

Dissertationsschrift zur Erlangung der Doktorwürde der Fakultät für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften an der Ruprecht-Karls-Universität Heidelberg

Partnermarkt und homogame Partnerwahl: Analysen zum Einfluss von Partnermarktkonkurrenz, -transparenz und -effizienz am Beispiel von Bildung und ethnischen Hintergrund

Vorgelegt durch: Tom Kossow, M.A., Gaisbergstr. 91, 69115 Heidelberg

Betreuer: apl. Prof. Dr. Johannes Stauder

Heidelberg, im Juli 2019

Vorwort

Die vorliegende Dissertationsschrift wurde im Rahmen des DFG-Projekts „Die makrostrukturellen Rahmenbedingungen des Partnermarkts im Längsschnitt“ (STA1209/1-1, STA1209/1-2 und STA1209/1-3) unter der Leitung von apl. Prof. Dr. Johannes Stauder am Max-Weber-Institut für Soziologie in Heidelberg angefertigt.

Mein Dank gilt auch an erster Stelle Johannes Stauder, welcher mir die Möglichkeit gegeben hat, in seinem Projekt mitzuwirken und der meine akademische Entwicklung über viele Jahre als Mentor und letztlich auch Doktorvater entscheidend geprägt hat. Die Arbeit am Max-Weber-Institut war für mich persönlich und fachlich eine enorme Bereicherung und wäre genauso wie meine Dissertation ohne seine Unterstützung und sein Vertrauen nicht möglich gewesen.

Mein besonderer Dank gilt weiterhin meinen aktuellen und ehemaligen Kollegen am Lehrstuhl für Methoden der empirischen Sozialforschung und Sozialstrukturanalyse von Prof. Dr. Thomas Klein für ihre vielfältige Unterstützung. Bei Thomas Klein möchte ich mich vor allem für seine Betreuungsleistung als Zweitgutachter und seine fachlichen Ratschläge bedanken. Jan Eckhard, Jonathan Gruhler, Ingmar Rapp und Laura Unsöld standen mir häufig nicht nur mit Rat, sondern auch mit Tat zur Seite, sei es beim Korrekturlesen meiner Arbeit, bei der Durchführung meiner statistischen Analysen in Berlin oder auch nur durch die Versorgung mit Süßwaren in kritischen Momenten.

Ich möchte mich außerdem bei meiner Familie und meinen Freunden für ihre emotionale Unterstützung bedanken. Allen voran bei Verena und Wolfgang dafür, dass sie mir in Heidelberg ein Zuhause geschaffen haben und bei Elli, die mich nicht nur bei den Grafiken der Arbeit unterstützt hat, sondern auch allem einen Sinn gibt.

Heidelberg, im Juli 2019,

Tom Kossow

Inhaltsverzeichnis

Tabellenverzeichnis.....	5
Abbildungsverzeichnis.....	9
1. Einleitung.....	10
2. Theoretische Grundlagen.....	14
2.1 Das Grundmodell der soziologischen Erklärung.....	15
2.2 Die gelegenheitsstrukturelle Einbettung der Partnerwahl.....	16
2.2.1 Die Makroebene: Strukturtheorie.....	18
2.2.2 Die Mesoebene: Fokustheorie.....	22
2.2.3 Gelegenheitsstrukturen der Partnerwahl: Synthese.....	24
2.3 Die individuellen Präferenzen der Partnerwahl.....	26
2.3.1 Die rationale Wahl des bestmöglichen Partners: Angemessenheit und Maximierung ..	27
2.3.2 Die affektive Zuneigung zum Ähnlichen: Homophilie.....	29
2.3.3 Präferenzen der Partnerwahl: Synthese.....	32
2.4 Die Verbindung von Angebot und Nachfrage: Suchtheorie.....	34
2.5 Relevante Eigenschaften der Partnerwahl: Die Parameter Bildung und ethnischer Hintergrund.....	36
2.5.1 Bildung als Parameter der Partnerwahl.....	37
2.5.2 Ethnischer Hintergrund als Parameter der Partnerwahl.....	38
2.6 Annahmen und Hypothesen.....	39
3. Bisherige Befunde.....	43
3.1 Partnermarkt und Beziehungswahl – Allgemeine Befunde.....	43
3.2 Bildungshomogamie.....	45
3.2.1 Relevanz und Verbreitung.....	45
3.2.2 Determinanten.....	46
3.3 Ethnische Homogamie.....	49
3.3.1 Relevanz und Verbreitung.....	49
3.3.2 Determinanten.....	50
4. Daten und Methoden.....	57
4.1 Die Partnermarktindikatoren.....	57
4.1.1 Berechnungsverfahren der Partnermarktindikatoren.....	60
4.1.2 Datengrundlage der Partnermarktindikatoren.....	64
4.2 Individualdaten: Das Sozio-ökonomische Panel (SOEP).....	67
4.2.1 Operationalisierungen und Stichprobe: Altersabstand.....	68
4.2.2 Operationalisierungen und Stichproben: Bildungshomogamie.....	70

4.2.2	Operationalisierungen und Stichproben: Ethnische Homogamie.....	72
4.3	Analysemethoden	74
5.	Ergebnisse	78
5.1	Methodische Voranalysen: Der Einfluss des Partnermarkts auf den Altersabstand von Partnern	78
5.2	Der Einfluss des regionalen Partnermarkts auf Bildungshomogamie.....	83
5.2.1	Sex ratio und Bildungshomogamie.....	84
5.2.2	Availability-ratio und Bildungshomogamie	86
5.2.3	Überblick und Zusammenfassung: Partnermarktkonkurrenz und Bildungshomogamie	90
5.2.4	Soziale Partnermarktdichte und Bildungshomogamie.....	93
5.2.5	Räumliche Partnermarktdichte und Bildungshomogamie	97
5.2.6	Überblick und Zusammenfassung: Partnermarkttransparenz sowie Partnermarkteffizienz und Bildungshomogamie	101
5.2.7	Partnermarkt und Bildungshomogamie: Zentrale Erkenntnisse.....	105
5.3	Der Einfluss des regionalen Partnermarkts auf ethnische Homogamie bei autochthonen Deutschen	107
5.3.1	Sex ratio und ethnische Homogamie bei autochthonen Deutschen	107
5.3.2	Availability ratio und ethnische Homogamie bei autochthonen Deutschen	110
5.3.3	Überblick und Zusammenfassung: Partnermarktkonkurrenz und ethnische Homogamie	114
5.3.4	Soziale Partnermarktdichte und ethnische Homogamie bei autochthonen Deutschen	116
5.3.5	Räumliche Partnermarktdichte und ethnische Homogamie bei autochthonen Deutschen	121
5.3.6	Überblick und Zusammenfassung: Partnermarkttransparenz sowie Partnermarkteffizienz und ethnische Homogamie bei autochthonen Deutschen	125
5.3.7	Partnermarkt und ethnische Homogamie bei autochthonen Deutschen: Zentrale Erkenntnisse	128
6.	Zusammenfassung, Diskussion der empirischen Befunde und Ausblick	130
7.	Literatur.....	137

Tabellenverzeichnis

Tabelle 1	Übersicht über die Partnermarktindikatoren	S. 64
Tabelle 2	Gesamtstichprobe der Analysen zum Altersabstand	S. 69
Tabelle 3	Operationalisierung der Bildungsabschlüsse und die Verteilung im SOEP am Beispiel des Jahres 2000	S. 70
Tabelle 4	Gesamtstichprobe der Analysen zur Bildungshomogamie	S. 71
Tabelle 5	Gesamtstichprobe der Analysen zur ethnischen Homogamie	S. 73
Tabelle 6	Darstellung des allgemeinen Analyseschemas	S. 75
Tabelle 7	Determinanten des absoluten Altersabstandes zum Partner (Variante AR _V , Gesamtstichprobe), OLS-Regression mit robusten Standardfehlern	S. 79
Tabelle 8	Übersicht über die Haupteffekte der verfügbarkeitsgewichteten Partnermarktindikatoren auf den absoluten Altersabstand zum Partner nach Geschlecht, OLS-Regressionen mit robusten Standardfehlern	S. 82
Tabelle 9	Determinanten der bildungshomogamen Partnerwahl (Variante SR, Personen mit Fach-/Hochschulreife), logistische Regression mit robusten Standardfehlern	S. 85
Tabelle 10	Determinanten der bildungshomogamen Partnerwahl (Variante AR, Personen mit Fach-/Hochschulreife), logistische Regression mit robusten Standardfehlern	S. 87
Tabelle 11	Determinanten der bildungshomogamen Partnerwahl (Variante AR _V , Personen mit Fach-/Hochschulreife), logistische Regression mit robusten Standardfehlern	S. 88
Tabelle 12	Determinanten der bildungshomogamen Partnerwahl (Variante AR _{BV} , Personen mit Fach-/Hochschulreife), logistische Regression mit robusten Standardfehlern	S. 89
Tabelle 13	Übersicht über die Haupteffekte der Partnermarktkonkurrenzindikatoren (logistische Regression) auf Bildungshomogamie nach Stichprobe	S. 90

Tabelle 14	Übersicht über die Haupteffekte der Partnermarktkonkurrenzindikatoren (lineare Wahrscheinlichkeitsmodelle) auf Bildungshomogamie nach Stichprobe	S. 92
Tabelle 15	Übersicht über die Haupteffekte der Partnermarktkonkurrenzindikatoren (AME) auf Bildungshomogamie nach Stichprobe	S. 93
Tabelle 16	Determinanten der bildungshomogamen Partnerwahl (Variante $PMD_{(sozial)}$, Personen mit Fach-/Hochschulreife), logistische Regression mit robusten Standardfehlern	S. 94
Tabelle 17	Determinanten der bildungshomogamen Partnerwahl (Variante $PMD_{V(sozial)}$, Personen mit Fach-/Hochschulreife), logistische Regression mit robusten Standardfehlern	S. 95
Tabelle 18	Determinanten der bildungshomogamen Partnerwahl (Variante $PMD_{BV(sozial)}$, Personen mit Fach-/Hochschulreife), logistische Regression mit robusten Standardfehlern	S. 96
Tabelle 19	Determinanten der bildungshomogamen Partnerwahl (Variante $PMD_{(räuml)}$, Personen mit Fach-/Hochschulreife), logistische Regression mit robusten Standardfehlern	S. 98
Tabelle 20	Determinanten der bildungshomogamen Partnerwahl (Variante $PMD_{V(räuml)}$, Personen mit Fach-/Hochschulreife), logistische Regression mit robusten Standardfehlern	S. 99
Tabelle 21	Determinanten der bildungshomogamen Partnerwahl (Variante $PMD_{BV(räuml)}$, Personen mit Fach-/Hochschulreife), logistische Regression mit robusten Standardfehlern	S. 100
Tabelle 22	Übersicht über die Haupteffekte der Partnermarkttransparenz und -effizienz (logistische Regression) auf Bildungshomogamie nach Stichprobe	S. 104
Tabelle 23	Übersicht über die Haupteffekte der Partnermarkttransparenz und -effizienz (lineare Wahrscheinlichkeitsmodelle) auf Bildungshomogamie nach Stichprobe	S. 104
Tabelle 24	Übersicht über die Haupteffekte der Partnermarkttransparenz und -effizienz (AME) auf Bildungshomogamie nach Stichprobe	S. 105
Tabelle 25	Determinanten der ethnisch homogamen Partnerwahl von autochthonen Deutschen (Variante SR, Gesamtstichprobe), logistische Regression mit robusten Standardfehlern	S. 108
Tabelle 26	Determinanten der ethnisch homogamen Partnerwahl von autochthonen Deutschen (Variante AR, Gesamtstichprobe), logistische Regression mit robusten Standardfehlern	S. 111

Tabelle 27	Determinanten der ethnisch homogamen Partnerwahl von autochthonen Deutschen (Variante AR_V , Gesamtstichprobe), logistische Regression mit robusten Standardfehlern	S. 112
Tabelle 28	Determinanten der ethnisch homogamen Partnerwahl von autochthonen Deutschen (Variante AR_{BV} , Gesamtstichprobe), logistische Regression mit robusten Standardfehlern	S. 113
Tabelle 29	Übersicht über die Haupteffekte der Partnermarktkonkurrenzindikatoren (logistische Regression) auf ethnische Homogamie bei autochthonen Deutschen nach Stichprobe	S. 114
Tabelle 30	Übersicht über die Haupteffekte der Partnermarktkonkurrenzindikatoren (lineare Wahrscheinlichkeitsmodelle) auf ethnische Homogamie bei autochthonen Deutschen nach Stichprobe	S. 115
Tabelle 31	Übersicht über die Haupteffekte der Partnermarktkonkurrenzindikatoren (AME) auf ethnische Homogamie bei autochthonen Deutschen nach Stichprobe	S. 116
Tabelle 32	Determinanten der ethnisch homogamen Partnerwahl von autochthonen Deutschen (Variante $PMD_{(sozial)}$, Gesamtstichprobe), logistische Regression mit robusten Standardfehlern	S. 117
Tabelle 33	Determinanten der ethnisch homogamen Partnerwahl von autochthonen Deutschen (Variante $PMD_{V(sozial)}$, Gesamtstichprobe), logistische Regression mit robusten Standardfehlern	S. 118
Tabelle 34	Determinanten der ethnisch homogamen Partnerwahl von autochthonen Deutschen (Variante $PMD_{BV(sozial)}$, Gesamtstichprobe), logistische Regression mit robusten Standardfehlern	S. 120
Tabelle 35	Determinanten der ethnisch homogamen Partnerwahl von autochthonen Deutschen (Variante $PMD_{(räumli)}$, Gesamtstichprobe), logistische Regression mit robusten Standardfehlern	S. 122
Tabelle 36	Determinanten der ethnisch homogamen Partnerwahl von autochthonen Deutschen (Variante $PMD_{V(räumli)}$, Gesamtstichprobe), logistische Regression mit robusten Standardfehlern	S. 123
Tabelle 37	Determinanten der ethnisch homogamen Partnerwahl von autochthonen Deutschen (Variante $PMD_{BV(räumli)}$, Gesamtstichprobe), logistische Regression mit robusten Standardfehlern	S. 124
Tabelle 38	Übersicht über die Haupteffekte der Partnermarkttransparenz und -effizienz (logistische Regression) auf ethnische Homogamie bei autochthonen Deutschen nach Stichprobe	S. 126
Tabelle 39	Übersicht über die Haupteffekte der Partnermarkttransparenz und -effizienz (lineare Wahrscheinlichkeitsmodelle) auf ethnische Homogamie bei autochthonen Deutschen nach Stichprobe	S. 127

Tabelle 40 Übersicht über die Haupteffekte der Partnermarkttransparenz und -
effizienz (AME) auf ethnische Homogamie bei autochthonen
Deutschen nach Stichprobe S. 128

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1	Das Grundmodell der soziologischen Erklärung nach Esser	S. 15
Abbildung 2	Partnermarkt und Homogamie – Erklärungsmodell I	S. 17
Abbildung 3	Bevölkerung mit und ohne Migrationshintergrund nach Region und sozialem Kontext	S. 23
Abbildung 4	Die Durchdringung der Sozialstruktur auf die Mesoebene am Beispiel des Anteils der Studierenden mit Migrationshintergrund	S. 25
Abbildung 5	Partnermarkt und Homogamie – Erklärungsmodell II	S. 26
Abbildung 6	Balancierte Triaden nach Heider	S. 30

1. Einleitung

Die Frage wer mit wem eine Partnerschaft eingeht, ist nicht nur interessierender Stoff für Kaffeekränzchen und Boulevardzeitungen, sondern verbindet sich auch mit vielen sozialen Folgen. Einige der bedeutsamsten Konsequenzen der Partnerwahl liegen in dem Zusammenhang von homo- bzw. heterogamen Beziehungen und der Segregation und Stratifikation der Gesellschaft. Viele der für die Partnerwahl relevanten persönlichen Eigenschaften spielen auch bei der Abgrenzung gesellschaftlicher Gruppen und bei der Einteilung in gesellschaftliche Schichten eine entscheidende Rolle. In welchem Ausmaß Partnerschaften innerhalb der eigenen (Status-)Gruppe stattfinden, entscheidet somit auch über die horizontale und vertikale Durchlässigkeit gesellschaftlicher Strukturen (vgl. Gordon 1964; Granovetter 1973; Rosenfeld 2008; Smits et al. 1998; Weber 1972). Es ist daher von enormer Wichtigkeit, jene Faktoren zu verstehen, welche die Entscheidung für oder gegen eine homogame Partnerschaft – und in Konsequenz das Ausmaß gesellschaftlicher Schließung – bestimmen. Mit der Bildungshomogamie und der (inter-)ethnischen Partnerwahl richtet sich der Fokus der Arbeit auf zwei besonders bedeutsame Dimensionen partnerschaftlicher Passung. Der ethnische Hintergrund und der Bildungsabschluss einer Person sind nicht nur gute Beispiele für die horizontalen und vertikalen Differenzierungslinien einer Gesellschaft, sondern haben sich auch in vergangenen Studien bereits mehrfach als besonders relevante Eigenschaften der Beziehungswahl gezeigt (vgl. McPherson et al. 2001). Als zentrale Aspekte gesellschaftlicher Ungleichheit sind sie zudem ein häufiger Gegenstand gesellschaftlicher Debatten.

Die Entstehung und Aufrechterhaltung von Beziehungen wird maßgeblich durch zwei Aspekte geprägt: (1) Durch die individuellen Präferenzen für einen Interaktionspartner mit bestimmten Eigenschaften (vgl. Byrne 1971; Coleman 1990: 300; Heider 1977: 217ff; Newcomb 1968). Und (2) durch die Gelegenheiten und Einschränkungen der sozialen Umgebung in die ein Individuum eingebettet ist (vgl. Blau 1977b; Feld 1981). Der Fokus der vorliegenden Arbeit richtet sich auf den gelegenheitsstrukturellen Rahmen bzw. die „Angebotsseite“ der Partnerwahl (vgl. Marsden 1990) und die Frage inwieweit individuelle Partnerwahlentscheidungen durch die sozialstrukturelle Umgebung beeinflusst werden. Für die Beziehungsform der (intimen) Partnerschaft bietet die strukturalistische Theorietradition hier das Konzept des Partnermarkts als jenen Ort, an dem sich potenzielle Partner begegnen (vgl. Blau et al. 1982; Blau und Schwartz 1984; Guttentag und Secord 1983; Klein 2000b). Maßgeblich bestimmt wird die Struktur des Partnermarkts dabei durch die Verteilung der Bevölkerung entlang der für die Partnerwahl relevanten persönlichen Eigenschaften und die daraus resultierenden relativen Gruppengrößen (vgl. Blau 1977b). Aber auch andere

Aspekte wie die Transparenz und Effizienz des Partnermarkts beeinflussen die individuellen Suchkosten für einen Partner mit spezifischen Eigenschaften und somit die Wahrscheinlichkeit einer homo- bzw. heterogamen Partnerschaft.

Eine theoretisch adäquate und umfassende Repräsentation des Partnermarkts für quantitative Analysen gestaltet sich schwierig und bisherige empirische Untersuchungen des Einflusses des Partnermarkts auf die Partnerwahl haben daher häufig mit bedeutsamen Einschränkungen zu kämpfen. So verwenden sie zumeist entweder makrostrukturelle Indikatoren auf einem hohem Aggregationsniveau wie beispielsweise der Geschlechterrelation in Deutschland insgesamt (z.B. Dinkel und Milenovic 1992; Jürgens und Pohl 1985; Klein 1993, 1994, 1995; Martin 2001; Pollard und Höhn 1993; Stauder 2002) oder betrachten zwar kleinere regionale Einheiten, greifen aber auf relativ grobe Partnermarktindikatoren wie die (einfache) sex ratio zurück (z.B. Albrecht et al. 1997; Cready et al. 1997; Fossett und Kiecolt 1993; Kröhnert et al. 2006; Lichter et al. 1995; Lichter et al. 1991). Die vorliegende Studie soll dazu beitragen, jene Limitationen zu überwinden und den Einfluss der Gelegenheitsstruktur auf homogame Partnerwahl mithilfe von räumlich und inhaltlich angemessenen Indikatoren zu analysieren. Die Grundlage hierfür bilden Partnermarktindikatoren, die im Zuge des DFG-Projektes „Die makrostrukturellen Rahmenbedingungen des Partnermarkts im Längsschnitt“¹ entwickelt wurden und welche eine differenzierte Analyse der Partnermarktaspekte Konkurrenz, Verfügbarkeit, Transparenz und Effizienz auf der Ebene von Landkreisen und kreisfreien Städten in Deutschland ermöglichen (vgl. Eckhard et al. 2019; Eckhard et al. 2014). Neben der inhaltlichen Fragestellung nach dem Einfluss der Gelegenheitsstruktur auf die bildungsbezogene und ethnische Partnerwahl hat die Arbeit somit einen methodischen und explorativen Schwerpunkt, da verschiedene Operationalisierungen des Partnermarkts mit homogamer Partnerwahl in Beziehung gesetzt und in ihrer Wirkung verglichen werden.

Auch wenn der Einfluss der Gelegenheitsstruktur hier im Vordergrund steht, so ist dieser jedoch kaum isoliert von den individuellen Partnerpräferenzen zu verstehen. Erst das Zusammenspiel von individuellen Präferenzen und dem ermöglichenden bzw. einschränkenden Rahmen des Partnermarkts erklärt letztlich die konkrete Partnerwahl oder aber auch die (mehr oder weniger freiwillige) Entscheidung gegen eine Partnerschaft. Zudem spielen Präferenzen auch bei der Konzeptualisierung des Partnermarkts eine entscheidende Rolle, denn sie bestimmen wer als potenzieller Partner überhaupt relevant ist. Neben der möglichst angemessenen Beschreibung der Gelegenheitsstruktur des Partnermarkts ist es daher ebenfalls wichtig, die rationalen und affektuellen Grundlagen der individuellen Partnerpräferenz theoretisch zu reflektieren. Für die meisten nominalen Eigenschaften (wie beispielweise dem ethnischen Hintergrund) kann dabei

¹ STA1209/1-1, STA1209/1-2 und STA1209/1-3.

Homophilie, also die Bevorzugung von möglichst ähnlichen Partnern, vermutet werden (vgl. Byrne 1971; Heider 1977: 217ff; Newcomb 1968). Für ordinale Eigenschaften (wie beispielweise die Bildung) hingegen, welche mit gesellschaftlicher Stratifikation verbunden sind, ist es theoretisch ebenso plausibel, dass ein Partner mit möglichst maximaler Ressourcenausstattung bevorzugt wird (vgl. Coleman 1990: 300).

Fasst man die genannten Punkte zusammen ergeben sich folgende zentrale Fragestellungen, welche im Rahmen der vorliegenden Arbeit geklärt werden sollen: (a) Wie wirkt sich die Gelegenheitsstruktur des Partnermarkts auf die bildungsbezogene und ethnische Partnerwahl aus? (b) Inwieweit lassen sich die Befunde zum Zusammenhang zwischen Partnermarkt und Homogamie mit theoretischen Annahmen zu homophilen und nutzenmaximierenden Partnerpräferenzen in Einklang bringen? (c) Liefern die inhaltlich und regional differenzierten Partnermarktindikatoren einen Mehrwert an Erkenntnis gegenüber klassischen Operationalisierungen des Partnermarkts wie der (einfachen) sex ratio? (d) Wie unterscheiden sich die verschiedenen Aspekte des Partnermarkts (Konkurrenz, Transparenz und Effizienz) in ihrer Wirkung auf die bildungsbezogene und ethnische Partnerwahl?

Für die empirischen Analysen wurden die Partnermarktindikatoren für die Jahre 1985 bis 2014 auf Kreisebene mit Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) verknüpft. Das SOEP bietet als Haushaltsstichprobe ausführliche Informationen zu beiden Beziehungspartnern, wenn diese in einem gemeinsamen Haushalt leben. Die Analysen beschränken sich entsprechend auf zusammenlebende Paare. Insgesamt standen 3533 Paare für die Analysen zur Bildungshomogamie und 3398 Paare für die Analysen zur ethnischen Homogamie bei autochthonen Deutschen zur Verfügung.

Im Folgenden wird in Kapitel 2 zunächst auf die theoretischen Grundlagen der Analysen eingegangen. Den theoretischen Rahmen liefert dabei das Grundmodell der soziologischen Erklärung nach Hartmut Esser (1993). In diesem werden sozialstrukturelle und präferenzorientierte Einflussfaktoren auf die Partnerwahl zusammengefasst und auf der Handlungsebene mit Hilfe der Suchtheorie zu einem kohärenten Theoriegebäude verbunden. Im Anschluss daran werden die Parameter „Bildung“ und „ethnischer Hintergrund“ als die hier exemplarisch betrachteten Dimensionen der homogamen Partnerwahl in ihren jeweiligen Besonderheiten beleuchtet. In Kapitel 3 folgt eine Darstellung des allgemeinen Forschungsstands zur „Angebotsseite“ der Partnerwahl und zu den beiden hier untersuchten Homogamiedimensionen. Dabei wird ein besonderes Augenmerk darauf gelegt, wie die jeweiligen Studien die Gelegenheitsstruktur des Partnermarkts theoretisch gefasst und empirisch gemessen haben. Kapitel 4 widmet sich dann den hier verwendeten Daten und Methoden. Ein Schwerpunkt dieses Kapitels ist die detaillierte

Beschreibung der verwendeten Partnermarktindikatoren. In Kapitel 5 werden dann zunächst die Resultate einiger methodischer Voranalysen zu den verwendeten Indikatoren berichtet, ehe die zentralen Ergebnisse der Auswertungen zur Bildungs- und ethnischen Homogamie vorgestellt werden. Die Darstellung erfolgt aufgrund der Vielzahl der untersuchten Zusammenhänge größtenteils in Übersichtstabellen. In Kapitel 6 werden die wichtigsten Erkenntnisse der durchgeführten Analysen zusammengefasst und in Hinblick auf ihre Bedeutung und ihre Einschränkungen diskutiert.

2. Theoretische Grundlagen

Individuelle Partnerwahlentscheidungen werden von einer Vielzahl von Einflussfaktoren bestimmt, welche teils hochgradig spezifisch sein können. Dessen ungeachtet gibt es jedoch Aspekte, die für alle Formen der Beziehungswahl Bedeutung haben und sich auch in Partnerwahlentscheidungen stets widerspiegeln. Theoretisch lassen sich diese Aspekte in die zwei übergeordneten Erklärungsansätze der „Nachfrage-“ und „Angebotsperspektive“ zusammenfassen (vgl. Marsden 1990). Diesen Erklärungsansätzen liegen zwei einfache Fragen zugrunde: „Wen will eine Person als Partner?“ (Nachfrage) und „Wer steht als Partner überhaupt zur Verfügung?“ (Angebot). Der Fokus der vorliegenden Arbeit liegt dabei auf der empirischen Überprüfung des Einflusses der Angebotsseite auf das Entstehen von bildungs- und ethnisch homogamen Paarbeziehungen. Dennoch bedarf es der theoretischen Auseinandersetzung mit beiden Seiten der Partnerwahl, da ein hinreichendes Verständnis der Wirkung der Gelegenheitsstruktur auf die Entscheidung für einen Partner mit bestimmten Eigenschaften (oder ein Ausweichen auf alternative Lebensentwürfe ohne Partner) nur unter Berücksichtigung der individuellen Präferenzen möglich ist. Als handlungstheoretische Basis der Arbeit dienen dabei das Grundmodell der soziologischen Erklärung nach Hartmut Esser (1993) und die Suchtheorie (Lippman und McCall 1976; Stigler 1961, 1962). Der auch als „Makro-Mikro-Makro-Modell“ bezeichnete Erklärungsansatz Essers ist insbesondere dazu geeignet einen übergeordneten Rahmen zu liefern, in welchem die verschiedenen Aspekte der Partnerwahl theoretisch klar verortet werden können. Für eine detaillierte Beschreibung des Zusammenspiels von Situationslogik und Handlungsselektion wird zusätzlich die Suchtheorie hinzugezogen. So soll nachvollziehbar erklärt werden, wie genau die Gelegenheitsstruktur des Partnermarkts (Angebot) die Realisierung bestehender Präferenzen (Nachfrage) auf der individuellen Ebene beeinflussen kann und warum es folglich unumgänglich ist die gelegenheitsstrukturelle Einbettung von Individuen zu berücksichtigen, will man bestehende Muster der Partnerwahl hinreichend verstehen.

Im Folgenden wird zunächst auf das Grundmodell der soziologischen Erklärung und den theoretischen Rahmen der Arbeit eingegangen (2.1). Es folgt eine Auseinandersetzung mit den Grundlagen der Angebotsperspektive (2.2), ehe die individuellen Präferenzen der Partnerwahl dargestellt werden (2.3). Kapitel 2.4 befasst sich dann mit der Suchtheorie als handlungstheoretischer Verknüpfung von Angebot und Nachfrage. Daran anschließend werden die zwei in dieser Arbeit untersuchten Homogamiedimensionen Bildung und ethnischer Hintergrund vorgestellt und ihre Besonderheiten beleuchtet (2.5). Das Ende des Kapitels bilden die aus den

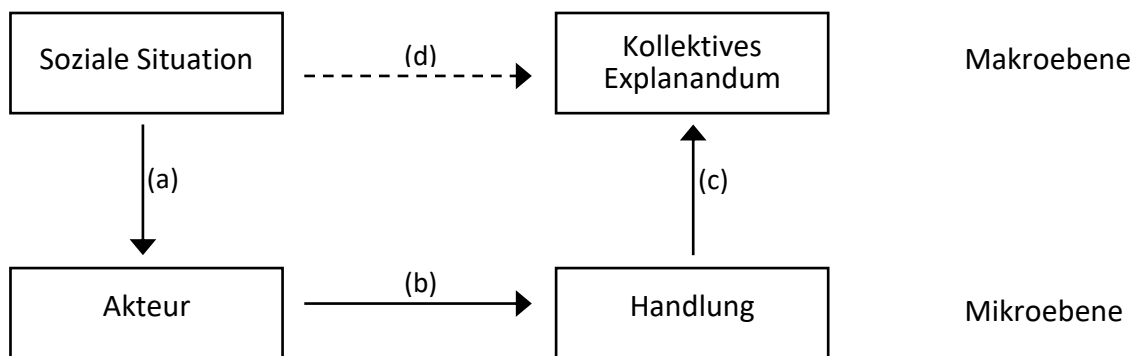
vorangegangenen theoretischen Erörterungen abgeleiteten Hypothesen (2.6), welche als Grundlage der empirischen Untersuchungen dienen.

2.1 Das Grundmodell der soziologischen Erklärung

Die Frage nach dem Verhältnis von gesellschaftlicher Makrostruktur und individuellem Handeln gehört zum Markenkern der Soziologie. So sehr, dass Hartmut Esser (1993) das von ihm vorgestellte „Makro-Mikro-Makro-Modell“ dann auch schlicht das „Grundmodell der soziologischen Erklärung“ nennt. Esser bezeichnet seinen Erklärungsansatz für das menschliche Handeln dabei als „eine etwas andere Darstellung des Modells des verstehenden Erklärens nach Weber...“ (Esser 1993: 98) und sieht sich somit in Übereinstimmung mit der soziologischen Tradition. Neben der Inspiration bei Weber geht das Modell zudem auf Vorarbeiten von David C. McClelland (1961), Gudmund Hernes (1976), Siegwart Lindenberg und Reinhard Wippler (1978; 1987), Raymond Boudon (1980) und James S. Coleman (1990) zurück. Im Rahmen der vorliegenden Arbeit dient das Makro-Mikro-Makro-Modell vor allem als theoretische Grundstruktur und Orientierung.

Den Kern des Modells bilden drei Schritte, welche den Zusammenhang von zwei Makrophänomenen über eine handlungstheoretische Rückbindung an die Mikroebene erklären sollen (vgl. Abbildung 1).

Abb. 1: Das Grundmodell der soziologischen Erklärung nach Esser



Um den Zusammenhang von sozialer Situation und kollektivem Explanandum (d) zu verstehen, muss zunächst betrachtet werden, wie Akteure ihre soziale Situation definieren (*Logik der Situation* - a). Die Deutung der sozialen Situation schafft eine Verbindung von Makro- und Mikro-Ebene und bildet die Grundlage des Handelns, da sie die dem Individuum bewussten Alternativen bestimmt. In einem zweiten Schritt muss dann geklärt werden, wie die Akteure unter der Bedingung ihrer Situationsdefinition handeln. Hier bedarf es einer Handlungstheorie, welche erklären kann, warum eine bestimmte Handlung einer Alternative vorgezogen wird (*Logik der Selektion* - b). Den dritten

und letzten Schritt bildet die Aggregation der individuellen Handlungen zum zu erklärenden kollektiven Phänomen (*Logik der Aggregation - c*).

Für den hier untersuchten Zusammenhang von Partnermarkt und homogamer Partnerwahl sind vor allem die Logik der Situation und die Logik der Selektion von zentraler Bedeutung. Die Aggregation individueller Partnerwahlentscheidungen zu Homogamieraten in der Gesamtgesellschaft hingegen ist nicht Gegenstand der Analysen. Es soll vielmehr geklärt werden, inwieweit gelegenheitsstrukturelle Bedingungen die Wahrnehmung der sozialen Situation durch die Akteure auf dem Partnermarkt beeinflussen und wie diese unter der Bedingung der daraus folgenden Situationsdefinition handeln.

2.2 Die gelegenheitsstrukturelle Einbettung der Partnerwahl

Im Kontext der Partnerwahl kommt dem Partnermarkt eine besondere Rolle für die soziale Situation eines Individuums zu. Zwar gibt es weitere bedeutende Einflüsse der gesellschaftlichen Makroebene auf die individuelle Entscheidungssituation, wie beispielsweise vorherrschende normative Vorstellungen bezüglich legitimer Partnerschaften, jedoch vermag keine noch so starke Vorstellung von dem normativ Wünschenswerten die Begrenzungen des faktisch Möglichen zu durchbrechen. Das Konzept des Partnermarktes greift die Einbettung der Partnerwahl in diesen gelegenheitsstrukturellen Rahmen auf und beschreibt ihn mit den Worten der ökonomischen Theorie als Markt² (vgl. Becker 1973), der je nach Geschlecht, Alter, Bildungsniveau und anderen relevanten Eigenschaften unterschiedliche Begegnungsmöglichkeiten zu potentiellen Partnern bietet und die Partnerwahl entsprechend vorstrukturiert (vgl. Blau et al. 1984; Blau et al. 1982; Klein 2000b; South und Lloyd 1992). Der Partnermarkt stellt somit objektiv den Rahmen der Möglichkeiten, die für die Wahl eines Partners zur Verfügung stehen. Im Extremfall kann dies bedeuten, dass sogar die Chancen, überhaupt einen Partner zu finden, stark eingeschränkt sind (vgl. Klein 1993, 1994, 1995). Die Definition der sozialen Situation durch ein Individuum hat dabei zwar einen subjektiven Anteil, wird aber nur in den seltensten Fällen völlig an den tatsächlichen Gegebenheiten vorbeigehen. Selbst dem größten Optimisten wird bei entsprechend schlechter Partnermarktlage und nach hinreichend negativen Erfahrungen aufgehen, dass schlicht keine akzeptablen Kandidaten für eine Partnerschaft vorhanden sind.

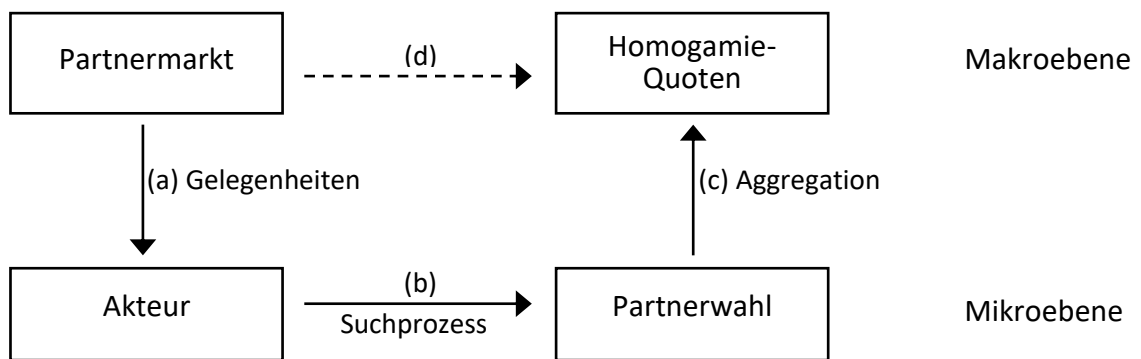
Entscheidend für das Verständnis der individuellen Partnermarktlage ist dabei, dass die Struktur des Partnermarkts räumlich und zeitlich variiert und somit je nach Lebensmittelpunkt ganz unterschiedliche Gelegenheiten bietet. Ein gutes Beispiel hierfür ist die geschlechtsselektive

² Um einen Markt handelt es sich nach Becker (1973), da Männer und Frauen um Partner konkurrieren und versuchen den bestmöglichen Partner unter den bestehenden Marktbedingungen zu finden.

