dieser nichtlinearen Optimierungsaufgabe wird numerisch z. B. mit Hilfe des iterativen Newton-Raphson-Algorithmus ermittelt. Dieser verändert die Koeffizienten solange, bis eine optimale Modellanpassung gewährleistet ist. Für eine kurze Einführung in diesen Algorithmus sei auf Ryan (1997), S. 259f. verwiesen. Doch wie valide ist dieses Schätzergebnis? Wie auch bei der linearen Regression ist die Güte des Regressionsmodells durch geeignete Gütemaße zu beurteilen, worauf im nächsten Abschnitt eingegangen wird.

2.2.3 Die Beurteilung der Güte der Regressionsschätzung

Diverse Gütemaße helfen bei der Beurteilung der Qualität der Schätzung. Der Großteil von ihnen baut auf dem -2Loglikelihood-Wert auf, der auch als Devianz bezeichnet wird.² Dieser Wert resultiert aus der Maximierung von Gleichung (9): Ist das Maximum gefunden, wird der LogL-Wert mit -2 multipliziert. Bei einem hohen Erklärungsgehalt des Modells strebt dieser Wert gegen 0, je schlechter die Anpassungsgüte des Modells ist, desto höhere Werte liegen vor. Es kann gezeigt werden, dass diese Größe approximativ einer Chi-Quadrat-Verteilung folgt.³ Dies machen sich die sogenannten Likelihood-Quotiententests (LQ-Tests) zu Nutze: Um den signifikanten Einfluss eines Regressors zu testen, vergleichen sie die Devianz eines Ansatzes mit diesem Regressor mit der eines Ansatzes ohne diese erklärende Variable, d. h. mit $b_m = 0$ für die betreffende Variable x_m . Die Differenz der beiden -2LogLikelihood-Werte folgt einer Chi-Quadrat-

¹ Vgl. Backhaus et al. (2008), S. 253

² Vgl. a. a. O., S. 261

³ Vgl. a. a. O., S. 261, für eine Einführung in die statistische Verteilungs- und Hypothesentesttheorie sei Fahrmeir et. al., S. 293ff. empfohlen.

Verteilung mit einem Freiheitsgrad. Ist der Devianzunterschied signifikant, so ist davon auszugehen, dass die Hinzunahme des zu untersuchenden Regressors zu einer deutlichen Verbesserung des Modells führt. Mit Hilfe dieser Verfahrensweise können ebenso mehrere Regressoren, ja sogar der gesamte Regressionsansatz auf den Prüfstand gestellt werden. Die Anzahl der Freiheitsgrade richtet sich nach der Differenz der Anzahl der Regressionskoeffizienten zwischen dem vollständigen und dem auch als Nullmodell bezeichneten reduzierten Vergleichsansatz.

Eine weitere Überprüfungsmöglichkeit der Erklärungskraft einzelner Regressoren ist der sog. Wald-Test, welcher analog zu den in der linearen Regression angewandten Koeffizienten-T-Tests zu interpretieren ist. Auch hier wird die Nullhypothese „die betreffenden Logit-Koeffizienten b_m nehmen den Wert 0 an“ getestet. Bei der Wald-Statistik wird dabei das Verhältnis des Koeffizienten b_m zu seiner Standardabweichung S_{b_m} betrachtet. Damit ergibt sich der Testwert W_b mittels

$$(10) \quad W_{b_m} = \frac{b_m}{S_{b_m}},$$

wobei W asymptotisch normalverteilt ist und mit der entsprechenden Prüfgröße einer Normalverteilung verglichen werden muss.¹

Neben diesen Testverfahren, die hauptsächlich zur Beurteilung der Erklärungskraft ausgewählter Regressoren herangezogen werden, gibt es auch Teststatistiken, welche den Gesamtansatz überprüfen. Analog zum Bestimmtheitsmaß der linearen Regression finden hier sog. Pseudo- R^2 -Statistiken Anwendung. Insbesondere die Pseudo- R^2 -Maße nach McFadden, Cox/Snell und Nagelkerke sind weit verbreitet.² Sie bauen ebenfalls auf den (Log)Likelihoodwerten auf, die im Rahmen der ML-Methode berechnet werden; je weiter sie sich dem Wert eins nähern, desto besser ist prinzipiell die Anpassung des Modells an die empirischen Daten (Modellfit). Die Erreichung dieser Grenze „1“ ist jedoch aufgrund der Art der Berechnung selbst bei einem guten Modellfit eher unwahrscheinlich, bereits ab Werten

¹ Vgl. Ryan (1997), S. 269

² Vgl. Backhaus et al. (2008), S. 264f.

von 0,2 geht man von einer akzeptablen Modellanpassung aus.¹ Jedoch ist eine funktionale Aussage hinsichtlich der Streuungszerlegung wie beim Bestimmtheitsmaß des klassischen linearen Regressionsmodells nicht zulässig.

Aufgrund dessen, dass zur Analyse ein numerisches Optimierungsverfahren angewendet werden muss, ist eine manuelle Rechnung mit erheblichen Schwierigkeiten verbunden, weshalb auf statistische Standardsoftware zurückgegriffen werden sollte. Im vorliegenden Beitrag wurden sämtliche Berechnungen mit Hilfe des Programmpaketes SPSS (Vers. 17) vorgenommen. Die Ergebnisse werden im folgenden Kapitel vorgestellt.

2.3 Der Zusammenhang zwischen Alter und Langzeitarbeitslosigkeit

Bevor die Ergebnisse der Regression diskutiert werden, soll noch kurz auf die beiden verwendeten Variablen eingegangen werden.

Insgesamt wurden im Datensatz 1136 Personen ausgewählt, bei denen sowohl das Alterskriterium als auch der Status „Arbeitssuchend“ erfüllt waren. Von diesen sind 474 nicht als Langzeitarbeitslose einzustufen, bei 544 Befragten handelt es sich um solche. 118 Fälle wiesen fehlende Werte auf. Insgesamt belief sich das Alter der Befragten auf im Mittel 41,45 Jahre bei einer Standardabweichung von 12,11 Jahren. Mit diesen Werten wurde die Analyse durchgeführt, wobei folgende Ergebnisse verzeichnet wurden:

Parameter der Regression

	Koeffizient	Standard- abweichung	Wald- Prüfgröße	Signifikanz
Konstante	-2,129	0,243	76,537	0,000
Alter	0,055	0,006	92,880	0,000

Tabelle 1: Ergebnisse der Regressionsschätzung

¹ Vgl. Backhaus et al. (2008), S. 264 u. 270

Es ergibt sich die folgende Regressionsgleichung:

$$(11) \quad P(y = 1) = \frac{1}{1 + e^{-(2,129 + 0,055 \cdot x)}}$$

Prognostiziert man die Wahrscheinlichkeit für das Vorliegen von Langzeitarbeitslosigkeit bei einem 50-jährigen Arbeitslosen ($x = 50$), so liegt diese bei 65%. Diese Wahrscheinlichkeit liegt bei einem 25-jährigen ($x = 25$) lediglich bei 32%, ein deutlicher Hinweis darauf, dass Langzeitarbeitslosigkeit bei älteren Arbeitslosen häufiger auftritt. Wären diese Werte in die Gleichung der klassischen linearen Regression (Gleichung (1)) eingesetzt worden, hätten sich ähnliche Wahrscheinlichkeiten ergeben, deren Aussagekraft jedoch aufgrund der bereits dargestellten Annahmeverletzungen fraglich gewesen wäre.

Die Güte der logistischen Regressionsschätzung wird durch die bereits vorgestellten Maße beurteilt:

Gütemaße

Prüfgröße	Wert
Devianz des Nullmodells	1406,69
Devianz des vollständigen Modells	1304,01
McFadden-R ²	0,073
Cox&Snell-R ²	0,096
Nagelkerke-R ²	0,128

Tabelle 2: Gütemaße

Im vorliegenden Beispiel betragen die -2LogLikelihood-Werte 1304,01 für das vollständige Modell sowie 1406,69 für das Nullmodell ohne Steigungslogitkoeffizienten; es resultiert eine Differenz der Devianz in Höhe von 102,68. Sie erweist sich, verglichen mit dem χ_1^2 -Quantil – bei einem gängigen Alpha-Fehler von 0,05 liegt dieses bei 3,84 –, als hoch signifikant. Folglich signalisiert diese Prüfgröße, dass das Modell einen guten Erklärungswert aufweist: Das Alter hat somit einen maßgeblichen Einfluss auf den Status der Langzeitarbeitslosigkeit.