Binnenwanderung zwischen den alten und neuen Bundesländern, vor allem in den Jahren direkt nach der Wiedervereinigung Deutschlands. In Teilen Ostdeutschlands kam es infolge dieser zu einem starken Männerüberschuss, mit entsprechend schlechten Partnermarktgelegenheiten insbesondere für Männer mit niedrigen Bildungsabschlüssen (vgl. Stauder 2011, 2018). Aber auch kleinräumiger kann es zu großen Varianzen in den Partnermarktgelegenheiten kommen, wenn Regionen beispielsweise durch geschlechtsselektive Wirtschaftszweige geprägt sind.

Rückbezogen auf das Makro-Mikro-Makro-Modell kann festgehalten werden, dass der Partnermarkt einen wesentlichen Einfluss auf die Randbedingungen der Partnerwahl und somit die individuelle Definition der sozialen Situation ausübt (vgl. Coleman 1990; Esser 1993; Stauder 2008). Abbildung 2 zeigt ein entsprechend angepasstes Grundmodell der soziologischen Erklärung für den Zusammenhang von Partnermarkt und Homogamie.

Abb. 2: Partnermarkt und Homogamie – Erklärungsmodell I



Um den Zusammenhang (d) zwischen Partnermarkt (Soziale Situation) und der Verbreitung homogamer Partnerschaften in der Gesellschaft (Kollektives Explanandum) zu verstehen, muss zunächst verstanden werden, wie die Gelegenheiten des Partnermarkts die Definition der Situation durch den Akteur beeinflussen (a) und wie der Akteur seinen individuellen Suchprozess nach einem Partner entsprechend anpasst (b). Erst so können individuelle Partnerwahlen (Handlung) und mittelbar über deren Aggregation (c) gesamtgesellschaftliche Homogamiequoten erklärt werden.

Die oben genannten Beispiele von geschlechtsselektiver Binnenwanderung und lokal differierenden Geschlechteranteilen aufgrund von spezifischen Arbeits- und Ausbildungsgelegenheiten zeigen bereits den zentralen Faktor, der die Partnermarktgelegenheiten bestimmt: die Menge an relevanten Partnern die potenziell zur Verfügung stehen. Diese potenziellen Partner stehen dabei im Verhältnis zur potenziellen Konkurrenz, welche ebenfalls Interesse an einer Partnerschaft mit Ihnen haben könnte. Ein wesentlicher Aspekt des Partnermarkts ist somit die relative Gruppengröße von Angebot(-enden) und Nachfrage(-nden). Die Perspektive, nachdem die relativen Gruppengrößen die zentrale Grundlage für die Wahrscheinlichkeit einer Beziehungsaufnahme

zwischen zwei Gruppen (in diesem Beispiel Männer und Frauen) bilden, geht dabei ihrerseits wesentlich auf Überlegungen von Peter M. Blau zurück (Blau 1977b). Entsprechend wird im Folgenden die Strukturtheorie nach Blau vorgestellt (Kapitel 2.2.1). Anschließend wird der Blick auf den konkreten sozialen Kontext, in welche Individuen eingebettet sind, gerichtet (Kapitel 2.2.2) und der Frage nachgegangen inwieweit die regionale Makroebene eine theoretisch valide Repräsentation des individuellen Partnermarkts darstellt (Kapitel 2.2.3).

2.2.1 Die Makroebene: Strukturtheorie

Die soziologische Theorie von Peter M. Blau ist eines der prominentesten Beispiele einer streng makrosoziologischen Perspektive auf Gesellschaft (vgl. Blau 1987). Seine Strukturtheorie beruht auf einigen grundlegenden Axiomen und Annahmen zu den Grundlagen der Beziehungsbildung. Aus diesen deduziert Blau eine Reihe von Theoremen, mit deren Hilfe sich die Wahrscheinlichkeit einer Beziehungsaufnahme von zwei Personen mit spezifischen Eigenschaften logisch aus der gesellschaftlichen Sozialstruktur ableiten lässt (siehe Blau 1977b Fig. 1. - Chains of implications). Sozialstruktur versteht Blau dabei als die Verteilung einer Bevölkerung entlang sozialer Positionen in einem multidimensionalen Raum von Positionen (Blau 1977b: 28). Die Achsen dieses multidimensionalen Raumes (auch „Blau Space“ genannt) bilden jene Eigenschaften (Parameter) von Personen, wie beispielsweise Bildung, Alter, Geschlecht, Ethnie oder auch der ökonomische Status, welche von Individuen als relevant für ihre Beziehungswahl eingestuft werden (Blau 1977b: 30). Kurzum also jene Eigenschaften, nach denen sich Menschen in Gruppen selektieren, im Gegensatz zu solchen Eigenschaften, die ihnen hierfür irrelevant erscheinen (wie z.B. die Schuhgröße oder der Geburtsmonat). Was Individuen als relevant einstufen ist dabei stark gesellschaftlich geprägt und kann entsprechend variieren.

Die bestehenden gesellschaftlichen Parameter teilt Blau in zwei Gruppen ein: a) nominale Parameter, anhand derer sich die Gesellschaft in Subgruppen einteilen lässt, sowie b) graduelle Parameter, welche die Grundlage für sozialen Status bilden (Blau 1977b: 30f). Die nominalen Parameter wie beispielsweise Religion, Geschlecht oder ethnischer Hintergrund bilden dabei die Grundlage für die horizontale Differenzierung einer Gesellschaft (resp. gesellschaftliche Heterogenität). Die graduellen Parameter wie beispielsweise Bildung oder Einkommen hingegen sind die Grundlage von vertikaler Differenzierung (resp. gesellschaftlicher Ungleichheit). Im Kontext der Partnerwahl ist diese Unterscheidung von besonderer Relevanz, da sich je nach Art des Parameters unterschiedliche Partnerpräferenzen vermuten lassen (siehe Kapitel 2.3).

Da jede Person für jeden bestehenden Parameter eine soziale Position einnimmt und diese Positionen zwar oft in Abhängigkeit zueinander stehen, jedoch nicht deterministisch verbunden sind, gibt es für jede Achse des Blau Space eine eigene Verteilung der Bevölkerung. Die

sozialstrukturelle Verteilung der Bevölkerung entlang der Parameter spiegelt sich dabei in den relativen Gruppengrößen der jeweiligen Eigenschaftsträger wider. Bezogen auf den graduellen Parameter Bildung wäre eine solche Verteilung beispielsweise das Verhältnis von Abiturienten zu Personen ohne Abitur. Diese relativen Gruppengrößen sind es, welche maßgeblich die Begegnungsmöglichkeiten zwischen den Mitgliedern der jeweiligen Gruppen determinieren. Gäbe es in einer hypothetischen Stadt zum Beispiel nur einen Abiturienten aber tausende Personen ohne Abitur, so könnte der Abiturient keine lokalen Beziehungen zu anderen Abiturienten aufbauen, selbst wenn er eine starke bildungshomophile Präferenz hat. Auch wenn tatsächliche empirische Verteilungen selten so unausgewogen sind, bleibt das grundlegende Prinzip auch dort bestehen, nach welchem die relative Gruppengröße logisch das mögliche Ausmaß an Beziehungen innerhalb und außerhalb der eigenen Gruppe bestimmt. Oder in den Worten des ersten Theorems der blauschen Strukturtheorie: "In the relation between any two groups, the rate of intergroup associations of the smaller group exceeds that of the larger." (Blau 1977b: 35). Entscheidet sich der Abiturient in unserem Beispiel gegen (eine zumindest lokale) soziale Isolation, so muss er Beziehungen zu Personen ohne Abitur aufnehmen. Berücksichtigt man die begrenzte Zeit, die einem Individuum zur Verfügung steht, so können hingegen nur wenige Personen ohne Abitur mit ihm eine Beziehung unterhalten. Während somit alle Beziehungen des Abiturienten außerhalb der eigenen (Bildungs-)Gruppe angesiedelt sind, kann nur ein Bruchteil der Personen ohne Abitur eine (einzelne) Beziehung außerhalb ihrer Gruppe pflegen. Wird die Beziehung zu einem Abiturienten dabei aufgrund des höheren sozialen Status gegenüber einer Beziehung zu einer Person ohne Abitur präferiert, so kann man an diesem Beispiel leicht erkennen, welche enorme Rolle der Konkurrenz zukommt. Für intime und exklusive Paarbeziehungen verstärkt sich das Problem sogar noch einmal drastisch, da unser Abiturient in diesem Fall (für gewöhnlich) nur eine einzelne Beziehung unterhalten kann. Seine lokalen Partnermarktgelegenheiten wären demnach ausgezeichnet. Für alle anderen aber wären die Chancen zur Realisierung ihrer bildungsbezogenen Partnerpräferenz aufgrund der starken Konkurrenz entsprechend schlecht. Der grundlegende Mechanismus, dass die relative Gruppengröße das Potenzial für Beziehungen innerhalb und außerhalb der eigenen Gruppe bestimmt, ist dabei nicht nur für Statusmerkmale wie Bildung relevant, sondern gilt für alle relevanten Parameter der Partnerwahl und somit insbesondere auch für das Geschlecht. Als Besonderheit für exklusive intime Paarbeziehungen kommt hier hinzu, dass Beziehungen innerhalb der eigenen Gruppe (für heterosexuelle Personen) zumeist nicht nur weniger stark präferiert, sondern sogar ausgeschlossen werden. Als Konsequenz kann ein großes geschlechtliches Ungleichgewicht auf dem Partnermarkt zu erzwungener Partnerlosigkeit für Mitglieder der relativ größeren Gruppe führen, da nicht auf weniger präferierte Alternativen ausgewichen werden kann (vgl. Klein 1993, 1994, 1995).

Neben dem Fakt, dass die relative Gruppengröße die überhaupt zur Verfügung stehenden potenziellen Partner mit präferierten Eigenschaften und das Ausmaß an Konkurrenz um diese bestimmt, hat sie außerdem auch Auswirkungen auf die Sichtbarkeit potenzieller Partner. Umso kleiner die relative Gruppengröße der Personen mit den präferierten Eigenschaften ist, desto weniger sichtbar ist diese Gruppe auch in der Gesamtbevölkerung und desto größer ist somit der Aufwand, der betrieben werden muss, um eine solche Person zu finden (vgl. Kapitel 2.4 - Suchkosten). Eine Interaktion wird entsprechend immer unwahrscheinlicher. Wiederholte Interaktion ist jedoch eine zentrale Grundlage für die Entstehung von persönlichen Beziehung, oder wie Blau schreibt: "Social associations depend on opportunities for social contact." (Blau 1977b: 42). Dass der Sichtbarkeit potenzieller Partner eine eigenständige Erklärungskraft zukommt, wird auch deutlich, wenn man sich den subjektiven Charakter der Bestimmung der sozialen Situation durch ein Individuum vor Augen hält. Selbst wenn objektiv ein günstiges Verhältnis von Angebot und Nachfrage bezüglich potenzieller Partner besteht, kann es durchaus sein, dass eine Person auf Partnersuche dies anders bewertet, weil die potenziellen Partner in der Masse der Gesamtbevölkerung nur schwer zu identifizieren sind.

Zusammengefasst heißt dies also, dass die sozialstrukturelle Verteilung der Bevölkerung in einem geografischen Gebiet für lokale Individuen bestimmt, wie viele potenzielle Beziehungspartner überhaupt zur Verfügung stehen, wie stark die Konkurrenz um diese ist und wie gut sie in der Gesamtbevölkerung sichtbar sind. Partnerwahlentscheidungen finden nicht unabhängig von dem sozialen Raum statt, in welchen sie eingebettet sind und werden von ihm entsprechend vorstrukturiert. Auch bei starker Präferenz für einen Beziehungspartner mit bestimmten Eigenschaften kann dieser Wunsch nur schwer realisiert werden, wenn kaum Personen mit den entsprechenden Eigenschaften vorhanden, oder die Interaktionsmöglichkeiten mit ihnen extrem eingeschränkt sind.

Blau entwirft dem eigenen Verständnis nach, eine klar makrostrukturell orientierte Theorie der menschlichen Beziehungen (vgl. Blau 1987). Es findet sich bei ihm jedoch auch eine mikrosoziologische (Präferenz-) Annahme, welche insbesondere im Kontext von Homogamie von besonderem Interesse ist. Wären alle realisierten Paarbeziehungen lediglich ein Ausdruck der bestehenden Sozialstruktur, so könnte man beispielsweise die Heiratsraten zwischen zwei ethnischen Gruppen einfach aus deren relativen Größe zueinander ableiten. Dass dies empirisch so zumeist nicht der Fall ist, gesteht auch Blau ein und entwirft daher das Konzept der salienten Parameter (Blau 1977a). Ein salienter Parameter ist nach Blau eine Eigenschaft welche für Personen von so großer Bedeutung sind, dass tatsächliche Beziehungswahlen signifikant von den anhand der relativen Gruppengrößen zu erwartenden abweichen. Im Kontext von intimen Paarbeziehungen könnte man sagen, dass das Geschlecht des potenziellen Partners ein (extrem) salienter Parameter

ist, da für heterosexuelle Individuen ein Ausweichen auf einen gleichgeschlechtlichen Partner auch bei enormen Partnermarktungleichgewichten zumeist ausgeschlossen ist. Allgemein scheint Blau jedoch vor allem Homophilie als Ursache für Salienz zu sehen. Er schreibt: „Social associations are more prevalent among persons in proximate than those in distant social positions.“ (Blau 1977b: 41). Personen, welche sich in einer sozialen Position näher sind, bedeutet hier nichts anderes als Personen, welche sich in einem sozialen Parameter ähnlicher sind. Mit dem Konzept der Salienz finden sich somit klare Annahmen für handlungsleitende individuelle Präferenzen (vgl. Kapitel 2.3) und somit Teile einer Handlungstheorie in Blaus ansonsten strikt makrostrukturellem Theoriegebäude. Dies kann man zunächst als theoretische Inkonsistenz werten, insbesondere, wenn man Blaus Selbstverständnis als Makrosoziologe als Grundlage nimmt. Vor dem Hintergrund des Makro-Mikro-Makro-Modells der soziologischen Erklärung zeigt es aber nur, dass die makrostrukturellen Überlegungen Blaus in einen mikrosoziologischen Erklärungsansatz integriert werden können und dass dies bereits bei Blau selbst angedacht ist (vgl. Stauder 2008).

Auch wenn im Kontext der vorliegenden Arbeit auf spezifische Homogamiedimensionen Bezug genommen wird, so muss doch theoretisch reflektiert werden, dass diese nicht isoliert stehen. Parameter sind sehr oft nicht unabhängig voneinander, sondern clustern sich in den diversen gesellschaftlichen Gruppen. Gut gebildete Personen haben zumeist auch ein überdurchschnittliches Einkommen, sind überdurchschnittlich gesund, hören mit höherer Wahrscheinlichkeit klassische Musik und sind sich auch in vielen weiteren Eigenschaften ähnlicher als eine Zufallsverteilung erwarten ließe (vgl. u.a. Krenz 2008; Mielck 2012; Otte 2009). Wenn alle diese Eigenschaften saliente Parameter darstellen, für die Ähnlichkeit bevorzugt wird, so verstärken sie ihre Salienz durch positive Korrelation noch zusätzlich. Individuelle Eigenschaften und Präferenzen bedingen wiederum die Orte, die eine Person aufsucht. Ein Universitätsprofessor mit einer Leidenschaft für Free Jazz trifft in der Universität und in der Jazz Bar mit höherer Wahrscheinlichkeit auf Personen, welche ebenfalls einen guten Bildungsabschluss und einen Hang zu Musik mit starkem intellektuellen Überbau haben, als beispielsweise in einer Kneipe oder im Stahlwerk. Wenn ethnischer Hintergrund und religiöse Denomination stark korrelieren, so trifft ein eingewanderter griechisch-orthodoxer Christ in seiner deutschen Kirche vermutlich fast ausschließlich Personen mit griechischem Migrationshintergrund. Beide Eigenschaften verstärken über die Kontaktgelegenheiten somit die Homogenität des persönlichen Netzwerks dieser Person. In den Worten Blaus: "Strongly correlated parameters consolidate status and group differences and thereby impede intergroup relations." (Blau 1977b: 45). Blau nennt Eigenschaften, welche auf diese Art die Kohäsion einer Gruppe stärken "consolidating parameters"³ (Blau 1977b: 44f). Auf der

³ Parameter, welche nicht korrelieren und den Kontakt zwischen Gruppen fördern nennt Blau "intersecting parameters". So mag zum Beispiel die Zugehörigkeit zu einer religiösen Gemeinschaft und der daraus

regionalen Makroebene manifestiert sich dieses Prinzip, wenn sich zum Beispiel spezifische kulturelle Angebote und eine höhere Dichte an Bildungseinrichtungen in einer Stadt häufen und somit aus multiplen Gründen ähnliche Personen in dieser Stadt zusammenbringen. Der Blick auf die sozialen Kontexte innerhalb eines geografischen Raums verrät dabei, dass Makro- und Mesoebene zusammen betrachtet werden müssen, will man den Einfluss von Gelegenheitsstrukturen hinreichend verstehen.

2.2.2 Die Mesoebene: Fokustheorie

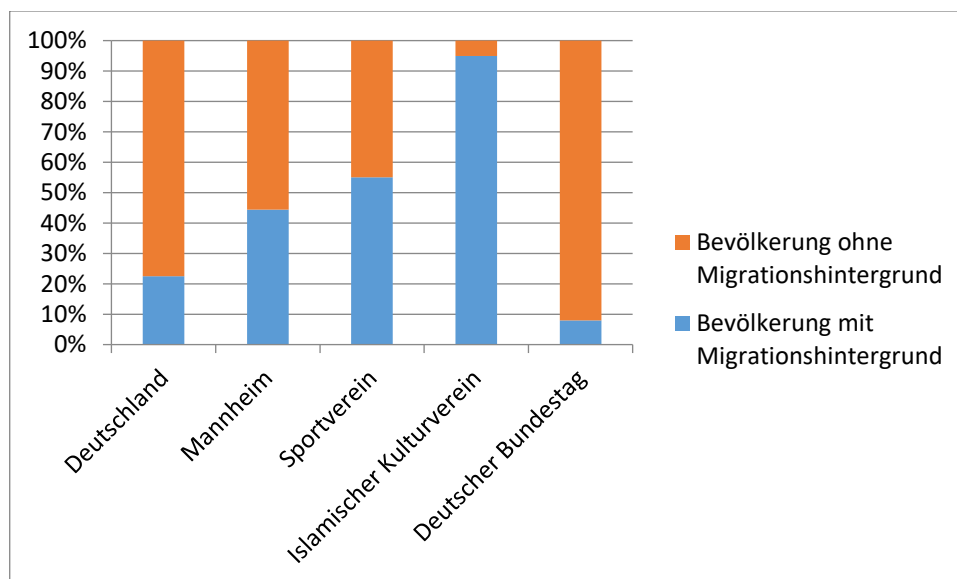
Bereits aus den Überlegungen zu konsolidierenden Parametern (2.2.1) kann man erkennen, dass Peter M. Blau sich des Problems bewusst war, dass gesellschaftliche Substrukturen anders zusammengesetzt sein können, als es die regionale Makrostruktur vermuten ließe. Gleichzeitig sind es aber die konkreten sozialen Kontexte, welche in hohem Maße die Kontakt- und Interaktionsgelegenheiten von Individuen prägen. Im vierzehnten und letzten Theorem seiner Strukturtheorie schreibt Blau dazu: "The penetration of differentiation into substructure promotes intergroup relations of all kinds, that is, it increases the probabilities of social associations among the differentiated groups and strata and among the substructures." (Blau 1977b: 49). Umso mehr gesellschaftliche Differenzierung sich in sozialen Kontexten wie dem Arbeitsplatz, der regelmäßig frequentierten Kneipe oder der Familie wiederfindet, desto vielfältiger sind also die Eigenschaften der Personen im individuellen Umfeld einer Person, welche diese Kontexte aufsucht. Dabei ist es jedoch hochgradig wahrscheinlich, dass der überwiegende Teil dieser Kontexte deutlich homogener ist als die zugrundeliegende regionale Makrostruktur. Eine gute Erklärung für dieses Phänomen liefert die Fokustheorie von Scott L. Feld (1981), welche ihrerseits auf Überlegungen von Homans (1950) zu den grundlegenden Elementen von Gruppenverhalten (activity, interaction und sentiment) aufbaut.

Den Kern seiner Theorie bildet das Konzept der "foci of activity". Ein Fokus ist dabei definiert als: "... a social, psychological, legal or physical entity around which joint activities are organized (e.g. workplaces, voluntary organizations, hangouts, families etc.)." (Feld 1981: 1016). Jeder soziale Kontext ist auch ein Fokus im Sinne Felds. Das heißt, dass jeder Kontext um eine oder mehrere spezifische Aktivitäten herum organisiert ist. Eine Universität soll Wissen schaffen und vermitteln. In einer Kneipe trifft man sich, um zu trinken und für geselliges Beisammensein und ein Sportverein bringt Menschen für gemeinsame physische Aktivität und Wettkampf zusammen. Damit dies gelingen kann haben Kontexte spezifische organisationale Anforderungen an die Personen, welche

resultierende Besuch kirchlicher Veranstaltungen auch eine ethnisch vielfältige Gruppe an Menschen zusammenbringen, wenn Denomination und ethnischer Hintergrund nicht zusammenhängen.

in ihnen agieren. So benötigen Lehrkräfte und Studenten qualifizierende Bildungsabschlüsse, für den Konsum von Alkohol in einer Kneipe muss ein Mindestalter erreicht sein und die Teilnahme im Sportverein erfordert ein gewisses Maß an physischer Konstitution. Auf diesem Weg führen Foki somit Menschen zusammen, welche sich in den jeweils relevanten Eigenschaften ähnlich sind. Dies führt dazu, dass soziale Kontexte oft deutlich homogener sind als die sozialstrukturelle Verteilung auf der regionalen Makroebene (vgl. Feld 1982; Feld und Grofman 2009; McPherson und Smith-Lovin 1986; Popielarz 1999). Beachtet man die Sozialstruktur nur auf der aggregierten Makroebene, so kann dieser Umstand zu einer Überschätzung des Einflusses von Homophilie auf Beziehungswahlen führen (vgl. Feld 1982). Abbildung 3 verdeutlicht den beschriebenen Zusammenhang am Beispiel der relativen Gruppengrößen von autochthonen Personen und solchen mit Migrationshintergrund auf der Makro- und Mesoebene.

Abb. 3: Bevölkerung mit und ohne Migrationshintergrund nach Region und sozialem Kontext



Quelle: Kommunale Statistikstelle Mannheim 2019, Mediendienst Integration 2017, Statistisches Bundesamt 2017, eigene Darstellung

Bereits je nach regionaler Tiefe unterscheiden sich die relativen Gruppengrößen merklich. So beträgt der Anteil der Bevölkerung mit direktem oder indirektem Migrationshintergrund in Deutschland insgesamt ca. 22,5 Prozent (Statistisches Bundesamt 2017a), in Mannheim haben aber beispielsweise 44,4 Prozent der Einwohner einen Migrationshintergrund (Kommunale Statistikstelle Mannheim 2019). Ein Blick auf die Mesoebene der dargestellten Kontexte zeigt den Zusammenhang zwischen der spezifischen Aktivität und der Zusammensetzung der teilnehmenden Personen. Ein Sportverein könnte aufgrund von unterschiedlicher Altersstruktur in den beiden Bevölkerungsgruppen (Statistisches Bundesamt 2017a: 23) mehr Mitglieder mit

Migrationshintergrund aufweisen, als die regionale Verteilung über alle Altersgruppen hinweg vermuten ließe. Ein Islamischer Kulturverein wird oft fast ausschließlich durch Personen mit Migrationshintergrund geprägt sein, weil der Großteil der autochthonen deutschen Bevölkerung keine Muslime sind. Im Deutschen Bundestag hingegen sind Menschen mit Migrationshintergrund stark unterrepräsentiert (Mediendienst Integration 2017), da sie häufig nicht die deutsche Staatsbürgerschaft besitzen und zusätzlich durchschnittlich weniger politisch Interessiert sind (Müssig und Worbs 2012: 21f). Sowohl die deutsche Staatsbürgerschaft als auch politisches Interesse sind jedoch organisationale Anforderungen an einen Parlamentarier.

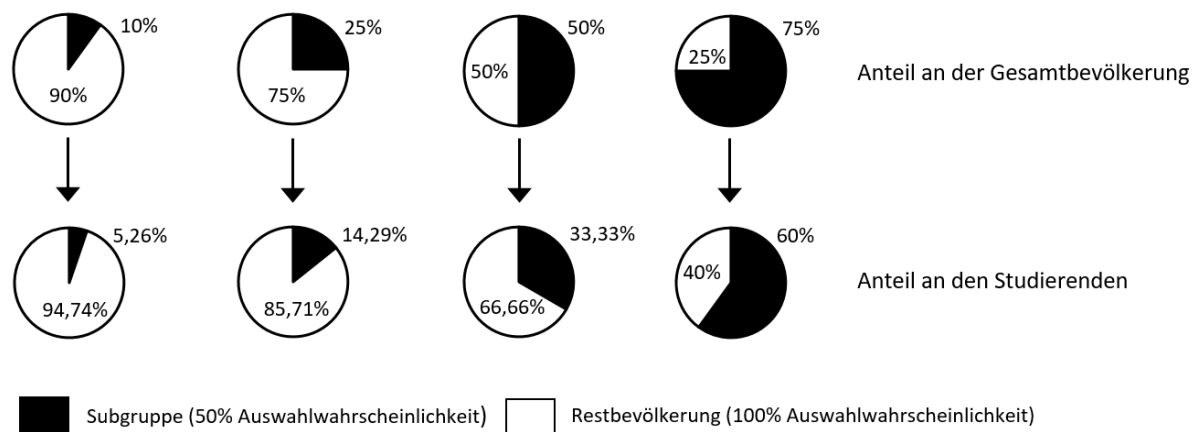
Neben der Zusammensetzung der sozialen Kontexte, welche eine Person aufsucht, ist aber auch entscheidend, wie viel Zeit sie dort verbringt (Feld 1981: 1019) und wie die Kontakt- und Interaktionsmöglichkeiten im Kontext strukturiert sind (vgl. Stauder 2008, 2014a, 2014b; Stauder und Kossow 2014). Während manche Kontexte wie beispielsweise ein Fließbandarbeitsplatz Interaktion womöglich eher einschränken, gibt es andere, welche Interaktion sogar ausdrücklich fördern.

2.2.3 Gelegenheitsstrukturen der Partnerwahl: Synthese

Die individuelle Gelegenheitsstruktur, einen potenziellen Partner zu finden, wird primär durch die konkrete soziale Umgebung bestimmt. Dies bedeutet jedoch nicht, dass der regionalen Makrostruktur keine Erklärungskraft zukommt. Vielmehr bildet die Makrostruktur den Pool an Eigenschaftsträgern, aus welchem soziale Kontexte Mitglieder rekrutieren können. Durch selektive Wanderung und die Gründung neuer Kontexte kommt es zudem zu Wechselwirkungen zwischen Makro- und Mesoebene, welche Ungleichgewichte ausbalancieren. Ist eine Region beispielsweise durch einen bestimmten Wirtschaftszweig geprägt, der spezifische Anforderungen an Arbeitnehmer stellt, so werden sich vermehrt Personen mit eben jenen Eigenschaften dort ansiedeln. Anders herum wird es umso wahrscheinlicher, dass sich ein lokaler Moscheevereiner gründet, desto mehr Muslime in einer Region leben. Es ist zudem davon auszugehen, dass es nur selten zu einer "perfekten Segregation" in abgegrenzte soziale Kontexte kommen wird. Selbst wenn Menschen mit einem spezifischen Migrationshintergrund durchschnittlich weniger Bildungserfolg haben als autochthone Deutsche, so wird ihr Anteil an den immatrikulierten Studierenden einer Universität kaum auf 0% sinken. Vielmehr wird sich ihr Anteil an der Gesamtbevölkerung, unter Konstanzhaltung weiterer Aspekte, entsprechend eines spezifischen und maßgeblich von ihrem durchschnittlichen Bildungserfolg determinierten Faktors, in den Anteil an Studenten mit Migrationshintergrund übertragen. Abbildung 4 verdeutlicht dieses Prinzip. Geht man in einem hypothetischen und stark vereinfachten Beispiel davon aus, dass eine Person aus einer spezifische Subgruppe der Bevölkerung mit nur halb so großer Wahrscheinlichkeit ein Hochschulstudium

aufnimmt, wie der Rest der Bevölkerung, so würden daraus abhängig von den relativen Gruppengrößen sehr unterschiedliche Anteile an der Gesamtmenge der Studierenden resultieren. Hätten beispielsweise 10% der Gesamtbevölkerung einen Migrationshintergrund, so würden sie bei halb so großer Auswahlwahrscheinlichkeit etwa 5,26% der Studierenden ausmachen. Hätten aber 75% der Gesamtbevölkerung einen Migrationshintergrund, so wären es immerhin 60% aller Studierenden.⁴ Folgt man diesen Argumenten, so ist demnach davon auszugehen, dass zumindest ein Teil der sozialstrukturellen Verteilung der regionalen Makroebene auch die Ebene der sozialen Kontexte durchdringt (vgl. auch Stauder 2015).

Abb. 4: Die Durchdringung der Sozialstruktur auf die Mesoebene am Beispiel des Anteils der Studierenden mit Migrationshintergrund



Ein weiterer Faktor, der insbesondere bei der Partnerwahl zum Tragen kommt, ist das Überbrücken der Ebene der individuellen sozialen Kontexte über alternative Mittel der Partnersuche. Es mag zunächst kontraintuitiv erscheinen, dass das Internet und die damit verbundenen Partnersuchgelegenheiten den Einfluss der regionalen Sozialstruktur verstärken könnten. Selbst wenn das Internet prinzipiell regionale Einschränkungen überwindet, so ist der Fall bei der Partnersuche jedoch anders gelagert. In den allerhäufigsten Fällen wird eine Person niemanden suchen, der räumlich weit vom eigenen Standort entfernt lebt (vgl. C. Blackwell et al. 2015; Couch und Liamputtong 2008; Jung et al. 2017; Lengerer 2001). So überbrückt die Internetsuche zwar die Einschränkungen der konkreten sozialen Umgebung, aber nicht die der räumlichen Makroebene, die weiterhin den Pool an potenziellen Partnern stellt (vgl. Eckhard und Stauder 2018).

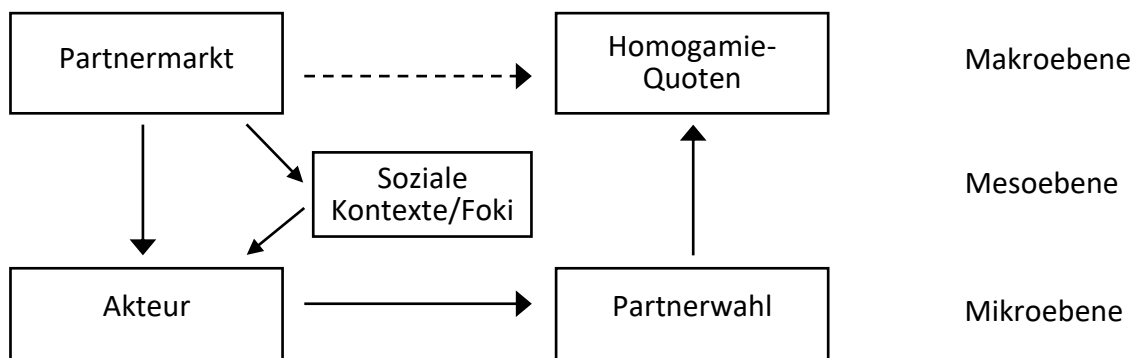
Als Fazit lässt sich festhalten, dass der Zusammenhang zwischen regionalem Partnermarkt und konkreter Partnerwahlsituation oft über die Mesoebene der sozialen Kontexte vermittelt wird. Die

⁴ $(10 \cdot 0,5) / (10 \cdot 0,5 + 90 \cdot 1) = 0,0526$ und $(75 \cdot 0,5) / (75 \cdot 0,5 + 25 \cdot 1) = 0,6$

sozialen Kontexte induzieren dabei ein hohes Maß an Homogenität in die individuelle Gelegenheitsstruktur, sind jedoch nicht völlig unabhängig von dem übergeordneten Gelegenheitsrahmen des regionalen Partnermarkts.

Unter Berücksichtigung der in diesem Kapitel dargestellten Wechselwirkungen zwischen Makro- und Mesoebene wird das zugrundeliegende Erklärungsmodell wie in Abbildung 5 dargestellt erweitert.

Abb. 5: Partnermarkt und Homogamie – Erklärungsmodell II



2.3 Die individuellen Präferenzen der Partnerwahl

Während bisher vor allem der Möglichkeitsrahmen der Partnerwahl beschrieben wurde, widmet sich das folgende Kapitel der Frage, welche Partner denn überhaupt gesucht werden und warum. Rückbezogen auf das erweiterte Grundmodell der soziologischen Erklärung (siehe Abbildung 5) befinden wir uns somit auf der Mikroebene der Akteure und bei der Frage nach ihrer Handlungsmotivation. Es scheint klar, dass die Partnerwahl in einer individualistischen Gesellschaft eng mit den individuellen Wünschen der Beteiligten verbunden ist. Der Begriff der Partnerwahl beinhaltet auch bereits explizit die Annahme, dass eine Wahl und somit eine (mehr oder weniger) bewusste Entscheidung für einen bestimmten Partner und somit auch gegen etwaige Alternativen stattfindet. Die individuellen Wünsche ihrerseits entstehen nicht zufällig, sondern haben Grundlagen die erklärt werden müssen. Die präferenzorientierte Sichtweise auf die Entstehung von Partnerschaften ist dabei maßgeblich durch zwei (vordergründig) divergierende Erklärungsansätze geprägt. In der soziologischen und ökonomischen Theorietradition finden sich dabei vor allem wert- bzw. zweckrationale Motive als Grundlage der Partnerwahl (z.B. Coleman 1990: 300; Handl 1988: 106; Hill und Kopp 2013: 84ff), während in der psychologischen Perspektive vor allem affektiven Aspekten eine zentrale Bedeutung zukommt (vgl. Byrne 1971; Heider 1977: 217ff; Newcomb 1968).

2.3.1 Die rationale Wahl des bestmöglichen Partners: Angemessenheit und Maximierung

Geht man davon aus, dass die Wahl eines Partners bewusst und rational vollzogen wird, so kann diese Entscheidung entweder eine normativ-wertrationale oder eine zweckrationale Grundlage haben (vgl. Weber 1972).

Normative Vorstellungen bezüglich einer angemessenen, gesellschaftlich akzeptablen Paarbeziehung gehen dabei sehr oft mit Ähnlichkeit der Partner in Bezug auf kulturelle Eigenschaften wie Wertvorstellungen, religiösen Überzeugungen oder einer vergleichbaren gesellschaftlichen Stellung einher (vgl. Klein 2015: 327; Lautmann 1973; Rubin 1974: 394f; Timm 2004: 9ff). Zwar haben religiöse, rechtliche und Standeskalküle in ihrer Bedeutung für die individuelle Partnerwahl in Deutschland historisch stark abgenommen und spielen mittlerweile nur noch eine untergeordnete Rolle (Timm 2004: 13), dennoch ist anzunehmen, dass weiterhin Vorstellungen einer angemessenen Paarbeziehung bestehen, wenn auch sie teilweise an Wirkmächtigkeit verloren haben. Für die Frage der Homogamie bedeutet dies, dass sich insbesondere für Eigenschaften, welche in einem Zusammenhang mit dem kulturellen Hintergrund einer Person stehen, eine Tendenz zu homogamen Partnerwahlverhalten aufgrund von Eigengruppenpräferenz vermuten lässt.

Während die Bedeutung von wertrationalen Motiven tendenziell nachgelassen hat, scheint zweckrationalen Erwägungen in modernen Gesellschaften eine dominante Rolle zuzukommen. Entsprechend steht bei den beiden prominentesten familiensoziologischen Theorien des Partnerwahlverhaltens – der Austauschtheorie und der Ökonomischen Theorie der Familie – ein zweckrational agierender Akteur im Zentrum ihres Erklärungsansatzes.

Die Austauschtheorie geht dabei von einer Ausgangslage aus, welche durch die eingeschränkte Ausstattung mit Ressourcen geprägt ist. Diese Ressourcen werden teilweise von anderen Personen kontrolliert (Coleman 1990: 300). Will ein Individuum Zugriff auf Ressourcen, die ihm nicht direkt zur Verfügung stehen, so muss es in Austauschprozesse eintreten. Es ist dabei stets bestrebt durch seine Handlungen eine Maximierung seines Nutzens zu erreichen. Die zu maximierenden Ressourcen sind dabei nicht ausschließlich im ökonomischen Sinne zu verstehen, sondern beinhalten auch Güter des sozialen oder familiären Lebens wie soziale Anerkennung, Fürsorge, Liebe und Freundschaft (Hill und Kopp 2013: 89). Viele dieser Güter konstituieren sich in der Interaktion mit einem Partner und können entsprechend nur auf diesem Wege erzeugt werden. In Hinsicht auf Homogamie bedeutet dies vordergründig zunächst nicht unbedingt eine Förderung homogamer Partnerwahl, insbesondere dann, wenn unterschiedliche Ressourcen wie beispielsweise physische Attraktivität und ökonomisches Kapital ausgetauscht werden. Dennoch

kann auch das Streben nach Maximierung zu Mustern homogamer Partnerwahl führen, wenn der Wettbewerb auf dem Partnermarkt ähnliche Partner zusammenbringt. Vorausgesetzt die Verteilung des relevanten Merkmals ist zwischen den Geschlechtern relativ ähnlich und die Marktteilnehmer sind sich ihres Marktwertes bewusst, so werden sich nur wenige Individuen "unter Wert verkaufen" und es sortieren sich jeweils ähnlich attraktive Partner zueinander (vgl. Klein 2015: 327; 2016: 158).

Die ökonomische Theorie der Familie ähnelt der Austauschtheorie insofern, als dass auch sie individuelle Nutzenmaximierung als die zentrale Motivation der Partnerwahl sieht und von einem rational agierenden Akteur ausgeht. Sie fokussiert dabei jedoch stärker auf den Haushalt als Produktionsgemeinschaft, in der sogenannte commodities produziert werden. Diese commodities sind Güter, wie beispielsweise Kinder, Prestige, Gesundheit, Gemeinschaft oder Liebe, die nicht oder nur eingeschränkt auf dem Markt erhältlich sind (Becker 1973: 816). Die Effizienz mit der diese Güter produziert werden können, ist nun ihrerseits von Aspekten wie vorhandenem ökonomischen Kapital zum Erwerb von Marktgütern, Zeit, biologischer Variation und Humankapital abhängig (Hill und Kopp 2013: 97). Es ist demnach rational für das Individuum, einen Partner mit in dieser Hinsicht möglichst guten Eigenschaften zu wählen. Ähnlich der Argumentation für die Austauschtheorie kann auch hier der Wettbewerb um die bestmöglichen Partner beispielsweise zu Bildungshomogamie führen, wenn sich Individuen mit hohem Humankapital einander zuordnen. Die Perspektive auf die Familie als Produktionsgemeinschaft beinhaltet jedoch auch den Aspekt der Effizienzsteigerung durch Arbeitsteilung und daraus folgende Spezialisierung. Es kann in dieser Logik somit ebenfalls sinnvoll sein, einen Partner mit komplementären Eigenschaften für die gemeinsame Produktionsgemeinschaft zu suchen, der die eigenen Stärken und Schwächen ergänzt. Klassisch wurde dieser Gedanke vor allem für die Erklärung (und Rechtfertigung) der familialen Arbeitsteilung in Erwerbsarbeit für den Mann und Hausarbeit für die Frau verwendet (Becker 1981: 14ff). Mit der gestiegenen Bildungs- und Erwerbsbeteiligung der Frauen tritt dieser Gedanke zwar zunehmend in den Hintergrund, dennoch bleibt die Idee sich ergänzender Eigenschaften im Kern plausibel. Demnach kann das Streben nach maximaler Produktionseffizienz somit also auch zu eher heterogamen Paarbeziehungen führen.

Zusammengefasst lässt sich festhalten, dass sich sowohl für homogene, als auch heterogame Partnerwahl plausible rationale Motive finden lassen. Welche Option die sinnvollere ist, ist dabei eng mit der betrachteten Eigenschaft und den Bedürfnissen des Individuums verbunden. Während ein Mitglied einer konservativen Religionsgemeinschaft aufgrund von normativ-wertrationalen Motiven eine starke Präferenz für konfessionelle Homogamie haben mag, kann eine

bildungsheterogame Partnerschaft für eine Person mit niedrigem Bildungsabschluss finanziellen und gesellschaftlichen Aufstieg bedeuten und entsprechend erstrebenswert erscheinen.

2.3.2 Die affektive Zuneigung zum Ähnlichen: Homophilie

Homophilie (von griech. ‚homós‘ – gleich und ‚philos‘ – der Freund) ist seiner Wortbedeutung nach die Zuneigung zum Gleichen. In der (sozial-)wissenschaftlichen Auseinandersetzung mit der Entstehung von persönlichen Beziehungen wird der Begriff jedoch sehr uneinheitlich verwendet. Neben der Beschreibung einer Präferenz für eine Person mit ähnlichen Eigenschaften findet sich auch die Verwendung des Begriffes für alle Formen faktisch vorhandener Homogenität in zwischenmenschlichen Beziehungen, unabhängig von deren Ursache. Bei McPherson et al. (2001) führt dies zur Unterscheidung zwischen der sogenannten ‚baseline-homophily‘ und der ‚inbreeding-homophily‘. Die ‚baseline-homophily‘ bezieht sich dabei auf die durch die Gelegenheitsstruktur induzierte Homogenität in zwischenmenschlichen Beziehungen. Anders ausgedrückt ist sie die Homogenität, welche unter den gegebenen relativen Gruppengrößen der Eigenschaftsträger bei zufälliger Partnerwahl zu erwarten wäre (für eine ausführliche Beschreibung der Gelegenheitsstrukturen der Partnerwahl siehe Kapitel 2.2). Die ‚inbreeding-homophily‘ hingegen ist jenes Maß Homogenität, welches über das bei zufälliger Partnerwahl zu erwartende hinausgeht und somit Ausdruck einer Präferenz zum Gleichen. Im Rahmen der vorliegenden Arbeit wird der Begriff der Homophilie immer im Sinne der ‚inbreeding-homophily‘ (und im Sinne der eigentlichen Wortbedeutung) als Präferenz für einen Partner verwendet der einem in relevanten Eigenschaften möglichst ähnlich ist.

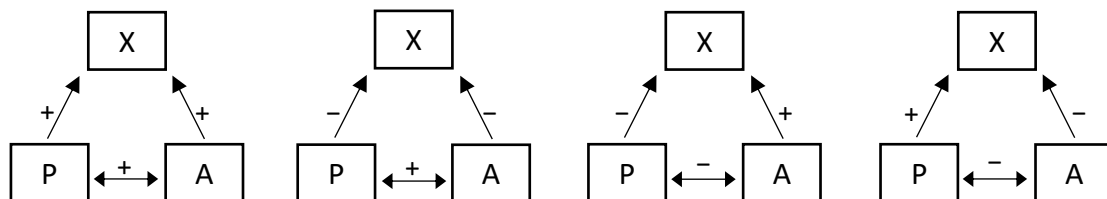
Wie im vorherigen Unterkapitel dargestellt, kann es dabei durchaus sehr rationale Gründe für die Bevorzugung eines ähnlichen Beziehungspartners geben. Diese Präferenz soll hier jedoch nicht als Homophilie gelten. Sie ist eher eine indirekte Bevorzugung des Ähnlichen aus ressourcenmaximierenden oder normativen Erwägungen heraus und somit keine direkte *Zuneigung* zum Ähnlichen im engeren Sinne. Zuneigung ist vielmehr eine Emotion und bezieht sich entsprechend auf den affektiven Aspekt einer Beziehung. Nur in den seltensten Fällen wird die Entstehung einer Partnerschaft ohne Emotionen auskommen. Ein rein auf rationale Motive fokussierendes Verständnis der Partnerwahl greift somit unweigerlich zu kurz. Individuen bevorzugen Verbindungen zu anderen Individuen, die ihnen sympathisch sind. Die Erkenntnis, dass Ähnlichkeit dabei eine zentrale Rolle spielt, ist so sehr ‚common sense‘, dass sie in den Volksmund Einzug gehalten hat (‚gleich und gleich gesellt sich gern‘) und spiegelt sich sogar in der Sprache selbst wider. So ist das englische Wort ‚like‘ für mögen identisch mit dem Wort für ähnlich (Heider 1977: 217). Auch wissenschaftlich ist der Zusammenhang zwischen Ähnlichkeit und positiven

Gefühlen insbesondere durch die Psychologie gut dokumentiert (für eine Übersicht siehe Heider 1977: 217ff).

Die psychologische Theorie bietet mit der Balancetheorie und dem ‚Reinforcement‘-Modell zwei prominente Erklärungsansätze für die Anziehungskraft zwischen ähnlichen Interaktionspartnern.

Die zentrale Grundlage der auf Fritz Heider zurückgehenden Balancetheorie ist die Annahme, dass Menschen kognitiv harmonische Zustände bevorzugen oder anders ausgedrückt ein starkes kognitives Konsistenzbedürfnis haben (vgl. Festinger 1957; Heider 1946; Heider 1977; Newcomb 1968). Die Theorie fokussiert dabei auf balancierte Zustände in Triaden, welche aus mindestens zwei Personen und ihrer jeweiligen Kognition zu einem dritten Objekt gebildet werden. Dieses dritte Objekt kann eine weitere Person sein, oder aber eine Werthaltung, ein Kunstobjekt, eine Musikrichtung, eine Fußballmannschaft, kurz jede denkbare ‚Entität‘ (Newcomb 1968: 29). Die Triade aus P (Person), A (andere Person) und X (Kognition zur Entität) ist immer dann balanciert, wenn alle drei Beziehungen der Triade (P-A, P-X, A-X) positiv sind, oder aber, wenn zwei der Beziehungen negativ sind und eine positiv (Heider 1977: 241). Abbildung 6 verdeutlicht die möglichen Beziehungskonstellationen in einer balancierten Triade.

Abb. 6: Balancierte Triaden nach Heider



Eine positive Beziehung zwischen den Personen P und A kann also nur dann harmonisch sein, wenn beide entweder eine positive oder beide eine negative Wahrnehmung von X haben. Anders ausgedrückt, müssen beide Personen also ähnlich (bzw. sogar identisch) in ihrer Einstellung zu X sein. Sind die Triaden unbalanciert und somit unharmonisch, führt dies beim Individuum nach Heider zu Stress und dem Bedürfnis nach Veränderung (Heider 1977: 238). Das Auflösen der Triade über den Beziehungsabbruch zu A ist dabei genauso eine mögliche Strategie zur Stressminderung für P wie die Anpassung an A über die Veränderung der Einstellung zu X (Heider 1977: 221f). Der Charme dieses Erklärungsansatzes liegt vor allem in seiner idealtypischen Einfachheit. Im realtypischen Einzelfall wird die Menge an Stress, die ein Individuum in einer unbalancierten Situation empfindet stark von der individuellen Wichtigkeit von X für P abhängig sein. So ist davon auszugehen, dass Personen auch unbalancierte Situationen ertragen können, wenn sie der Kognition X keine große Bedeutung zumessen. Ob P die Beziehung zu A beendet oder sich eher anpasst wird sich außerdem aus dem Verhältnis der Wichtigkeit von A für P und X für P ergeben. Da

es in dieser Arbeit um intime Partnerschaften geht, ist davon auszugehen, dass A für P im Normalfall eine emotional sehr bedeutsame Person sein wird. Entsprechend müsste X von enormer Bedeutung für P sein, um die Paarbeziehung zu gefährden. Als Fazit bleibt dennoch festzuhalten, dass nach Heider Ähnlichkeit in den Einstellungen zu weniger Stress in interpersonalen Beziehungen führt. Da Personen harmonische Zustände bevorzugen macht dies homogene Paarbeziehungen wahrscheinlicher, weil in stressfreiere Beziehungen selektiert wird (insbesondere in der Anbahnungsphase einer Beziehung ist das Verhältnis von P zu A noch nicht sehr gefestigt und A kann relativ leicht zugunsten von X aufgegeben werden) oder es zu Anpassungsprozessen kommt.

Anders als die Balancetheorie fokussiert das ‚Reinforcement‘-Modell der persönlichen Anziehung nicht auf die kognitive Homöostase in einem Beziehungssystem, sondern betrachtet vielmehr Reiz-Reaktions-Prozesse als Basis interpersonaler Interaktion (vgl. Byrne 1971; Clore und Byrne 1974). Der Grundgedanke ist dabei, dass jeder Reiz der zeitlich mit einem verstärkenden unconditionierten Reiz assoziiert ist zu einem konditionierten Reiz werden kann, welcher die affektive Reaktion, die mit diesem unconditionierten Reiz verbunden ist, hervorruft (Byrne 1971: 270). Im Kern des Reinforcement-Modells steht demnach die klassische auf Pawlow zurückgehende Konditionierungstheorie. Für die Frage nach der persönlichen Anziehung ist nun relevant, dass auch eine Person einen Reiz darstellt. Jede Interaktion mit dieser Person ist nun ihrerseits ein unconditionierter Reiz, welcher mit ihr zeitlich assoziiert ist. Die Interaktion kann dabei angenehm oder unangenehm sein. Kommt es zu wiederholter Interaktion wird der Belohnungs- oder Bestrafungscharakter der Interaktion mit der Person assoziiert. Einfach formuliert tendieren Individuen dazu, jene Personen zu mögen, mit welchen sie in angenehmen Situationen interagieren. Ein Beispiel für eine angenehme und somit belohnende Interaktion ist es, wenn *alter* Ansichten vertritt, welche *ego* teilt (Byrne 1971: 713). Der Grund hierfür liegt in der Verbindung der Einstellungen mit der Selbstwahrnehmung eines Individuums. Wenn *alter* ähnliche Einstellungen vertritt wie *ego*, dann wird das Weltbild *egos* und somit auch *ego* selbst bestätigt (Precker 1952: 412 bei Heider 1977: 232). Sind ihre Einstellungen hingegen unterschiedlich, so kann dies auch immer als Kritik am eigenen Selbstverständnis gewertet werden. Dies gilt insbesondere dann, wenn es um zentrale Fragen der Identität wie beispielsweise religiöse Glaubensvorstellungen geht. Ähnlichkeit in Eigenschaften und Wertvorstellungen sind aber nicht nur die Grundlage für Selbstbestätigung, sondern sie führt auch zu Berechenbarkeit und Vertrautheit. Die Vertrautheit basiert auf einem gemeinsamen Erfahrungshorizont, gemeinsamen sozialisierten und habitualisierten Normen und somit Erwartungen. All dies führt zu einer Situation von relativer Sicherheit und Sicherheit wurde schon von Maslow als eines der zentralsten menschlichen Bedürfnisse identifiziert (Maslow 1943). Zusammenfassend lässt sich sagen, dass Ähnlichkeit zwischen zwei Interaktionspartnern die Wahrscheinlichkeit einer als angenehm und belohnend

empfundenen Interaktion erhöht und somit über den Mechanismus der Konditionierung die Entstehung einer positiven Beziehung zwischen den Interaktionspartnern fördert.

Die beiden vorgestellten psychologischen Erklärungsansätze stellen zwar unterschiedliche Erklärungsmechanismen für affektive Zuneigung zwischen Individuen in den Vordergrund, kommen aber dennoch zu sehr ähnlichen Ergebnissen. Insbesondere bei Eigenschaften die den Kern der Identität betreffen unterstellen sie klare Präferenzen für die eigene Gruppe, sei es aus Konsistenzbedürfnis oder aber aufgrund von Selbstbestätigung und der damit verbundenen positiven Verstärkung. Diese starke emotionale Tendenz zur Homophilie wirft ein Schlaglicht auf die grundlegende Problematik, dass nicht alles menschliche Handeln (zweck-)rational erklärt werden kann. Insofern sollten Theorien der rationalen Wahl stets offen für ergänzende Erklärungsansätze bleiben. Darüber hinaus wäre es zudem falsch den Gegensatz von rational und affektiv mit rational und irrational gleichzusetzen. Zwar kann die Entscheidung für die „emotionale Komfortzone“ einer homophilen Paarbeziehung im Einzelfall mit dem Verzicht auf einen Mehrgewinn an Ressourcen einhergehen, dennoch liegt dieser Entscheidung eine eigene Rationalität inne, auch wenn diese möglicherweise unbewusst ist.

2.3.3 Präferenzen der Partnerwahl: Synthese

Lässt man den Aspekt der sittlichen Angemessenheit einer Beziehung aufgrund dessen deutlich gesunkener gesellschaftlicher Relevanz (Timm 2004: 13) außen vor, so bleiben zwei zentrale Fragen, welche die Präferenz eines Individuums bei der Partnerwahl formen: a) Welchen Nutzen hat die Partnerschaft? und b) Gibt es eine affektive Zuneigung für den potenziellen Partner? Eine klare Aufteilung dieser Fragen in die Kategorien Maximierung und Homophilie⁵ ist dabei immer idealtypisch. Nutzen und positive Gefühle können eng miteinander verbunden sein, so dass eine Trennung selten vollständig scharf sein kann (Heider 1977: 235f). Ein Bereich wo die Trennung in Nutzen und Emotion besonders schwierig erscheint, sind gemeinsame Interessen. Gerade für enge Beziehungen spielen gemeinsame Aktivitäten und die daraus resultierende Interaktion aber eine wichtige Rolle (vgl. Homans 1950). Ähnlichkeit macht es deutlich wahrscheinlicher, dass Beschäftigungen gefunden werden können, die beide Interaktionspartner als positiv bewerten. Das Nachgehen von gemeinsamen Interessen ist dabei sowohl durch wechselseitige Selbstbestätigung geprägt – der jeweils andere begeistert sich für dieselbe Tätigkeit und bestätigt damit deren Wichtigkeit – als auch durch vielfältigen wechselseitigen Nutzen. So führt das gemeinsame

⁵ Zwar ist auch Xenophilie als affektive Zuneigung zum Anderen bzw. Fremden zumindest denkbar (vgl. Heider 1977: 228). Nicht zuletzt aufgrund der in Kapitel 2.3.2 genannten Gründe scheint Homophilie jedoch ein weitaus plausiblerer Mechanismus in der Partnerwahl zu sein und wurde anders als Xenophilie auch bereits vielfach empirisch nachgewiesen (siehe Kapitel 3).

Ausführen eines Hobbys beispielweise zu Kostenersparnis durch Skaleneffekte. Manche Tätigkeiten wie zum Beispiel Paartanz setzen unter Umständen sogar einen Partner voraus.

Trotz der aufgeführten Unschärfen scheint es zielführend die Unterscheidung in rationale und tendenziell auf Maximierung abzielende und affektive zumeist homophile Präferenzen beizubehalten. Wenn auch beide Aspekte selten in Reinform auftreten, so werden sie je nach betrachteter Eigenschaft unterschiedlich dominant sein. Dabei liegt Maximierung bei jenen Eigenschaften nahe, welche mit gesellschaftlicher Stratifikation und Status verbunden sind. Affektive Homophilie hingegen dürfte immer dann eine besonders große Rolle spielen, wenn Eigenschaften eng mit der Identität verbunden sind, wie es zum Beispiel bei Wertvorstellungen, oder aber auch dem ethnischen Hintergrund einer Person der Fall ist.

Die bisherigen theoretischen Überlegungen haben sich zur Veranschaulichung immer auf eine einzelne präferierte Eigenschaft bezogen. Reale Entscheidungssituationen sind jedoch deutlich komplexer, da ein Individuum im Normalfall einen Partner mit einer ganzen Reihe von präferierten Eigenschaften sucht. Es ist anzunehmen, dass Individuen Präferenzordnungen haben und somit gegebenenfalls auf bestimmte weniger wichtige Eigenschaften bei ihren Beziehungspartnern verzichten können, wenn sie die Passung hinsichtlich deren weiteren Eigenschaften als hinreichend empfinden. Zu einem generellen Spannungsverhältnis kann es dann kommen, wenn Eigenschaften systematisch miteinander korrelieren, wie es bei ethnischem Hintergrund und sozialem Status beispielsweise empirisch häufig vorkommt (vgl. Statistisches Bundesamt 2017a). Betrachtet man zur Veranschaulichung die Arbeitsmigranten, welche ab 1955 in großer Zahl in die Bundesrepublik Deutschland eingewandert sind, so verbinden sich hier spezifische ethnische Hintergründe mit einem zumeist deutlich niedrigeren durchschnittlichen Bildungsniveau als dasjenige in der Zuwanderungsgesellschaft, was sich dann aufgrund der damit verbundenen typischen Beschäftigungsverhältnisse auch in niedrigerer Entlohnung niederschlägt. Ein Mitglied einer solchen sozialstrukturell benachteiligten ethnischen Minderheit muss daher gegebenenfalls eine Entscheidung zwischen einer zweckrational sinnvolleren Verbindung in die Mehrheitsgesellschaft und einer emotional stressfreieren Beziehung zur eigenen ethnischen Gruppe treffen. Neben dem Problem, dass bestimmte Präferenzen in einem Widerspruch zueinander stehen können, verdeutlicht dieses Beispiel aber auch die generelle Problematik, dass Partnerwahl nicht in einem Vakuum stattfindet, sondern an einem spezifischen Ort zu einer spezifischen Zeit. Die spezifischen Gegebenheiten an diesem Ort zu dieser Zeit – hier der durchschnittliche Bildungs- und Erwerbserfolg von Arbeitsmigranten in Deutschland in den Jahren von 1955 bis 2018 – beeinflussen somit die Möglichkeiten eine Präferenz für einen Partner mit bestimmten Eigenschaften auch realisieren zu können.

2.4 Die Verbindung von Angebot und Nachfrage: Suchtheorie

Betrachtet man das erweiterte Modell aus Abbildung 5, so bekommt man bereits einen guten allgemeinen Eindruck über den logischen Zusammenhang von Partnermarkt und dem Ausmaß gesellschaftlicher Homogamie. Sowohl die Struktur des Partnermarkts als auch die Grundlagen der Partnerpräferenzen des Akteurs wurden beleuchtet und sind theoretisch hinreichend transparent. Es bleibt jedoch noch offen, wie genau das Angebot der Gelegenheitsstruktur mit der individuellen Nachfrage nach einem Partner mit präferierten Eigenschaften interagiert. Es bedarf einer Handlungstheorie, welche beide Aspekte in der konkreten Entscheidungssituation zusammenführt und den Prozess der Partnerwahl nachvollziehbar macht. Die Ökonomie bietet mit der Suchtheorie hier ein geeignetes Erklärungsmodell. Die ursprünglich auf die Suche nach einem optimalen Arbeitsplatz bezogene Suchtheorie (vgl. Lippman und McCall 1976; Phelps 1970; Stigler 1961, 1962) beinhaltet im Kern den Gedanken, dass bei der Suche nach einem optimalen *return* (Stigler 1962: 97) auch die Opportunitätskosten dieser Suche berücksichtigt werden müssen (ebd.: 101). Im Beispiel der Jobsuche kann ein solcher *return* einen möglichst hohen Lohn, oder bestmögliche Arbeitsbedingungen bedeuten. Das Prinzip ist aber leicht zu generalisieren und somit auch auf die Suche nach einem möglichst optimalen Partner übertragbar (vgl. Becker 1981; England und Farkas 1986; Hayo und Pickel 1997; Oppenheimer 1988).

Die Suchtheorie ist eine Theorie der rationalen Wahl (vgl. Kapitel 2.3.1) und geht entsprechend von einem rational agierenden Akteur aus, der jedoch nur über unvollkommene Informationen verfügt (Glowsky 2011: 40; Hayo und Pickel 1997: 79). Für unser Beispiel bedeutet dies, dass eine Person zwar weiß welche Eigenschaften sie bei einem Partner präferiert, jedoch nur unzureichend darüber informiert ist, welche potenziellen Partner diese Eigenschaften mitbringen.⁶ Wie transparent die Eigenschaften sind, ist dabei sehr unterschiedlich und es kann mitunter viel Zeit in Anspruch nehmen einen potenziellen Partner zu „durchleuchten.“ So kann es beispielsweise viele Treffen erfordern bis sensible Informationen zu politischen Einstellungen oder einem gegebenenfalls vorhandenen Kinderwunsch geäußert werden. Gleichzeitig sind dies aber enorm wichtige Informationen, die essenziell für eine Entscheidung für oder gegen einen potenziellen Partner sein können. Die Suche nach einem Partner ist entsprechend mit Kosten verbunden. Sie benötigt Zeit und sie erfordert finanzielle Investitionen wie beispielsweise Fahrtkosten und die Kosten für Restaurantbesuche und Geschenke. Zusätzlich bringt jeder neue potenzielle Partner auch ein gewisses Maß an notwendiger emotionaler Investition mit sich (Hayo und Pickel 1997: 82). Entsprechend der Suchtheorie sucht eine Person nun nicht so lange bis sie den optimalen Partner

⁶ Zwar sind affektive Präferenzen möglicherweise weniger reflektiert als zweckrationale, es scheint dennoch plausibel, dass auch diese dem Individuum zu einem gewissen Grad bewusst sind und in die Wertfunktion eines potenziellen Partners eingehen.

gefunden hat, sondern beendet ihre Suche sobald die Wertfunktion eines potenziellen Partners größer ist als die Wertfunktion einer weiteren Suche (ebd.) und der aktuelle potenzielle Partner wenigstens einem subjektiven Mindestattraktivitätsniveau entspricht.⁷ Die Wertfunktion des aktuellen Partners berechnet sich dabei aus der Summe seiner Eigenschaften. Wichtig ist nun, dass die Suchkosten negativ in die Wertfunktion einer weiteren Suche eingehen. Das heißt sie werden gegen den potenziellen Mehrgewinn eines optimaleren Partners aufgerechnet. An dieser Stelle kommt nun der Partnermarkt ins Spiel. Die Angebotssituation an potenziellen Partnern bedingt nicht nur, welches Ausmaß an Präferenzrealisierung überhaupt erreicht werden kann, sondern bedingt auch maßgeblich die Kosten der Suche. So kann die Konkurrenzsituation auf dem Partnermarkt das Werben um einen Partner mit präferierten Eigenschaften beispielsweise teurer machen und die Sichtbarkeit potenzieller Partner in der Gesamtbevölkerung kann sowohl den wahrgenommenen potenziellen Mehrgewinn als auch die antizipierten Kosten durch eine weitere Partnersuche stark beeinflussen. Darüber hinaus ist auch die räumliche Effizienz des Partnermarkts entscheidend. So können Transportkosten und die Kosten für das Aufsuchen von sozialen Kontexten zur Partnersuche beispielsweise von der Siedlungsstruktur abhängig sein.

Da die Logik der Situation des Partnermarkts somit drastisch die Suchkosten beeinflusst, entscheidet der Partnermarkt auch darüber, ob es dem Individuum überhaupt sinnvoll erscheint einen Partner zu suchen und wenn ja ob und wie schnell ein suboptimaler Partner akzeptiert wird. Die Suchtheorie bietet entsprechend einen nachvollziehbaren Erklärungsansatz dafür, wie die Präferenzen für einen bestimmten Partner mit dem Partnermarkt interagieren und wieso die Selektion einer bestimmten Handlung (in diesem Fall die Entscheidung für oder gegen einen Partner) vollzogen wird. So kann trotz einer starken Präferenz für eine bildungshomogame Partnerschaft ein Partner mit differierendem Bildungsniveau akzeptiert werden, wenn die Suche nach einer optimaleren Passung aufgrund einer sehr schlechten Partnermarktlage als zu kostspielig erscheint. Wenn die Präferenz für ein spezifisches Bildungsniveau individuell allerdings so bedeutsam ist, dass ein Partner ohne dieses das subjektive Mindestattraktivitätsniveau nicht erreichen kann, so kommt es in diesem Beispiel stattdessen zu Partnerlosigkeit. Unabhängig davon, ob im Einzelfall auf eine suboptimale Passung ausgewichen wird, oder sich das Individuum stattdessen gegen einen Partner entscheidet, beeinflusst der Partnermarkt über die Aggregation dieser Entscheidungen das Ausmaß der Homogamie in der Gesamtbevölkerung. Somit schließt sich der Kreis des zugrundeliegenden erweiterten Grundmodells der soziologischen Erklärung (vgl. Abb. 5).

⁷ Sind die weiteren Suchkosten zu hoch und konnte bisher kein akzeptabler Partner gefunden werden ist zu erwarten, dass die Person sich für (eine zumindest vorläufige) Partnerlosigkeit entscheidet.

Dass die Suchtheorie von einem rational agierenden Akteur ausgeht, steht dabei nur vordergründig im Kontrast zu den Überlegungen aus Kapitel 2.3.2. So kann eine Person sehr wohl auf rationale Weise die Realisierung von Präferenzen anstreben, die selbst eine affektuelle Grundlage haben. Solange ein Individuum erkennt, dass ihm Personen mit spezifischen Eigenschaften sympathischer sind, kann es Beziehungen mit Personen dieser Gruppe anstreben, auch wenn ihm vielleicht gar nicht bewusst ist, warum diese Sympathie besteht.

2.5 Relevante Eigenschaften der Partnerwahl: Die Parameter Bildung und ethnischer Hintergrund

In den vorangegangenen Kapiteln wurde dargelegt, dass Präferenzen und Gelegenheiten gemeinsam die Wahl eines Partners beeinflussen. Die der Arbeit zugrundeliegende Frage ist dabei wie die Gelegenheitsstrukturen des Partnermarkts die Situationslogik des Individuums beeinflussen und welchen Einfluss dies auf die Partnerwahl in Verbindung mit bestehenden individuellen Präferenzen hat. Der Fokus liegt somit auf dem Einfluss der Angebotsseite der Sozialstruktur. Für eine sinnvolle Interpretation der empirischen Untersuchungen muss dabei der Teil der Gleichung, welcher sich auf die Präferenzen bezieht, soweit es geht theoretisch plausible Annahmen zulassen. Bei der Wahl der zu untersuchenden Homogamiedimensionen war somit ein Kriterium die Wahl von Parametern mit theoretisch möglichst eindeutigen Präferenzen. Ein zusätzliches Kriterium war die theoretische und empirische Bedeutung des Parameters im Kontext der Partnerwahl. Die zu untersuchenden Eigenschaften sollten demnach von großer subjektiver Wichtigkeit bei der Partnerwahl sein und gleichzeitig in Verbindung zu relevanten gesellschaftlichen Debatten stehen. Unter Berücksichtigung dieser Anforderungen wurden die Parameter Bildung und ethnischer Hintergrund für die Analysen gewählt (siehe auch McPherson et al. 2001: 419ff). Durch die Wahl von zwei inhaltlich relativ unabhängigen Eigenschaften soll zusätzlich die Robustheit des Einflusses der Partnermarktgelegenheiten auf unterschiedliche Dimensionen der Partnerwahl überprüft werden.

Wie im vorangehenden Kapitel angesprochen, ergibt sich die Wertfunktion eines potenziellen Partners aus der Summe seiner Eigenschaften. Es wäre demnach optimal, wenn alle für die Partnerwahl relevanten Eigenschaften zusammen betrachtet werden könnten, da es zu Kompromissen bei einzelnen Eigenschaften zugunsten von anderen kommen kann. Die Darstellung einer solchen Gesamtattraktivität ist jedoch theoretisch und praktisch enorm schwierig. Mit der Wahl von besonders relevanten Aspekten der Partnerwahl soll entsprechend zusätzlich gewährleistet werden, dass ein bedeutender Teil der „Gesamtrechnung der Attraktivität“ betrachtet wird.

2.5.1 Bildung als Parameter der Partnerwahl

Bildung ist ein zentraler Bestandteil des sozioökonomischen Status einer Person. Sie bestimmt maßgeblich beruflichen Erfolg und gesellschaftliche Teilhabe. Bildungshomogamie ist daher eng mit sozialer Schließung verknüpft und hat je nach Verbreitung starke Auswirkungen auf die Stratifikation und vertikale Durchlässigkeit einer Gesellschaft (vgl. Granovetter 1973; Smits et al. 1998; Weber 1972).

Auch die individuelle Relevanz des Parameters Bildung für die Partnerwahl ist evident. Bildung ist mit Werten und Einstellungen verbunden (z.B. Wagner und Zick 1995) und hat vor allem große Auswirkungen auf die Interessen eines Individuums (vgl. Katz-Gerro 1999; Otte 2009). Der Argumentation aus Kapitel 2.3.2 folgend sind Personen geneigt Beziehungen zu Individuen aufzubauen, die ihre Einstellungen bestätigen und mit denen sie gemeinsamen Aktivitäten nachgehen können. Angesichts der großen emotionalen Bedeutung von Paarbeziehungen und der ausgedehnten Zeit, die im Allgemeinen mit dem Partner verbracht wird, ist daher von einer deutlichen Präferenz für eine bildungshomogene Paarbeziehung auszugehen.

Als zentrales Statusmerkmal ist Bildung zusätzlich jedoch auch eine Zugangsvoraussetzung für eine ganze Reihe von Ressourcen wie beispielsweise Einkommen und Wissen. Es ist daher ebenso plausibel, dass Individuen den Zugang zu diesen Ressourcen maximieren wollen und entsprechend einen Partner mit möglichst viel inkorporiertem und institutionellem kulturellem Kapital (vgl. Bourdieu 1983) präferieren. Bestehende Geschlechtsunterschiede in der Wichtigkeit der Bildung als Statusmerkmal haben in den vergangenen Jahrzehnten immer stärker abgenommen und es ist naheliegend, dass auch Männer die Bildung der Frau immer stärker als wichtige Ressource und Kriterium der Partnerwahl begreifen (vgl. De Hauw et al. 2017; Esteve et al. 2016; van Bavel 2012; van Bavel et al. 2018).

Sowohl für Bildungshomophilie als auch für Bildungsmaximierung lassen sich also theoretisch sehr plausible Gründe aufzeigen. Dabei ist davon auszugehen, dass nicht einfach eine dieser Präferenzannahmen richtig ist und die andere falsch. Vielmehr ist zu vermuten, dass sich beide überlagern. Entsprechend sollten gut gebildete Personen eine starke Präferenz für einen Partner mit ebenfalls guter Bildung haben. Für sie wirken Homophilie und Maximierungsstreben in dieselbe Richtung. Ein möglichst ähnlicher Partner ist hier gleichzeitig auch ein Partner mit viel kulturellem Kapital. Anders ist es bei Personen mit niedrigem Bildungsabschluss. Diese müssen sich zwischen einem möglichst ähnlichen Partner und einem Partner mit möglichst guter Ressourcenausstattung entscheiden. Welche der beiden Präferenzen dabei stärker ausfällt ist unklar. In jedem Fall ist davon auszugehen, dass beide Präferenzen sich hier wechselseitig abschwächen.

2.5.2 Ethnischer Hintergrund als Parameter der Partnerwahl

Bereits mehr als zwanzig Prozent der Gesamtbevölkerung Deutschlands haben einen direkten oder indirekten Migrationshintergrund (Statistisches Bundesamt 2017a). Die interethnischen Beziehungen dieser Menschen mit der autochthonen Bevölkerung sind dabei ein zentraler Bestandteil gelungener sozialer Integration in die Aufnahmegesellschaft. Interethnischen Partnerschaften kommt hier eine besondere Rolle zu, da sie ein hohes Maß an wechselseitiger Toleranz und Anpassung erfordern. Sie gelten daher als besonders harter Indikator der Eingliederung und werden entsprechend intensiv erforscht (z.B. Gordon 1964; Kalmijn 1998: 396; Klein 2000a; Nauck 2004: 85f; Nottmeyer 2010; Qian und Lichter 2007; Stephan und Stephan 1991).

Auf der individuellen Ebene erklärt sich die Bedeutung des ethnischen Hintergrunds für die Partnerwahl zunächst durch den engen Zusammenhang von Ethnie, Kultur und Identität. So kann der ethnische Hintergrund beispielsweise mit einer bestimmten Religionszugehörigkeit assoziiert sein, mit potenziell fundamentalen Auswirkungen auf die Werthaltungen und Rollenbilder einer Person. Insbesondere die geschlechtsspezifischen Rollenbilder betreffen dabei Paarbeziehungen in ihrem Kern, da sie eine zentrale Grundlage für deren Ausgestaltung bilden. Eine große Distanz in den kulturellen Vorstellungen kann eine Partnerschaft hier nicht nur unattraktiv erscheinen lassen, sondern kann unter Umständen dazu führen, dass eine entsprechende Verbindung als unangemessen oder gar „unsittlich“ betrachtet wird (vgl. Kapitel 2.3.1). Vergleichbar mit den Überlegungen zum Parameter Bildung kann auch für den ethnischen Hintergrund von einer relativ starken homophilen Präferenz bei den meisten Individuen ausgegangen werden (vgl. Kapitel 2.3.2 und 2.3.3). Die individuelle Wahrscheinlichkeit für eine Partnerwahl außerhalb der eigenen ethnischen Gruppe sollte jedoch auch davon abhängen, wie groß die subjektive kulturelle Distanz zwischen zwei potenziellen Partnern ausfällt. Diese subjektive Distanz ist dabei neben den konkreten ethnischen Hintergründen auch von weiteren Eigenschaften der Personen abhängig. So scheint es beispielsweise plausibel, dass ein hohes Maß an Bildung die ethnische Eigengruppenpräferenz abschwächen kann, da sie es wahrscheinlicher macht, dass oftmals stark vereinfachte Generalisierungen hinterfragt werden (vgl. Coenders und Scheepers 2003).