Zudem können Logit-Koeffizient und Konstante alternativ mit Hilfe des bereits dargelegten Wald-Tests (siehe Tabelle 1) auf ihren Einfluss hin untersucht werden. Hier zeigt sich ebenso, dass offensichtlich ein Zusammenhang zwischen Alter und Langzeitarbeitslosigkeitsstatus besteht: Die Nullhypothese, dass der Regressor keinen Einfluss ausübt, wird bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von nahe 0,000 Prozent abgelehnt. Dies bestätigt das Ergebnis des obigen Likelihood-Quotiententests. Auch die Konstante verbessert die Modellschätzung, die Signifikanz liegt hier ebenfalls nahe 0,000 Prozent. Beide Koeffizienten sollten folglich im Ansatz belassen werden.

Abschließend soll nun noch die Güte des logistischen Regressionsmodells mit Hilfe der Pseudo- R^2 -Statistiken bewertet werden. Diese liegen im Bereich von 0,07 bis 0,13 und zeigen – im Gegensatz zu den vorangegangenen Größen – eine nur mittelmäßige Erklärungsgüte des Ansatzes.

Insgesamt ist jedoch festzuhalten, dass das Alter einen bedeutenden Einfluss auf Langzeitarbeitslosigkeit hat: Im Einklang mit der gängigen Meinung zeigt sich, dass ältere Arbeitslose hiervon weit häufiger betroffen sind als Vertreter der jüngeren Generation. Jedoch ist aufgrund der lediglich mittelmäßigen Bewertung des Modells durch die Pseudo- R^2 -Statistiken zu vermuten, dass alternative Einflussfaktoren bestehen, welche weitere Erklärungsbeiträge zu leisten imstande sind. Zu nennen wären hier beispielsweise Bildung und Motivation der Befragten, welche auf unterschiedliche Weise im Rahmen eines logistischen Mehrfachregressionsansatzes hinzugezogen werden könnten.

2.4 Gesamtbewertung

Die binär-logistische Regression hat im dargelegten Demonstrationsbeispiel ihre Prognosefähigkeit unter Beweis gestellt: Sie bestätigt den bereits bekannten Sachverhalt, dass Langzeitarbeitslosigkeit vor allem bei Beschäftigungslosen in höheren Altersstufen häufiger auftritt. Neben diesem Beispiel, welches der volkswirtschaftlichen Analyse zugeordnet werden kann, existieren viele ähnlich gelagerte Problemstellungen im wirtschaftswissenschaftlichen Bereich, welche auf analoge Weise untersucht

werden können. Zudem existiert eine Vielzahl von Verfahren, die verwandte Fragestellungen untersuchen. Hier seien vor allem die multinomial-logistische Regression, sowie Probit- und Tobit-Modelle erwähnt, welche dem Anwender weitere Möglichkeiten hinsichtlich des Skalenniveaus der von ihm betrachteten abhängigen Variablen einräumen.

Nachdem das Verfahren, welches im folgenden Kapitel angewandt wird, dargestellt wurde, soll nun auf die eigentliche Fragestellung hinsichtlich der Wirkung des Sozialkapitals auf Migrationsbewegungen eingegangen werden. Vorerst wird hierzu auf die theoretischen Implikationen eingegangen.

3. Zum Einfluss des Sozialkapitals auf Migrationsbewegungen

3.1 Problemstellung

In der klassischen Sichtweise der volkswirtschaftlichen Betrachtung der Produktion wurden drei bestimmende Produktionsfaktoren ausgemacht: Boden, Arbeitskraft und Kapital¹. Während in den modernen Industriestaaten die Bedeutung des Bodens mehr und mehr in den Hintergrund getreten ist, wird den beiden weiteren Größen vermehrte Aufmerksamkeit geschenkt. Ein besonderes Augenmerk wird dabei auf die jeweilige Mobilität beider Komponenten gelegt: Eine effiziente regionale Allokation des Faktors ist nur dann gewährleistet, wenn dieser schnell und ohne Hindernisse dort eingesetzt werden kann, wo seine spezifische Verzinsung am höchsten ist. Das Ergebnis besteht in einer effizienten Nutzung der regionalen komparativen Vorteile.

Das Kapital gewährleistet diese Voraussetzung der Mobilität in marktwirtschaftlich organisierten Staaten in hohem Maße, sieht man von Kapitalverkehrskontrollen und Einschränkungen durch Währungsrisiken ab. Insbesondere im innerstaatlichen Bereich sind ihm nur marginale Grenzen gesetzt. Im Gegensatz dazu ist die Mobilität des Faktors Arbeit weitaus eingeschränkter. Dies ist zum einen auf die hohen Kosten zurückzuführen, die mit einer Wanderung für eine Arbeitskraft verbunden sind. Zum anderen ist es auf die Heterogenität der Arbeitskräfte zurückzuführen, welche sich bspw. in unterschiedlichem Alter und Geschlecht sowie in verschiedener Sprache, Risikoeinstellung und Humankapitalausstattung widerspiegelt.

Eine weitere beeinflussende Größe, die in den letzten Jahren vermehrt in der wissenschaftlichen Diskussion Eingang gefunden hat, ist das so genannte Sozialkapital, also die Fähigkeit, ein soziales Netzwerk aufzubauen und zu nutzen.² Die vorliegende Studie geht der Frage nach, ob aufgebautes

¹ Gabler Wirtschaftslexikon (2010), Stichwort „Produktionsfaktoren“

² Eine detailliertere Definition und Diskussion des Sozialkapitals wird im folgenden Kapitel vorgenommen.

Sozialkapital aus ökonomischer Sicht ein Hindernis für Migration darstellt, oder ob dieser Einfluss zu vernachlässigen ist. Sie soll damit einen Beitrag zum generellen Verständnis der Gründe für Wanderungsbewegungen des Produktionsfaktors Arbeit leisten. Sie stützt sich auf die Auswertung von Daten des Sozioökonomischen Panels der Jahre 1997 – 2005 mit Hilfe der binär-logistischen Regression.

3.2 Zur Begriffsklärung

Aufgrund des noch relativ jungen Forschungsgebietes ist der Begriff des Sozialkapitals noch nicht eindeutig belegt, weshalb es in besonderem Maße notwendig ist, sich mit diversen Definitionen auseinanderzusetzen. Jedoch lassen sich zwei generelle Strömungen feststellen, welche den Begriff jeweils hinsichtlich der Betrachtungsweise auslegen.

Die (makroökonomische) erste dieser beiden Interpretationen, vertreten beispielsweise von Fukuyama und Bowles/Gintis, sieht Sozialkapital als eine Sammlung von informellen Normen und Werten in einer Gruppe von Menschen an, die es ihnen ermöglicht, leichter zu kooperieren.¹ Hierfür ist gegenseitiges Vertrauen nötig, welches sich aus der Sicherheit speist, dass opportunistisches Verhalten bestraft wird.² Eine ähnliche Sichtweise wird vertreten von Coleman, welcher anführt, dass es sich dabei um soziale Strukturen handelt, die bestimmte Handlungen und Interaktionen vereinfachen.³ Eine weitere, ähnlich gelagerte Ansicht definiert Schiff, welcher auch gesetzliche und institutionelle Rahmenbedingungen in seine Betrachtungsweise des Sozialkapitals einfließen lässt.⁴

Die (mikroökonomische) zweite Strömung ist stärker auf die individuelle Ausprägung eines persönlichen sozialen Netzwerkes fokussiert, welches letztlich das Sozialkapital selbst darstellt. Einer der ersten Verfechter dieser Sichtweise ist Bourdieu, welcher darlegt, dass das Sozialkapital die Summe der tatsächlichen und potentiellen Ressourcen darstellt, die mit einem dauerhaften, mehr oder weniger institutionalisierten Netzwerk von

¹ Vgl. Fukuyama (1999), S. 16

² Vgl. Bowles/Gintis (2002), S. 419

³ Vgl. Coleman (1998), S. 98

⁴ Vgl. Schiff (1992), S. 160

Bekanntem für das Individuum nutzbar wird.¹ Putnam konzentriert sich ebenfalls auf den Einzelnen, der Vorteile aus einem Netzwerk zieht, welches auf gegenseitigem Vertrauen basiert.² Auf dieser individuellen (mikro-orientierten) Sicht des Sozialkapitals, welches laut Glaeser et. al. auf Charisma und Extrovertiertheit beruht und einen breiten Bekanntenkreis mit sich bringt³, bezieht sich auch die vorliegende Arbeit, wohingegen die makroökonomische, gesellschaftliche Strömung nicht thematisiert wird.