Anders als bei Bildung scheint es weniger offensichtlich den ethnischen Hintergrund mit Maximierungspräferenzen in Verbindung zu setzen, da die ethnische Gruppenzugehörigkeit in Deutschland ad hoc kein Statusmerkmal zu sein scheint. Dies stimmt allerdings nur bedingt. Die deutsche Staatsbürgerschaft geht in Deutschland mit einer ganzen Reihe von Privilegien einher und kann somit sehr wohl als Ressource gelten. Ähnliches gilt auch für die EU-Staatsbürgerschaft (Art. 20 AEUV). Zudem korreliert der ethnische Hintergrund stark mit anderen für die Partnerwahl bedeutsamen Eigenschaften wie der Schulbildung und Ausbildung (vgl. Konsortium

Bildungsberichterstattung 2006; Statistisches Bundesamt 2017a), dem Einkommen (vgl. Statistisches Bundesamt 2017a), der beruflichen Stellung (vgl. Seebaß und Siegert 2011; Statistisches Bundesamt 2017a) und dem verfügbaren Sozialkapital (vgl. Chua et al. 2016; Nauck und Lotter 2014; Tigges et al. 1998). Autochthone Deutsche stehen hier in allen Bereichen durchschnittlich besser da als Personen mit Migrationshintergrund. Eine nutzenmaximierende Entscheidung für einen Partner mit den entsprechenden Ressourcen bedingt somit indirekt oft auch eine Wahl von autochthonen deutschen Partnern. Es ist zu vermuten, dass diese Verbindung von Personen auf Partnersuche teilweise auch antizipiert wird und sich somit direkt auf die Attraktivität spezifischer ethnischer Hintergründe auswirkt.

Analog zu den Überlegungen in Kapitel 2.5.1 ist auch hier von Gruppenunterschieden bei der Überlagerung von homophilen und nutzenmaximierenden Präferenzen auszugehen. Bei autochthonen Deutschen wirken die Präferenz für einen ähnlichen Partner und die Präferenz für einen Partner mit möglichst vielen Ressourcen in dieselbe Richtung und verstärken sich somit. Bei Personen mit Migrationshintergrund hingegen kann es zu konfligierenden Präferenzen kommen. Ob und wie stark dieser Konflikt ausfällt ist dabei abhängig von der konkreten ethnischen Zugehörigkeit. Es ist im deutschen Kontext kaum begründbar, alle Personen mit Migrationshintergrund einer homogenen Gruppe zuzuordnen. Da es vor diesem Hintergrund nicht möglich ist einheitliche Präferenzannahmen für alle Personen mit Migrationshintergrund zu treffen fokussieren die Analysen in Kapitel 5 auf die Partnerwahlentscheidungen von autochthonen Deutschen. Ein weiteres Argument hierfür ist ein deutliches Missverhältnis in der Forschungsliteratur zur interethnischen Partnerwahl: Die absolut überwiegende Zahl der bisherigen Studien befasst sich mit den Partnerwahlentscheidungen der Migranten im Aufnahmeland. Interethnische Partnerwahl hat aber immer zwei Seiten und es scheint unangemessen die Perspektive der autochthonen Bevölkerung des Aufnahmelandes auszublenden.

2.6 Annahmen und Hypothesen

Nachdem die Grundlagen der Partnerwahl theoretisch reflektiert wurden, sollen nun analyseleitende Hypothesen aus den Überlegungen der Kapitel 2.1 bis 2.5 deduziert werden.⁸ Dabei sind zunächst Annahmen bezüglich der Präferenzen nötig, ehe auf die Gelegenheitsstrukturen und

⁸ Die Partnerwahl hat dabei zwei Seiten. Nur wenn beide potenziellen Partner sich für den jeweils anderen entscheiden entsteht auch eine Partnerschaft. Dennoch werden keine Hypothesen zum Zusammenspiel der Partnermarktgelegenheiten aus der Paarperspektive aufgestellt, da die Datengrundlage der Arbeit nur relevante Wohnortinformationen für einen der beiden Partner zur Verfügung stellt (vgl. Kapitel 4.2). Trotz dieser Einschränkung scheint es plausibel, dass auch der individuelle Partnermarkt eines der beiden Partner bereits eine starke eigenständige Erklärungskraft für die partnerschaftliche Passung aufweist.

deren Konsequenzen für die Realisierung der entsprechenden Partnerwünsche eingegangen werden kann. Kapitel 2.3 folgend ergeben sich zunächst zwei generelle Annahmen für die Partnerpräferenzen:

A₁: *Personen präferieren Partner, die ihnen ähnlich sind. (Homophilie)*

und

A₂: *Personen präferieren Partner, die möglichst viele Ressourcen in die Beziehung einbringen. (Maximierung)*

In Kapitel 2.5 wurde dargelegt, dass die Gewichtung dieser beiden Präferenzen dabei je nach untersuchter Eigenschaft sehr unterschiedlich ausfallen kann. Während Bildung eindeutig ein Statusmerkmal ist und der Ressourcenmaximierung hier entsprechend eine große Rolle zukommt, scheint dies beim ethnischen Hintergrund deutlich weniger der Fall zu sein. Daher ist es notwendig differenzierte Präferenzannahmen für die beiden untersuchten Parameter zu treffen.

Für den Parameter **Bildung** ergeben sich zunächst entsprechend der Argumentation aus Kapitel 2.5.1 je eine generelle Annahme für Homophilie und Maximierungspräferenzen:

A_{B1}: *Personen präferieren Partner mit einem Bildungsniveau, das ihrem eigenen ähnlich ist. (Homophilie)*

und

A_{B2}: *Personen präferieren einen Partner mit möglichst hohem Bildungsniveau. (Maximierung)*

Kombiniert man die Präferenzen für Homophilie und Maximierung für den Parameter Bildung so erhält man jedoch nur für Personen die einen hohen Bildungsabschluss besitzen eine theoretisch eindeutige Annahme:

A_{B3}: *Gut gebildete Personen präferieren einen gut gebildeten Partner. (Homophilie und Maximierung)*

Da die Präferenzen für einen möglichst ähnlichen Partner und für einen Partner mit möglichst guter Ressourcenausstattung bei Personen mit niedriger Bildung jedoch diametral verlaufen, scheint eine eindeutige Annahme hier nur schwer möglich und muss zunächst offenbleiben. Ob eine der beiden Präferenzen stärker ist als die andere, oder sich beide einfach gegenseitig negieren, ist vielmehr eine empirische Frage und kann gegebenenfalls mit den Analysen in Kapitel 5 geklärt werden.

Entsprechend der theoretischen Überlegungen zum **ethnischen Hintergrund** in Kapitel 2.5.2 ist hier zunächst von einer starken Eigengruppenpräferenz auszugehen. Da sich die vorgenommenen Analysen auf autochthone deutsche Staatsbürger beziehen, lautet die Annahme entsprechend:

A_{E1}: *Autochthone Deutsche bevorzugen Partner ohne Migrationshintergrund. (Homophilie)*

Wie in Kapitel 2.5.2 beschrieben gibt es nur mittelbar Hinweise auf einen Zusammenhang von ethnischem Hintergrund und der Maximierung von Ressourcen. Da dieser Zusammenhang – sofern er überhaupt besteht – für autochthone deutsche Personen tendenziell eine Verstärkung der Eigengruppenpräferenz bedeuten würde, würde sich Annahme A_{E1} jedoch ohnehin nicht ändern.

Nachdem Annahmen zu den Partnerpräferenzen für die beiden betrachteten Parameter Bildung und ethnischer Hintergrund getätigt wurden, werden im Folgenden Hypothesen zum Einfluss der **Gelegenheitsstruktur** auf deren Realisierungswahrscheinlichkeit formuliert. Alle empirischen Untersuchungen prüfen dabei eine grundlegende Hypothese:

H₁: *Je besser die Partnermarktgelegenheiten einer Person, desto eher kann sie ihre Partnerpräferenzen realisieren.*

Konkretisiert man diese Hypothese auf die in den Kapiteln 2.2.1 und 2.4 vorgestellten Partnermarktaspekte Konkurrenz, Sichtbarkeit und (räumliche) Effizienz, und bezieht zusätzlich den regionalen Fokus der Arbeit mit ein, so lauten die daraus folgenden Hypothesen:

H_{1K}: *Je größer das regionale Angebot an potenziellen Partnern im Verhältnis zur Konkurrenz um diese ist, desto eher kann eine Person ihre Partnerpräferenzen realisieren.*

und

H_{1S}: *Je sichtbarer potenzielle Partner in der regionalen Bevölkerung sind, desto eher kann eine Person ihre Partnerpräferenzen realisieren.*

sowie

H_{1E}: *Je kleiner die räumliche Distanz zu potenziellen Partnern ist, desto eher kann eine Person ihre Partnerpräferenzen realisieren.*

Kombiniert man diese allgemeinen Hypothesen zur Wirkung des lokalen Partnermarkts mit den parameterspezifischen Präferenzannahmen so gelangt man schließlich zu den konkreten Hypothesen, welche im Rahmen der vorliegenden Arbeit empirisch getestet werden sollen.

Hypothesen zum Einfluss des Partnermarkts auf Bildungshomogamie:

H_{BK}: *Je größer das regionale Angebot an potenziellen Partnern im Verhältnis zur Konkurrenz um diese ist, desto eher geht eine gut gebildete Person eine bildungshomogame Partnerschaft ein. (Annahme A_{B3} + Hypothese H_{1k})*

und

H_{BS}: *Je sichtbarer potenzielle Partner in der regionalen Bevölkerung sind, desto eher geht eine gut gebildete Person eine bildungshomogame Partnerschaft ein. (Annahme A_{B3} + Hypothese H_{1s})*

sowie

H_{BE}: *Je kleiner die räumliche Distanz zu potenziellen Partnern ist, desto eher geht eine gut gebildete Person eine bildungshomogame Partnerschaft ein. (Annahme A_{B3} + Hypothese H_{1E})*

Hypothesen zum Einfluss des Partnermarkts auf ethnische Homogamie:

H_{EK}: *Je größer das regionale Angebot an potenziellen Partnern im Verhältnis zur Konkurrenz um diese ist, desto eher geht eine autochthone deutsche Person eine ethnisch homogame Partnerschaft ein. (Annahme A_{E1} + Hypothese H_{1k})*

und

H_{ES}: *Je sichtbarer potenzielle Partner in der regionalen Bevölkerung sind, desto eher geht eine autochthone deutsche Person eine ethnisch homogame Partnerschaft ein. (Annahme A_{E1} + Hypothese H_{1s})*

sowie

H_{EE}: *Je kleiner die räumliche Distanz zu potenziellen Partnern ist, desto eher geht eine autochthone deutsche Person eine ethnisch homogame Partnerschaft ein. (Annahme A_{E1} + Hypothese H_{1E})*

3. Bisherige Befunde

Im Folgenden Kapitel werden nun die relevanten Forschungsergebnisse vorangegangener Studien vorgestellt, welche eine Einordnung der durchgeführten Analysen in den Stand der Forschung ermöglichen. Da die Arbeit sowohl einen inhaltlichen, als auch einen methodischen Schwerpunkt hat, sollen dabei zum einen inhaltliche Forschungslücken zum Thema (homogamer) Partnerwahl aufgedeckt und zum anderen die methodischen Limitationen bisheriger Studien herausgestellt werden. Das inhaltliche Ziel dieser Arbeit ist es, den Einfluss der Gelegenheitsstruktur des Partnermarkts auf die partnerschaftliche Passung am Beispiel von Bildungs- und ethnischer Homogamie zu betrachten. Wie in Kapitel 2.2 dargestellt, folgt die Analyse dabei stark der Logik der „Angebotsperspektive“ auf Partnerwahl (Marsden 1990). Entsprechend werden zunächst zentrale Studien vorgestellt, welche einen sozialstrukturellen Einfluss der Makro- und Mesoebene auf die verschiedenen Aspekte von Partnerschaft nachweisen konnten und das Forschungsgebiet maßgeblich geprägt haben (Kapitel 3.1). Im Anschluss folgt je ein Kapitel speziell für die Befunde zur Partnerwahl für die beiden hier untersuchten Homogamiedimensionen (3.2 für Bildung und 3.3 für ethnischer Hintergrund). Da die Analysen zur ethnischen und Bildungshomogamie nicht ohne Annahmen bezüglich der Präferenzen von Individuen auskommen, werden dabei sowohl Studienergebnisse zum Einfluss der Gelegenheitsstruktur auf Partnerwahlentscheidungen vorgestellt, als auch Studien, welche Auskunft über vorherrschende Partnerpräferenzen geben können. Insbesondere jene Studien, welche Ergebnisse zum hier zentralen Zusammenhang von Partnermarkt und Bildungs- bzw. ethnischer Homogamie liefern, werden immer auch bezüglich der verwendeten Methode und den getroffenen Operationalisierungsentscheidungen beleuchtet, um den Kontrast zu den in Kapitel 4.1 vorgestellten innovativen Partnermarktindikatoren deutlich zu machen.

3.1 Partnermarkt und Beziehungswahl – Allgemeine Befunde

Paarbeziehungen sind ein komplexes Phänomen mit einer Vielzahl an Aspekten, welche gesellschaftlich teilweise hoch relevant sind, wie beispielweise der Fertilität und damit verbunden der Bevölkerungsstruktur einer Gesellschaft oder aber der Reproduktion bzw. Auflösung von bestehenden sozialen Barrieren durch homogame oder heterogame Partnerwahl. Entsprechend der großen Relevanz des Themengebiets gibt es eine Vielzahl an Studien, welche sich der Paarbeziehung soziologisch nähern. Auch der Frage, welche Rolle der Gelegenheitsstruktur des Partnermarkts zukommt, wurde so bereits vielfach nachgegangen. Dabei konnte gezeigt werden, dass sowohl die Struktur der Makroebene (z.B. Abramitzky et al. 2011; Akers 1967; Blau et al. 1982;

Çelikaksoy et al. 2010; Cready et al. 1997; Crowder und Tolnay 2000; Dinkel und Milenovic 1992; Fraboni und Billari 2001; Jiang et al. 2016; Jürgens und Pohl 1985; Klein 1993, 1994, 1995, 1996; Lichter et al. 1995; Lichter et al. 1991; Lichter et al. 1992; Martin 2001; Schoen 1983; South und Lloyd 1992; Stier und Shavit 1994; Trent und South 2011; Veevers 1988), als auch die Zusammensetzung von Kontexten der Mesoebene (z.B. Blossfeld und Timm 2003a; Häring 2014; Kalmijn und Flap 2001; Mollenhorst et al. 2008; Rapp et al. 2015) einen Einfluss auf verschiedene Aspekte von Partnerschaft ausüben. Der wohl grundlegendste Zusammenhang der dabei aufgezeigt wird, bezieht sich auf die Möglichkeit überhaupt einen Partner zu finden. Verbunden mit dem Begriff des „Marriage Squeeze“ wird hier nachvollzogen, dass große Ungleichgewichte zwischen den Geschlechtern die individuellen Chancen auf eine intime Partnerschaft maßgeblich beeinflussen können (z.B. Akers 1967; Crowder und Tolnay 2000; Fraboni und Billari 2001; Jiang et al. 2016; Klein 1993, 1994, 1995; Martin 2001; Muhsam 1974; Schoen 1983; Stier und Shavit 1994; Veevers 1988). Die Gelegenheiten des Partnermarkts haben aber auch noch weitergehende Auswirkungen auf die Entstehung, Stabilität und Ausgestaltung von Paarbeziehungen. Dabei konnte gezeigt werden, dass der Partnermarkt unter anderem die Fertilität (vgl. Abramitzky et al. 2011; Cready et al. 1997; Dinkel und Milenovic 1992; Fossett und Kiecolt 1993; South und Lloyd 1992) und die damit verbundenen Familienstrukturen beeinflusst (vgl. Cready et al. 1997; Fossett und Kiecolt 1993). Zentral für die Analysen des vorliegenden Beitrags ist aber vor allem der Zusammenhang mit der partnerschaftlichen Passung. Also der Frage, wer mit wem eine Partnerschaft eingeht und wie „kompatibel“ die beiden Partner füreinander sind. Hier gibt es ebenfalls eine enorme Anzahl an Studien, welche den generellen Zusammenhang zwischen Partnermarktgelegenheiten und der Paarkonstellation eindeutig belegen (z.B. Abramitzky et al. 2011; Blau et al. 1982; Blossfeld und Timm 2003a; Çelikaksoy et al. 2010; Kalmijn und Flap 2001; Klein 1996; Lichter et al. 1995; Mollenhorst et al. 2008).⁹ Die einzelnen Aspekte von Partnerschaft sind dabei nicht unabhängig voneinander. Wie gut beide Partner zueinander passen, beeinflusst so zum Beispiel unter anderem die Partnerschaftsstabilität (vgl. Becker et al. 1977: 1150; Bratter und King 2008; V. K. Fu und Wolfinger 2011; X. Fu et al. 2001; Tzeng 1992; Wang et al. 2006)¹⁰. Es ist daher nicht überraschend, dass auch der Zusammenhang von Partnermarkt und Partnerschaftsstabilität bereits mehrfach empirisch nachgewiesen werden konnte (z.B. Abramitzky et al. 2011; Häring 2014; Rapp et al. 2015; South und Lloyd 1992). Die Partnerschaftsstabilität hat ihrerseits wieder Auswirkungen auf die Fertilität einer Person (vgl. Eckhard 2010; Klein 2003; Krzyżanowska und Mascie-Taylor 2014),

⁹ Die ausführliche Darstellung des Forschungsstands zur partnerschaftlichen Passung in Hinsicht auf Bildung und ethnischen Hintergrund folgt in den Kapiteln 3.2 und 3.3.

¹⁰ Im Kontrast dazu kommen Verbakel und Monden (2018) jedoch mit Daten des UK Understanding Society wave 1 survey zu dem Ergebnis, dass die Ähnlichkeit der Partner keinen Einfluss auf die Beziehungsqualität hat.

während Kinder im Gegenzug auf die Partnerschaftszufriedenheit und die Partnerschaftsstabilität zurückwirken (vgl. Heaton 1990; Lillard und Waite 1993; Manning 2004; Weiss und Willis 1997; White et al. 1986; Wu 1995). Zusammengefasst lässt sich somit klar festhalten, dass sich für alle wesentlichen Aspekte von Partnerschaft ein wenigstens indirekter Zusammenhang mit dem Partnermarkt zeigen lässt und dass diese einzelnen Aspekte durch vielfältige Interdependenzen gekennzeichnet sind.

3.2 Bildungshomogamie

3.2.1 Relevanz und Verbreitung

Bildungshomogamie wird häufig als besonders zentrale Dimension der partnerschaftlichen Passung angesehen, da sie eng mit sozialer Schließung verknüpft ist und je nach Verbreitung starke Auswirkungen auf die Stratifikation und vertikale Durchlässigkeit einer Gesellschaft hat (vgl. Blossfeld und Buchholz 2009; Granovetter 1973; Smits 2003; Smits et al. 1998; Weber 1972). Ein Aspekt der dabei besonders stark empirisch erforscht wurde, ist der Zusammenhang von Bildungshomogamie und gesellschaftlicher Einkommensungleichheit. Die Befunde fallen dabei je nach untersuchtem Land unterschiedlich aus und im Fall der USA gibt es auch widersprüchliche Ergebnisse innerhalb eines Landes. Während für die USA, China, Chile, Mexico, Norwegen und Brasilien eine positive Korrelation von Bildungshomogamie und Einkommensungleichheit gezeigt werden konnte (vgl. Eika et al. 2014; Fernandez et al. 2005; Greenwood et al. 2014; Hu und Qian 2016; Torche 2010), kamen Spitzenpfeil und Andreß (2014) zu dem Ergebnis, dass die gestiegene Einkommensungleichheit in Deutschland nicht auf die gestiegene Bildungshomogamie zurückzuführen ist. Im Fall der USA kamen Breen und Salazar (2011) im Kontrast zu Eika et al. (2014) zu dem Ergebnis, dass Bildungshomogamie nur einen äußerst schwachen Indikator für Einkommensungleichheit darstellt. Dieses Ergebnis widerholte Breen zusammen mit Andersen für Dänemark (2012). Die Länderunterschiede lassen sich dabei möglicherweise durch Unterschiede in der Wichtigkeit der Bildung für das Einkommen erklären. So fand Monaghan (2015) heraus, dass Bildungshomogamie insbesondere in den Ländern stark ist, in denen es einen großen Zusammenhang von Bildung und Einkommen gibt.

Während also der Bildungshomogamie zum einen eine große gesellschaftliche Bedeutung zugemessen wird, gibt es zum anderen eine Vielzahl nationaler wie internationaler Studien die einen immer größeren Anteil bildungshomogamer Paarbeziehungen im 20. und 21. Jhd. diagnostizieren (z. B. Blossfeld und Timm 2003b; Cheng 2014; Ganguli et al. 2014; Hou und Myles 2008; Hu und Qian 2016; Kalmijn 1991a, 1991b; Katrňák et al. 2006; Mare 1991; Qian und Preston 1993; Rockwell 1976; Schwartz und Mare 2005; Wirth 1996). Abweichend davon kommen Appelt

und Reiterer (2009) für Österreich zu dem Ergebnis einer insgesamt leicht sinkenden Bildungshomogamie im Untersuchungszeitraum von 1981 bis 2001, was vor allem auf eine Öffnung der höheren Bildungsschichten zurückgeführt wird. Zhou (2016) zeigt für Hong Kong ebenfalls eine Abnahme der Bildungshomogamie von 1981 bis 2011, was sie jedoch auf spezielle Austauschprozesse zwischen Hong Kong und dem chinesischen Festland zurückführt und somit keinen allgemeinen Trend widerspiegelt. Für die USA gibt es einen Beitrag von Rosenfeld (2008), welcher in Abgrenzung zu Arbeiten wie der von Schwartz und Mare (2005) für 1940 bis 2000 ein eher stabiles Maß an Bildungshomogamie feststellt. Ein differenziertes Bild findet sich bei Eika et al. (2014), welche mit Surveydaten aus 60.000 US-Haushalten im Zeitraum von 1980 bis 2007 zeigen, dass die Homogamie zwischen Personen mit hohem Bildungsniveau (college degree) zwar abgenommen, zwischen Personen mit sehr niedrigem Bildungsniveau (ohne high school degree) jedoch stark zugenommen hat. Einen ähnlichen Befund zeigen auch Mäenpää und Jalovaara (2015) für Finnland sowie Smits und Park (2009) für zehn ostasiatische Länder¹¹.

3.2.2 Determinanten

Zwar ist sich die überwiegende Anzahl der Studien in der Beschreibung des Trends hin zu mehr Bildungshomogamie einig, sehr unterschiedlich sind jedoch die vermuteten Ursachen, welche sich entlang der Unterscheidung zwischen Präferenzen und Gelegenheitsstrukturen gruppieren lassen. So sprechen sich Cheng (2014), Hou und Myles (2008), Kalmijn (1991a, 1991b) sowie Qian und Preston (1993) für einen Wandel in den Präferenzen hin zu mehr bildungshomogamen Partnerschaften aus. Kalmijn (1991a, 1991b) führt dies auf einen Bedeutungszuwachs erworbener Statusmerkmale zurück, die im 20. Jhd. zunehmend askriptive Merkmale wie die Religionszugehörigkeit als relevante Eigenschaften der Partnerwahl abgelöst haben. Neben diesen Aufsätzen gibt es jene, welche die Ursache für den Anstieg an bildungshomogamen Partnerschaften vor allem in Veränderungen der Gelegenheitsstruktur sehen (vgl. Blossfeld und Timm 2003a; Halpin und Chan 2003; Mare 1991; Rockwell 1976; Wirth 1996). So wird auf die Veränderung der Bevölkerungsstruktur insgesamt hingewiesen (vgl. Rockwell 1976), aber auch die gestiegene Bedeutung der Bildungsinstitutionen als Partnermarkt herausgestellt (vgl. Blossfeld und Timm 2003a; Halpin und Chan 2003; Mare 1991; Wirth 1996). Weniger eindeutig positionieren sich die Arbeiten von Schwartz und Mare (2005) und Hu und Qian (2016) welche eine Kombination aus veränderten Gelegenheitsstrukturen und Präferenzen als Ursache des Trends zu mehr Bildungshomogamie sehen. Klar scheint jedoch, dass die primäre Ursache für das gestiegene

¹¹ China, Hong Kong, Indonesien, Japan, Korea, Malaysia, Philippinen, Singapur, Taiwan und Thailand.

Ausmaß an Bildungshomogamie bei der Partnerwahl zu suchen ist und sich nicht beispielsweise durch Unterschiede in der Beziehungsstabilität erklären lässt (vgl. Schwartz und Mare 2012).

Während deskriptive Studien weitgehend auf theoretische Argumente zurückgreifen müssen, um die Ursachen von Bildungshomogamie zu erklären, widmen sich andere Studien direkter der Frage nach den Wirkmechanismen. Auch hier gilt, dass die überwiegende Anzahl der Studien bezüglich der gefundenen Ursachen für Bildungshomogamie entlang der Unterscheidung zwischen Präferenzen für spezifische Eigenschaften der Partner und den Gelegenheitsstrukturen des Partnermarkts eingeteilt werden können.¹²

Die Mehrzahl der Studien bestätigt den Zusammenhang zwischen Gelegenheitsstrukturen und bildungsbezogener Partnerwahl (vgl. Albrecht et al. 1997; Blossfeld und Timm 2003a; Çelikaksoy et al. 2010; Halpin und Chan 2003; Kalmijn und Flap 2001; Klein und Rüffer 1999; Lewis und Oppenheimer 2000; Lichter et al. 1995). Aber auch für den Einfluss von Partnerpräferenzen finden sich viele direkte Belege (vgl. Albrecht et al. 1997; Lichter et al. 1995; Skopek 2011; Skopek et al. 2010).

Klein und Rüffer (1999) nutzen einen internationalen Vergleich zwischen den USA, Österreich, Ungarn und Deutschland, um den Einfluss von Randverteilungseffekten und institutionellen Rahmenbedingungen auf die bildungsbezogene Partnerwahl zu untersuchen. Sie kommen zu dem Ergebnis, dass die Unterschiede in der Prävalenz von bildungshomogamen Ehen vorwiegend auf Randverteilungseffekte und somit auf die relativen Gruppengrößen der unterschiedlichen Bildungsgruppen auf der Makroebene zurückzuführen sind. Methodisch ist dieser Ansatz sehr dicht an der Strukturtheorie von Blau ausgerichtet und verbleibt gänzlich auf der Aggregatebene der Gesamtgesellschaft.

Çelikaksoy et al. (2010) untersuchen den Einfluss der Partnermarktgelegenheiten auf Bildungshomogamie in Form von migrantengruppenspezifischen sex ratios auf nationaler Ebene in Schweden. Sie kommen für Personen mit Migrationshintergrund zu dem Ergebnis, dass eine positive sex ratio die Wahrscheinlichkeit einer bildungshomogamen Partnerschaft erhöht. Eine Gruppe weiterer Studien verwendet ebenfalls sex ratios um den Partnermarkt abzubilden, greift jedoch auf regionalere Daten zurück. So verwenden Albrecht et al. (1997) Daten des "1980 Census of Population" in den USA, um sex ratios¹³ für die weibliche afroamerikanische Bevölkerung aller Metropolregionen der USA zu berechnen, die wenigstens 250000 Einwohner und 25000 Afroamerikaner zählen. Sie kommen zu dem Ergebnis, dass die sex ratio einen positiven Effekt auf

¹² Es gibt jedoch auch alternative Erklärungsansätze, die beispielsweise genetische Ursachen für (Bildungs-)Homogamie untersuchen (Domingue et al. 2014).

¹³ Das Verhältnis aller afroamerikanischen Männer zu allen afroamerikanischen Frauen im Alter von 16 Jahren und älter.

den Grad der Bildung der Ehemänner hat. Weiterhin kommen sie zu dem Schluss, dass sowohl Frauen als auch Männer Partner mit wenigstens dem eigenen Bildungsniveau bevorzugen.

Ein ähnliches Ergebnis berichtet die Studie von Lichter et al. (1995). Sie zeigen mit regionalen sex ratios¹⁴ aus 362 „multi-county labor market areas“ der USA, dass Frauen im Falle eines für sie ungünstigen Partnermarkts kaum bereit sind Status-niedrigere Partner zu heiraten und stattdessen eher auf eine Heirat verzichten, im Falle eines guten Partnermarktes jedoch eher Partner mit hohem Bildungsabschluss und Berufsstatus wählen. Beide Studien implizieren neben gelegentlichsstrukturellen Aspekten eher Statusmaximierung als dominanten Faktor bei der bildungsspezifischen Partnerwahl von Frauen.

Auch Lewis und Oppenheimer (2000) verwenden alters- und bildungsspezifische lokale sex ratios¹⁵, um den Einfluss des Partnermarkts auf die bildungsbezogene Partnerwahl zu untersuchen. In ihren Analysen zeigen diese allerdings keine signifikanten Effekte auf die bildungsbezogene Partnerwahl. Ein alternativer Indikator des Partnermarkts, der den Anteil der potenziellen Partner mit wenigstens gleicher Bildung an allen potenziellen Partnern abbildet¹⁶, zeigte jedoch einen signifikant positiven Zusammenhang mit bildungshomogamer bzw. bildungshypergamer Partnerwahl bei Frauen.

Blossfeld und Timm (2003a) greifen auf Ideen von Mare (1991) zurück und untersuchen die Bedeutung der Bildungsinstitutionen für bildungshomogames Heiratsverhalten (vgl. auch Halpin und Chan 2003; Shafer und Qian 2010). Sie kommen mit Daten des Sozio-ökonomischen Panels (1984-1994) zu dem Ergebnis, dass die Wahrscheinlichkeit einer bildungshomogamen Heirat mit der Dauer des Aufenthalts in einer Bildungsinstitution steigt. Das bedeutet, dass vor allem gut gebildete Personen homogam heiraten, da sie sich länger in den entsprechenden Bildungsinstitutionen aufhalten. Besonders wichtig ist dieser Befund, da er die Bedeutung des unmittelbaren sozialen Umfeldes belegt.

Zu einem ähnlichen Ergebnis kommen auch Kalmijn und Flap (2001), welche zeigen, dass Paare, die vor dem Kennenlernen ein Kontext wie zum Beispiel die Schule, den Arbeitsplatz oder das Wohnumfeld geteilt haben, mit größerer Wahrscheinlichkeit homogam sind. Für Bildungshomogamie war kaum überraschend die Schule von besonders großer Bedeutung.

Interessant für den Beleg der eigenständigen Bedeutung der Präferenzen bei der bildungsbezogenen Partnerwahl ist der Aufsatz von Skopek et al. (2010). Die Autoren konnten mit

¹⁴ Sie vergleichen die Männer einer Altersspanne von 10 Jahren mit den Frauen der gleichen Altersspanne minus 2 Altersjahren. Sie verwenden außerdem bildungs- und berufsspezifische sex ratios, welche bspw. nur Männer einer bestimmten Bildungsgruppe berücksichtigen.

¹⁵ Die als relevant eingestuften Altersgrenzen sind dabei bei Frauen das eigene Alter minus zwei und plus drei Altersjahre und bei Männern das eigene Alter minus drei und plus zwei Altersjahre.

¹⁶ Dieser Indikator weist starke Ähnlichkeit mit dem hier verwendeten Konzept der „sozialen Partnermarktdichte“ auf. Vgl. Kapitel 4.1.

Daten von Online-Partnerbörsen zeigen, dass die Nutzer dieser Dienste häufiger Personen der eigenen Bildungsgruppe kontaktieren als anhand der bildungsspezifischen Verteilung der Plattformnutzer zu erwarten gewesen wäre. Außerdem beobachteten sie, dass insbesondere Frauen selten gewillt sind, potenzielle Partner mit einem niedrigeren Bildungsniveau als ihrem eigenen zu kontaktieren (vgl. auch Lichter et al. 1995; Sprecher et al. 1994). Dieser Befund war besonders stark bei Frauen mit sehr hohem Bildungsniveau. Dies spricht dafür, dass hier sowohl Statusmaximierung als auch Homophilie wirksam sind.

Zusammengefasst lässt sich festhalten, dass insbesondere der Einfluss des Partnermarkts auf die Bildungshomogamie bereits sehr gut erforscht ist. Jedoch werden zumeist relativ grobe Partnermarktindikatoren (allen voran die einfache sex ratio) für oftmals sehr große Aggregate wie beispielsweise die Länderebene verwendet und die Analysen beziehen sich überwiegend auf verheiratete Paare. Eine Analyse mit theoretisch ausgereifteren und regional differenzierten Indikatoren liegt für Deutschland bisher nicht vor.

3.3 Ethnische Homogamie

3.3.1 Relevanz und Verbreitung

Die Heiratsraten von ethnischen Minderheiten untereinander und in die autochthone Bevölkerung werden häufig als starker Beleg für die mehr oder weniger gelungene Integration von Zuwanderern gesehen und auch in Gesellschaften, in denen verschiedene ethnische Gruppen als autochthon gelten können, werden die Heiratsraten zwischen diesen Gruppen als Indikator für die Salienz der Gruppenunterschiede und als Ausdruck der Kohärenz der Gesamtgesellschaft gewertet (vgl. Gordon 1964; Kalmijn 1998; Klein 2000a; Nauck 2004; Nottmeyer 2010; Qian und Lichter 2007; Stephan und Stephan 1991). Empirisch lässt sich unter anderem zeigen, dass Kinder aus ethnisch gemischten Familien in vielen Bereichen besser integriert sind als jene aus ethnisch homogamen Einwandererfamilien (vgl. Kalmijn 2015) und dass Kinder aus ethnisch gemischten Familien außerdem eine Brückenfunktion zwischen den ethnischen Gruppen einnehmen, da sie bessere Beziehungen zu ihnen pflegen als diese Gruppen untereinander (vgl. Stephan und Stephan 1991). Auch konnte nachgewiesen werden, dass die Heirat einer autochthonen Person die ökonomische Assimilation von Zuwanderern beschleunigt (vgl. Dribe und Nystedt 2015; Meng und Gregory 2005). Angesichts der großen Bedeutung von Migration im 20. und 21. Jahrhundert (für Deutschland vgl. Haug 2017: 261) ist es wenig verwunderlich, dass interethnische Partnerwahl große Aufmerksamkeit genießt und zusammen mit Bildungshomogamie zu den am häufigsten untersuchten Dimensionen der partnerschaftlichen Passung gehört. Schon aufgrund der

steigenden Anteile von Personen mit Migrationshintergrund in westlichen Gesellschaften ist es nachvollziehbar, dass die Zahl interethnischer Beziehungen ansteigt. Gleichzeitig gibt es jedoch auch Hinweise darauf, dass die Salienz der ethnischen Gruppenzugehörigkeit bei der Partnerwahl teilweise zurückgeht (vgl. Torche und Rich 2017). So lässt sich beispielsweise für die USA zeigen, dass der Anteil von „inter-racial marriages“¹⁷ stetig ansteigt (vgl. X. Fu et al. 2001; Livingston und Brown 2017; Qian 1997). Trotz des sinkenden Anteils an Endogamie bleibt die „race“ nach Rosenfeld (2008) jedoch die stärkste Trennlinie auf dem US-amerikanischen Heiratsmarkt. Für Deutschland lässt sich seit den 1960er Jahren zunächst ein relativ stetig¹⁸ steigender Anteil an Ehen zwischen deutschen und ausländischen Personen feststellen, der dann ab ca. 2002 zunächst wieder absinkt (vgl. Haug 2010) und ab ca. 2008 relativ konstant bleibt (vgl. Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung 2018). Im Jahr 2017 wurden in Deutschland 46329 Ehen von deutschen Staatsbürgern mit ausländischen Staatsbürgern geschlossen. Das entspricht 11,37% an allen Ehen.^{19,20}

3.3.2 Determinanten

Es ist auffällig, dass der Fokus der Forschung zur interethnischen Partnerwahl fast immer auf die ethnischen Minderheiten/Zuwanderer und deren inter- bzw. intraethnische Partnerwahlen gerichtet ist (z. B. Abdul-Rida 2016; Çelikaksoy et al. 2010; González-Ferrer 2006; Haug 2006, 2010; Kalmijn und Van Tubergen 2006, 2010; Kalter und Schroedter 2010; Lichter et al. 2015; Nottmeyer 2009; Qian et al. 2018; Schroedter 2006; Selent 2014; Straßburger 2003; Trilla et al. 2008). Die Rolle der autochthonen Bevölkerung bzw. ethnischen Mehrheit bleibt zumeist unbeleuchtet. Auch für den Zusammenhang von Gelegenheitsstruktur und ethnisch homogamer bzw. heterogamer Partnerwahl bei autochthonen Deutschen gibt es so bisher noch kaum Forschungsergebnisse. Studien, die sich mit den Wahlentscheidungen der deutschen Bevölkerung befassen, bleiben eher deskriptiv und versuchen, ihre Ergebnisse theoretisch zu begründen (vgl. Klein 2001; Nottmeyer 2009). Klein (2001) konnte dabei zeigen, dass autochthone deutsche Frauen häufiger Partner mit

¹⁷ Die Begriffe der „race“ und ethnischen Gruppenzugehörigkeit werden insbesondere im US-amerikanischen Raum häufig synonym und wenig trennscharf verwendet. Im Rahmen der vorliegenden Arbeit wird davon ausgegangen, dass beide Dimensionen stark mit kultureller Prägung korrelieren (vgl. Kapitel 2.5.2) und deshalb saliente Parameter der Partnerwahl darstellen. Es ist aber nicht auszuschließen, dass „race“ Aspekte beinhaltet, die durch ethnische Herkunft nicht vollständig abgedeckt werden, insbesondere, wenn bei Personen rassistische Vorurteile eine Rolle bei der Partnerwahl spielen (vgl. Gullickson und Torche 2014).