Der Begriff der Migration ist im Gegensatz zu dem des Sozialkapitals weniger problematisch. Es ist lediglich festzulegen, welche Art von Migration zu betrachten ist. Die auf Heberle zurückgehende sehr allgemeine Definition, dass es sich dabei um jeglichen (un)freiwilligen, dauerhaften oder vorübergehenden Wohnortwechsel handelt⁴, ist hier zu weit gefasst. Vielmehr soll lediglich die rein ökonomisch motivierte Migration betrachtet werden, wonach wirtschaftliche Migranten national und international wandern, und dies – anders als bei politischen Flüchtlingen oder bei Personen, die aufgrund der Entscheidung von anderen umziehen („tied movers“) – aus rein wirtschaftlichen Gründen geschieht.⁵

Nachdem nun die Definition des zu untersuchenden Faktors vorgenommen wurde, ist zu untersuchen, wie und ob sich dieser aus ökonomischer Sicht auf das Migrationsverhalten auswirkt. Dies wird im folgenden Kapitel analysiert.

3.3 Sozialkapital und Migration

Nach der Klärung des Untersuchungsgegenstandes, ist nun zu analysieren, ob vorhandenes Sozialkapital als ökonomisches Hindernis für Migrationsbestrebungen betrachtet werden muss. Gemäß der eingangs dargestellten Definition handelt es sich bei individuell betrachtetem Sozialkapital um ein Netzwerk von Bekannten, welches auf Vertrauen und gegenseitiger Nähe basiert. Es wird dahingehend ausgenutzt, dass u. a. auch

¹ Vgl. Bourdieu (1985), S. 249

² Vgl. Putnam (2000), S. 19

³ Vgl. Glaeser/Laibson/Sacerdote (2000a), S. 4

⁴ Vgl. Heberle (1955), S. 2

⁵ Vgl. Chiswick (2000), S. 1

der Austausch von Informationen vereinfacht wird.¹ Damit ist es dem Individuum möglich, basierend auf diesem Netzwerk seine ökonomische Situation zu verbessern, indem es leichter Auskünfte beispielsweise über Ein- und Aufstiegsmöglichkeiten, Jobkandidaten, Geschäftspartner und sonstige wirtschaftlich relevante Sachverhalte erhält. Vor allem im Rahmen von Jobsuche und dem Gang in die Selbstständigkeit wird die Wichtigkeit eines hohen Bestandes an Sozialkapital durch diverse Autoren bestätigt. Im Rahmen der Suche nach Arbeit beschriftet hier Granovetter eine Vorreiterrolle², weitere Autoren haben sich ausführlich mit dem Zusammenhang zwischen Selbstständigkeit, Arbeitsplatzwahl und sozialen Netzwerken – insbesondere im Hinblick auf Wanderungsbewegungen – beschäftigt.³ Sie belegen einen signifikanten Effekt des Sozialkapitals auf die Arbeitsplatzsituation.

Entschließt sich nun ein Individuum zu migrieren, so kann dies zu einer deutlichen Verschlechterung seiner Sozialkapitalausstattung führen, da er das Umfeld, in dem sich sein Netzwerk befindet, verlässt.⁴ Bleibt er jedoch an Ort und Stelle nimmt der Wert seiner persönlichen Verflechtungen zu. Insbesondere Eigenheimbesitzer weisen ein besonders stark ausgeprägtes soziales Netz auf, da sie relativ immobil sind.⁵ Steht der Entscheider also vor der Möglichkeit, einen Wegzug vorzunehmen, muss er auch die Kosten für die Abschreibung seines Sozialkapitals antizipieren. Als „Kosten“ werden an dieser Stelle direkt messbare wirtschaftliche Größen betrachtet (wie bspw. geringeres Gehalt, größere Probleme bei der Arbeitsplatzsuche etc.), nicht die mentalen Kosten, die bspw. darin bestehen, dass Freunde und möglicherweise die Familie verlassen werden, sowie Heimweh und die Gewöhnung an eine neue Umgebung.

Die vorangegangenen Überlegungen zeigen, dass möglicherweise von einem negativen Einfluss des Sozialkapitals auf die Mobilität des Faktors Arbeit ausgegangen werden muss, da ein Verlust an Sozialkapitalabschreibung entsteht. Hieraus wird die 1. Arbeitshypothese dieser Arbeit formuliert:

¹ Vgl. Glaeser/Laibson/Sacerdote (2000a), S. 13

² Granovetter (1995), S. 41ff.

³ Hier sind u. a. Kahanec/Mendola (2007) oder auch Patel/Vella (2007) zu nennen.

⁴ Vgl. Glaeser/Laibson/Sacerdote (2000a), S. 21

⁵ Vgl. DiPasquale/Glaeser (1999), S. 383

Hypothese 1: „Das Vorhandensein von Sozialkapital vermindert Migrationsbestrebungen, da hierdurch wirtschaftliche Kosten für den Wandernden entstehen.“

Diesen zunächst plausiblen Überlegungen kann jedoch auch entgegengehalten werden, dass der Verlust dieses Kapitals im Migrationsfall keinen negativen ökonomischen Effekt hervorruft. Es kann argumentiert werden, dass nur bestimmte Teile der sozialen Verflechtung für die wirtschaftlichen Kosten relevant sind, und dass diese sehr leicht zu ersetzen sind. Diese Möglichkeit zeigt Granovetter auf, indem er das soziale Netzwerk von Individuen analysiert.¹ Im Rahmen der Untersuchung werden die Verbindungen die innerhalb dieses Netzes bestehen unterteilt in starke, schwache und nicht vorhandene Verbindungen. Starke Verknüpfungen kennzeichnen dabei ein enges Verhältnis zwischen guten Bekannten und möglicherweise auch Verwandten, sie bilden eine Gruppe. Eine solche ist u. a. durch folgenden Sachverhalt gekennzeichnet: Besteht eine starke Beziehung zwischen den Personen A und B, sowie eine ebensolche zwischen A und C, so besteht vermutlich auch ein ebensolcher Zusammenhang zwischen B und C.² Bei jeweils schwachen Verflechtungen zwischen A/B und A/C ist die Verknüpfung zwischen B und C weit weniger wahrscheinlich. Folglich fungieren starke Beziehungen als Verbindungsglieder innerhalb eines Clusters oder einer Gruppe von Personen, wohingegen schwache Kombinationen häufiger als „Brücken“ zwischen Gruppen fungieren. Die Überbrückungsfunktion kann also durch eine starke Verbindung nicht gewährleistet werden.³ Die Kausalität ist dabei lediglich einseitig, es ist nicht der Fall, dass eine schwache Beziehung automatisch eine Brücke ist. Interessant wird diese Untersuchung, wenn zusätzlich der Informationsfluss in solch einem Netz betrachtet wird. Aufgrund ihrer Brückenfunktion zwischen verschiedenen Clustern von Personen stehen hier insbesondere die schwachen Verknüpfungen im Vordergrund, da sie den gruppenübergreifenden Informationsfluss

¹ Vgl. Granovetter (1973), S. 1360 - 1380

² Vgl. a. a. O., S. 1362ff.

³ Vgl. a. a. O., S. 1364

entscheidend mitbestimmen.¹ Sie sind für das Erlangen von Informationen für ein Individuum viel wichtiger, da auf diese Weise auch gruppenfremde Neuigkeiten an den Entscheider (und auch an die anderen Mitglieder seines Clusters) herangetragen werden.

Aufgrund dieser Problematik kann argumentiert werden, dass die wirtschaftlichen Kosten für das Verlassen des sozialen Netzwerkes gering bleiben, da ein Migrant die für den Informationsfluss notwendigen Brücken in der neuen Umgebung sehr schnell errichten kann. So mag sich der Aufbau starker Verbindungen als langwierig und schwierig erweisen, dieser ist jedoch für ökonomische Probleme wie Arbeitsplatzsuche o. ä. relativ irrelevant. Folglich wird aufbauend auf dieser Überlegung die Gegenhypothese formuliert:

Hypothese 2: „Das Vorhandensein von Sozialkapital vermindert Migrationsbestrebungen nicht, da hierdurch keine oder nur geringfügige wirtschaftliche Kosten für den Wandernden entstehen.“

Da beide Behauptungen mit Hilfe rein theoretischer Argumentationen nur schwer abschließend beurteilt werden können, ist es zwingend erforderlich nach Hinweisen zu suchen, welche Hypothese tendenziell bestätigt werden kann.

Um diese Untersuchung voranzutreiben ist es vorerst nötig, die Operationalisierung des Sozialkapitals in einem empirischen Datensatz vorzunehmen. Die diesbezüglichen Ansätze, die mit ihnen verbundenen Problematiken und die hier letztlich gewählte Vorgehensweise werden im folgenden Kapitel thematisiert.

3.4 Die Messung des Sozialkapitals

Analog zur Vielschichtigkeit hinsichtlich des Verständnisses von Sozialkapital ist auch die empirische Messung desselben in der Literatur vielfältig. Im Gegensatz zum Humankapital, bei welchem beispielsweise auf

¹ Vgl. Granovetter (1973), S. 1366

den Bildungsstand zurückgegriffen werden kann, existiert bisher kein allgemein anerkanntes Messinstrument für diese Größe. Vielmehr werden sehr unterschiedliche Ansätze zur Quantifizierung herangezogen. Zwei hauptsächlich verwendete Ansätze und deren grundlegende Charakteristika werden im Folgenden dargestellt.

Der erste Ansatz stützt sich auf die Mitgliedschaft in Verbänden, Parteien oder Bürgerversammlungen, Freizeitvereinigungen und auch religiösen Gruppierungen¹. Als Beispiel sei hier die Studie von Kahanec/Mendola (2007) angeführt. In dieser wird die Wahrscheinlichkeit für Beschäftigung bei Vertretern ausgewählter Minoritätengruppen u. a. durch die Mitgliedschaft in „clubs & voluntary organizations“², angegeben als Sozialkapital, untersucht, wobei ein deutlich positiver Effekt auf die Beschäftigungswahrscheinlichkeit ausgemacht wird. Der Vorteil dieser Erhebungsart ist einleuchtend. Zum einen wird ein leicht messbares Konstrukt verwendet, welches zunächst frei von subjektiven Einschätzungen ist. Zum anderen scheint der Zusammenhang mit dem persönlichen Netzwerk nicht von der Hand zu weisen zu sein. Dennoch ist die Validität dieses Konstruktes auch kritisch zu beleuchten. So kann argumentiert werden, dass sich die Quantität der Teilnahme an solchen sozialen Verbänden nicht notwendigerweise auf die Qualität auswirkt. Schließlich sagt der Fakt, dass jemand Beiträge für ein Fitnessstudio zahlt, nicht unbedingt etwas über die tatsächliche Fitness des Befragten aus. Ein weiterer Einwand ist zudem, dass beim Aufbau des sozialen Netzes die Auswahl der Netzwerkpartner in hohem Maße von persönlichen Präferenzen und Eigenschaften abhängt: Individuen knüpfen ihr Netzwerk mit Individuen, die ihnen ähnlich sind, wie ausführlich bei McPherson/Smith-Lovin/Cook dargelegt wird.³ Somit kann die Auswahl der Netzwerkpartner nicht mehr als exogen – unabhängig von persönlichen Charakteristika (wie z. B. Humankapital, ethnischem Hintergrund oder Religionszugehörigkeit) – angesehen werden, sondern als eine endogene Größe. Ein solcherart gemessener kausaler Einfluss des sozialen Netzwerkes auf wirtschaftliche

¹ Neueste Erkenntnisse der Biophilosophie belegen einen aus evolutionsbiologischer Sicht wichtigen Beitrag zur Ausbildung eines sozialen Netzwerkes durch Religion und Religiosität, vgl. Voland (2009), S. 85

² Vgl. Kahanec/Mendola (2007), S. 16

³ Vgl. McPherson/Smith-Lovin/Cook (2001)

Eigenschaften (wie z. B. Lohnhöhe, Wahrscheinlichkeit der Wiederbeschäftigung bei Arbeitslosigkeit etc.) muss also hinterfragt werden.¹

Der zweite Ansatz zur Messung von Sozialkapital bezieht sich insbesondere auf das Vertrauen, welches Individuen anderen Personen (oder manchmal auch staatlichen Institutionen und deren Repräsentanten) entgegenbringen. Vielfach wird dieses Vertrauen über Erhebungen mittels Fragen von der Art wie „Generell gesehen, denken Sie, dass man den meisten Menschen vertrauen kann, oder kann man nie vorsichtig genug sein, wenn man mit anderen Personen zu tun hat?“² ermittelt. Diese Vorgehensweise wird beispielsweise von Knack/Keefe verwendet, um den Einfluss des Sozialkapitals (welches sich im Vertrauen widerspiegelt) in 29 marktwirtschaftlich organisierten Staaten zu untersuchen³, wobei ein starker Einfluss dieser Größe auf die wirtschaftliche Leistung ausgemacht wird. Eine weitere Studie, die hier beispielhaft angeführt werden kann, ist die von Narayan/Pritchett, welche das Zusammenspiel von Haushaltsausgaben (hier als Indikator für das Haushaltseinkommen) und Sozialkapital mit Hilfe des vorgestellten Instruments untersucht.⁴ Auch hier werden positive Effekte des Sozialkapitals auf das Haushaltseinkommen festgestellt.

Der Vorteil dieser Herangehensweise liegt auf der Hand: Die Ermittlung des individuellen Sozialkapitals mit Hilfe der eingangs vorgestellten Frage ist relativ einfach. Zudem ist es möglich, die wirkliche Einstellung des Individuums zu erhalten, die dargelegten Einschränkungen des ersten dargestellten Ansatzes – Quantität und Qualität der Teilnahme an sozialen Aktivitäten – gelten hier nicht. Allerdings stehen dem auch gravierende Nachteile gegenüber. Die Validität dieser subjektiven Selbsteinschätzung ist kritisch zu beurteilen; möglicherweise spielen sozial erwünschte Verhaltensweisen bei der Beantwortung eine Rolle und führen zu einer tendenziell verfälschten Auskunft durch den Befragten. Zudem ist die Fragestellung mindestens als schwammig zu bezeichnen: Wie ist die Gruppe der „meisten Menschen“ definiert? Was ist mit „Generell gesehen“ gemeint?

¹ Vgl. Mouw (2003), S. 869, 891

² Beispielsweise zu finden im General Social Survey, <http://www.norc.org/>

³ Vgl. Knack/Keefe (1997), S. 1256

⁴ Vgl. Narayan/Pritchett (1999), S. 872

Letztlich kann bei der Beantwortung die dem Befragten zugrunde liegende Einstellung durch kürzliche Ereignisse, die starke, aber vorübergehende Eindrücke hinterlassen haben, überdeckt werden. Diese Bedenken hinsichtlich des gewählten Ansatzes werden durch eine Studie von Glaeser et. al. empirisch untermauert: In ihrem Experiment wurden Studenten bezüglich ihres Vertrauens befragt, anschließend wurden sequentielle Spiele durchgeführt um ihr tatsächliches Verhalten zu untersuchen.¹ Tatsächlich konnte kein kausaler Zusammenhang zwischen den subjektiven Angaben des Befragten und seinem Verhalten festgestellt werden.² Somit sind ernste Zweifel hinsichtlich der Validität dieser Vorgehensweise angebracht.

Um das Sozialkapital und seinen Einfluss messbar zu machen ist folglich ein Instrument zu entwickeln, welches die Nachteile der vorgestellten Methoden, Endogenität und Subjektivität, ausschaltet. In diesem Beitrag soll hierfür die Variable „Umzug aus beruflichen Gründen“ verwendet werden. Sie wird gewählt, da bei einem Umzug aus beruflichen Gründen in der Regel von einem größeren Ortswechsel auszugehen ist, was bei Wegzügen aus familiären oder auch Platzgründen nicht notwendigerweise der Fall sein muss. Durch den Ortswechsel wird sichergestellt, dass im Einklang mit den Erkenntnissen von Glaeser/Laibson/Sacerdote³ das vor dem Umzug bestehende Sozialkapital entwertet wird, und zwar unabhängig von Quantität und Qualität des bisherigen Netzwerkes. Dies bietet den Vorteil der Objektivität, die Größe ist leicht erfassbar und relativ frei von Unklarheiten, im Gegensatz zu subjektiven Einschätzungen hinsichtlich des Vertrauens in Unbekannte. Somit erscheint sie als geeignete Messvariable für das individuelle soziale Netzwerk.