¹⁸ Es gibt eine erste „Delle“ in den 1980er Jahren insbesondere für Ehen von deutschen Frauen mit ausländischen Männern.

¹⁹ Eigene Berechnung auf Basis der amtlichen Statistik (www.destatis.de).

²⁰ Die amtliche Statistik erfasst nur die Staatsbürgerschaft der Ehepartner. Aufgrund von Einbürgerungen ist der hier ausgewiesene Anteil nur ein grober Indikator für den Anteil der Ehen zwischen autochthonen Deutschen und Personen mit Migrationshintergrund.

Migrationshintergrund wählen als autochthone deutsche Männer. Eine mögliche Ursache hierfür ist der Männerüberschuss in den Einwanderungswellen (ebd.: 327). Nottmeyer weist jedoch darauf hin, dass es seit Mitte der 90er Jahre einen gegenläufigen Trend gibt, indem zunehmend eher die deutschen Männer Partnerinnen mit Migrationshintergrund heiraten (2009: 7). Bezüglich der Frage nach der besseren Passung ethnisch homogamer Partner liefern Milewski und Kulu aufschlussreiche Ergebnisse (2014). Sie fanden heraus, dass gemischte Paare ein höheres Risiko der Scheidung haben als rein autochthon deutsche Paare und auch ethnisch homogame Paare mit Migrationshintergrund. Interessant ist dieser Befund insbesondere vor dem Hintergrund der Überlegungen von Becker et al. (1977: 1150), wonach ein ineffizienter Partnermarkt zu suboptimalen Partnermatches führen kann, welche ihrerseits die Stabilität von Beziehungen beeinflussen.

Erweitert man den Blick neben deutschen auch auf internationale Studien, so lassen sich auch für ethnische Homogamie sowohl für den Einfluss der Gelegenheitsstrukturen (vgl. Abdul-Rida 2016; Alba und Golden 1986; Çelikaksoy et al. 2010; Choi und Tienda 2017; Crowder und Tolnay 2000; González-Ferrer 2006; Kalmijn und Van Tubergen 2006, 2010; Kalter und Schroedter 2010; Qian et al. 2018; Stier und Shavit 1994; Wu et al. 2015) als auch für die Bedeutung von Partnerpräferenzen (vgl. Abdul-Rida 2016; Guetto und Azzolini 2015; Hollingshead 1950; Kalmijn 1994; Kalmijn und Van Tubergen 2010; Lin und Lundquist 2013) vielfache Belege finden. Eine Übertragung internationaler Ergebnisse auf Deutschland und eine Übertragung der Befunde für ethnische Minderheiten auf die autochthone Bevölkerung sollte dabei im Fall der gelegheitsstrukturellen Determinanten der Partnerwahl (relativ) unproblematisch sein, da diese theoretisch (relativ) unabhängig von kulturellen Faktoren wirken sollten.²¹ Bezüglich des Einflusses der Partnerpräferenzen ist eine solche Übertragung deutlich weniger einfach. Dennoch können die vorgestellten Studien zumindest Aufschluss darüber geben, ob sich generell ein Einfluss der Präferenzen auf die inter- bzw. intraethnische Partnerwahl zeigen lässt.

Abdul-Rida (2016) konnte zeigen, dass günstige Gelegenheitsstrukturen auf dem Partnermarkt bei türkischstämmigen Personen in Deutschland den Einfluss der Familie auf die Partnerwahl senken. Das bedeutet, dass die Gelegenheitsstrukturen die Wahrscheinlichkeit einer ethnisch homogamen Partnerschaft beeinflussen, da die Familie tendenziell ethnisch homogame Beziehungen präferiert. Methodisch muss die Operationalisierung des Partnermarkts hier jedoch stark kritisiert werden. Als Indikator für den Partnermarkt bildet Abdul-Rida einen Summenscore aus den Variablen „Häufigkeit von Treffen mit Freunden“ und „Häufigkeit von sportlichen Aktivitäten“. Dies ist

²¹ Die Wirkung der Gelegenheitsstruktur interagiert aber durchaus mit Präferenzen (vgl. das Konzept der Saliens in Kapitel 2.2.1), was die Übertragbarkeit einschränkt.

bestenfalls eine sehr grobe Näherung an das Konzept des lokalen Partnermarkts und enthält beispielsweise keinerlei Informationen über die Geschlechtszusammensetzung der aufgesuchten Freizeit- bzw. Sportkontexte. Die Aussagekraft der Ergebnisse ist entsprechend deutlich eingeschränkt.

Auch González-Ferrer (2006) bestätigt die Signifikanz der Gelegenheitsstruktur bei der interethnischen Partnerwahl für verschiedene ethnische Minderheiten in Deutschland. Er kommt mit Daten des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP) zu dem Ergebnis, dass die eigenethnische einfache sex ratio²² und die Gruppengröße der eigenen Ethnie in Deutschland die Wahrscheinlichkeit einer ethnisch homogamen Partnerschaft erhöht. Zusätzlich zu der relativ groben Natur der verwendeten Indikatoren ist zu erwähnen, dass diese auf der Basis von Informationen des SOEP gebildet wurden und nicht anhand der allgemeinen Bevölkerungsstatistik, was die Validität der Indikatoren verringert, da sie eine Schätzung darstellen.

Einen weiteren Befund für Deutschland liefern Kalter und Schroedter (2010) mit Daten des Mikrozensus. Sie zeigen, dass die altersspezifische relative Gruppengröße²³ einer ethnischen Minderheit und die altersspezifische relative sex ratio²⁴ einer ethnischen Zuwanderergruppe bei männlichen Einwanderern negativ mit der Wahrscheinlichkeit korreliert, eine deutsche Frau zu heiraten. Für weibliche Einwanderinnen zeigt sich jedoch nur der negative Effekt der Gruppengröße auf die Wahrscheinlichkeit einer ethnisch heterogamen Heirat in die deutsche Bevölkerung.

Alba und Golden (1986) analysieren 27.597 Ehen in den USA mit Daten des Current Population Survey 1979. Sie kommen zu dem Ergebnis, dass die relative Größe einer ethnischen Gruppe in der Gesamtbevölkerung der bedeutendste Einflussfaktor auf die Wahrscheinlichkeit einer ethnisch heterogamen bzw. homogamen Ehe ist. Interessant ist hier vor allem, dass die Autoren den ethnischen Hintergrund sehr detailliert differenzieren und beispielsweise zwischen deutscher und englischer Abstammung unterscheiden.

Çelikaksoy et al. (2010) nutzen amtliche Statistiken der schwedischen Bevölkerung, um die Determinanten endogamer Partnerwahl bei Personen mit Migrationshintergrund zu testen. Da es sich um eine Vollerhebung handelt, haben sie Informationen zu allen²⁵ 660.714 in Schweden lebenden Personen im Alter von 18-65 Jahren mit direktem oder indirektem Migrationshintergrund (erste und zweite Generation), welche im Jahr 2005 entweder verheiratet waren, oder mit einem Partner und gemeinsamen Kindern in einem gemeinsamen Haushalt lebten. Sie konnten zeigen,

²² Er setzt alle Personen im Alter über 15 Jahren ins Verhältnis zu allen Personen des Gegengeschlechts, welche ebenfalls mehr als 15 Jahre alt sind.

²³ Sie beziehen nur unverheiratete Personen in ihre Berechnung ein.

²⁴ Das Verhältnis der eigengruppen sex ratio von unverheirateten Personen zur sex ratio der unverheirateten Personen der restlichen Bevölkerung.

²⁵ Exklusive Ausfällen aufgrund von fehlenden Informationen.

dass sowohl die sex ratio innerhalb der eigenen ethnischen Gruppe, als auch die relative Gruppengröße der eigenen ethnischen Gruppe in der schwedischen Gesamtbevölkerung positiv mit der Wahrscheinlichkeit einer ethnisch homogamen Partnerschaft korrelieren. Der positive Zusammenhang zwischen sex ratio und ethnischer Endogamie zeigte sich dabei jedoch nur für Frauen.

Choi und Tienda (2017) nutzen Daten des American Community Survey (ACS) um den Einfluss des lokalen Partnermarkts auf die Wahrscheinlichkeit einer interethnischen Heirat zwischen vier ethnischen (Groß-)Gruppen²⁶ in den USA zu untersuchen. Ihnen stehen dabei Informationen zu 86.184 neu verheirateten Personen²⁷ aus 192 urbanen und 477 ländlichen Regionen zur Verfügung. Sie zeigen, dass die lokale relative Größe einer ethnischen (Groß-)Gruppe für alle von ihnen untersuchten Gruppen einen dominanten Faktor für die Wahrscheinlichkeit einer exogamen Partnerwahl darstellt. Umso größer der Anteil der eigenen ethnischen (Groß-)Gruppe an den potenziellen gegengeschlechtlichen Partnern auf dem lokalen Partnermarkt, desto geringer die Wahrscheinlichkeit einer interethnischen Heirat. Die lokale einfache eigenethnische sex ratio²⁸ hingegen zeigt in ihren Analysen keinen signifikanten Zusammenhang mit der Wahrscheinlichkeit einer interethnischen Heirat.

Crowder und Tolnay (2000) kommen für die USA mit Daten der „Integrated Public Use Microdata Series (IPUMS)“ von 1990 und dem „Panel Study of Income Dynamics“ zu dem Ergebnis, dass das Ausmaß an exogamer Partnerwahl bei afroamerikanischen Männern die Heiratschancen afroamerikanischer Frauen deutlich beeinflusst. Bei einer großen männlichen Exogamierate kommt es zu einem „Marriage Squeeze“ (vgl. Kapitel 3.1) für afroamerikanische Frauen. Dass diese dann oft unverheiratet bleiben spricht dafür, dass afroamerikanische Frauen entweder nicht gewillt sind auf heterogame Paarbeziehungen auszuweichen, oder aber nicht die Möglichkeit dazu haben. Die Autoren zeigen außerdem einen positiven Einfluss der einfachen sex ratio²⁹ innerhalb der afroamerikanischen Bevölkerungsgruppe auf die Wahrscheinlichkeit, dass afroamerikanische Frauen verheiratet sind. Anders als Çelikaksoy et al. (2010) beziehen sich die Partnermarktindikatoren hier nicht auf die Ebene des gesamten Landes, sondern sind differenziert nach Metropolregionen.

Auch Kalmijn und Tubergen (2006) verwenden die Partnermarktindikatoren der relativen Gruppengröße einer Migrantenpopulation und die gruppenspezifische einfache sex ratio für ihre

²⁶ „Weiße“, „Schwarze“, „Hispanier“ und „Asiaten“.

²⁷ Der Zeitpunkt der Heirat liegt innerhalb von 12 Monaten vor der Befragung.

²⁸ Alle lokalen unverheirateten eigenethnischen Personen des Gegengeschlechts durch alle lokalen unverheirateten eigenethnischen Personen des eigenen Geschlechts.

²⁹ Sie verwenden das Verhältnis der afroamerikanischen Männer im Alter von 18 bis 50 Jahren zu den Frauen derselben Alterskategorie.

Analysen zur interethnischen Partnerwahl von Personen mit Migrationshintergrund in den Niederlanden. In Übereinstimmung mit den anderen vorgestellten Studien zeigt sich ein negativer Zusammenhang zwischen sex ratio und Exogamie. Konträr zu anderen Forschungsergebnissen (z.B. Alba und Golden 1986; Çelikaksoy et al. 2010; González-Ferrer 2006; Kalter und Schroedter 2010), finden die Autoren jedoch keinen signifikanten Einfluss der relativen Größe einer ethnischen Gruppe auf die Wahrscheinlichkeit einer homogamen oder heterogamen Heirat ihrer Mitglieder. Spätere Analysen von Kalmijn und Tubergen (2010) kommen dann für die USA auch zu einem anderen Ergebnis. Mit Daten des Current Population Survey (CPS) zeigt sich ein deutlicher Einfluss der ethnischen Gruppengröße: je größer die Gruppe, desto wahrscheinlicher ist eine endogame Heirat.

Eine weitere Bestätigung für den Einfluss der Gelegenheitsstruktur auf ethnische Partnerwahlentscheidungen liefern Qian et al. (2018). Mit Daten des American Community Survey (ACS) zeigen sie, dass männliche Hispanoamerikaner eine größere Chance haben eine „weiße“ oder afroamerikanische Frau zu heiraten, wenn sie in Metropolregionen mit einem hohen Anteil an „Weißen“ und Afroamerikanern leben. Sie bestätigen damit Berechnungen von Wu et al. (2015). Diese kamen mit den gleichen Daten (ACS) zu dem Ergebnis, dass die Exogamierate in die „weiße“ Bevölkerung bei allen anderen ethnischen (Groß-)Gruppen³⁰ von deren lokalen relativen Größe zu der Gruppe der „Weißen“ beeinflusst wird. Umso größer die lokale relative Gruppengröße, desto geringer die Wahrscheinlichkeit einer exogamen Ehe. Sie zeigen außerdem, dass die einfache eigenethnische sex ratio³¹ bei Männern aller ethnischen Gruppen negativ mit der Wahrscheinlichkeit korreliert, eine „weiße“ Frau zu heiraten. Für Frauen zeigt sich hingegen, dass nur jene mit asiatischem Migrationshintergrund eine signifikant geringere Wahrscheinlichkeit haben, einen „weißen“ Mann zu heiraten, wenn sie in einer Metropolregion mit einer für sie günstigen eigenethnischen sex ratio leben.

Stier und Shavit (1994) identifizieren mit „Euro-Amerikanern“ und „Afro-Asiaten“ zwei zentrale ethnische (Groß-)Gruppen in Israel. Mit einer 20% Stichprobe des israelischen Zensus von 1983 berechnen sie unter anderem den Einfluss der kohortenbezogenen einfachen altersspezifischen sex ratio³² innerhalb der jeweiligen ethnischen Gruppe auf die Wahrscheinlichkeit einer endogamen Heirat bei Frauen. Es zeigte sich, dass afro-asiatische Frauen eine signifikant höhere Chance haben innerhalb ihrer eigenen ethnischen Gruppe zu heiraten, wenn sie dort auf ein günstiges Verhältnis von Männern zu Frauen treffen. Gleichzeitig erhöht eine günstige gruppenspezifische sex ratio ihre

³⁰ Hispanoamerikaner, Afroamerikaner und Amerikaner mit asiatischem Migrationshintergrund.

³¹ Das einfache Verhältnis der Personen des Gegengeschlechts zum eigenen Geschlecht in der jeweiligen Metropolregion.

³² Anzahl der Männer (geboren zum Zeitpunkt t - 2 Jahre) durch die Anzahl der Frauen (geboren zum Zeitpunkt t).

Chance überhaupt zu heiraten. Für euro-amerikanische Frauen hingegen konnte kein Zusammenhang der Partnermarktgelegenheiten innerhalb ihrer ethnischen Gruppe mit der Wahrscheinlichkeit einer ethnisch homogamen bzw. heterogamen Heirat festgestellt werden.

Auch für die Erklärungskraft der zumeist eigenethnischen Präferenz bei der Partnersuche gibt es Belege. Bereits 1950 widmet sich Hollingshead der Bedeutung der ethnischen Herkunft für den Heiratsmarkt. Er zeigt dabei die große Bedeutung der Glaubensgemeinschaften (vgl. auch Burgess und Wallin 1943). Diese sind eng mit der ethnischen Herkunft verbunden und üben je nach konkreter Religion³³ einen starken Homogamiedruck auf ihre Mitglieder aus. Entsprechend der theoretischen Erörterungen in Kapitel 2.3.2 gibt es jedoch auch gute Argumente, nach denen die Ähnlichkeit in Werten und Normen, welche mit einem gemeinsamen Glaubensbekenntnis einhergeht, die intrinsische Motivation für eine religiös und somit indirekt häufig auch ethnisch homogame Partnerwahl erhöhen sollte. Kalmijn und Tubergen (2010) zeigen, dass Zuwanderer aus christlichen Herkunftsländern eine höhere Wahrscheinlichkeit haben in eine christliche Aufnahmegesellschaft einzuheiraten, als Personen mit einem anderen religiösen Hintergrund, was die Befunde von Hollingshead (1950) 60 Jahre später erneut bestätigt.

Lin und Lundquist (2013) zeigen mit den Daten einer der größten US-amerikanischen Internetkontaktbörsen, dass „racial homophily“ sowohl für Männer als auch Frauen ein dominanter Einflussfaktor bei der Partnersuche ist. Da die Einteilung in vier Großgruppen (black, white, asian, hispanic) sehr grob ist, kann man allerdings nicht gut zwischen kulturellen und rassistischen Präferenzen unterscheiden. Interessant ist neben der starken Eigengruppenpräferenz auch, dass es eine Hierarchie bei der Präferenz von potenziellen Partnern außerhalb der eigenen Gruppe gibt, die je nach eigenem Hintergrund und Geschlecht variiert. Dabei scheinen insbesondere Afroamerikaner/-innen von den anderen Gruppen gemieden zu werden, während weiße Männer durchaus präferierte Partner bei Asiantinnen und Hispanierinnen sind. Gegen eine rein ökonomische Begründung dieses Befundes spricht, dass afroamerikanische Frauen keine vergleichbare Präferenz für weiße Männer zeigen. Dennoch spricht vieles dafür, dass hier statusmaximierende Erwägungen eine Rolle spielen. Argumente für die Bedeutung des ethnischen Hintergrunds als Statusmerkmal finden sich auch bei Guetto und Azzolini (2015). Sie zeigen für Italien, dass Ehen zwischen älteren schlechter gebildeten italienischen Männern und jüngeren besser gebildeten Zuwanderinnen aus „nicht-westlichen Ländern“ am wahrscheinlichsten sind, was einen Austausch von Status und Jugend/ökonomischem Potenzial nahelegt.

Zusammengefasst lässt sich somit sagen, dass sich sowohl für die Salienz des Merkmals des ethnischen Hintergrunds, als auch die Bedeutung der Gelegenheitsstrukturen bei der (inter-

³³ Die Zahlen variieren 1950 von 97,1% homogamen Ehen bei Juden bis zu 74,4% bei Protestanten.

)ethnischen Partnerwahl vielfältige Belege finden lassen. Die beiden am häufigsten verwendeten Indikatoren für den Partnermarkt sind dabei die (zumeist einfache) sex ratio und die relativen Gruppengrößen der jeweiligen ethnischen Gruppen in der Gesamtbevölkerung. Die Analysen beziehen sich dabei zumeist auf verheiratete Paare. Für die autochthone deutsche Bevölkerung und ihre Partnerwahlentscheidungen für oder gegen einen Partner mit Migrationshintergrund gibt es jedoch noch kaum spezifische Forschungsarbeiten.

4. Daten und Methoden

Im folgenden Kapitel werden die verwendeten Daten, die getätigten Operationalisierungen und die angewendeten Analysemethoden näher beleuchtet. Da der Fokus der vorliegenden Dissertation auf der Anwendung eines innovativen Messinstruments liegt, erfolgt die Deskription der theoretischen Grundlagen und empirischen Berechnung der verwendeten Partnermarktindikatoren entsprechend ausführlich in Kapitel 4.1. Anschließend wird auf die Verknüpfung der Indikatoren mit dem Analysedatensatz des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP) eingegangen und die für die Hypothesentests getätigten Operationalisierungen, sowie die zugrundeliegenden Stichproben beschrieben (4.2). Den Abschluss bildet die Deskription der verwendeten Analyseverfahren (4.3).

4.1 Die Partnermarktindikatoren

Die in der vorliegenden Untersuchung verwendeten Partnermarktindikatoren wurden im Rahmen des DFG-Projekts "Die makrostrukturellen Rahmenbedingungen des Partnermarkts im Längsschnitt" entwickelt, um eine möglichst theorieadäquate und räumlich angemessene Darstellung des deutschen Partnermarkts über einen ausgedehnten Zeitraum zu ermöglichen (aktuell: 1984-2014). Das zugrundeliegende Konzept des Partnermarktes beruht auf theoretischen Überlegungen von Johannes Stauder (2008, 2011), die ihrerseits auf die Strukturtheorie von Peter M. Blau (vgl. Kapitel 2.2.1) und die Fokustheorie von Scott L. Feld (vgl. Kapitel 2.2.2) zurückgehen.

Neben gängigen Strukturindikatoren für den Partnermarkt wie der einfachen sex ratio wurden zusätzlich theoretisch ausgereifere Indikatoren berechnet, welche zum einen die tatsächliche *Partnermarktrelevanz* und *Verfügbarkeit* potenzieller Partner mit abbilden können und zum anderen den der sex ratio zugrundeliegenden Aspekt der *Konkurrenz* um die Aspekte *Markttransparenz* und *Markteffizienz* erweitern.

Die *Partnermarktrelevanz* wird bei klassischen Indikatoren wie der sex ratio stark simplifiziert gehandhabt, indem beispielsweise alle Männer für alle Frauen als relevant eingestuft werden oder ein fester Altersabstand definiert wird, bis zu welchem Personen des anderen Geschlechts relevant sein sollen. Als für die Partnerwahl relevante Person können allgemein gesprochen alle Individuen gelten, die dem Suchenden im Hinblick auf die Befriedigung des Bedürfnisses nach intimer Beziehung einen hohen Grad der Zielerreichung versprechen (Stauder 2008: 272). Dabei können eine ganze Reihe von Aspekten relevant sein und es wäre kaum möglich sie alle in einem quantitativ verwendbaren Indikator abzubilden. Ein zweifelsfrei fundamentales Kriterium bei der Partnersuche

ist jedoch das Alter des potenziellen Partners (vgl. Buunk et al. 2001; Hollingshead 1950; Klein 1996; Klein und Stauder 2008), weshalb auch bisherige Indikatoren häufig eine gewisse Altersrelevanz berücksichtigen, indem beispielsweise eine theoretisch begründete Altersspanne als relevant festgelegt wird. Die hier verwendeten Partnermarktindikatoren greifen diese Erkenntnis auf, berechnen die tatsächliche Relevanz jedoch empirisch aus dem Altersabstand bestehender Beziehungen, statt sie theoretisch festzulegen³⁴. Neben der Altersrelevanz wurde zusätzlich die Annahme einer starken Bildungsrelevanz in die Indikatoren aufgenommen und Varianten berechnet, welche von einem hohen Maß an Bildungshomogamie ausgehen und den Partnermarkt getrennt für Personen mit und ohne Fachhochschulreife/Abitur beschreiben.

Die *Verfügbarkeit* potenzieller Partner für den Partnermarkt beschreibt das Ausmaß, in dem potenzielle Partner überhaupt gewillt sind, eine neue Partnerschaft einzugehen. Sie wird ebenso wie die Relevanz häufig sehr undifferenziert betrachtet, indem beispielsweise entweder alle Personen des Gegengeschlechts als für eine heterosexuelle Beziehung verfügbar definiert werden (z.B. Albrecht et al. 1997; Fossett und Kiecolt 1993; Raley 1996; South et al. 2001), oder aber alle Personen in bestehenden Ehen als auf dem Partnermarkt abwesend (z.B. Crowder und Tolnay 2000; Lichter et al. 1995; Lloyd und South 1996; Oropesa et al. 1994; South 1995; South und Lloyd 1992, 1995; Veevers 1988). Äquivalent zur Bestimmung der tatsächlichen Altersrelevanz wird auch die Verfügbarkeit partnerschaftlich gebundener Akteure in den hier verwendeten Partnermarktindikatoren empirisch aus der Trennungswahrscheinlichkeit mit direkter Nachfolgebeziehung bestimmt und nicht einfach theoretisch festgelegt.³⁵ Somit fließen nicht nur partnerschaftlich ungebundene Personen in die Berechnung der verfügbarkheitsgewichteten Indikatoren ein (diese werden als uneingeschränkt verfügbar definiert), sondern alle relevanten Personen eines Kreises gewichtet nach ihrer Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit.

Das Verhältnis von Angebot und Nachfrage (*Konkurrenz*) bezüglich potenzieller Partner entspricht dem Basiskonzept des Partnermarkts. Die in bisherigen Studien hauptsächlich verwendete sex ratio bildet genau dieses Verständnis ab, indem sie die Anzahl von Männern und Frauen ins Verhältnis setzt. Um eine möglichst valide Darstellung der Partnermarktkonkurrenz zu gewährleisten, wurde die sex ratio für die hier verwendeten Indikatoren um die vorgestellten Konzepte der tatsächlichen Altersrelevanz und Verfügbarkeit potenzieller Partner erweitert. Akteure konkurrieren um relevante, verfügbare Partner mit allen (gleichgeschlechtlichen) Personen, die auf Grund ihrer Merkmale für potenzielle Partner des Akteurs ihrerseits relevant und verfügbar sind (vgl. Goldman et al. 1984: 7; Klein und Stauder 2008). Die daraus resultierenden Partnermarktindikatoren gehen

³⁴ Für eine Erläuterung der Berechnungsverfahren siehe Kapitel 4.1.1.

³⁵ Die Berechnungen folgen dem Konzept von Stauder (2006).

auf theoretische Vorarbeiten von Goldman et al. (1984) zurück, welche mit ihrem Konzept der availability ratio einen Entwurf für die adäquate Berücksichtigung der tatsächlichen Altersrelevanz und Konkurrenz geliefert haben. Zentral ist ihre Erkenntnis, dass die Partnermarktchancen von Personen einer bestimmten Altersgruppe zum einen von den jeweiligen Häufigkeiten von Personen des Gegengeschlechts in den verschiedenen relevanten Altersgruppen abhängen und zum anderen von der Anzahl der Personen des eigenen Geschlechts aus der eigenen und aus anderen Altersgruppen, die um die gleichen potenziellen Partner konkurrieren. Da die availability ratio zwar die tatsächliche Altersrelevanz hinreichend berücksichtigt, aber nicht die Verfügbarkeit potenzieller Partner, wurden zusätzlich verfügbarkeitsgewichtete Varianten berechnet.³⁶

Die Frage nach der relativen Gruppengröße der beiden Geschlechter und der daraus resultierenden Konkurrenz auf dem Partnermarkt orientiert sich stark an den Überlegungen von Peter M. Blau (vgl. Kapitel 2.2.1). Folgt man den Überlegungen von Scott L. Feld (vgl. Kapitel 2.2.2) so kommt man jedoch zu der Erkenntnis, dass nicht nur die relativen Gruppengrößen die Gelegenheitsstrukturen bestimmen, sondern dass Foki auch weitere Eigenschaften aufweisen, welche eine Beziehungsaufnahme fördern oder aber behindern können. Auf räumliche Einheiten übertragen führt diese Erkenntnis zu den Konzepten der *Markttransparenz* und *Markteffizienz* des Partnermarkts. So kann die Siedlungsstruktur eines Kreises beispielsweise einen enormen Einfluss auf die Suchkosten eines potenziellen Partners haben und seine Altersstruktur kann die altersrelevanten Personen des Gegengeschlechts in der Masse irrelevanter Personen geradezu verschwinden lassen. Dies ist dabei wohlgemerkt relativ unabhängig von dem Geschlechterverhältnis. Aus diesem Grund werden neben der sex ratio und der availability ratio noch zwei weitere Indikatoren berechnet. Die soziale Partnermarktdichte bezieht die Anzahl der relevanten und verfügbaren Personen des Gegengeschlechts auf die Gesamtbevölkerung um somit die Sichtbarkeit potenzieller Partner bzw. die Markttransparenz abzubilden. Die räumliche Partnermarktdichte bezieht die Anzahl der relevanten und verfügbaren Personen des Gegengeschlechts hingegen auf die Fläche des Kreises, um die Siedlungsstruktur und somit die Suchkosten bzw. die Markteffizienz wiederzugeben.

Aus den vorgestellten theoretischen Erörterungen ergeben sich somit vier Partnermarktindikatoren (sex ratio, availability ratio, soziale Partnermarktdichte und räumliche Partnermarktdichte), welche zusätzlich in unterschiedlichen Varianten vorliegen.³⁷

³⁶ Für die Erläuterung der Berechnungsverfahren siehe Kapitel 4.1.1.

³⁷ Für eine detaillierte Aufzählung der verschiedenen Indikatoren und ihrer Varianten, sowie die Darstellung ihrer Berechnungsverfahren siehe Kapitel 4.1.1.

4.1.1 Berechnungsverfahren der Partnermarktindikatoren

Im Folgenden werden die Formeln für alle verwendeten Partnermarktindikatoren vorgestellt und erläutert.³⁸ Zu beachten ist, dass alle Indikatoren auf Kreisebene und bezogen auf ein Kalenderjahr berechnet werden, auch wenn dies zugunsten der Lesbarkeit in den Formeln nicht explizit vermerkt wird.

Der theoretisch und rechnerisch einfachste verwendete Partnermarktindikator ist die **altersspezifische sex ratio** (SR). Sie dient primär als Nullmessung für den Vergleich mit den theoretisch ausgereifteren Indikatoren und berechnet sich aus dem Verhältnis von Männern und Frauen desselben Alters ($j=i$).

$$(1) \quad SR_{Fi} = \frac{M_j}{F_i}$$

Die altersspezifische sex ratio für Frauen des Alters i ergibt sich aus der Anzahl der Männer des Alters j geteilt durch die Anzahl der Frauen des Alters i .

Wie man der Formel entnehmen kann bedeuten Werte größer als 1 eine Überzahl an Männern des Alters j verglichen mit Frauen des Alters i . Alle Partnermarktindikatoren, welche die Geschlechter ins Verhältnis zueinander setzen, um die Konkurrenz auf dem Partnermarkt abzubilden (sex ratios und availability ratios), folgen derselben Logik. Werte größer als 1 bedeuten eine tendenziell günstige Partnermarktlage, während Werte kleiner als 1 entsprechend eine ungünstige Partnermarktlage anzeigen. Da die Wertebereiche für günstige (1 bis ∞) und ungünstige (0 bis 1) Partnermarktlagen aufgrund des Berechnungsverfahrens nur schwer vergleichbar sind, werden sowohl die sex ratios als auch die availability ratios logarithmiert, bevor sie in die Analysen eingehen.

Die Berechnung der **availability ratio** (AR) folgt den Überlegungen von Goldman et al. (1984) und Stauder (2011). Der wesentliche Unterschied besteht darin, dass nicht einfach Personen des jeweiligen Altersjahres miteinander ins Verhältnis gesetzt werden. Vielmehr werden empirisch für jedes Altersjahr einer Person Altersrelevanzgewichte³⁹ berechnet, die anzeigen, welche Altersgruppen wie häufig als heterosexuelle Partner für Personen des entsprechenden Alters vorkommen. Anschließend werden diese Altersrelevanzgewichte mit der Anzahl der Personen des Gegengeschlechts der jeweiligen Altersgruppe im Kreis

³⁸ Für eine noch ausführlichere Darstellung siehe Eckhard et al. (2014) und Eckhard et al. (2019).

³⁹ Die Altersrelevanzgewichte haben einen Wertebereich von 0 für überhaupt nicht relevant bis 1 für voll relevant. Für die genaue Darstellung der Berechnung der Altersrelevanzgewichte siehe Eckhard et al. (2014) und Eckhard et al. (2019).

verrechnet. Am Beispiel für Frauen des Alters i erhält man so die Anzahl der altersrelevanten Männer im Kreis r :

$$(2) \quad M_{ir}^A = \sum_j M_{jr} * w_i^{A(M)j}$$

Die Anzahl der altersrelevanten Männer für Frauen des Alters i im Kreis r ergibt sich aus der Summe des Produkts der Männer des Alters j im Kreis r mit dem jeweiligen Altersrelevanzgewicht des Alters j für Frauen des Alters i .

Im nächsten Schritt wird die ermittelte Anzahl der für Frauen des Alters i altersrelevanten Männer ins Verhältnis zu den für diese Männer altersrelevanten Frauen gesetzt. Dafür wird zunächst für jedes Altersjahr j der Männer äquivalent zur Formel (2) die Anzahl der für sie altersrelevanten Frauen der jeweiligen Altersjahre g bestimmt. Anschließend wird diese Anzahl mit dem Altersrelevanzgewicht des Altersjahres j für die Frauen des Alters i verrechnet. Es ergibt sich folgende Formel für die availability ratio:

$$(3) \quad AR_{Fir} = \frac{M_{ir}^A}{\sum_j w_i^{A(M)j} * F_{jr}^A} = \frac{\sum_j M_{jr} * w_i^{A(M)j}}{\sum_j w_i^{A(M)j} * \sum_g F_{gr} * w_j^{A(F)g}}$$

Die availability ratio für Frauen des Alters i im Kreis r berechnet sich durch die Anzahl der altersrelevanten Männer für Frauen des Alters i im Kreis r , geteilt durch die Summe der Anzahlen der altersrelevanten Frauen für Männer der Altersjahre j im Kreis r , gewichtet nach der Altersrelevanz der Altersjahre j für Frauen des Alters i .

Die Basisvariante der availability ratio hat gegenüber der sex ratio bereits den entscheidenden Vorteil der valideren Abbildung der tatsächlichen Altersrelevanz. Sie kann nun zusätzlich um weitere Aspekte erweitert werden. Dafür wird die Anzahl der Personen eines Geschlechts im Kreis r analog zur Logik der Altersrelevanzgewichte mit weiteren Gewichtungsfaktoren verrechnet. So wurden für die hier vorgenommenen Analysen zusätzlich Varianten mit Verfügbarkeitsgewichtung und Gewichtung nach Bildungsrelevanz verwendet.^{40,41} Für die Ermittlung einer bildungs- und verfügbarkeitsgewichteten Variante der availability ratio muss entsprechend zunächst die

⁴⁰ Theoretisch wären weitere Relevanzgewichte denkbar. Im Rahmen des DFG-Projektes "Die makrostrukturellen Rahmenbedingungen des Partnermarkts im Längsschnitt" wurden Alters und Bildungsrelevanz als theoretisch besonders saliente Eigenschaften für die Berechnung ausgewählt.

⁴¹ Alle Gewichtungsfaktoren haben einen Wertebereich von 0 für überhaupt nicht relevant bis 1 für vollkommen relevant. Für die ausführliche Berechnung der Gewichtungsfaktoren siehe Eckhard et al. (2014) und Eckhard et al. (2019).

Berechnung der Relevanten Personen des Gegengeschlechts im Kreis erweitert werden. Am Beispiel für Frauen eines spezifischen Bildungsniveaus⁴² muss daher die Formel (4) wie folgt lauten:

$$(4) \quad M_{ibr}^{ABV} = \sum_j M_{jr} * w_i^{A(M)j} * w_{br}^{B(M)j} * w_r^{V(M)j}$$

Die Anzahl der alters- und bildungsrelevanten verfügbaren Männer für Frauen des Alters i mit dem Bildungsniveau b im Kreis r ergibt sich aus der Summe der Männer der Altersjahre j im Kreis r jeweils multipliziert mit der Altersrelevanz der Altersjahre j für Frauen im Alter i, sowie dem Anteil der bildungsrelevanten Männer der Altersjahre j für Frauen des Bildungsgrads b im Kreis r und der Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit von Männern der Altersjahre j im Kreis r.

Im nächsten Schritt wird auch die Berechnung der Anzahl der alters- und bildungsrelevanten sowie verfügbaren Frauen im Nenner der Formel zur Berechnung der availability ratio um die Gewichtungsfaktoren für Bildungsrelevanz und Verfügbarkeit erweitert:

$$(5) \quad AR_{Fibr}^{BV} = \frac{M_{ibr}^{ABV}}{\sum_j w_i^{A(M)j} * F_{jbr}^{ABV}} = \frac{\sum_j M_{jr} * w_i^{A(M)j} * w_{br}^{B(M)j} * w_r^{V(M)j}}{\sum_j w_i^{A(M)j} * \sum_g F_{gr} * w_j^{A(F)g} * w_{br}^{B(F)g} * w_r^{V(F)g}}$$

Die bildungs- und verfügbarkeitsgewichtete availability ratio für Frauen des Alters i mit dem Bildungsniveau b im Kreis r berechnet sich durch die Anzahl der alters- und bildungsrelevanten verfügbaren Männer für Frauen des Alters i mit dem Bildungsniveau b im Kreis r, geteilt durch die Summe der Anzahlen der alters- und bildungsrelevanten verfügbaren Frauen für Männer der Altersjahre j mit dem Bildungsniveau b im Kreis r, gewichtet nach der Altersrelevanz der Altersjahre j für Frauen des Alters i.

Insgesamt wurden drei Varianten der availability ratio für die durchgeführten Analysen verwendet. Neben der Basisvariante, welche lediglich Altersrelevanz berücksichtigt (AR), wird weiterhin die verfügbarkeitsgewichtete availability ratio (AR^V) und die verfügbarkeits- und bildungsgewichtete availability ratio (AR^{BV}) verwendet. Dabei enthält die Bildungsgewichtung die stärksten Annahmen, da sie von einem getrennten Partnermarkt für Personen mit und ohne Fach-/Hochschulreife ausgeht.