Fraglich bei der Verwendung dieser Größe ist, ob hier nicht ebenso Endogenität vorliegt, also ob die Wanderung nicht wiederum durch persönliche Charakteristika erklärt werden kann. Jedoch ist dieses, bzw. ähnlich gelagerte Instrumente von diversen Autoren bereits vorgeschlagen und teilweise (in leicht abgewandelter Form) auch genutzt worden. Furstenberg/Hughes versuchten beispielsweise das Sozialkapital von Kindern und Jugendlichen zu messen, indem unter anderem untersucht

¹ Vgl. Glaeser et. al. (2000b), S. 812

² Vgl. a. a. O., S. 813

³ Vgl. Glaeser/Laibson/Sacerdote (2000a), S. 21 – 24

wurde, ob die Kinder aufgrund eines Umzugs die Schule gewechselt haben.¹ Das Manko an dieser Stelle ist jedoch, dass der Ortswechsel nicht auf die Entscheidung des befragten Kindes sondern auf die der Eltern zurückzuführen ist, so dass andere Kausalitäten vermutet werden müssen. Zudem ist es schwer auseinander zuhalten, ob es einerseits keinerlei negative wirtschaftliche Effekte für das Kind gegeben hat, oder ob andererseits diese negativen Effekte durchaus für das Kind spürbar waren, jedoch bei der Entscheidung der Eltern nicht oder nur marginal berücksichtigt worden sind. Somit ist aus dieser Studie der Einfluss des Sozialkapitals auf die spätere wirtschaftliche Situation des Kindes nicht herauszulesen, was den hauptsächlichen Nachteil dieser Vorgehensweise darstellt. Da das kritisierte Manko in der hier vorliegenden Studie jedoch keine Rolle spielt, soll auf die vorgestellte Herangehensweise zurückgegriffen werden.

Die ökonomische Auswirkung des bei einem Umzug fehlenden Sozialkapitalstocks wird anhand der Wahrscheinlichkeit beurteilt, nach Arbeitslosigkeit wieder Arbeit zu finden. Die Ausprägung des Sozialkapitals wird hierbei durch die Zeit gemessen, die ein Umzug aus beruflichen Gründen zurückliegt. Um den Einfluss kultureller, sprachlicher und gesetzlicher Barrieren bei der Untersuchung gering zu halten, wird lediglich Migration von Deutschen innerhalb der BRD betrachtet.

Nachdem die Problematik bei der Messung des Sozialkapitals und die in der vorliegenden Arbeit verwendete Herangehensweise inklusive ihrer Vor- und Nachteile dargestellt wurden, wird im nächsten Kapitel auf die verwendete Datenbasis eingegangen.

3.5 Datenbasis und Untersuchung

Um die bereits vorgestellten Hypothesen empirisch zu untersuchen, wird als Datenbasis das SOEP genutzt. Dieses wurde 1984 vom Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW) in Berlin begründet und versucht, ein möglichst ausführliches und allumfassendes Bild der deutschen Bevölkerung

¹ Vgl. Furstenberg/Hughes (1995), S. 585f.

zu zeichnen.¹ Für die vorliegende Studie wurden Daten von 1997 bis 2005 genutzt. Dieser Zeitraum wurde gewählt, um möglichst alle Phasen eines Konjunkturzyklus abzudecken und somit die Unabhängigkeit der Untersuchung von konjunkturellen Einflüssen zu gewährleisten. Die Abdeckung des Konjunkturzyklus kann in nachfolgender Grafik des deutschen Bruttoinlandsprodukts von 1990 – 2006 gut nachvollzogen werden. Sie zeigt, dass sowohl ein Abschwung (von 1997 – 2001) als auch ein Aufschwung (2002 – 2005) in die Betrachtung eingehen.

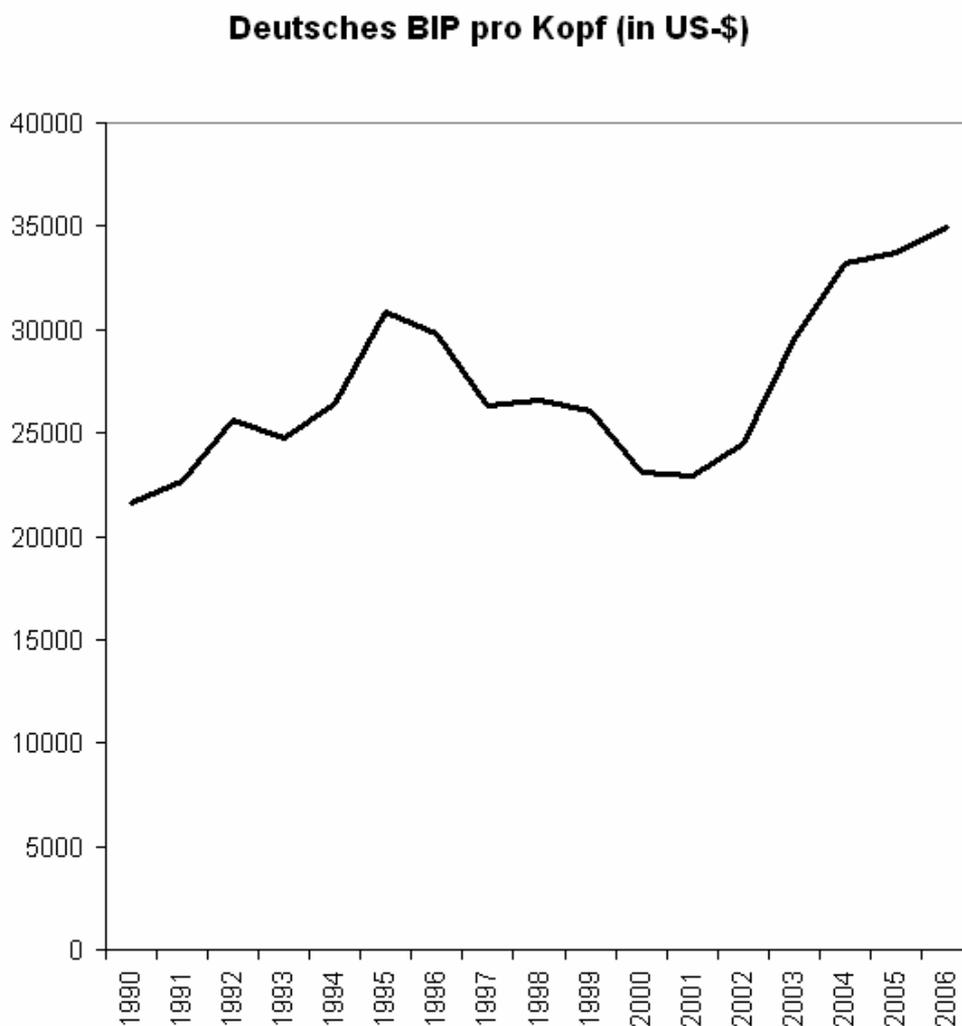


Abbildung 2: Verlauf des deutschen Bruttoinlandsprodukts 1990 – 2006²

Um den wirtschaftlichen Einfluss des Sozialkapitals zu messen, werden Arbeitslose der Jahre 1997 bis 2004 betrachtet. Das Merkmal, welches als Messgröße für den wirtschaftlichen Erfolg der betrachteten Individuen

¹ Für nähere Informationen über das SOEP sei auf <http://www.diw.de/de/soep> verwiesen.

² Eigene Darstellung nach Wolfram Mathematica,

`CountryData["Germany", {"GDPPerCapita"}, {1990, 2006}]`

herangezogen wird, ist die Beschäftigungsstatus im jeweils anschließenden Jahr. Es wird also die Wahrscheinlichkeit untersucht, ob die betreffende Person eine Beschäftigung aufgenommen hat, wobei die persönlichen und geographischen Charakteristika kontrolliert werden. Dieser Ansatz wird im Rahmen einer binär-logistischen Regression überprüft, wobei der Arbeitsmarktstatus des Befragten im Folgejahr den Regressanden (1 – Weiterhin arbeitslos gemeldet; 2 – Nicht arbeitslos gemeldet) darstellt. Für eine ausführliche Darstellung des Verfahrens sei den ersten Beitrag verwiesen. Vor der eigentlichen Auswertung soll jedoch erst auf die Eigenschaften der untersuchten Personen eingegangen werden.

In die untersuchte Stichprobe werden ausschließlich Probanden mit deutscher Staatsbürgerschaft aufgenommen. Insgesamt werden die Ergebnisse von 7663 Befragten ausgewertet, wobei 47,5% weiblichen und 52,5% männlichen Geschlechtes sind. Die Anzahl der untersuchten Personen in den jeweiligen Jahren ist in folgender Übersicht zu finden.

Jahr	Anzahl/Anteil untersuchter Personen	Jahr	Anzahl/Anteil untersuchter Personen
1997	710 / 9,3%	2001	1004 / 13,1%
1998	802 / 10,5%	2002	1065 / 13,9%
1999	691 / 9,0%	2003	1160 / 15,1%
2000	1059 / 13,8%	2004	1172 / 15,3%

Tabelle 3: Anzahl der untersuchten Personen pro Jahr

Hinsichtlich der Altersverteilung wird ein Mittelwert von 43,12 Jahren bei einer Standardabweichung von 12,60 Jahren festgestellt. Es werden nur Personen zwischen 17 und 64 Jahren untersucht. Ebenso wurde der Behinderungsgrad in die Betrachtung aufgenommen, um mögliche damit verbundene Effekte auszuschalten. Dieser lag im Schnitt bei 4,54% bei einer Standardabweichung von 14,76%. Der Großteil der Befragten wies keine Behinderung auf (6883 Personen, 89,8% der Stichprobe).

Der Familienstand wurde lediglich dahingehend untersucht, ob der Teilnehmer verheiratet (54,2%) oder nicht verheiratet (45,8%) sei. Auch die Qualifikation des Betreffenden wurde untersucht, wobei hier zwischen

gering-, mittel- und hoch qualifizierten Befragten unterschieden wurde. Als „hochqualifiziert“ gelten Personen mit Abitur und (Fach-) Hochschulabschluss. In die mittlere Qualifikationsstufe werden zum einen Abiturienten ohne Hochschulabschluss sowie Realschüler mit weiterführender Ausbildung (z. B. Lehre, Berufsakademie etc.) eingeordnet. In die Kategorie der Niedrigqualifizierten fallen Befragte ohne Schulabschluss sowie Realschüler ohne weiterführende Ausbildung. Die Verteilung im Datensatz ist in folgender Tabelle nachzuvollziehen.

Qualifikationsstufe	Anzahl/Anteil untersuchter Personen
gering qualifiziert	1287 / 16,8%
mittel qualifiziert	5498 / 71,7%
hoch qualifiziert	878 / 11,5%

Tabelle 4: Verteilung der Qualifikation

Zudem wird mittels entsprechender Dummy-Variablen festgehalten, ob die Ausbildung in der ehemaligen DDR oder im (nicht-DDR-) Ausland absolviert wurde. Dies betraf die nicht unerhebliche Zahl von 3556 Personen (46,4%) für die DDR-Ausbildung sowie weitere 193 Personen (2,5%), welche ihre Ausbildung im Ausland durchlaufen haben.

Ein weiteres Charakteristikum ist die Erfahrung der Arbeitslosigkeit, also die Jahre, welche die betreffende Person bereits arbeitssuchend war. Dies waren im Mittel 2,89 Jahre bei einer Standardabweichung von 2,91 Jahren, wobei sich der Bereich von 0 – 25 Jahren erstreckte. Auch die regional- und jahresspezifische Arbeitslosenquote wurde in die Betrachtung aufgenommen. Hier wurden Werte zwischen 4% und 22,6% erreicht.

Die im Hinblick auf die Untersuchung wichtigste Variable ist die Wohndauer, beziehungsweise die vergangene Zeit seit dem letzten Umzug aus beruflichen Gründen. Diese ist für die diversen verwendeten Zeiträume Tabelle 5 zu entnehmen.

Kategorie	Dauer seit letztem Umzug aus beruflichen Gründen	Anzahl/Anteil untersuchter Personen
0	seit mehr als 15 Jahren nicht umgezogen	7105 / 92,7%
1	vor 10 – 15 Jahren umgezogen	77 / 1,0%
2	vor 5 – 10 Jahren umgezogen	138 / 1,8%
3	vor 0 – 5 Jahren umgezogen	343 / 4,5%

Tabelle 5: Verteilung der Dauer seit letztem Umzug aus beruflichen Gründen

Die hier enthaltene Information wird zur genaueren Untersuchung in drei verschiedenen Modellen mit entsprechend benannten Variablen (Wohndauer 1 bis 3 im Datensatz) getestet. Die erste Variable enthält die hier vorgestellten Kategorien 0 bis 3, wohingegen im Rahmen der zweiten Variablen lediglich die Befragten von Kategorie 0 und 3 gegenübergestellt werden. Die Kategorien 1 und 2 werden hier außen vor gelassen. Wohndauer 3 stellt lediglich gegenüber, ob prinzipiell ein Umzug innerhalb der letzten 15 Jahre stattgefunden hat, es wird also Kategorie 0 mit den Kategorien 1, 2 und 3 verglichen. Dies soll dazu dienen zu untersuchen, ob die Ergebnisse auch bei alternativen Interpretationen stabil bleiben. Zu beachten ist, dass folglich im 2. Modell mit der Variablen Wohndauer 2 einige Fälle (die der Kategorien 1 und 2) aus der Betrachtung ausgeschlossen werden.

Im Regressanden, also dem Arbeitsmarktstatus des Befragten im Folgejahr zeigt sich folgende Verteilung: 4342 (56,7%) der Befragten weisen weiterhin Arbeitslosigkeit auf, wohingegen 3321 (43,3%) selbige wieder verlassen haben.

Nach der überblicksartigen Darstellung des Datensatzes soll nun auf die Ergebnisse der eigentlichen Kausalanalyse mittels logistischer Regression eingegangen werden. Diese werden zusammengefasst in den nachfolgenden Tabellen dargestellt. Die Signifikanz der einzelnen Logit-Koeffizienten wird dabei mit Hilfe des Wald-Testes geprüft.¹ Zu bedenken ist dabei, dass die Wahrscheinlichkeit berechnet wird, nicht mehr den Status der

¹ * - schwach signifikant (Signifikanz < 0,1) ** - signifikant (Signifikanz < 0,05) *** - hoch signifikant (Signifikanz < 0,01)

Arbeitslosigkeit aufzuweisen. Im Rahmen der Auswertung wird die Erhebungswelle 2004 nicht mit aufgenommen, da es sich aus dem Nichtvorhandensein der Wellen 1997 – 2003 ergibt.

Regressor	Nullmodell	1. Modell Wohndauer 1
Konstante		1,363****
Alter		-0,020***
Behinderung		0,002
Arbeitslosigkeitserfahrung		-0,123***
Arbeitslosenquote in der Zielregion		-0,034***
Qualifikation (gering)		-0,408***
Qualifikation (mittel)		-0,223***
Verheiratet		-0,264***
Ausbildung in Ostdeutschland		0,142**
Ausbildung im Ausland		0,479***
Geschlecht (männlich)		0,044
Welle 97		-0,062
Welle 98		-0,413***
Welle 99		-0,149
Welle 00		-0,014
Welle 01		0,098
Welle 02		0,043
Welle 03		0,090
Wohndauer 1		
Kategorie 1 (vor 10 – 15 Jahren umgezogen)		-0,196*
Kategorie 2 (vor 5 – 10 Jahren umgezogen)		-0,259
Kategorie 3 (vor 0 – 5 Jahren umgezogen)		-0,156
Modellgüte		
Richtige Vorhersagen	56,7%	62,8%
-2LogLikelihood	10475.64	9940,76
Chi-Quadrat (Likelihood-Ratio-Test)		545,98****
McFadden-R ²		0,052
Nagelkerke-R ²		0,092
Fallzahl	7663	

Tabelle 6: Ergebnisse des ersten Modells

Regressor	Nullmodell	2. Modell Wohndauer 2
Konstante		1,442***
Alter		-0,018***
Behinderung		0,001
Arbeitslosigkeitserfahrung		-0,124***
Arbeitslosenquote in der Zielregion		-0,034***
Qualifikation (gering)		-0,374***
Qualifikation (mittel)		-0,190**
Verheiratet		-0,253***
Ausbildung in Ostdeutschland		0,154**
Ausbildung im Ausland		0,361**
Geschlecht (männlich)		0,049
Welle 97		-0,076
Welle 98		-0,405***
Welle 99		-0,169*
Welle 00		-0,026
Welle 01		0,083
Welle 02		0,044
Welle 03		0,085
Wohndauer 2		
Kategorie 3 (vor 0 – 5 Jahren umgezogen)		-0,205*
Modellgüte		
Richtige Vorhersagen	56,7%	62,6%
-2LogLikelihood	10475.64	9671,58
Chi-Quadrat (Likelihood-Ratio-Test)	10178.28	517,8***
McFadden-R ²		0,051
Nagelkerke-R ²		0,090
Fallzahl		7448