Die bis zu diesem Punkt vorgestellten Partnermarktindikatoren sex ratio und availability ratio repräsentieren das Verhältnis von Angebot und Konkurrenz auf dem Partnermarkt im jeweiligen Kreis. Für die Abbildung der Partnermarkttransparenz hingegen ist weniger wichtig, wie das Verhältnis zwischen relevanten potenziellen Partnern und der Konkurrenz um diese ausfällt. Hier

⁴² Die Indikatoren unterscheiden zwischen Personen mit und ohne Fach-/Hochschulreife.

interessiert vielmehr, inwieweit die relevanten potenziellen Partner in der Gesamtbevölkerung wahrgenommen werden können. Der Unterschied zwischen diesen Konzepten fällt besonders stark aus, wenn der für die Partnersuche relevante Anteil der Bevölkerung sehr klein ist, weil ein im Verhältnis zur Konkurrenz relativ großes Angebot an potenziellen Partnern hier dennoch einen insgesamt nur sehr kleinen Anteil an der Gesamtbevölkerung bedeutet. Die Berechnung der sozialen Partnermarktdichte (PMD_{soz}) folgt dabei zunächst derselben Logik wie die Berechnung der availability ratio, denn auch hier ist die Anzahl der relevanten potenziellen Partner integraler Bestandteil des Konzeptes (vgl. Formel (2) und Formel (4)). Im Nenner der Formel zur Berechnung der sozialen Partnermarktdichte steht nun aber die Bevölkerungszahl des Kreises:

$$(6) \quad PMD_{Fir(sozial)} = \frac{M_{ir}^A}{Bevölkerungszahl_r} = \frac{\sum_j M_{jr} * w_i^{A(M)j}}{Bevölkerungszahl_r}$$

Die soziale Partnermarktdichte für Frauen des Alters i im Kreis r ergibt sich aus der Anzahl der altersrelevanten Männer im Kreis r für Frauen des Alters i , geteilt durch die Bevölkerungszahl des Kreises r .

Zusätzlich zur sozialen Partnermarktdichte wurde der Partnermarktindikator der räumlichen Partnermarktdichte ($PMD_{räuml}$) gebildet, um die Partnermarkteffizienz in Hinsicht auf die durchschnittlich zu überwindenden Distanzen bei der Partnersuche darzustellen. Der Grundgedanke hier ist, dass Personen insbesondere in Kreisen mit einer sehr ländlichen Siedlungsstruktur mit erhöhten Suchkosten konfrontiert werden, wodurch sich der Suchprozess ineffizient gestaltet. Entsprechend wird hier die Anzahl der altersrelevanten potenziellen Partner nicht mit der Gesamtbevölkerung, sondern mit der Siedlungsfläche des Kreises in Beziehung gesetzt:

$$(7) \quad PMD_{Fir(räuml)} = \frac{M_{ir}^A}{Siedlungsfläche_r(km^2)} = \frac{\sum_j M_{jr} * w_i^{A(M)j}}{Siedlungsfläche_r(km^2)}$$

Die räumliche Partnermarktdichte für Frauen des Alters i im Kreis r ergibt sich aus der Anzahl der altersrelevanten Männer im Kreis r für Frauen des Alters i , geteilt durch die Siedlungsfläche des Kreises r in km^2 .

Für beide Partnermarktdichten (PMD_{sozial} , $PMD_{räuml}$) wurden äquivalent zur availability ratio zusätzliche Varianten berechnet, die auch die Verfügbarkeit und Bildungsrelevanz potenzieller Partner berücksichtigt. Dafür wurde der Zähler jeweils wie in Formel (4) dargestellt um zusätzliche Gewichtungsfaktoren erweitert.

Tabelle 1 zeigt einen Überblick über alle in den Analysen verwendeten Partnermarktindikatoren geordnet nach untersuchtem Partnermarktaspekt und den verwendeten Relevanzkonzepten bezüglich der potenziellen Partner.

Tab. 1: Übersicht über die Partnermarktindikatoren

		Der Indikator berücksichtigt:			
			Altersrelevanz	Verfügbarkeit	Bildungsrelevanz
Konkurrenz	sex ratio	SR	+/-	-	-
		AR	+	-	-
	availability ratio	AR _V	+	+	-
		AR _{BV}	+	+	+
Transparenz	soziale Partnermarktdichte	PMD _(sozial)	+	-	-
		PMD _{V(sozial)}	+	+	-
		PMD _{BV(sozial)}	+	+	+
Effizienz	räumliche Partnermarktdichte	PMD _(räuml)	+	-	-
		PMD _{V(räuml)}	+	+	-
		PMD _{BV(räuml)}	+	+	+

'+' wird berücksichtigt, '-' wird nicht berücksichtigt, '+/-' wird teilweise berücksichtigt

Damit die unterschiedlichen Varianten der Partnermarktindikatoren bezüglich der Stärke ihres Einflusses auf homogame Partnerwahl über die verschiedenen Modelle und Stichproben der Analysen hinweg vergleichbar sind, wurden die Indikatoren zusätzlich auf einen gemeinsamen Mittelwert von 0 mit einer Standardabweichung von 1 z-standardisiert.

4.1.2 Datengrundlage der Partnermarktindikatoren

Die Grundlage der Partnermarktindikatoren bildet die Bevölkerungsstatistik, welche durch die statistischen Landesämter und das Statistische Bundesamt zur Verfügung gestellt wird. Die Bevölkerungsstatistik liefert die absoluten Zahlen der deutschen Wohnbevölkerung differenziert nach Geschlecht und Alter in den Kreisen und kreisfreien Städten für die Jahre 1985 bis 2014.⁴³ Dabei gehen nur deutsche Staatsbürger in die Indikatoren ein, da bei der Konzeption der Indikatoren getrennte Teilpartnermärkte für Deutsche und Nicht-Deutsche unterstellt wurden. Dies

⁴³ Aufgrund von Kreisgebietsreformen und der teilweise asynchronen Verwendung von Kreiskennziffern kam es bei den Bevölkerungsdaten zu einigen wenigen zusätzlichen Ausfällen. Dies betrifft nur die Bevölkerungsdaten bei der Berechnung der sozialen Partnermarktdichte und führt zu leicht abweichenden Fallzahlen der Analysemodelle in Kapitel 5. So standen für die Analysen zur Bildungshomogamie beispielsweise nur 3525 statt 3533 Fälle zur Verfügung, wenn die soziale Partnermarktdichte als Indikator verwendet wurde.

ist eine stark vereinfachende Annahme, auch wenn sie durch den relativ geringen Anteil binationaler Partnerwahlen in Deutschland gestützt wird (Klein 2000a: 317). Es bleibt festzuhalten, dass diese Einschränkung insbesondere für die Analysen bezüglich der ethnischen Homogamie einige inhaltliche Probleme mit sich bringt. Zusätzlich zur Bevölkerungsstatistik liefern die statistischen Landesämter und das Statistische Bundesamt auch die Flächendaten zur Berechnung der räumlichen Partnermarktdichte.

Die Berechnung der Altersrelevanzgewichte (vgl. $W_i^{A(M)j}$ in den Formeln (2) bis (7)) erfolgt über die empirische Bestimmung der Anteilswerte eines spezifischen Partneralters je nach Geschlecht und Alter einer Person bei Beginn von neuen Partnerschaften.⁴⁴ Es wird dabei davon ausgegangen, dass tatsächlich realisierte Partnerschaften auch die tatsächliche Altersrelevanz am besten widerspiegeln. Dabei ist jedoch zu beachten, dass realisierte Partnerschaften auch durch die Gelegenheitsstruktur beeinflusst wurden. Daher sind die berechneten Relevanzgewichte zwar einfachen theoretischen Festlegungen gegenüber überlegen, aber dennoch keine perfekte Messung der tatsächlichen Altersrelevanz.

Da für die möglichst valide Bestimmung der Altersrelevanzgewichte für eine Vielzahl von Alterskombinationen eine hohe Fallzahl benötigt wird, flossen eine ganze Reihe von Datensätze in die Berechnung ein. Hierfür wurden alle deutschen Erhebungen ausgewertet, welche Auskunft über den Zeitpunkt und das Alter der Partner bei Beziehungsbeginn geben können. Konkret waren dies:

- Der Familiensurvey des Deutschen Jugendinstituts mit den Wellen von 1988 (erste Welle, Westdeutschland), 1990 (erste Welle, Ostdeutschland), 1994 (zweite Welle), und von 2000 (dritte Welle).
- Das Beziehungs- und Familienpanel (pairfam) mit den Wellen 1 (2008/2009), 2 (2009/2010) und 3 (2010/2011).
- Das Sozio-ökonomische Panel (SOEP) des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung mit den Wellen 1992-2010 (bzw. 1985-2010 bei Berücksichtigung von Fällen mit geschätztem Beziehungsjahr).
- Der Generations and Gender Survey der Vereinten Nationen mit den Wellen von 2005 (erste Welle, deutsches Sample) und von 2008 (zweite Welle, deutsches Sample).
- Der Alterssurvey des Deutschen Zentrums für Altersfragen von 2008 (dritte Welle).

⁴⁴ Für eine detaillierte Dokumentation der Berechnung der Altersrelevanzgewichte siehe Eckhard et al. (2019: 14-28).

- Die am Mannheimer Forschungsinstitut Ökonomie und Demographischer Wandel (MEA) koordinierte Erhebung SHARELIFE, die zugleich die dritte Welle des Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) ist.
- Der Partnermarktsurvey 2009 (Welle 1), der am Max-Weber-Institut für Soziologie der Universität Heidelberg konzipiert und realisiert wurde.

Für die Bestimmung der **Bildungsrelevanzgewichte** (vgl. $W_{br}^{B(M)j}$ in den Formeln (4) und (5)) wird für einen Kreis r der Anteil der Personen des Gegengeschlechts (in diesem Beispiel Männer) im Alter j ermittelt, welcher über ein bestimmtes Bildungsniveau b (mit oder ohne Fach-/Hochschulreife) verfügt.⁴⁵ Als relevant werden dabei jene Personen des Gegengeschlechts eingestuft, die über das gleiche Bildungsniveau verfügen wie die Person, welcher der bildungsgewichtete Indikator zugewiesen wird. Um die Bildungsverteilung der Bevölkerung auf Kreisebene altersgenau und nach Geschlecht getrennt zuverlässig abbilden zu können, bedarf es einer möglichst großen Stichprobe, welche außerdem eine nachvollziehbare regionale Gliederung besitzt. Die Berechnung der Bildungsrelevanzgewichte erfolgt daher auf der Grundlage des Mikrozensus ab dem Jahr 1985.⁴⁶ Der Mikrozensus ist mit einem Auswahlsatz von rund einem Prozent der deutschen Bevölkerung die umfangreichste wiederholte Querschnittsbefragung in Deutschland und bietet somit die valideste Näherung an die tatsächliche Bildungsverteilung.

Die **Verfügbarkeitsgewichte** (vgl. $W_r^{V(M)j}$ in den Formeln (4) und (5)) berechnen sich aus der Summe der Anteile der verschiedenen Formen des partnerschaftlichen Zusammenlebens (z.B. partnerlos und Ehe, mit oder ohne Kinder) für Personen eines Geschlechts (in diesem Beispiel Männer) im Kreis r und im Alter j multipliziert mit der jeweiligen Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit einer Person in der entsprechenden Lebensform für eine neue Partnerschaft. Während Personen ohne Partner generell als verfügbar definiert sind, wurde die Wahrscheinlichkeit der Verfügbarkeit von partnerschaftlich gebundenen Akteuren empirisch aus dem Trennungsrisiko mit direkter Nachfolgebeziehung abgeleitet.⁴⁷ Als Datengrundlage für die regionale Verteilung der verschiedenen Lebensformen wird wiederum der Mikrozensus (1985 bis aktuell 2014) herangezogen, da auch hier äquivalent zur Bildungsverteilung eine möglichst umfangreiche Erhebung notwendig ist, um valide altersgenaue und nach Geschlecht getrennte Zahlen zu

⁴⁵ Für eine detaillierte Dokumentation der Berechnung der Bildungsrelevanzgewichte siehe Eckhard et al. (2019: 29-34).

⁴⁶ Eine Ausnahme ist das Jahr 1988, da hier aufgrund von Kontroversen um die Volkszählung kein Mikrozensus erhoben wurde.

⁴⁷ Für eine detaillierte Dokumentation der Berechnung der Verfügbarkeitsgewichte siehe Eckhard et al. (2019: 35-52).

ermitteln. Da anhand des Mikrozensus allerdings lediglich eine Differenzierung in Verheiratete, nichteheliche Lebensgemeinschaften und Personen ohne Partner im Haushalt möglich ist, wurde der Anteil der Partnerschaften mit getrennten Haushalten zusätzlich mit Hilfe des ALLBUS geschätzt. Für die Berechnung der Trennungswahrscheinlichkeit mit direkter Nachfolgebeziehung für Personen aus den jeweiligen Partnerschaftsformen, wurden Daten aus der dritten Welle (2000) des Familiensurveys und der dritten Welle (2009) des Survey of Health and Retirement in Europe (SHARE) verwendet. SHARE wurde vor allem deshalb hinzugezogen, um valide Aussagen über die Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit im höheren Lebensalter treffen zu können.

4.2 Individualdaten: Das Sozio-ökonomische Panel (SOEP)

Für die durchgeführten Analysen wurden die strukturellen Daten der Partnermarktindikatoren mit Individualdaten auf Kreisebene verknüpft. Das heißt, dass Personen in Abhängigkeit von Kalenderjahr, Alter, Geschlecht und Wohnort die entsprechenden Partnermarktindikatoren ihrer individuellen regionalen Umgebung zugespielt wurden. Für die Bereitstellung entsprechender Individualdaten wurde das Sozio-ökonomische Panel (SOEP) ausgewählt, da es mit seiner längsschnittlichen Datenstruktur die Rekonstruktion von Partnerschaftsbiografien (inklusive von Zeitpunkt und Ort des Beziehungsbeginns) ermöglicht und den Erhebungszeitraum der Indikatoren voll ausschöpft (1985-2014). Hierdurch wird gewährleistet, dass trotz der großen Anforderungen an die Daten eine hinreichende Fallzahl für die multivariaten Analysen erreicht wird. Das SOEP ist eine repräsentative Wiederholungsbefragung von über 12.000 deutschen Privathaushalten mit ca. 30.000 Befragten, die seit 1984 jährlich durchgeführt wird. Ein weiterer Vorteil des SOEP ist sein thematisch breiter Fragenkatalog mit umfangreichen Informationen zu beiden Partnern, sofern sie im selben Haushalt leben. Somit wird es möglich die partnerschaftliche Passung in Hinsicht auf verschiedenste Eigenschaften zu untersuchen. Gleichzeitig ist hier jedoch auch eine der bedeutendsten Einschränkungen der Daten angesprochen. Typischerweise ist nur einer der beiden Partner ursprünglich Mitglied der durch das SOEP erhobenen Stichprobe. Der andere Partner wird erst dann befragt, wenn beide in einen gemeinsamen Haushalt ziehen. Somit sind die Analysen auf zusammenlebende Paare beschränkt, d.h. (die meisten) Ehen und nichteheliche Lebensgemeinschaften. Eine Untersuchung der partnerschaftlichen Passung von Paaren ohne gemeinsamen Haushalt ist nicht möglich.

Um den Einfluss des Partnermarkts auf die partnerschaftliche Passung zu testen, mussten Paare identifiziert werden, welche im Erhebungszeitraum des SOEP (1985-2014) zum ersten Mal zusammenziehen. Anschließend wurden die Partnermarktindikatoren des Kreises hinzugespielt, in welchem der ursprüngliche SOEP Befragte im Jahr vor dem Zusammenzug gelebt hat. Nur für diesen

Partner liegen die entsprechenden Wohnortinformationen vor. Durch diese Vorgehensweise bekommen die Analysen eine hybride Struktur, da zwar eine Eigenschaft des Paares untersucht wird (homogam vs. nicht homogam), die Analysen aber dennoch auf der Individualebene stattfinden. Die Daten der verschiedenen Zusammenzugszeitpunkte wurden anschließend gepoolt, so dass ein gemeinsamer Analysedatensatz für den gesamten Erhebungszeitraum entsteht.⁴⁸

4.2.1 Operationalisierungen und Stichprobe: Altersabstand

Bevor die eigentlichen Hypothesentests durchgeführt werden, wurde in einer Voruntersuchung der Einfluss des Partnermarkts auf den Altersabstand von Partnern getestet. Der Altersabstand berechnet sich aus dem Betrag der Differenz des Alters beider Partner. Wie den Berechnungsverfahren der Partnermarktindikatoren zu entnehmen ist (vgl. Kapitel 4.1.1), berechnet sich die Altersrelevanz potenzieller Partner entweder anhand des tatsächlichen Altersabstands von bereits existierenden Paarbeziehungen oder wird im Fall der altersspezifischen sex ratio auf einen sehr engen Bereich um das Alter einer Person herum festgelegt. Da der Altersabstand bei bestehenden Beziehungen in Deutschland im Durchschnitt relativ gering ist⁴⁹, messen die nach Altersrelevanz gewichteten Partnermarktindikatoren somit direkt das Angebot an relativ gleichaltrigen Personen in der lokalen Umgebung. Eine Untersuchung des Einflusses des strukturellen Angebots an potenziellen Partnern ohne die Notwendigkeit von zusätzlichen Präferenzannahmen liefert zum einen die Möglichkeit die Theoreme der Strukturtheorie Blau's (auf die die gelegenheitsstrukturellen Hypothesen dieser Arbeit maßgeblich aufbauen) zu testen und zum anderen die Möglichkeit der Validierung der verwendeten Indikatoren. Einfach gesprochen: Ein großes Angebot an relativ gleichaltrigen Personen in der regionalen Umgebung sollte den durchschnittlichen Altersabstand von Partnern verringern, wenn es einen primären Effekt der (Makro-)Sozialstruktur gibt. Lässt sich dies mithilfe der Partnermarktindikatoren nicht zeigen, so wäre es ein Hinweis darauf, dass der Effekt der Gelegenheitsstruktur marginal ist, oder aber die Indikatoren den Partnermarkt unzureichend widerspiegeln.

⁴⁸ Einschränkend ist zu erwähnen, dass die verwendeten Drittvariablen zwar nicht sensibel für die Frage sind, ob es sich um heterosexuelle oder homosexuelle Partnerschaften handelt, die verwendeten Partnermarktindikatoren sich jedoch auf das Angebot an potenziellen Partnern des Gegengeschlechts beziehen. Da rund 1% der Stichprobe sich aus gleichgeschlechtlichen Paaren zusammensetzt, erhöht sich bei allen durchgeführten Analysen die Gefahr für einen Fehler zweiter Art, wenn die Effekte der Partnermarktindikatoren interpretiert werden, da die Indikatoren für diese 1% ohne Bedeutung sind. Aufgrund des sehr kleinen Anteils gleichgeschlechtlicher Paare an der Gesamtstichprobe ist dieses Risiko jedoch außerordentlich gering.

⁴⁹ So haben beispielsweise 57,8% aller Ehepartner in Deutschland einen Altersabstand von 0 bis 4 Jahren (vgl. Statistisches Bundesamt 2017b), wobei der durchschnittliche Altersabstand in jungen Jahren oft sehr klein ist und im Lebensverlauf zunimmt (vgl. Klein und Rapp 2014).

Da das Alter der Befragten immer abgefragt wurde, gibt es bei den Analysen zum Altersabstand die geringsten Fallzahlverluste durch fehlende Angaben. Insgesamt wurden 4811 Paare identifiziert, welche im Erhebungszeitraum des SOEP zum ersten Mal zusammengezogen sind und zu denen alle notwendigen Informationen für eine multivariate Analyse des Zusammenhangs von Partnermarkt und Altersabstand vorlagen. Der durchschnittliche Altersabstand aller Paare in der Stichprobe beträgt 4,48 Altersjahre. Tabelle 2 liefert eine Übersicht über die weiteren Eigenschaften der verwendeten Stichprobe.

Tab. 2: Gesamtstichprobe der Analysen zum Altersabstand

	N	Anteil in %
Fallzahl insgesamt	4 811	
Geschlecht		
Frauen	2 498	51,92
Männer	2 313	48,08
Bildungsabschluss		
Ohne Fach-/Hochschulreife	3 213	66,78
Mit Fach-/Hochschulreife	1 598	33,22
Alter bei Zusammenzug		
≤ 25	1 559	32,40
26 bis 50	2 914	60,57
> 50	338	7,03
Geburtskohorte		
Vor 1951 geboren	370	7,69
1951 bis 1960 geboren	560	11,64
1961 bis 1970 geboren	1 664	34,59
1971 bis 1980 geboren	1 418	29,47
Nach 1980 geboren	799	16,61
Siedlungsstruktur des Wohnortes		
Städtischer Raum	3 205	66,62
Ländlicher Raum	1 606	33,38
Wohnort in ehem. Ost-/Westdeutschland		
Ost	897	18,64
West	3 914	81,36

Quelle: SOEP (1985-2014)

Wie man erkennen kann, sind Frauen und Männer in etwa paritätisch in der Stichprobe vertreten. Bildung wurde äquivalent zur Operationalisierung für die Berechnung der Partnermarktindikatoren in die Kategorien „mit Fach-/Hochschulreife“ und „ohne Fach-/Hochschulreife“ dichotomisiert. Die benötigten Informationen wurden der CASMIN-Klassifikation im SOEP entnommen. Tabelle 3 zeigt zur Veranschaulichung exemplarisch für das Jahr 2000 die Verteilung der Personen auf die verschiedenen CASMIN-Stufen und die resultierende Verteilung entlang der hier vorgenommenen Kategorisierung. Personen, welche zum Zeitpunkt der Befragung die Schule noch nicht abgeschlossen hatten (~2% in der Gesamtstichprobe des SOEP), wurden aus der Stichprobe ausgeschlossen. Befragte mit Fach-/Hochschulreife sind mit 33,22 Prozent etwas überrepräsentiert.

Dennoch ist die Verteilung eine relativ gute Widergabe der deutschen Bevölkerung (vgl. Statistisches Bundesamt 2018).

Der Großteil der Zusammenszugsereignisse findet in (verhältnismäßig) jungen Jahren statt (vgl. Rapp 2018). Im Alter über 50 Jahren sind viele Personen bereits partnerschaftlich gebunden und die Häufigkeit nimmt entsprechend deutlich ab. Die Übersicht über die Geburtskohorten zeigt eine gute Abdeckung mit einem Schwerpunkt auf Personen welche zwischen 1961 und 1980 geboren wurden. Auch die Verteilung der Befragten nach der Siedlungsstruktur⁵⁰ ihres Kreises und der Frage ob ihr aktueller Wohnort im ehemaligen Ost- bzw. Westdeutschland liegt, entspricht in etwa den Verhältnissen in der der deutschen Gesamtbevölkerung (vgl. Statistisches Bundesamt 2016).

Tab. 3: Operationalisierung der Bildungsabschlüsse und die Verteilung im SOEP am Beispiel des Jahres 2000

CASMIN-Klassifikation	Anzahl	Anteil in %	neue Kategorisierung	Anzahl	Anteil in %
1a kein Abschluss	546	2,24			
1b Hauptschulabschluss ohne berufliche Ausbildung	3215	13,21			
1c Hauptschulabschluss und berufliche Ausbildung	7313	30,06	ohne Fach-/Hochschulreife	17875	73,47
2b Mittlere Reife ohne berufliche Ausbildung	1105	4,54			
2a Mittlere Reife und berufliche Ausbildung	5696	23,41			
2c_gen Fachhochschulreife/Abitur ohne berufliche Ausbildung	850	3,49			
2c_voc Fachhochschulreife/Abitur und berufliche Ausbildung	1360	5,59	mit Fach-/Hochschulreife	5931	24,38
3a Fachhochschulabschluss	1258	5,17			
3b Hochschulabschluss	2463	10,12			
noch in der Schule	523	2,15		523	2,15
Befragte insgesamt (exklusive 247 fehlenden Angaben)	24329	100		24329	100

Quelle: SOEP 2000

4.2.2 Operationalisierungen und Stichproben: Bildungshomogamie

Für die Analysen zur Bildungshomogamie wurden die Bildungsabschlüsse beider Partner anhand der Unterteilung in Personen mit Fach-/Hochschulreife und ohne Fach-/Hochschulreife verglichen (siehe Tabelle 3). Damit eine Beziehung als bildungshomogam gilt, müssen die höchsten erworbenen Bildungsabschlüsse beider Partner in dieselbe Kategorie fallen. Aufgrund von zusätzlichen fehlenden Angaben zum höchsten Bildungsabschluss des neu in den SOEP Haushalt aufgenommenen Partners und einigen Fällen, wo dieser die Schule noch nicht abgeschlossen hat, verringert sich die Fallzahl der Stichprobe im Vergleich zu den Voruntersuchungen zum Altersabstand auf 3533 Fälle. Tabelle 4 zeigt einen Überblick über die Stichprobe der Analysen zur Bildungshomogamie. Wie man sehen kann, kommt es bei Bildung zu einem hohen Maß an sozialer Schließung mit einem deutlichen Übergewicht an bildungshomogamen Paaren. Nur knapp ein

⁵⁰ Die Einteilung in den städtischen und ländlichen Raum folgt der Kategorisierung des Bundesinstituts für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR).

Viertel aller Paare überbrückt die Grenze zwischen Personen mit einem relativ hohen und solchen mit einem relativ niedrigen Bildungsabschluss.

Die Verteilung der Stichprobe in Hinsicht auf die weiteren Variablen hat sich im Vergleich zu Tabelle 2 aus Kapitel 4.2.1 nur marginal verändert. Auch hier gilt somit, dass die Stichprobe die realen Verhältnisse in der Grundgesamtheit der deutschen Bevölkerung gut wiedergibt (vgl. Statistisches Bundesamt 2016; Statistisches Bundesamt 2018).

Tab. 4: Gesamtstichprobe der Analysen zur Bildungshomogamie

	N	Anteil in %
Fallzahl insgesamt	3 533	
Paarkonstellation		
Homogam (ohne Fach-/Hochschulreife)	1 986	56,21
Homogam (mit Fach-/Hochschulreife)	682	19,30
Heterogam	865	24,48
Geschlecht		
Frauen	1 747	49,45
Männer	1 786	50,55
Bildungsabschluss		
Ohne Fach-/Hochschulreife	2 389	67,62
Mit Fach-/Hochschulreife	1 144	32,38
Alter bei Zusammenzug		
≤ 25	1 175	33,26
26 bis 50	2 124	60,12
> 50	234	6,62
Geburtskohorte		
Vor 1951 geboren	278	7,87
1951 bis 1960 geboren	407	11,52
1961 bis 1970 geboren	1 277	36,14
1971 bis 1980 geboren	1 058	29,95
Nach 1980 geboren	513	14,52
Siedlungsstruktur des Wohnortes		
Städtischer Raum	2 335	66,09
Ländlicher Raum	1 198	33,91
Wohnort in ehem. Ost-/Westdeutschland		
Ost	663	18,77
West	2 870	81,23

Quelle: SOEP (1985-2014)

Anders als beim Altersabstand werden für die Analysen zur Bildungshomogamie auch Substichproben gebildet, um Geschlechts- und Bildungsunterschiede der untersuchten Zusammenhänge zu testen.⁵¹ Die Zusammensetzung der geschlechtsspezifischen Stichproben

⁵¹ Die multivariaten Analysen umfassen auch diverse Interaktionseffekte. Daher hätte bei einer zusätzlichen Interaktion mit beispielsweise dem Geschlecht eine dreifache Interaktion vorgelegen, welche so kaum noch sinnvoll zu interpretieren ist. Getrennten Modelle schienen hier die bessere Lösung.

unterscheiden sich nur sehr geringfügig von der Gesamtstichprobe. So haben beispielsweise Frauen insgesamt etwas weniger häufig Fach-/Hochschulreife (31,43%), der Unterschied ist jedoch vernachlässigbar. Etwas stärkere Unterschiede gibt es in den Substichproben für Befragte mit und ohne Fach-/Hochschulreife. So ziehen Personen mit einem höheren Bildungsabschluss beispielsweise nicht so früh zusammen (nur 25,79% haben bei Zusammenzug ein Alter von bis einschließlich 25 Jahren) und wohnen eher in der Stadt (73,43%). Darüber hinaus ähneln diese Substichproben aber auch stark der Gesamtstichprobe aus Tabelle 4.

4.2.2 Operationalisierungen und Stichproben: Ethnische Homogamie

Die Analysen zur ethnischen Homogamie betrachten die Partnerwahlentscheidungen autochthoner deutscher Staatsbürger in Hinsicht auf den ethnischen Hintergrund ihrer Partner. Als ethnisch homogam gilt dabei eine Partnerschaft, wenn auch der gewählte Partner autochthoner Deutscher ist. Als autochthon deutsch gilt eine Person, wenn sie selbst nicht nach Deutschland migriert ist und auch ihre Eltern in Deutschland geboren wurden. Dabei ist zu erwähnen, dass die Anzahl der Personen ohne Migrationshintergrund in den Daten leicht überschätzt wird, da teilweise keine Informationen über die Eltern vorlagen (vgl. DIW 2018). Es wird somit nur zwischen ethnisch homogamen deutschen Beziehungen und gemischten Beziehungen mit wenigstens einem Deutschen unterschieden. Homogame Partnerschaften aus zwei Personen mit Migrationshintergrund kommen jedoch nicht vor. Der Grund hierfür liegt zum einen in den verwendeten Partnermarktindikatoren, welche den Partnermarkt anhand der Anzahl von deutschen Staatsbürgern in den diversen Kreisen berechnen. Der Beitrag der autochthonen Seite zur sozialen Integration in Deutschland ist aber zum anderen auch stark untererforscht und eine Betrachtung der Partnerpräferenzen der „einheimischen Bevölkerung“ sollte hier interessante neue Erkenntnisse bringen. Da nur Personen ohne Migrationshintergrund untersucht werden und aufgrund von fehlenden Angaben zum Migrationshintergrund des Partners, reduziert sich die Fallzahl auf N=3398. Wie man Tabelle 5 entnehmen kann, ist die überwiegende Anzahl der untersuchten Paarbeziehungen ethnisch homogam (88,05%). Dies könnte an einem geringen Angebot an potenziellen Partnern mit Migrationshintergrund und einer räumlichen Segregation von diesen liegen. Der Anteil der Bevölkerung mit Migrationshintergrund ist mit ca. 22,5% (vgl. Statistisches Bundesamt 2017a) jedoch größer als die vorliegende Homogamiequote vermuten lassen würde, was eine Bevorzugung ethnisch homogamer Beziehungen von Seiten der autochthonen deutschen Bevölkerung vermuten lässt. Die sonstigen Eigenschaften der Stichprobe entsprechen den Verteilungen in Tabelle 2 und 4. Eine systematische Verzerrung durch selektive Ausfälle bei der Beantwortung der Frage nach dem ethnischen Hintergrund liegt nicht vor.

Tab. 5: Gesamtstichprobe der Analysen zur ethnischen Homogamie

	N	Anteil in %
Fallzahl insgesamt	3 398	
Paarkonstellation		
Ethnisch homogam	2 992	88,05
Ethnisch heterogam	406	11,95
Geschlecht		
Frauen	1 706	50,21
Männer	1 692	49,79
Bildungsabschluss		
Ohne Fach-/Hochschulreife	2 241	65,95
Mit Fach-/Hochschulreife	1 157	34,05
Alter bei Zusammenzug		
≤ 25	1 086	31,96
26 bis 50	2 070	60,92
> 50	242	7,12
Geburtskohorte		
Vor 1951 geboren	275	8,09
1951 bis 1960 geboren	425	12,51
1961 bis 1970 geboren	1 229	36,17
1971 bis 1980 geboren	949	27,93
Nach 1980 geboren	520	15,30
Siedlungsstruktur des Wohnortes		
Städtischer Raum	2 130	62,68
Ländlicher Raum	1 268	37,32
Wohnort in ehem. Ost-/Westdeutschland		
Ost	766	22,54
West	2 632	77,46

Quelle: SOEP (1985-2014)

Äquivalent zu den Substichproben der Bildungsanalysen wurden auch für die Untersuchungen zu Partnermarkt und ethnischer Homogamie Substichproben für Männer und Frauen, sowie für Personen mit und ohne Fach-/Hochschulreife gebildet. Als einziger nennenswerter Unterschied zwischen den Geschlechtern zeigt sich ein größerer Anteil Zusammenzugsereignisse in jungen Jahren für Frauen (39,04% haben bei Zusammenzug ein Alter von bis einschließlich 25 Jahren), was auf den allgemeinen Altersunterschied bei Paaren zurückzuführen sein dürfte. Bei den nach Bildung getrennten Substichproben zeigt sich, dass Personen mit Fach-/Hochschulreife etwas häufiger ethnisch heterogame Paarbeziehungen haben als jene ohne höhere Bildungsabschlüsse (14,09% versus 10,84%). Ob dies an einer größeren Aufgeschlossenheit gegenüber anderen kulturellen Hintergründen, oder aber an einem heterogeneren sozialen Umfeld liegt, bleibt jedoch unklar. Außerdem neigen Personen mit Fach-/Hochschulreife weniger häufig dazu bereits in jungen Jahren zusammenzuziehen (26,02% haben bei Zusammenzug ein Alter von bis einschließlich 25 Jahren), was wohl auf die längeren Ausbildungszeiten zurückzuführen ist und wohnen häufiger in Städten (71,31%).

4.3 Analysemethoden

Für die multivariaten Voranalysen zum Einfluss der Gelegenheitsstrukturen auf den Altersabstand der Partner in Paarbeziehungen wurden OLS-Regressionen mit robusten Standardfehlern durchgeführt, da der Altersabstand metrisch erfasst ist. Robuste Standardfehler sind notwendig, da Personen im Erhebungszeitraum mehr als eine neue Beziehung mit gemeinschaftlichem Zusammenzug haben können. Somit sind die Daten teilweise in Personen geclustert, was zu einer Unterschätzung der Standardfehler und somit zu einer Überschätzung der Übertragbarkeit der Ergebnisse auf die Grundgesamtheit führen kann (vgl. Campbell und Grimshaw 1998; Moulton 1990).

Die abhängigen Variablen der durchgeführten multivariaten Analysen für die Hypothesentests zur bildungs- und ethnisch homogamen Partnerwahl sind dichotom und unterscheiden für alle Modelle zwischen einer (bildungs- oder ethnisch) homogamen Beziehung und einer heterogamen Beziehung. Technisch gesprochen handelt es sich um eine binäre Variable mit den Ausprägungen „0“ für heterogam und „1“ für homogam. Bei einer dichotomen abhängigen Variable wird in den Sozialwissenschaften klassisch auf die logistische Regression zurückgegriffen. Diese steht aber zunehmend in der Kritik. Insbesondere wird auf die eingeschränkte Vergleichbarkeit von Odds-Ratios zwischen verschachtelten Modellen und bei Gruppenvergleichen hingewiesen (vgl. Auspurg und Hinz 2011; Best und Wolf 2012; Karlson et al. 2012; Mood 2010). Das Problem dabei ist, dass Odds-Ratios in logistischen Regressionen stark von unbeobachteter Heterogenität beeinflusst werden können, selbst wenn diese nicht mit den verwendeten unabhängigen Variablen korreliert. Daher können sich die Koeffizienten der unabhängigen Variablen verändern, wenn eine neue Variable ins Modell aufgenommen wird, selbst wenn diese nicht mit den ursprünglichen unabhängigen Variablen korreliert, solange die neue Variable mit der abhängigen Variable zusammenhängt (ebd.). Da die durchgeführten Analysen sowohl verschachtelte Modelle mit verschiedenen unabhängigen Variablen als auch den Vergleich der Effekte der Partnermarktindikatoren zwischen verschiedenen Substichproben beinhalten, wurden als Robustheitschecks zusätzlich zu logistischen Regressionen auch lineare Wahrscheinlichkeitsmodelle⁵² und average marginal effects (AMEs) für die Hypothesentests berechnet. Beide alternative Verfahren haben in geringerem Ausmaß mit dem beschriebenen Problem der eingeschränkten Vergleichbarkeit zu kämpfen (vgl. Auspurg und Hinz 2011; Best und Wolf 2012). Eine Gegenüberstellung der Ergebnisse zeigte jedoch keine bedeutsamen Unterschiede in Abhängigkeit vom Analyseverfahren, so dass auch die Ergebnisse der logistischen Regression als

⁵² Jeweils mit robusten Standardfehlern.

robust angenommen werden können.⁵³ Da die logistische Regression wie bereits angesprochen die verbreitetste Analyseform in den Sozialwissenschaften ist, werden im Ergebnisteil der Arbeit primär die Odds-Ratio Schätzer präsentiert und nur stellenweise die Ergebnisse der alternativen Analyseverfahren gegenübergestellt, um den geringen Unterschied in Abhängigkeit des Verfahrens zu demonstrieren.