Tabelle 7: Ergebnisse des zweiten Modells

Regressor	Nullmodell	3. Modell Wohndauer 3
Konstante		1,388***
Alter		-0,020***
Behinderung		0,002
Arbeitslosigkeitserfahrung		-0,123***
Arbeitslosenquote in der Zielregion		-0,034***
Qualifikation (gering)		-0,408***
Qualifikation (mittel)		-0,224***
Verheiratet		-0,262***
Ausbildung in Ostdeutschland		0,139*
Ausbildung im Ausland		0,490***
Geschlecht (männlich)		0,044
Welle 97		-0,065
Welle 98		-0,414***
Welle 99		-0,150
Welle 00		-0,015
Welle 01		0,097
Welle 02		0,040
Welle 03		0,089
Wohndauer 3		
Kategorien 1 – 3 (vor 0 – 15 Jahren umgezogen)		-0,122
Modellgüte		
Richtige Vorhersagen	56,7%	62,8%
-2LogLikelihood	10475.64	9942,00
Chi-Quadrat (Likelihood-Ratio-Test)		544,73***
McFadden-R ²		0,052
Nagelkerke-R ²		0,092
Fallzahl	7663	

Tabelle 8: Ergebnisse des dritten Modells

Generell können die Ergebnisse des Regressionsansatzes nur als mäßig gut betrachtet werden. Alle vorgestellten Modelle werden insgesamt dahingehend beurteilt, dass sie Erklärungsgehalt besitzen, dieser ist jedoch nicht übermäßig groß. So zeigen zwar die Likelihood-Ratio-Tests deutliche Verbesserungen gegenüber den naiven Nullmodellen an, die Pseudo-R²-Statistiken weisen jedoch keine überwältigend guten Werte auf. Auch die Prozentwerte der richtigen Vorhersagen weisen zwar Verbesserungen auf, diese liegen aber jeweils nur bei rund 6%. Da jedoch die Ergebnisse der einzelnen Varianten relativ stabil sind und die einzelnen Einflussgrößen fast durchweg hohe Signifikanzen aufweisen kann insgesamt betrachtet von einer noch akzeptablen Modellanpassung ausgegangen werden.

Die Resultate der Koeffizienten der Kontrollvariablen entsprechen größtenteils den intuitiv zu erwartenden Ergebnissen und weisen auch eine hinreichende Stabilität auf.

Wie erwartet wirkt sich ein zunehmendes Alter negativ auf die Wahrscheinlichkeit der Wiederbeschäftigung aus. Dies steht im Einklang mit den gängigen Annahmen der Literatur, wo auch ein Zusammenhang zwischen zunehmendem Alter und dem Risiko für Langzeitarbeitslosigkeit hergestellt wird.¹ Der Behinderungsgrad zeigt keinen signifikanten Einfluss, wobei dies auf die geringe Fallzahl der Personen mit Behinderung zurückzuführen sein kann.

Einen hochsignifikanten Einfluss weist die bereits angesammelte Arbeitslosigkeitserfahrung auf, je länger der Betreffende bereits arbeitslos war, desto geringer ist die Wahrscheinlichkeit, dass er wieder beschäftigt wird. Auch die Höhe der Arbeitslosenquote in der Region wirkt sich bestimmend auf seine Chancen der Wiederbeschäftigung aus.

Das Kriterium der Qualifikation weist ebenfalls Koeffizienten im Bereich der Erwartungen auf: Je geringer das (Aus-)Bildungsniveau des Betreffenden ist, desto geringer ist auch seine Wahrscheinlichkeit der Wiederbeschäftigung. Der Ort der Ausbildung spielt dabei eine nicht zu unterschätzende Rolle. Dies kann daran liegen, dass die Erfahrung einer Ausbildung im Ausland bei Arbeitgebern geschätzt wird.

¹ Vgl. bspw. Helbig (2001) S. 9 – 14

Bei Verheirateten sinkt die Wahrscheinlichkeit auf Wiederbeschäftigung hochsignifikant. Dies kann zum einen daran liegen, dass man aufgrund des möglicherweise vorhandenen Einkommens des Partners nicht so sehr auf eine Arbeit angewiesen ist, wie das als Alleinbestreiter des Lebensunterhalts der Fall ist. Zum anderen kann auch die Flexibilität hinsichtlich der angebotenen Arbeit aufgrund der Partnerschaft eingeschränkt sein.

Bemerkenswert ist das Ergebnis im Hinblick auf den Einfluss des Geschlechts, hier wird kein signifikanter Zusammenhang festgestellt. In vielen gängigen Studien wird zwar ein deutlicher Gehaltsunterschied zwischen Männern und Frauen festgestellt, ein Einfluss auf die Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit kann jedoch nicht verifiziert werden.

Die Beeinflussung durch den Zeitpunkt der Erhebung ist gering, lediglich das Erhebungsjahr 1998 (und das damit verbundene untersuchte Folgejahr) weist durchgängig einen hochsignifikanten negativen Zusammenhang mit der Wahrscheinlichkeit für Wiederbeschäftigung auf. Dies kann u. a. auf den in diesem Zeitraum konjunkturell bedingt schlechten Zustand des Arbeitsmarktes zurückzuführen sein.

Die an dieser Stelle insbesondere interessierenden Variablen in den vorgestellten Modellen sind die bezüglich des Zeitraums seit dem letzten berufsbedingten Umzug. Hier zeigt sich, dass tendenziell kein negativer Einfluss hinsichtlich der Chance auf Wiederbeschäftigung festgestellt werden kann. Im ersten Modell wird lediglich die Kategorie „vor 10 – 15 Jahren aus beruflichen Gründen umgezogen“ als schwach signifikanter negativer Einflussfaktor festgestellt, während die Gesamtgegenüberstellung in Modell drei den Umzug nicht als relevante Größe kennzeichnet. Die erste und von der theoretischen Betrachtung her interessanteste Kategorie der erst kürzlich Umgezogenen („vor 0 bis 5 Jahren umzogen“) wird im ersten Modell als nicht signifikant und im zweiten Modell als nur schwach signifikant verschieden von Sesshaften erkannt.

Aufgrund dieser – verglichen mit den sonstigen Regressoren – sehr schwachen und uneindeutigen Einflussnahme des Instrumentes ist davon auszugehen, dass eher der zweiten der beiden formulierten Hypothesen der Vorzug zu geben ist. Der Verlust des Sozialkapitals durch Wanderung kann

nicht als gravierende ökonomische Entscheidungsgröße angesehen werden. Aufgefundene negative Effekte sind eher marginaler Natur und können wahrscheinlich auf Zufallsvariation in den Daten zurückgeführt werden.

Dieses Ergebnis erscheint im Hinblick auf die bezüglich Hypothese 2 formulierten Annahmen plausibel. Jedoch soll auch auf die möglichen Fehlerquellen hingewiesen werden, damit die Aussagekraft der Studie beleuchtet werden kann. Zuallererst ist die Datenbasis zu hinterfragen: Zum einen ist es nicht ausgeschlossen, dass es aufgrund der extrem ungleichen Verteilung von Umgezogenen und Nicht-Umgezogenen zu Verzerrungen bei der Parameterschätzung gekommen ist und den relativ wenigen Personen der Auswahlgruppe der Migranten (insgesamt 558 aus 7663 Befragten) zu viele erklärende Variablen gegenüberstehen. Zum anderen ist zu hinterfragen, ob die laut Granovetter notwendigen „schwachen Netzwerkverbindungen“ nicht schon in viel kürzerer Zeit als 5 Jahren (die Obergrenze der ersten Umzugsgruppe) aufgebaut werden könnten und hier die Höchstgrenze nicht geringer gesetzt werden müsste. Die Untersuchung dieser Fragestellung bei engeren Grenzen erschien jedoch vor dem Hintergrund allgemein geringer Fallzahlen als nicht mehr sinnvoll.

Nicht zuletzt ist auch zu hinterfragen, ob das Instrument zur Messung des Sozialkapitals, der Umzug aus beruflichen Gründen, für die Fragestellung geeignet ist. Zwar bietet es den Vorteil der Objektivität, allerdings ist es wenig individuell auf den Befragten zugeschnitten. Es ist durchaus denkbar, dass die Fähigkeit zur Bildung von Sozialkapital bei den Befragten zu heterogen ist, als dass man sie an dieser Messgröße festmachen könnte. Ein weiterer Aspekt ist, dass durch die Wahl der erklärten Variablen die ökonomische Relevanz auf die Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit nach Arbeitslosigkeit reduziert wurde. Dies spiegelt selbstverständlich nicht alle Aspekte wider: Auch ist es etwa denkbar, dass sich das Sozialkapital wenig auf die Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit auswirkt, aber dafür die Höhe des Gehaltes in umso größerem Maße beeinflusst. Der vorliegende Ansatz ist nicht in der Lage, diesen Sachverhalt zu erkennen. Somit ist bei Hypothese 2 eher von einer Nichtablehnung als von einer Annahme zu sprechen, die vorhandene Datenlage ist – in Anbetracht der vorgestellten Einschränkungen – eher als Hinweis zu verstehen.

4. Fazit

In der vorliegenden Arbeit wurde untersucht, inwieweit Sozialkapital ein Migrationshemmnis darstellt und somit einer effizienten Allokation des Faktors Arbeit entgegensteht. Es wurde nachgeprüft, ob der Verlust des Sozialkapitals durch beruflich bedingten Umzug eine ökonomisch relevante Größe darstellt. Hierfür wurde begutachtet, ob sich dieser Verlust bei Arbeitslosigkeit negativ auf die Wiederbeschäftigungswahrscheinlichkeit auswirkt. Die empirische Untersuchung bezieht sich auf deutsche Befragte im Zeitraum 1997 – 2005, die Daten wurden dem SOEP entnommen. Die Ergebnisse legen dabei bei einer mittelmäßigen Gesamtmodellanpassung keine beziehungsweise nur marginale negative Effekte des Verlustes des Sozialkapitals nahe. Somit ist nicht davon auszugehen, dass eine individuelle Sozialkapitalbildung Wanderungsbewegungen entgegensteht. Zwar werden dem Migranten sicherlich mentale Kosten durch das Verlassen der gewohnten Umgebung sowie Heimweh entstehen, rein wirtschaftlich betrachtet ist dies jedoch kein Hemmnis im Hinblick auf die Beschäftigungsaussichten des Betroffenen.

Das Ergebnis der vorliegenden Untersuchung erhebt jedoch nicht den Anspruch auf Vollständigkeit, da nur ein Teilaspekt der ökonomischen Situation – die Wahrscheinlichkeit des Findens eines Arbeitsplatzes – betrachtet wird. Andere Gesichtspunkte, wie beispielsweise die Höhe von Gehältern und Löhnen, wurden hingegen nicht in die Betrachtung aufgenommen. Weiterer Forschungsbedarf besteht zudem darin, das gefundene Instrument zu verbessern und beispielsweise auf kürzere Umzugsfristen anzuwenden oder gar ein geeigneteres Maß zur Quantifizierung des Sozialkapitals zu finden.

Literaturverzeichnis

AUER, L. von (2007): Ökonometrie, 4. Aufl., Springer-Verlag Berlin 2007

BACKHAUS, K., ERICHSON, B., PLINKE, W., WEIBER, R. (2008):
Multivariate Analysemethoden – Eine anwendungsorientierte Einführung;
Springer-Verlag, Heidelberg, 2008

BOURDIEU, P (1985): The forms of capital; in: Handbook of Theory and
Research for the Sociology of Education, S. 241 – 258, Greenwood, New
York, 1985

BOWLES, S., GINTIS, H. (2002): Social capital and community
governance; in: Economic Journal, Vol. 112, S. 419 – 436

BRÜCKER, H., TRÜBSWETTER, P. (2004): Do the Best Go West? An
Analysis of the Self-Selection of Employed East-West Migrants in
Germany, IZA-Discussion-Paper Nr. 986, 2004

CHISWICK, B. R. (2000): Are Immigrants Favourably Self-Selected? An
Economic Analysis; IZA Discussion Paper Nr. 131

COLEMAN, J. S. (1988): Social Capital in the Creation of Human Capital;
in: The American Journal of Sociology, Vol. 94, S. 95 – 120

DIPASQUALE, D., GLAESER, E. L. (1999): Incentives and Social Capital:
Are Homeowners better Citizens?; in: Journal of Urban Economics, Vol. 45
Nr. 2, S. 354 – 384

DONELLY, J. S. (2002): The Great Irish Potatoe Famine, Sutton Publishing
Limited, Phoenix Mill u. a., 2002

FAHRMEIR, L./KÜNSTLER, R./PIGEOT, I./TUTZ, G. (2004): Statistik – Der Weg zur Datenanalyse, 5. Aufl., Springer-Verlag, Berlin 2004.

FUKUYAMA, F. (1999): The Great Disruption, The Free Press/Simon and Schuster, New York, 1999

FURSTENBERG, F, HUGHES, M. E. (1995): Social Capital and Successful Development Among At-Risk Youth, in: Journal of Marriage and Family, Vol. 57 Nr. 3, S. 580 – 592

GABLER WIRTSCHAFTSLEXIKON (2010): Stichwort “Produktionsfaktoren”; Gabler Verlag, <http://wirtschaftslexikon.gabler.de/Archiv/1260/produktionsfaktoren-v8.html> (zuletzt aufgesucht am 5. 5. 2010)

GLAESER, E. L., LAIBSON, D. I., SACERDOTE, B. (2000a): The Economic Approach to Social Capital; NBER Working Paper 7728

GLAESER, E. L., LAIBSON, D. I., SCHEINKMANN, J. A., SOUTTER, C. L. (2000b): Measuring Trust; in: Quarterly Journal of Economics, Vol. 115 Nr. 3, S. 811 – 846

GRANOVETTER, M. S. (1973): The Strength of Weak Ties; in: The American Journal of Sociology, Vol. 78 Nr. 6, S. 1360 – 1380

GRANOVETTER, M. S. (1995): Getting a job; University of Chicago Press, 2. Auflage, Chicago, London, 1995

HALL, J. M. (2008): History of the Archaic Greek World, Blackwell Publishing, Malden/Oxford/Carlton 2007

HEBERLE, R. (1955): Theorie der Wanderungen. Soziologische Betrachtungen.; in: Schmollers Jahrbuch für Gesetzgebung, Verwaltung und Volkswirtschaft, Jahrgang 75, Vol. 1, S. 1 – 23

HELBIG, C. M. (2001): Abbau der Langzeitarbeitslosigkeit; Lang-Verlag, Frankfurt a. M., 2001

KAHANEC, M., MENDOLA, M. (2007): Social Determinants of Labor Market Status of Ethnic Minorities in Britain; IZA Discussion Paper Nr. 3146

KNACK, S., KEEFER, P. (1997): Does social capital have an economic impact? A cross-country investigation; in: Quarterly Journals of Economics, Vol. 116 Nr. 4, S. 1252 – 1288

MCPHERSON, M., SMITH-LOVIN, L., COOK, J. (2001): Birds of a Feather: Homophily in Social Networks; in: Annual Review of Sociology, Vol. 27, S. 415 – 444

MOUW, T. (2003): Social Capital and Finding a Job: Do Contacts Matter?; in: American Sociological Review, Vol. 68 Nr. 6, S. 868 – 898

NARAYAN, D., PRITCHETT, L. (1999): Cents and Sociability: Household Income and Social Capital in Rural Tanzania; in: Economic Development and Social Change, Vol. 47 Nr. 4, S. 871 – 897

PATEL, K., VELLA, F. (2007): Immigrant Networks and Their Implications for Occupational Choice and Wage; IZA Discussion Paper Nr. 3217

PUTNAM, R. (2000): Bowling Alone; Simon and Schuster, New York, 2000

RAVENSTEIN, E. G. (1885): The Laws of Migration, in: Journal of the Statistical Society 48, S. 167 – 235, 1885

RYAN, T. P. (1997): Modern Regression Methods, Wiley-Verlag, New York 1997.

SCHIFF, M. (1992): Social Capital, Labor Mobility, and Welfare: The Impact of Uniting States; in: Rationality and Society, Vol. 4, S. 157 – 175

SHAW, S. J. (1976): History of the Ottoman Empire and Modern Turkey Bd. I, Cambridge University Press, Cambridge/New York/Melbourne 1976

SIMONOFF, J. S. (2003): Analyzing Categorical Data, Springer-Verlag, New York 2003.

VOLAND, E. (2009): Keine menschliche Kultur ohne Religion – Die Gründe; S. 83-96; in: Kraus, Otto (Hrsg.): Evolutionstheorie und Kreationismus – Ein Gegensatz; Stuttgart, Steiner-Verlag, 2009