Tab. 6: Darstellung des allgemeinen Analyseschemas

Determinanten der _Abhängigen Variable_, Analyseverfahren						
	Modell I	Modell II	Modell III	Modell IV	Modell V	Modell VI
Konstante	x	x	x	x	x	x
PM-Indikator		x	x	x	x	x
- Ref.: männlich - weiblich	x	x	x	x	x	x
- Ref.: keine Fach-/Hochschulreife - Fach-/Hochschulreife	x	x	x	x	x	x
- Ref.: Zusammenzugalter 26 bis 50 - Zusammenzugalter bis 25	x	x	x	x	x	x
Zusammenzugalter über 50	x	x	x	x	x	x
- Ref.: vor 1951 geboren - Jahrgang 1951 - 1960	x	x	x	x	x	x
Jahrgang 1961 - 1970	x	x	x	x	x	x
Jahrgang 1971 - 1980	x	x	x	x	x	x
Jahrgang nach 1980	x	x	x	x	x	x
- Ref.: Wohnort im städtischen Raum - Wohnort im ländlichen Raum	x	x	x	x	x	x
- Ref.: Wohnort in Westdeutschland - Wohnort in Ostdeutschland	x	x	x	x	x	x
IA: PM-Indikator*Wohnort im ländlichen Raum			x			
IA: PM-Indikator*Wohnort in Ostdeutschland				x		
IA: PM-Indikator*Zusammenzugalter bis 25					x	
IA: PM-Indikator*Zusammenzugalter über 50					x	
IA: PM-Indikator*Jahrgang 1951 - 1960						x
IA: PM-Indikator*Jahrgang 1961 - 1970						x
IA: PM-Indikator*Jahrgang 1971 - 1980						x
IA: PM-Indikator*Jahrgang nach 1980						x
R²/Pseudo-R²						
N						

+ p < 0,10, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001

Quelle: SOEP, Partnermarktindikatoren

⁵³ Best und Wolf (2012) zeigen, dass die Verzerrungen beim Vergleich verschachtelter Modelle in logistischen Regressionen bei einem niedrigen R² tendenziell gering sind.

Da insgesamt zehn Partnermarktindikatoren für drei unterschiedliche unabhängige Variablen und teilweise mehrere Unterstichproben mit drei unterschiedlichen Analyseverfahren getestet werden, wurde ein stark vereinheitlichtes Analysemuster gewählt, um die Übersichtlichkeit zu wahren.⁵⁴ Tabelle 6 veranschaulicht diese Vorgehensweise.

Modell I ist für alle Analysen mit derselben Stichprobe identisch, da hier nur die Kontrollvariablen (Geschlecht, Schulbildung, Zusammenzugsalter, Kohorte, Siedlungsstruktur des Wohnortes und Standort des Wohnortes im ehemaligen Ost- oder Westdeutschland) enthalten sind.⁵⁵

Modell II ist das zentrale Modell der Analysen und testet den Zusammenhang des jeweils verwendeten Partnermarktindikators mit der abhängigen Variable unter Kontrolle der zuvor aufgelisteten Drittvariablen. Dieses Modell wird hauptsächlich für den Vergleich der verschiedenen Partnermarktindikatoren und Stichproben verwendet.

Modell III enthält alle Variablen aus Modell II und zusätzlich eine Interaktionsvariable aus dem jeweils verwendeten Partnermarktindikator und der Siedlungsstruktur des Wohnortes.

Modell IV enthält alle Variablen aus Modell II und zusätzlich eine Interaktionsvariable aus dem jeweils verwendeten Partnermarktindikator und dem Standort des Wohnortes im ehemaligen Ost- oder Westdeutschland.

Modell V enthält alle Variablen aus Modell II und zusätzlich eine Interaktionsvariable aus dem jeweils verwendeten Partnermarktindikator und dem Alter des Befragten bei Zusammenzug mit dem Partner.

Modell VI enthält alle Variablen aus Modell II und zusätzlich eine Interaktionsvariable aus dem jeweils verwendeten Partnermarktindikator und der Geburtskohorte des Befragten.⁵⁶

Die Modelle III bis VI sind zusätzliche Analysen mit wechselnder Bedeutung je nach untersuchter abhängiger Variable. So ist die Interaktion mit dem Standort des Wohnortes des Befragten im ehemaligen Ost- oder Westdeutschland beispielsweise besonders bei der Frage der ethnischen Homogamie von besonderem Interesse, da hier kulturelle Unterschiede vermutet werden können und es gleichzeitig ein klares Ungleichgewicht in der geografischen Verteilung der Personen mit

⁵⁴ Im Ergebnisteil der Arbeit werden lediglich ausgewählte Beispiele und Übersichtstabellen berichtet, welche die zentralen Ergebnisse zusammenfassen, da eine Darstellung aller statistischen Modelle im Text viel zu umfangreich und unübersichtlich gewesen wäre. Die detaillierten Ergebnisse aller durchgeführten Analysen können aber im Onlineanhang unter <https://doi.org/10.11588/data/DQRICW> nachvollzogen werden.

⁵⁵ Um Redundanz zu vermeiden wird Modell I nicht wiederholt in Kapitel 5 berichtet, befindet sich aber im Onlineanhang.

⁵⁶ Da die Interaktionen mit der Kohorte keine berichtenswerten Befunde gezeigt haben, finden sich die Ergebnisse der Modelle VI lediglich im Onlineanhang.

Migrationshintergrund gibt. Für die Analysen zur Bildungshomogamie wurde daher auf die Berechnung des Modell IV verzichtet. Trotz dieser leichten Abweichungen ist das allgemeine Analyseschema jedoch stark standardisiert und ermöglicht den einfachen Vergleich aller durchgeführten Analysen. Für alle Varianten der verschiedenen abhängigen Variablen, Stichproben und Partnermarktindikatoren ist dabei immer das Modell II zentral.

5. Ergebnisse

Im Folgenden werden die Ergebnisse der durchgeführten methodischen Voranalysen und Hypothesentests vorgestellt. Angesichts der großen Anzahl der berechneten Modelle werden diese in jedem Unterkapitel zunächst exemplarisch vorgestellt und interpretiert, ehe dann Übersichtstabellen für alle durchgeführten Analysevarianten (vgl. Kapitel 4.3) präsentiert werden. Auf diesem Weg kann ausführlich auf etwaige Besonderheiten und interessante Nebenbefunde eingegangen werden, während gleichzeitig die großen Linien der Befunde nachvollzogen werden können, ohne in der Vielzahl der einzelnen Teilergebnisse verloren zu gehen.⁵⁷ In Kapitel 5.1 werden zuerst kurz einige ausgewählte Ergebnisse der Voranalysen zum Altersabstand der Partner vorgestellt. Im Anschluss widmet sich Kapitel 5.2 dem Zusammenhang von Partnermarkt und Bildungshomogamie. Den Abschluss bilden die Analysen zur ethnischen Homogamie von autochthonen Deutschen (Kapitel 5.3).

5.1 Methodische Voranalysen: Der Einfluss des Partnermarkts auf den Altersabstand von Partnern

Bevor die eigentlichen Hypothesentests durchgeführt werden, soll zunächst das allgemeine Analyseschema (vgl. Tabelle 6) am Beispiel des Altersabstandes der Partner vorgestellt und die Validität der verwendeten Partnermarktindikatoren geprüft werden. Wie in Kapitel 4.2.1 beschrieben sollte sich mit den nach Altersrelevanz gewichteten Partnermarktindikatoren ein primärer Sozialstruktureffekt (vgl. Blau 1977b) auf den Altersabstand zeigen lassen, wenn diese die soziale Umgebung der Individuen valide abbilden. Der Umfang des Analyseschemas wurde hier reduziert, da eine inhaltliche Auseinandersetzung mit den verschiedenen Interaktionseffekten nicht im Mittelpunkt steht. Da es sich lediglich um eine Voranalyse handelt, wird anders als in Kapitel 5.2 und 5.3 zudem nur ein sehr kleiner Auszug der berechneten Modelle für die Gesamtstichprobe in Tabellen vorgestellt und falls relevant um Ergebnisse aus den Substichproben ergänzt.

Tabelle 7 zeigt das (reduzierte) allgemeine Analyseschema am Beispiel des Einflusses der verfügbarkeitsgewichteten availability ratio (AR_v) auf den Altersabstand der Partner. Da der Altersabstand ein metrisches Skalenniveau hat, wurde eine klassische OLS-Regression durchgeführt. Die logarithmierte AR_v wurde gewählt, da sie der theoretisch valideste Indikator für das Verhältnis von (Partner-)Angebot und Konkurrenz auf dem Partnermarkt ist und keine

⁵⁷ Für eine detaillierte Darstellung aller durchgeführten Analysen kann der Onlineanhang unter <https://doi.org/10.11588/data/DQRICW> hinzugezogen werden.

zusätzlichen Präferenzannahmen enthält, welche die Interpretation der Voranalysen erschweren würden.⁵⁸

Tab. 7: Determinanten des absoluten Altersabstandes zum Partner (Variante AR_v, Gesamtstichprobe), OLS-Regression mit robusten Standardfehlern

	Modell I	Modell II
Konstante	7,54 ***	7,10 ***
log. AR_v	-0,05	-0,47 ***
- Ref.: keine Fach-/Hochschulreife - Fach-/Hochschulreife	-0,47 ***	-0,48 ***
- Ref.: Zusammenzugsalter 26 bis 50 - Zusammenzugsalter bis 25	-1,27 ***	-1,61 ***
Zusammenzugsalter über 50	1,29 *	1,69 **
- Ref.: vor 1951 geboren - Jahrgang 1951 - 1960	-1,57 **	-1,43 **
Jahrgang 1961 - 1970	-2,99 ***	-2,64 ***
Jahrgang 1971 - 1980	-2,97 ***	-2,59 ***
Jahrgang nach 1980	-2,89 ***	-2,50 ***
- Ref.: Wohnort im städtischen Raum - Wohnort im ländlichen Raum	0,06	0,04
- Ref.: Wohnort in Westdeutschland - Wohnort in Ostdeutschland	-0,19	-0,18
IA: log. AR_v*Zusammenzugsalter bis 25		1,27 ***
IA: log. AR_v*Zusammenzugsalter über 50		0,60 ***
R²	0,11	0,12
N	4811	4811
+ p < 0,10, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001		
Quelle: SOEP, Partnermarktindikatoren		

Zentral für die Interpretation ist zunächst immer der Haupteffekt des Indikators in Modell I. Wie man erkennen kann, ist der Schätzer mit einem Wert von -0,05 Altersjahren pro Skalenpunkt der logarithmierten AR_v sehr klein und statistisch nicht signifikant. Dieser erste Befund ist zunächst überraschend, da sich ein günstiges Verhältnis des Angebots an relativ gleichaltrigen Personen zur Konkurrenz um diese der Erwartung nach in der Zusammensetzung von realisierten Partnerschaften widerspiegeln sollte (siehe Kapitel 4.2.1). Eine mögliche Ursache für diesen Befund könnte das Niveau sein, auf welchem sich die Veränderung der AR_v vollzieht. Vergleicht man beispielsweise eine Person mit sehr schlechter Partnermarktlage mit einer Person mit einer nur moderat schlechten Partnermarktlage, so kann dies inhaltlich etwas völlig anderes bedeuten, als

⁵⁸ So enthält die AR_v sowohl eine fundierte Berücksichtigung der tatsächlichen Altersrelevanz potenzieller Partner, als auch eine Gewichtung nach deren durchschnittlichen Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit.

der Vergleich zweier Personen mit guter und sehr guter Partnermarktlage. Für die ersteren mag eine kleine Veränderung bereits signifikant unterschiedliche Chancen bei der Partnersuche bedeuten, für die beiden letzteren gegebenenfalls sehr viel weniger. Eine Möglichkeit diese Vermutung zu testen besteht darin, die beiden Geschlechter miteinander zu vergleichen. In Bezug auf Konkurrenz haben Frauen in Deutschland im Durchschnitt deutlich bessere Bedingungen als Männer. Die Ursache hierfür liegt in der natürlichen Geburtenrate von ca. 105 Jungen zu 100 Mädchen und den seit den 1970er Jahren zurückgehenden Geburtenzahlen.⁵⁹ Tatsächlich zeigt sich, dass der Haupteffekt der AR_v in Modell I für Männer sehr viel stärker ausfällt und höchst signifikant ist (-0,84, $p < 0,001$, $N = 2313$). Für sie sinkt der Altersabstand zu ihrer Partnerin für jeden Skalenpunkt der logarithmierten AR_v somit um 0,84 Altersjahre. Für Frauen hingegen ist der Effekt buchstäblich inexistent (0,00, $N = 2498$).⁶⁰ Es ergibt sich somit ein sehr differenziertes Bild, nachdem die Effekte der Konkurrenz auf dem Partnermarkt klar geschlechtsabhängig sind. Die Vermutung, dass das Niveau, auf dem sich die Veränderung der Partnermarktgelegenheiten vollzieht, von zentraler Bedeutung ist, wird bestärkt.

Neben dem Haupteffekt zeigen sich auch einige interessante Nebenbefunde und Interaktionseffekte. Personen mit Fach-/Hochschulreife haben einen im Schnitt um 0,47 Jahre geringeren Altersabstand zu ihren Partnern als Personen mit niedrigeren Schulabschlüssen. Eine Ursache hierfür könnte der längere Bildungsweg und die größere Altershomogenität der Bildungseinrichtungen im Vergleich zum Berufsumfeld sein (vgl. Blossfeld und Timm 2003). Für das Zusammensugsalter zeigt sich kaum überraschend, dass jüngere Personen einen geringeren Altersabstand zu ihrem Partner haben als ältere. Insbesondere in sehr jungen Jahren (Zusammensugsalter bis 25) dürften viele der Partner aus dem Ausbildungskontext rekrutiert werden und zudem ist der Altersabstand normativ nach unten begrenzt (vgl. Klein und Rapp 2014). Im Durchschnitt ist der Altersabstand zum Partner bei Personen, welche beim Zusammenzug unter 26 Jahre alt waren, um 1,27 Altersjahre geringer als bei Personen, welche beim Zusammenzug im Altersbereich zwischen 26 und 50 Jahren lagen. Im höheren Alter auf der anderen Seite dürften einige wenige Jahre Altersunterschied mehr oder weniger bei der Partnerwahl kaum als relevant wahrgenommen werden und die Breite des akzeptierten Altersbereiches potenzieller Partner nimmt zu. Entsprechend ist bei Personen, welche beim Zusammenzug über 50 Jahre alt waren, der Altersabstand zum Partner im Durchschnitt 1,29 Jahre größer als bei der Referenzkategorie. Für die

⁵⁹ Da jüngere Kohorten zahlenmäßig immer kleiner werden, treffen Frauen, welche tendenziell etwas ältere Männer bevorzugen, auf das Angebot der größeren älteren Kohorten, während Männer ihre Partnerinnen primär aus den kleineren jüngeren Kohorten wählen müssen.

⁶⁰ Die entsprechenden Modelle können im Onlineanhang unter <https://doi.org/10.11588/data/DQRICW> nachvollzogen werden. Für einen Überblick über die Ergebnisse differenziert nach Geschlecht siehe außerdem Tabelle 8.

Geburtskohorten zeigt sich vor allem, dass der Altersabstand zum Partner für die jüngeren Kohorten deutlich kleiner geworden ist. Dieser Trend ist bis in die 60er Jahre zu beobachten und stagniert dann. Die Siedlungsstruktur des Wohnortes und seine Lage im ehemaligen Ost- bzw. Westdeutschland zeigen keine signifikanten Auswirkungen auf den Altersabstand zum Partner. Dies ist nicht weiter überraschend, wurden diese Variablen doch primär für die Analysen zur ethnischen Homogamie in das allgemeine Analyseschema aufgenommen (siehe Kapitel 5.3).

Für den untersuchten Haupteffekt der AR_V ist insbesondere der Interaktionseffekt mit dem Zusammenzugsalter in Modell II interessant. Es zeigt sich ein starker Einfluss des Zeitpunkts des Zusammenzugs im Lebensverlauf auf den Zusammenhang von Partnermarktkonkurrenz und Altersabstand zum Partner. Demnach ist es vor allem die mittlere Altersgruppe der 26- bis 50-jährigen, für welche der Partnermarkt den theoretisch erwarteten Effekt zeigt (vgl. Kapitel 4.2.1). Für sie sinkt der Altersabstand zum Partner mit jedem Skalenpunkt der logarithmierten AR_V um 0,47 Altersjahre. Ein Vergleich der beiden Geschlechter zeigt auch hier, dass dieser Effekt vor allem für die Männer bedeutsam ist.⁶¹ Zwar erhöht sich der Effekt der AR_V auch für Frauen, wenn man nur die mittlere Alterskategorie betrachtet, von 0,00 auf -0,11, auch dieser Effekt bleibt jedoch weit unter dem akzeptablen Signifikanzniveau zurück ($p=0,66$). Für Männer hingegen erhöht sich die Stärke des Zusammenhangs von AR_V und Altersabstand noch einmal deutlich. Mit jedem Skalenpunkt der logarithmierten AR_V sinkt der durchschnittliche Altersabstand zur Partnerin um 1,46 Altersjahre ($p<0,001$). Die Voranalysen geben somit einen Hinweis darauf, dass die Konkurrenz auf dem Partnermarkt insbesondere für Männer im mittleren Altersbereich relevant ist.

Zusätzlich zum Verhältnis von (Partner-)Angebot und Konkurrenz werden auch die Aspekte der Transparenz und Effizienz durch die Partnermarktindikatoren abgebildet. Auch die Indikatoren der sozialen und räumlichen Partnermarktdichte enthalten im Zähler ihrer Berechnung die Anzahl der altersrelevanten Personen des Gegengeschlechts im Kreis (vgl. Kapitel 4.1.1). Somit sollten auch sie einen primären Effekt der Gelegenheitsstruktur des Partnermarktes auf die Zusammensetzung von Paarbeziehungen in Hinsicht auf den Altersabstand zeigen. Allerdings mit dem Fokus auf einen anderen Aspekt des Partnermarkts, da ihr Nenner variiert. Für die soziale Partnermarktdichte ist die Größe der Gesamtbevölkerung der Bezugspunkt, während die räumliche Partnermarktdichte die Anzahl der relevanten potenziellen Partner auf die Siedlungsfläche bezieht. Äquivalent zur AR_V wurden für die Darstellung der Voranalysen die verfügbarkeitsgewichtete soziale Partnermarktdichte ($PMD_{V(\text{sozial})}$) und die verfügbarkeitsgewichtete räumliche Partnermarktdichte ($PMD_{V(\text{räuml})}$) gewählt, da sie die theoretisch validesten Indikatoren für Partnermarkttransparenz

⁶¹ Die entsprechenden Modelle können im Onlineanhang unter <https://doi.org/10.11588/data/DQRICW> nachvollzogen werden.

und Partnermarkteffizienz darstellen und keine Annahmen bezüglich weiterer Partnerpräferenzen enthalten, welche die Interpretation erschwert hätten. Es zeigt sich, dass der Haupteffekt aus Modell II für die $PMD_{V(\text{sozial})}$ anders als bei der AR_V auch in der Gesamtstichprobe einen signifikanten Effekt auf den Altersabstand zum Partner ausübt. Für jeden Skalenpunkt den die $PMD_{V(\text{sozial})}$ steigt verringert sich der durchschnittliche Altersabstand um 0,69 Altersjahre. Eine Betrachtung der nach Geschlecht getrennten Stichproben zeigt, dass dieser Effekt zwar wieder bei Männern stärker ausfällt (-1,15, $p < 0,001$), anders als bei der AR_V (Kapitel 5.1.1) jedoch auch bei Frauen auftritt (-0,31, $p < 0,05$). Dies spricht dafür, dass die in Kapitel 5.1.1 beschriebenen Niveauunterschiede beim Angebot an relevanten potenziellen Partnern auch hier zum Tragen kommen, Frauen aber durchaus genauso wie Männer das Problem haben, dass sie das (in ihrem Fall zumeist relativ gute) Angebot erst einmal in der Gesamtbevölkerung identifizieren müssen. Auch für sie ist die Partnermarkttransparenz somit von Bedeutung.

Auch die $PMD_{V(\text{räuml})}$ zeigt in Modell II einen signifikanten Effekt für die Gesamtstichprobe. Für jeden Skalenpunkt, den die räumliche Partnermarktdichte steigt, verringert sich der Altersabstand der Partner um 0,44 Altersjahre ($p < 0,001$). Vergleichbar zur $PMD_{V(\text{sozial})}$ ist auch der Effekt der räumlichen Konzentration von potenziellen Partnern dabei für beide Geschlechter von Bedeutung. Erneut bestätigt sich der allgemeine Trend, dass die Gelegenheitsstrukturen bei Männern einen größeren Einfluss ausüben. So sinkt der Altersabstand für sie um 0,66 Altersjahre pro Skalenpunkt $PMD_{V(\text{räuml})}$ ($p < 0,001$), aber auch für Frauen zeigt sich ein signifikanter Effekt (-0,29, $p < 0,01$).

Tabelle 8 zeigt einen Überblick über die Ergebnisse für AR_V , $PMD_{V(\text{sozial})}$ und $PMD_{V(\text{räuml})}$ differenziert nach Geschlecht.⁶²

Tab. 8: Übersicht über die Haupteffekte der verfügbarkeitsgewichteten Partnermarktindikatoren auf den absoluten Altersabstand zum Partner nach Geschlecht, OLS-Regressionen mit robusten Standardfehlern¹⁾

Stichprobe	log. AR_V	$PMD_{V(\text{sozial})}$	$PMD_{V(\text{räuml})}$
Männer (N=2313/2311)	-0,84 ***	-1,15 ***	-0,66 ***
Frauen (N=2498/2492)	0,00	-0,31 *	-0,29 **

Quelle: SOEP, Partnermarktindi + $p < 0,10$, * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

1) Alle Ergebnisse unter Kontrolle von Bildung, Alter bei Zusammenzug, Geburtskohorte, Siedlungsstruktur des Wohnorts und Wohnort im ehem. Ost-/Westdeutschland

Zusammengefasst lässt sich festhalten, dass sich für Männer ein starker Effekt des regionalen Partnermarkts auf den Altersabstand zur Partnerin in allen getesteten Dimensionen zeigen lässt.

⁶² Die jeweils geringere Fallzahl bezieht sich auf die Modelle unter Verwendung der sozialen Partnermarktdichte (vgl. Kapitel 4.1.2).

Für Frauen hingegen scheint der Effekt der Konkurrenz (AR_v) nicht von Bedeutung. Der Grund hierfür dürfte in der für Frauen generell besseren Partnermarktlage liegen. Trotz dieser günstigen Ausgangsposition müssen jedoch auch Frauen relevante Partner erst einmal identifizieren und Interaktionsmöglichkeiten finden. Auch für sie sind somit die soziale und räumliche Partnermarktdichte ($PMD_{V(\text{sozial})}$, $PMD_{V(\text{räuml})}$) von Relevanz, da sie die Suchkosten in erheblichen Maße beeinflussen können. Die Voranalysen geben somit bereits einen Hinweis auf klare Geschlechtsunterschiede im Zusammenhang von Partnermarkt und partnerschaftlicher Passung. Sie kamen dabei ohne weitere Annahmen bezüglich der Partnerpräferenzen aus, da sie im Wesentlichen den Einfluss des Angebots von Personen einer spezifischen Altersgruppe auf den Altersabstand zum Partner testen.

5.2 Der Einfluss des regionalen Partnermarkts auf Bildungshomogamie

Im folgenden Kapitel werden die Ergebnisse der Hypothesentests für den Einfluss des regionalen Partnermarkts auf das Zustandekommen von bildungshomogamen Partnerschaften – gemessen zum Zeitpunkt des Zusammenzugs des Paares – dargestellt (vgl. H_{BK} , H_{BS} und H_{BE} in Kapitel 2.6). Für die Frage der bildungshomogamer Partnerwahl sollten die Bildungsgruppen nicht zusammen analysiert werden, da von unterschiedlichen Präferenzen je nach eigenem Bildungsstand ausgegangen werden muss. Daher werden hier zunächst nicht die Ergebnisse für die Gesamtstichprobe detailliert berichtet, sondern der Fokus auf Personen mit Fach-/Hochschulreife gelegt. Nur für diese Substichprobe konnten eindeutige Präferenzannahmen getroffen werden, wonach diese sowohl aus homophilen als auch nutzenmaximierenden Erwägungen heraus Partner mit einem ähnlichen Bildungsniveau wie ihrem eigenen bevorzugen sollten (vgl. Kapitel 2.6). Eine für das Individuum günstige Situation auf dem Partnermarkt sollte demnach die Wahrscheinlichkeit einer homogenen Partnerwahl erhöhen.

Für die Gesamtstichprobe und die nach Geschlecht getrennten Unterstichproben wird auf eine gesonderte Darstellung verzichtet.⁶³ Für alle Stichproben werden jedoch die Ergebnisse aus den Hauptmodellen (vgl. Modell II in Tabelle 6 Kapitel 4.3) in Übersichtstabellen dargestellt (Kapitel 5.2.3 und Kapitel 5.2.6), um Gruppenunterschiede aufzudecken und der Frage nachzugehen, ob bei Personen ohne Fach-/Hochschulreife homophile oder maximierende Präferenzen dominanter sind. Besonders interessante Nebenbefunde werden im Einzelfall gesondert erwähnt. Da eine Vielzahl an Partnermarktindikatoren verwendet werden, haben die Hypothesentests außerdem einen zusätzlichen explorativen Charakter, da die Validität und Aussagekraft der verschiedenen

⁶³ Die entsprechenden Modelle können im Onlineanhang unter <https://doi.org/10.11588/data/DQRICW> nachvollzogen werden.

Partnermarktmessungen überprüft wird. Hierfür werden zunächst die Ergebnisse unter Verwendung der sex ratio und availability ratio vorgestellt (Kapitel 5.2.1 und 5.2.2). Es folgen die Analysen mit der sozialen und räumlichen Partnermarktdichte (Kapitel 5.2.4 und 5.2.5). Den Abschluss bildet eine Zusammenfassung der zentralen Erkenntnisse, welche durch die Analysen zum Einfluss des regionalen Partnermarkts auf Bildungshomogamie gewonnen werden konnten (Kapitel 5.2.7).

5.2.1 Sex ratio und Bildungshomogamie

Die Analysen beginnen mit der logarithmierten einfachen altersspezifischen sex ratio (SR). Diese dient primär als Referenzpunkt, da sie in bisherigen Studien häufig angewandt wurde (vgl. Kapitel 3). Anders als bei den anderen Indikatoren wird sie nur in ihrer grundlegenden Variante ohne Berücksichtigung von Verfügbarkeit und Bildungsrelevanz verwendet (vgl. Tabelle 1 in Kapitel 4.1.1). Tabelle 9 zeigt das angewendete allgemeine Analyseschema (vgl. Tabelle 6 in Kapitel 4.3)⁶⁴ für die logarithmierte SR und Bildungshomogamie bei Personen mit Fach-/Hochschulreife. Die präsentierte Analyseverfahren ist die logistische Regression.^{65,66}

Wie Modell I zu entnehmen ist, wirkt die regionale SR auf die Odds einer bildungshomogamen Partnerschaft entgegengesetzt der vermuteten Richtung. Für jeden Skalenpunkt den die logarithmierte SR steigt verringern sich die Odds einer bildungshomogamen Partnerschaft demnach um den Faktor 0,84 ($p < 0,05$). Das würde bedeuten, dass eine bessere Lage auf dem Partnermarkt bei Personen mit guter Bildung die Wahrscheinlichkeit erhöht, dass sie Personen mit niedrigeren Bildungsabschlüssen als Partner wählen. Demnach wäre Hypothese H_{BK} zunächst klar zu verwerfen. Dabei ist aber noch offen, ob dieser Befund lediglich auf die mangelnde Validität der einfachen altersspezifischen sex ratio als Messung des Verhältnisses von (Partner-)Angebot und Konkurrenz auf dem Partnermarkt zurückzuführen ist, oder aber auch bei der Verwendung von theorieadäquateren Indikatoren auftritt. Eine Betrachtung der Interaktionseffekte von Modell III zeigt, dass der Effekt der SR bei einem Zusammenzugsalter von über 50 Jahren in die theoretisch erwartete Richtung dreht. Aufgrund der relativ kleinen Fallzahl der Substichprobe ($N=1144$) und der kleinen Gruppe an Personen, die bei Zusammenzug über 50 Jahre alt waren ($N=48$ bzw. 4,2% der Stichprobe), sollten diese Ergebnisse aber nicht überinterpretiert werden.

⁶⁴ Für die Analysen zur Bildungshomogamie wurde auf die Interaktion der Partnermarktindikatoren mit dem Wohnort in Ost-/Westdeutschland verzichtet. Diese wird lediglich für die Analysen zur ethnischen Homogamie berechnet.

⁶⁵ Die abhängige Variable hat die Ausprägungen „0“ für eine bildungsheterogame und „1“ für eine bildungshomogame Partnerschaft.

⁶⁶ Die Ergebnisse der linearen Wahrscheinlichkeitsmodelle und AMEs werden in Kapitel 5.2.3 als Übersichtstabellen präsentiert und befinden sich in detaillierter Form im Onlineanhang.

Tab. 9: Determinanten der bildungshomogenen Partnerwahl (Variante SR, Personen mit Fach-/Hochschulreife), logistische Regression mit robusten Standardfehlern

	Modell I	Modell II	Modell III
Konstante	1,01	1,00	0,89
log. SR	0,84 *	0,90	0,80 *
- Ref.: männlich - weiblich	0,89	0,91	0,94
- Ref.: Zusammenzugsalter 26 bis 50 - Zusammenzugsalter bis 25	0,74 +	0,74 *	0,74 +
Zusammenzugsalter über 50	1,17	1,15	1,12
- Ref.: vor 1951 geboren - Jahrgang 1951 - 1960	1,52	1,53	1,71
Jahrgang 1961 - 1970	1,66	1,65	1,82
Jahrgang 1971 - 1980	2,17 *	2,17 *	2,40 *
Jahrgang nach 1980	3,22 **	3,26 **	3,55 **
- Ref.: Wohnort im städtischen Raum - Wohnort im ländlichen Raum	0,59 ***	0,59 ***	0,59 ***
- Ref.: Wohnort in Westdeutschland - Wohnort in Ostdeutschland	0,89	0,90	0,89
IA: log. SR*Wohnort im ländlichen Raum		0,86	
IA: log. SR*Zusammenzugsalter bis 25			0,99
IA: log. SR*Zusammenzugsalter über 50			2,17 **
Pseudo-R²	0,03	0,03	0,03
N	1144	1144	1144
+ p < 0,10, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001			
Quelle: SOEP, Partnermarktindikatoren			

Eine Betrachtung der verwendeten Drittvariablen in Modell I zeigt, dass bei einem Zusammenzug in jüngeren Jahren die Odds für eine bildungshomogene Partnerschaft leicht niedriger sind (OR=0,74, p<0,1). Dieser Befund steht in starkem Kontrast zur Stichprobe der Personen ohne Fach-/Hochschulreife (OR=1,78, p<0,001).⁶⁷ In jüngeren Jahren ist eine Rekrutierung des Partners aus dem Ausbildungskontext sehr wahrscheinlich und diese sind aufgrund ihrer organisationalen Anforderungen zumeist sehr bildungshomogen. Eine mögliche Erklärung dafür, dass bei Personen mit Fach-/Hochschulreife anders als bei Personen ohne Fach-/Hochschulreife die Partnerschaften in jungen Jahren zumindest nicht stärker homogen sind als im mittleren Lebensalter könnte an bildungshomogeneren Arbeitskontexten in akademischen Berufen liegen. Warum für Personen mit Fach-/Hochschulreife aber sogar ein leicht negativer Effekt eines jungen Einzugsalters auf die Wahrscheinlichkeit einer homogenen Partnerschaft auftritt, bleibt unklar. Für die Geburtsjahre zeigt sich ein immer stärker werdender Trend zu bildungshomogamer Partnerschaft in den jüngeren

⁶⁷ Die entsprechenden Modelle können im Onlineanhang unter <https://doi.org/10.11588/data/DQRICW> nachvollzogen werden.

Kohorten. Dieser Effekt dürfte sich nahezu vollständig durch die Bildungsexpansion und höhere Abiturientenquoten bei Frauen erklären lassen. Erst in den jüngeren Kohorten gibt es ein entsprechendes Angebot an gut gebildeten Partnerinnen für eine bildungshomogame Partnerschaft. In Hinblick auf die Siedlungsstruktur und den Wohnort in Ost-/Westdeutschland zeigt sich eine Tendenz zu geringeren Odds für eine bildungshomogame Partnerschaft im ländlichen Raum.

5.2.2 Availability-ratio und Bildungshomogamie

Im Folgenden werden die Ergebnisse der Analysen zum Einfluss des Verhältnisses von Angebot und Konkurrenz auf dem Partnermarkt auf die Wahrscheinlichkeit einer bildungshomogamen Partnerschaft bei Personen mit Fach-/Hochschulreife unter Verwendung der availability ratio (AR) präsentiert. Zwar ist die AR genau wie die SR ein Indikator für das Verhältnis von Angebot und Nachfrage, anders als bei der SR gibt es für die AR jedoch verschiedene Varianten, welche neben der empirisch bestimmten Altersrelevanz auch die Verfügbarkeit und Bildungsrelevanz potenzieller Partner berücksichtigen. Der Aufbau des Kapitels folgt der Darstellung aus Tabelle 1 in Kapitel 4.1.1. Zunächst werden die Ergebnisse der Basisvariante der AR präsentiert. Anschließend werden die Ergebnisse unter Berücksichtigung der Verfügbarkeit potenzieller Partner (AR_V) und dann die Ergebnisse unter zusätzlicher Berücksichtigung der Bildungsrelevanz (AR_{BV}) dargestellt. Die präsentierte Analysemethode ist die logistische Regression.⁶⁸

Tabelle 10 zeigt die Ergebnisse des allgemeinen Analyseschemas für die logarithmierte AR und Bildungshomogamie bei Personen mit Fach-/Hochschulreife. Im Vergleich zu den Analysen mit der einfachen altersspezifischen SR zeigt sich, dass der Haupteffekt des Partnermarktindikators in Modell I verschwindet. Der Effekt der AR ist nicht signifikant und mit 0,97 auch sehr dicht an einer Odds Ratio von 1. In Hinsicht auf die zugrundeliegende Hypothese (H_{BK}) ist dies eine Veränderung in die vermutete Richtung, aber dennoch bestenfalls eine marginale Verbesserung. Statt einem negativen Zusammenhang gibt es nun überhaupt keinen. Nichts desto trotz legt dieses Ergebnis nahe, dass der negative Effekt der SR wahrscheinlich tatsächlich auf die mangelnde Validität des Indikators zurückzuführen ist, da eine theoretisch angemessenere Berücksichtigung der Altersrelevanz zu dessen Verschwinden führt. Eine Betrachtung der restlichen Variablen zeigt keine relevanten zusätzlichen Erkenntnisse im Vergleich zu Tabelle 9. Nach wie vor muss davon ausgegangen werden, dass Hypothese H_{BK} zu verwerfen ist, da das Verhältnis von Angebot und

⁶⁸ Die Ergebnisse der linearen Wahrscheinlichkeitsmodelle und AMEs werden in Kapitel 5.2.3 als Übersichtstabellen präsentiert und befinden sich in detaillierter Form im Onlineanhang unter <https://doi.org/10.11588/data/DQRICW>.

Konkurrenz auf dem Partnermarkt keinen Einfluss auf die Odds einer bildungshomogamen Partnerschaft auszuüben scheint.

Tab. 10: Determinanten der bildungshomogamen Partnerwahl (Variante AR, Personen mit Fach-/Hochschulreife), logistische Regression mit robusten Standardfehlern

	Modell I	Modell II	Modell III
Konstante	1,02	1,00	1,00
log. AR	0,97	1,06	0,92
- Ref.: männlich - weiblich	0,82	0,82	0,82
- Ref.: Zusammenzugsalter 26 bis 50 - Zusammenzugsalter bis 25	0,73 *	0,73 *	0,73 *
Zusammenzugsalter über 50	1,13	1,12	1,14
- Ref.: vor 1951 geboren - Jahrgang 1951 - 1960	1,63	1,69	1,63
Jahrgang 1961 - 1970	1,77	1,81	1,79
Jahrgang 1971 - 1980	2,24 *	2,29 *	2,25 *
Jahrgang nach 1980	3,36 **	3,51 **	3,40 **
- Ref.: Wohnort im städtischen Raum - Wohnort im ländlichen Raum	0,58 ***	0,57 ***	0,58 ***
- Ref.: Wohnort in Westdeutschland - Wohnort in Ostdeutschland	0,87	0,88	0,87
IA: log. AR*Wohnort im ländlichen Raum		0,79 +	
IA: log. AR*Zusammenzugsalter bis 25			1,18
IA: log. AR*Zusammenzugsalter über 50			1,02
Pseudo-R²	0,02	0,03	0,02
N	1144	1144	1144
+ p < 0,10, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001			
Quelle: SOEP, Partnermarktindikatoren			

Wie gestaltet sich dieser Zusammenhang jedoch, wenn zusätzlich die Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit der potenziellen Partner berücksichtigt wird? Tabelle 11 zeigt die Ergebnisse des allgemeinen Analyseschemas für logarithmierte AR_v und Bildungshomogamie bei Personen mit Fach-/Hochschulreife.

Im Vergleich zur AR ohne Verfügbarkeitsgewichtung zeigt sich keine nennenswerte Änderung des Effekts. Auch für die AR_v besteht kein signifikanter Effekt auf die Odds einer bildungshomogamen Partnerschaft. Den theoretischen Überlegungen aus Kapitel 4.1 folgend, sollte die AR_v die valideste Abbildung des regionalen Verhältnisses von (Partner-)Angebot und Konkurrenz liefern, da sie sowohl die tatsächlichen Altersrelevanzen als auch die tatsächlichen Verfügbarkeitswahrscheinlichkeiten berücksichtigt. Da sich auch hier kein Effekt der Konkurrenz auf

die Odds einer bildungshomogenen Partnerschaft zeigen lässt, muss Hypothese H_{BK} mit hoher Sicherheit verworfen werden.

Tab. 11: Determinanten der bildungshomogenen Partnerwahl (Variante AR_V , Personen mit Fach-/Hochschulreife), logistische Regression mit robusten Standardfehlern

	Modell I	Modell II	Modell III
Konstante	1,02	1,02	0,86
log. AR_V	0,99	1,04	0,91
- Ref.: männlich - weiblich	0,79	0,79	0,89
- Ref.: Zusammenzugsalter 26 bis 50 - Zusammenzugsalter bis 25	0,74 +	0,73 *	0,82
Zusammenzugsalter über 50	1,14	1,10	1,24
- Ref.: vor 1951 geboren - Jahrgang 1951 - 1960	1,64	1,67	1,76
Jahrgang 1961 - 1970	1,79	1,79	1,96 +
Jahrgang 1971 - 1980	2,27 *	2,27 *	2,50 *
Jahrgang nach 1980	3,41 **	3,43 **	3,85 **
- Ref.: Wohnort im städtischen Raum - Wohnort im ländlichen Raum	0,58 ***	0,58 ***	0,58 ***
- Ref.: Wohnort in Westdeutschland - Wohnort in Ostdeutschland	0,86	0,87	0,87
IA: log. AR_V*Wohnort im ländlichen Raum		0,89	
IA: log. AR_V*Zusammenzugsalter bis 25			0,84
IA: log. AR_V*Zusammenzugsalter über 50			1,28
Pseudo-R^2	0,02	0,02	0,03
N	1144	1144	1144
+ p < 0,10, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001			
Quelle: SOEP, Partnermarktindikatoren			

Die dritte Variante der AR berücksichtigt nun auch zusätzlich die Annahme einer strikten Bildungsrelevanz. Die AR_{BV} bildet den Partnermarkt getrennt für Personen mit und ohne Fach-/Hochschulreife ab und unterstellt somit eine maximale Bildungshomophilie. Tabelle 12 zeigt die Ergebnisse des allgemeinen Analyseschemas für die logarithmierte AR_{BV} und Bildungshomogamie bei Personen mit Fach-/Hochschulreife. Anders als zuvor zeigt sich in Modell I nun ein klarer Effekt des Partnermarktindikators auf die Odds einer bildungshomogenen Partnerschaft. Für jeden Skalenpunkt der logarithmierten AR_{BV} steigen die Odds für eine bildungshomogene Partnerschaft um den Faktor 1,37 ($p < 0,001$). Da die AR_{BV} jedoch einen getrennten Partnermarkt für Personen mit und ohne Fach-/Hochschulreife modelliert und die AR_V keinen Effekt gezeigt hat, ist zu beachten, dass der hier gemessene Zusammenhang auch auf einen primären Effekt der Gelegenheitsstruktur zurückgeführt werden kann (vgl. Kapitel 2.1.1) und nicht als Ausdruck der durch die

Gelegenheitsstruktur ermöglichten Realisierung einer Partnerpräferenz gesehen werden muss. Es würde sich demnach schlicht zeigen, dass eine große Anzahl an Personen mit einer bestimmten Eigenschaft im regionalen Umfeld die Wahrscheinlichkeit erhöht, dass eine solche Person gewählt wird. Es ist aber auch nicht auszuschließen, dass das Konkurrenzverhältnis unter Personen mit dem gleichen Bildungsniveau tatsächlich den adäquatesten Indikator für das Verhältnis von Angebot und Nachfrage auf dem Partnermarkt für Personen mit Fach-/Hochschulreife darstellt, wenn diese eine sehr starke Präferenz für gut gebildete Partner/innen haben. Beide Effekte sind aber nicht sauber zu trennen, da eine große Anzahl an Personen mit gutem Bildungsniveau sowohl die Wahrscheinlichkeit der Realisierung einer entsprechenden Präferenz erhöhen würde, als auch die Wahrscheinlichkeit, dass zufällig eine solche Person gewählt wird. Die Ergebnisse von Tabelle 12 bestätigen somit zwar eindeutig, dass die Gelegenheitsstrukturen die partnerschaftliche Passung beeinflussen, vermögen jedoch nur mit Einschränkungen die Hypothese H_{BK} zu stützen.

Tab. 12: Determinanten der bildungshomogamen Partnerwahl (Variante AR_{BV} , Personen mit Fach-/Hochschulreife), logistische Regression mit robusten Standardfehlern

	Modell I	Modell II	Modell III
Konstante	1,47	1,47	1,22
log. AR_{BV}	1,37 **	1,37 **	1,19
- Ref.: männlich - weiblich	0,74 *	0,74 *	0,79 +
- Ref.: Zusammenzugsalter 26 bis 50 - Zusammenzugsalter bis 25	0,65 **	0,65 **	0,60 **
Zusammenzugsalter über 50	0,94	0,94	1,07
- Ref.: vor 1951 geboren - Jahrgang 1951 - 1960	1,56	1,56	1,61
Jahrgang 1961 - 1970	1,38	1,38	1,54
Jahrgang 1971 - 1980	1,73	1,73	1,96 +
Jahrgang nach 1980	2,48 *	2,48 *	2,85 *
- Ref.: Wohnort im städtischen Raum - Wohnort im ländlichen Raum	0,61 ***	0,61 **	0,62 **
- Ref.: Wohnort in Westdeutschland - Wohnort in Ostdeutschland	0,86	0,86	0,85
IA: log. AR_{BV} * Wohnort im ländlichen Raum		1,00	
IA: log. AR_{BV} * Zusammenzugsalter bis 25			1,77 *
IA: log. AR_{BV} * Zusammenzugsalter über 50			1,09
Pseudo-R^2	0,03	0,03	0,03
N	1144	1144	1144
+ p < 0,10, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001			
Quelle: SOEP, Partnermarktindikatoren			

Ein interessanter Befund ist Modell III zu entnehmen. Die Interaktion der AR_{BV} mit dem Zusammenzugsalter gibt einen Hinweis darauf, dass der positive Einfluss der Gelegenheitsstruktur auf die Odds einer bildungshomogenen Partnerschaft bei gut gebildeten Personen insbesondere in jungen Jahren stark ist.

Zusammengefasst für alle getesteten Varianten der Indikatoren für das Verhältnis von Partnerangebot und Konkurrenz (SR, AR, AR_V und AR_{BV}) lässt sich somit festhalten, dass es für gut gebildete Personen nur wenige belastbare Hinweise für einen positiven Einfluss einer (günstigen) Partnermarktlage auf die Odds der Realisierung einer präferierten bildungshomogenen Partnerschaft gibt und Hypothese H_{BK} somit konservativ als falsifiziert gelten muss.

5.2.3 Überblick und Zusammenfassung: Partnermarktkonkurrenz und Bildungshomogamie

Die präsentierten Ergebnisse aus den Kapiteln 5.2.1 und 5.2.2 legen den Schluss nahe, dass es kaum einen Zusammenhang zwischen dem regionalen Verhältnis von (Partner-)Angebot und Konkurrenz und der Wahrscheinlichkeit einer bildungshomogenen Partnerwahl gibt. Offen bleibt jedoch ob dies möglicherweise nur für die Substichprobe der Personen mit Fach-/Hochschulabschluss gilt. So zeigte sich beispielsweise bereits in den Voranalysen (vgl. Kapitel 5.1), dass Konkurrenz vor allem für Männer von Bedeutung ist, da sie aufgrund des sekundären Geburtenverhältnisses und der sinkenden Geburtenzahlen zumeist ein schlechtes Verhältnis von Angebot und Konkurrenz vorfinden. Tabelle 13 gibt einen Überblick über die Haupteffekte der verwendeten Partnermarktindikatoren aus den jeweiligen Modellen I für die SR, AR, AR_V und AR_{BV} sowohl für die Gesamtstichprobe, als auch die nach Geschlecht und Bildungsniveau getrennten Substichproben.

Tab. 13: Übersicht über die Haupteffekte der Partnermarktkonkurrenzindikatoren (logistische Regression) auf Bildungshomogamie nach Stichprobe¹⁾

Stichprobe	log. SR	log. AR	log. AR_V	log. AR_{BV}
Alle (N=3533)	0,95	1,00	1,03	1,18 ***
Männer (N=1786)	0,99	1,03	1,05	1,35 **
Frauen (N=1747)	0,95	1,00	1,07	1,20 *
ohne Fach-/Hochschulreife (N=2389)	1,04	1,02	1,05	1,09
mit Fach-/Hochschulreife (N=1144)	0,84 *	0,97	0,99	1,37 **

Quelle: SOEP, Partnermarktindikatoren + p < 0,10, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001

1) Alle Ergebnisse unter Kontrolle von Geschlecht, Bildung, Alter bei Zusammenzug, Geburtskohorte, Siedlungsstruktur des Wohnorts und Wohnort im ehem. Ost-/Westdeutschland

Die unterste Zeile der Tabelle gibt die bereits bekannten Ergebnisse für Personen mit Fach-/Hochschulreife wieder. Ein Vergleich mit der Stichprobe der Personen ohne Fach-/Hochschulreife zeigt einen äußerst interessanten Unterschied und den ersten belastbaren Hinweis darauf, dass Hypothese H_{BK} doch nicht zurückgewiesen werden muss. Die Annahme von getrennten Partnermärkten nach Bildungsniveau (AR_{BV}) führt bei Personen ohne Fach-/Hochschulreife nicht zu demselben Effekt wie bei Personen mit Fach-/Hochschulreife. Für sie gibt es auch bei der Modellierung eines nach Bildung getrennten Partnermarkts keinen signifikanten Effekt der availability ratio. Die naheliegendste Erklärung dafür, dass eine große Anzahl an Personen mit dem gleichen Bildungsniveau im Kreis nur bei gut gebildeten Personen zu einer erhöhten Wahrscheinlichkeit einer bildungshomogamen Partnerschaft führt, ist, dass Präferenzen doch mit der Gelegenheitsstruktur interagieren. Für Personen ohne höhere Schulbildung sorgt ein gutes Verhältnis von Angebot und Konkurrenz um andere Personen ohne höhere Bildung deshalb nicht für eine erhöhte Wahrscheinlichkeit einer bildungshomogamen Partnerschaft, weil diese Partner weniger stark präferiert werden, denn aus Ressourcen maximierender Perspektive sind hier homogame Partnerschaften weniger lukrativ. Für gut gebildete Personen hingegen sind homogame Partnerschaften sowohl aus Perspektive der Homophilie als auch aus maximierenden Erwägungen heraus erstrebenswert.

Eine Betrachtung der Übersichtstabelle zeigt insgesamt ein relativ einheitliches Muster, nachdem die SR, AR und AR_V entweder keine oder im Falle der SR eher kontraintuitive Zusammenhänge mit den Odds einer bildungshomogamen Partnerschaft zeigen, während sich die AR_{BV} hypothesenkonform verhält. Bei der AR_{BV} zeigt sich auch der vermutete Geschlechtsunterschied in der Wirkung von Partnermarktkonkurrenz, nachdem vor allem für Männer die Konkurrenz auf dem Partnermarkt ein limitierender Faktor bei der Partnerwahl darstellt. Zwar gibt es für beide Geschlechter einen signifikanten positiven Effekt der AR_{BV} auf die Wahrscheinlichkeit einer bildungshomogamen Partnerschaft, dieser ist bei Männern jedoch noch etwas stärker. Ein weiteres Muster ist die Veränderung von der jeweiligen Basisvariante der AR hin zur Variante mit Berücksichtigung der Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit. Zwar erreichen auch die verfügbaregewichteten Indikatoren kein statistisch akzeptables Fehlerrisiko, dennoch entwickeln sich alle Indikatoren in die theoretisch erwartete Richtung. Dies ist ein Hinweis darauf, dass die Berücksichtigung der Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit die Validität des Indikators erhöht (vgl. auch Eckhard und Stauder 2018).

In der bisherigen Interpretation der Ergebnisse wurden häufig Vergleiche der Odds Ratios über verschiedene Modelle und Gruppen hinweg vorgenommen. Wie in Kapitel 4.3 beschrieben gibt es methodische Bedenken bezüglich der Zulässigkeit dieses Vorgehens. Um zu testen, ob es

Unterschiede in Abhängigkeit der Analyse­methode gibt, wurden daher neben logistischen Regressionen auch lineare Wahrscheinlichkeitsmodelle und average marginal effects (AME) berechnet. Im Folgenden werden die Ergebnisse dieser Berechnungen ebenfalls in jeweils einer Übersichtstabelle dargestellt und mit den Ergebnissen aus Tabelle 13 verglichen. Dabei zeigt Tabelle 14 die Ergebnisse der linearen Wahrscheinlichkeitsmodelle und Tabelle 15 jene mit AME.

Tab. 14: Übersicht über die Haupteffekte der Partnermarktkonkurrenzindikatoren (lineare Wahrscheinlichkeitsmodelle) auf Bildungshomogamie nach Stichprobe¹⁾

Stichprobe	log. SR	log. AR	log. AR _V	log. AR _{BV}
Alle (N=3533)	-0,01	0,00	0,00	0,03 ***
Männer (N=1786)	0,00	0,00	0,01	0,04 *
Frauen (N=1747)	-0,01	0,00	0,01	0,04 **
ohne Fach-/Hochschulreife (N=2389)	0,00	0,00	0,00	0,01
mit Fach-/Hochschulreife (N=1144)	-0,04 **	-0,01	0,00	0,07 ***

Quelle: SOEP, Partnermarktindikatoren + p < 0,10, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001

1) Alle Ergebnisse unter Kontrolle von Geschlecht, Bildung, Alter bei Zusammenzug, Geburtskohorte, Siedlungsstruktur des Wohnorts und Wohnort im ehem. Ost-/Westdeutschland

Ein Vergleich der Ergebnisse der linearen Wahrscheinlichkeitsmodelle mit den Ergebnissen der logistischen Regression in Tabelle 13 zeigt deutlich, dass die Befunde sehr einheitlich ausfallen. Auch hier zeigen SR, AR und AR_V größtenteils keine Zusammenhänge mit der Wahrscheinlichkeit einer bildungshomogamen Beziehung, während die AR_{BV} für alle Substichproben außer Personen ohne Fach-/Hochschulreife einen positiven Zusammenhang ausweist. Auch hier ist der Einfluss der bildungsspezifischen availability ratio für Personen mit Fach-/Hochschulreife am stärksten. So erhöht sich die Wahrscheinlichkeit einer bildungshomogamen Paarbeziehung für jeden Skalenpunkt der AR_{BV} um 7%.

Auch die Berechnung der AME zeigt nur sehr marginale Unterschiede zu den Tabellen 13 und 14. Erwähnenswert scheint, dass hier wieder der leichte Geschlechtsunterschied bei der AR_{BV} sichtbar ist, der bei den linearen Wahrscheinlichkeitsmodellen nicht erkennbar war. Insgesamt lässt sich jedoch festhalten, dass die Ergebnisse sehr robust gegenüber der verwendeten Analyse­methode sind. Dies gilt auch für die hier nicht in den Übersichtstabellen präsentierten Modelle.⁶⁹

⁶⁹ Die entsprechenden Modelle können im Onlineanhang unter <https://doi.org/10.11588/data/DQRICW> nachvollzogen werden.

Tab. 15: Übersicht über die Haupteffekte der Partnermarktkonkurrenzindikatoren (AME) auf Bildungshomogamie nach Stichprobe¹⁾

Stichprobe	log. SR	log. AR	log. AR _V	log. AR _{BV}
Alle (N=3533)	-0,01	0,00	0,00	0,03 ***
Männer (N=1786)	0,00	0,00	0,01	0,05 **
Frauen (N=1747)	-0,01	0,00	0,01	0,03 *
ohne Fach-/Hochschulreife (N=2389)	0,01	0,00	0,01	0,01
mit Fach-/Hochschulreife (N=1144)	-0,04 *	-0,01	0,00	0,07 ***

Quelle: SOEP, Partnermarktindikatoren + p < 0,10, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001

1) Alle Ergebnisse unter Kontrolle von Geschlecht, Bildung, Alter bei Zusammenzug,

Geburtskohorte, Siedlungsstruktur des Wohnorts und Wohnort im ehem. Ost-/Westdeutschland

5.2.4 Soziale Partnermarktdichte und Bildungshomogamie

Während bisher die Indikatoren für das Verhältnis von Angebot und Konkurrenz auf dem Partnermarkt getestet wurden, folgen nun die Analysen zum Einfluss der Sichtbarkeit altersrelevanter potenzieller Partner in der Gesamtbevölkerung auf die Wahrscheinlichkeit einer bildungshomogamen Partnerschaft, gemessen zum Zeitpunkt des Zusammenzugs des Paares. Die Grundidee hinter diesen Indikatoren ist es, dass die Möglichkeit relevante potenzielle Partner in der Bevölkerung wahrzunehmen einen eigenständigen Erklärungsbeitrag liefert, welcher über das faktische Verhältnis von Angebot und Nachfrage hinausgeht (vgl. Kapitel 4.1). Die Darstellung der Ergebnisse zur Partnermarkttransparenz folgen dabei der gleichen Grundstruktur, die zuvor bei der AR angewendet wurde. Zunächst werden die Berechnungen der Grundvariante der $PMD_{(sozial)}$ für Personen mit Fach-/Hochschulreife vorgestellt. Es folgen die Ergebnisse für die Variante mit Berücksichtigung der Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit ($PMD_{V(sozial)}$) und die Variante mit zusätzlicher Annahme eines nach Bildung getrennten Partnermarkts ($PMD_{BV(sozial)}$) jeweils ebenfalls für die Stichprobe der Personen mit Fach-/Hochschulreife. Eine Übersicht über die Ergebnisse der Hauptmodelle (vgl. Modell II in Tabelle 6 Kapitel 4.3) für die Gesamtstichprobe und die anderen Substichproben findet sich dann in Kapitel 5.2.6. Zu beachten ist, dass die Fallzahl der Modelle mit der sozialen Partnermarktdichte geringfügig kleiner ist als in den anderen Berechnungen (hier 1143 statt 1144).⁷⁰ Der Fallzahlverlust ist jedoch minimal und erfolgte aufgrund von zufälligen Datenlücken, so dass eine Verzerrung der Ergebnisse ausgeschlossen werden kann.

⁷⁰ Zur Begründung siehe Kapitel 4.1.2.

Ein Blick auf Tabelle 16 zeigt auch für die $PMD_{(sozial)}$ keinen signifikanten Zusammenhang mit den Odds einer bildungshomogenen Partnerschaft bei Personen mit Fach-/Hochschulreife und auch die Interaktionseffekte der Modelle II und III liefern keine neuen Erkenntnisse. Dennoch zeigt der Haupteffekt in Modell I – anders als der Basiseffekt der AR (vgl. Tabelle 10) – zumindest einen positiven wenn auch inferenzstatistisch nicht belastbaren Zusammenhang. Dessen ungeachtet muss auch die H_{BS} (vgl. Kapitel 2.6) zunächst als falsifiziert gelten. Die Sichtbarkeit altersrelevanter potenzieller Partner in der Gesamtbevölkerung des Kreises zeigt keinen signifikanten Einfluss auf die Odds einer bildungshomogenen Partnerschaft bei Personen mit Fach-/Hochschulreife.

Tab. 16: Determinanten der bildungshomogenen Partnerwahl (Variante $PMD_{(sozial)}$, Personen mit Fach-/Hochschulreife), logistische Regression mit robusten Standardfehlern

	Modell I	Modell II	Modell III
Konstante	1,02	1,01	1,02
$PMD_{(soz)}$	1,05	1,08	1,02
- Ref.: männlich - weiblich	0,77 *	0,77 +	0,77 +
- Ref.: Zusammenzugsalter 26 bis 50 - Zusammenzugsalter bis 25	0,74 *	0,74 +	0,75 +
Zusammenzugsalter über 50	1,14	1,15	1,16
- Ref.: vor 1951 geboren - Jahrgang 1951 - 1960	1,62	1,65	1,65
Jahrgang 1961 - 1970	1,78	1,80	1,77
Jahrgang 1971 - 1980	2,38 *	2,39 *	2,36 *
Jahrgang nach 1980	3,59 **	3,56 **	3,60 **
- Ref.: Wohnort im städtischen Raum - Wohnort im ländlichen Raum	0,58 ***	0,59 ***	0,58 ***
- Ref.: Wohnort in Westdeutschland - Wohnort in Ostdeutschland	0,85	0,85	0,85
IA: $PMD_{(soz)}$*Wohnort im ländlichen Raum		0,89	
IA: $PMD_{(soz)}$*Zusammenzugsalter bis 25			1,10
IA: $PMD_{(soz)}$*Zusammenzugsalter über 50			0,93
Pseudo-R²	0,02	0,02	0,02
N	1143	1143	1143
+ p < 0,10, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001			
Quelle: SOEP, Partnermarktindikatoren			

Tabelle 17 zeigt nun die Ergebnisse für die soziale Partnermarktdichte unter zusätzlicher Berücksichtigung der Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit altersrelevanter potenzieller Partner ($PMD_{V(sozial)}$). Der Haupteffekt der $PMD_{V(sozial)}$ ist nur geringfügig stärker als der der $PMD_{(sozial)}$ und ebenfalls nicht signifikant. Die Interaktionseffekte in Modell III sind außerordentlich vorsichtig zu interpretieren. So gibt die Interaktionsvariable aus der $PMD_{V(sozial)}$ und der Dummy-Variable für ein

Zusammenzugsalter von bis 25 Jahren zwar einen Hinweis darauf, dass die Partnermarkteffekte vor allem für die mittlere Alterskategorie in die theoretisch erwartete Richtung weisen (für die bis 25-Jährigen ist der Effekt $1,3 \cdot 0,63 = 0,82$), der Effekt für die über 50-Jährigen ist aber auf die sehr kleine Fallzahl dieser Gruppe (N=48) und die damit verbundene Anfälligkeit für extreme Effekte zurückzuführen. In der deutlich größeren Gesamtstichprobe (N=3525) beträgt die Odds-Ratio hier 2,93 und ist nicht signifikant ($p=0,21$). Festzuhalten bleibt, dass auch die zusätzliche Berücksichtigung der Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit die Hypothese H_{B5} nicht stützen konnte.

Tab. 17: Determinanten der bildungshomogenen Partnerwahl (Variante $PMD_{V(\text{sozial})}$, Personen mit Fach-/Hochschulreife), logistische Regression mit robusten Standardfehlern

	Modell I	Modell II	Modell III
Konstante	1,08	1,12	1,34
$PMD_{V(\text{sozial})}$	1,06	1,14	1,30
- Ref.: männlich - weiblich	0,80 +	0,80 +	0,81
- Ref.: Zusammenzugsalter 26 bis 50 - Zusammenzugsalter bis 25	0,69 +	0,68 +	0,85
Zusammenzugsalter über 50	1,14	1,14	91,28 *
- Ref.: vor 1951 geboren - Jahrgang 1951 - 1960	1,62	1,61	1,51
Jahrgang 1961 - 1970	1,73	1,68	1,51
Jahrgang 1971 - 1980	2,17 *	2,11 +	1,77
Jahrgang nach 1980	3,17 **	3,12 **	2,60 *
- Ref.: Wohnort im städtischen Raum - Wohnort im ländlichen Raum	0,58 ***	0,58 ***	0,60 ***
- Ref.: Wohnort in Westdeutschland - Wohnort in Ostdeutschland	0,86	0,86	0,91
IA: $PMD_{V(\text{sozial})}$ * Wohnort im ländlichen Raum		0,83	
IA: $PMD_{V(\text{sozial})}$ * Zusammenzugsalter bis 25			0,63 +
IA: $PMD_{V(\text{sozial})}$ * Zusammenzugsalter über 50			50,50 *
Pseudo-R²	0,02	0,02	0,03
N	1143	1143	1143
+ p < 0,10, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001			
Quelle: SOEP, Partnermarktindikatoren			

Tabelle 18 berichtet die Ergebnisse der sozialen Partnermarktdichte unter Berücksichtigung der Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit altersrelevanter potenzieller Partner und der Annahme eines nach Bildung getrennten Partnermarkts ($PMD_{BV(\text{sozial})}$). Vergleichbar mit den Ergebnissen der AR_{BV} zeigt sich auch hier ein starker und hoch signifikanter Effekt des Partnermarktindikators auf die Odds einer bildungshomogenen Partnerschaft. Für jeden Skalenpunkt den die $PMD_{BV(\text{sozial})}$ steigt, erhöhen sich so die Odds einer bildungshomogenen Partnerschaft im Vergleich zu den Odds einer

bildungsheterogenen Partnerschaft um den Faktor 1,71 ($p < 0,01$). Äquivalent zur AR_{BV} ist davon auszugehen, dass vor allem ein primärer Effekt der Sozialstruktur gemessen wird, da die $PMD_{BV(\text{sozial})}$ nicht die allgemeine Partnermarktlage einer Person abbildet, sondern auf potenzielle Partner mit demselben Bildungsniveau fokussiert. Entsprechend wird auch die Auswirkung der Gruppengröße von Personen mit einer bestimmten Eigenschaft (hier ein spezifischer Bildungsabschluss) gemessen. Die H_{BS} kann daher nur unter Vorbehalt als gestützt gelten. Es ist durchaus denkbar, dass sich sehr wohl ein über den primären Sozialstruktureffekt hinausgehender Einfluss der $PMD_{BV(\text{sozial})}$ als ermöglichender Rahmen für die Realisierbarkeit einer Partnerpräferenz zeigt. Wenn eine sehr starke Präferenz für bildungshomogame Partner/-innen bei Personen mit Fach-/Hochschulreife besteht, so ist die $PMD_{BV(\text{sozial})}$ der angemessenste Indikator für die Sichtbarkeit altersrelevanter potenzieller Partner in der Gesamtbevölkerung. Da dieser Effekt jedoch nicht klar von einem primären Sozialstruktureffekt zu trennen ist, muss eine entsprechende Interpretation vorsichtig bleiben.

Tab. 18: Determinanten der bildungshomogamen Partnerwahl (Variante $PMD_{BV(\text{sozial})}$, Personen mit Fach-/Hochschulreife), logistische Regression mit robusten Standardfehlern

	Modell I	Modell II	Modell III
Konstante	1,71	1,78	2,28 +
$PMD_{BV(\text{sozial})}$	1,71 **	1,83 **	1,96 **
- Ref.: männlich - weiblich	0,90	0,89	0,89
- Ref.: Zusammenzugsalter 26 bis 50 - Zusammenzugsalter bis 25	0,52 ***	0,52 ***	0,51 ***
Zusammenzugsalter über 50	1,18	1,18	>999.999 *
- Ref.: vor 1951 geboren - Jahrgang 1951 - 1960	1,48	1,48	1,22
Jahrgang 1961 - 1970	1,39	1,38	1,13
Jahrgang 1971 - 1980	1,55	1,53	1,23
Jahrgang nach 1980	1,96	1,96	1,57
- Ref.: Wohnort im städtischen Raum - Wohnort im ländlichen Raum	0,65 **	0,58 **	0,66 **
- Ref.: Wohnort in Westdeutschland - Wohnort in Ostdeutschland	0,87	0,87	0,89
IA: $PMD_{BV(\text{sozial})}$ *Wohnort im ländlichen Raum		0,78	
IA: $PMD_{BV(\text{sozial})}$ *Zusammenzugsalter bis 25			0,73
IA: $PMD_{BV(\text{sozial})}$ *Zusammenzugsalter über 50			>999.999 *
Pseudo-R²	0,03	0,03	0,03
N	1143	1143	1143
+ p < 0,10, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001			
Quelle: SOEP, Partnermarktindikatoren			

Ein Blick auf Modell III zeigt, dass der aufgrund der geringen Fallzahl der Gruppe der bei Zusammenzug über 50-Jährigen bereits in Tabelle 17 verzerrte Effekt der Interaktion aus Partnermarktindikator und einem Zusammenzugsalter von über 50 Jahren hier jetzt vollständig uninterpretierbar wird.⁷¹

Zusammengefasst für alle drei Varianten der sozialen Partnermarktdichte ($PMD_{(sozial)}$, $PMD_{V(sozial)}$, $PMD_{BV(sozial)}$) lässt sich festhalten, dass sich zwar für alle Indikatoren der theoretisch erwartete positive Zusammenhang zumindest andeutet, jedoch nur die $PMD_{BV(sozial)}$ einen starken und statistisch signifikanten Effekt auf die Wahrscheinlichkeit einer bildungshomogenen Partnerschaft zeigt. Da der Effekt der $PMD_{BV(sozial)}$ jedoch nicht klar von einem reinen Effekt der Sozialstruktur zu trennen ist, muss Hypothese H_{BS} (vgl. Kapitel 2.6) zunächst konservativ als falsifiziert gelten.

5.2.5 Räumliche Partnermarktdichte und Bildungshomogamie

Die räumliche Partnermarktdichte ($PMD_{(räumli)}$) bezieht das Angebot an relevanten potenziellen Partnern auf die Fläche des jeweiligen Kreises. Sie soll daher vor allem die Effizienz des Partnermarkts abbilden, da sie anzeigt, welche Räume überwunden werden müssen, um in Interaktion mit potenziellen Partnern zu treten. Die Grundidee hinter diesen Indikatoren ist, dass die zu überwindenden Räume die Suchkosten nach einem relevanten potenziellen Partner beeinflussen. Die steigenden Suchkosten wiederum erhöhen die Wahrscheinlichkeit, dass auf weniger präferierte Partner ausgewichen oder aber sogar ganz auf eine Partnerschaft verzichtet wird (vgl. Kapitel 4.1). Die nachfolgenden Analysen zeigen daher den Einfluss der räumlichen Dichte an relevanten potenziellen Partnern auf die Wahrscheinlichkeit einer bildungshomogenen Partnerschaft bei Personen mit Fach-/Hochschulreife, gemessen zum Zeitpunkt des Zusammenzugs des Paares.

Die Darstellung der Ergebnisse zur Partnermarkteffizienz folgen dabei der gleichen Grundstruktur die zuvor bei der AR und $PMD_{(sozial)}$ angewendet wurde. Zunächst werden die Berechnungen der Grundvariante der $PMD_{(räumli)}$ für Personen mit Fach-/Hochschulreife vorgestellt. Es folgen die Ergebnisse für die Variante mit Berücksichtigung der Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit ($PMD_{V(räumli)}$) und die Variante mit zusätzlicher Annahme eines nach Bildung getrennten Partnermarkts ($PMD_{BV(räumli)}$) jeweils ebenfalls für die Stichprobe der Personen mit Fach-/Hochschulreife. Eine Übersicht über die Ergebnisse der Hauptmodelle (vgl. Modell II in Tabelle 6 Kapitel 4.3) für die Gesamtstichprobe und die anderen Substichproben findet sich dann in Kapitel 5.2.6.

⁷¹ In der Gesamtstichprobe (N=3525) beträgt die Odds-Ratio 4,62 und ist nicht signifikant.

Tabelle 19 zeigt anders als bei der AR und der $PMD_{(sozial)}$ bereits für die Basisvariante der $PMD_{(räumli)}$ einen signifikanten positiven Effekt auf die Odds einer bildungshomogenen Partnerschaft gemessen zum Zeitpunkt des Zusammenzugs. Ein räumlich dichter und somit effizienterer Partnermarkt führt bei gut gebildeten Personen zu mehr bildungshomogenen Partnerschaften. Für sie erhöhen sich die Odds einer bildungshomogenen Partnerschaft im Vergleich zu den Odds einer bildungsheterogenen Partnerschaft, für jeden Skalenpunkt den die $PMD_{(räumli)}$ steigt, um den Faktor 1,31 ($p < 0,001$). Die $PMD_{(räumli)}$ ist somit der erste getestete Indikator, welcher auch ohne die zusätzliche Annahme eines nach Bildung getrennten Partnermarkts einen Einfluss der Gelegenheitsstruktur auf die Wahrscheinlichkeit der Realisierung von bildungshomophilen Präferenzen bei Personen mit Fach-/Hochschulreife aufzeigt. Demnach kann die Hypothese H_{BE} (vgl. Kapitel 4.3) hier zumindest vorläufig als bestätigt gelten.

Tab. 19: Determinanten der bildungshomogenen Partnerwahl (Variante $PMD_{(räumli)}$, Personen mit Fach-/Hochschulreife), logistische Regression mit robusten Standardfehlern

	Modell I	Modell II	Modell III
Konstante	0,84	0,82	0,83
$PMD_{(räumli)}$	1,31 ***	1,38 ***	1,30 **
- Ref.: männlich - weiblich	0,76 *	0,77 *	0,76 *
- Ref.: Zusammenzugsalter 26 bis 50 - Zusammenzugsalter bis 25	0,73 *	0,75 +	0,72 *
Zusammenzugsalter über 50	1,26	1,25	1,30
- Ref.: vor 1951 geboren - Jahrgang 1951 - 1960	1,64	1,64	1,69
Jahrgang 1961 - 1970	1,82	1,84	1,84 +
Jahrgang 1971 - 1980	2,63 *	2,57 *	2,69 **
Jahrgang nach 1980	4,06 ***	3,88 ***	4,23 ***
- Ref.: Wohnort im städtischen Raum - Wohnort im ländlichen Raum	0,82	0,58 *	0,82
- Ref.: Wohnort in Westdeutschland - Wohnort in Ostdeutschland	0,81	0,81	0,80
IA: $PMD_{(räumli)}$ * Wohnort im ländlichen Raum		0,57 *	
IA: $PMD_{(räumli)}$ * Zusammenzugsalter bis 25			1,10
IA: $PMD_{(räumli)}$ * Zusammenzugsalter über 50			0,76
Pseudo-R²	0,03	0,04	0,03
N	1144	1144	1144
+ p < 0,10, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001			
Quelle: SOEP, Partnermarktindikatoren			

Da die $PMD_{(räumli)}$ die Fläche des Kreises als Bezugsgröße hat, kommt es außerdem zu einer signifikanten Interaktion mit der Siedlungsstruktur des Kreises (Modell II). Demnach besteht der

positive Effekt der $PMD_{(räuml)}$ nur für Personen, welche in Kreisen mit städtischer Siedlungsstruktur leben. Für Personen im ländlichen Raum hingegen ist der Effekt sogar kleiner 1 und somit negativ ($1,38 \cdot 0,57 = 0,79$). Da die räumliche Partnermarktdichte jedoch eng mit der Siedlungsstruktur zusammenhängt, sollte dieses Ergebnis nur sehr vorsichtig interpretiert werden.

Tab. 20: Determinanten der bildungshomogenen Partnerwahl (Variante $PMD_{V(räuml)}$), Personen mit Fach-/Hochschulreife), logistische Regression mit robusten Standardfehlern

	Modell I	Modell II	Modell III
Konstante	1,18	1,16	1,28
$PMD_{V(räuml)}$	1,32 **	1,34 **	1,44 **
- Ref.: männlich - weiblich	0,82	0,82	0,82
- Ref.: Zusammenzugsalter 26 bis 50 - Zusammenzugsalter bis 25	0,56 **	0,58 **	0,61 *
Zusammenzugsalter über 50	1,21	1,20	8,40 +
- Ref.: vor 1951 geboren - Jahrgang 1951 - 1960	1,55	1,55	1,48
Jahrgang 1961 - 1970	1,52	1,52	1,43
Jahrgang 1971 - 1980	1,89 +	1,90 +	1,74
Jahrgang nach 1980	2,73 *	2,76 *	2,47 *
- Ref.: Wohnort im städtischen Raum - Wohnort im ländlichen Raum	0,72 +	0,66 *	0,73 +
- Ref.: Wohnort in Westdeutschland - Wohnort in Ostdeutschland	0,83	0,82	0,86
IA: $PMD_{V(räuml)}$ * Wohnort im ländlichen Raum		0,78	
IA: $PMD_{V(räuml)}$ * Zusammenzugsalter bis 25			0,81
IA: $PMD_{V(räuml)}$ * Zusammenzugsalter über 50			8,64 +
Pseudo-R²	0,03	0,03	0,03
N	1144	1144	1144
+ p < 0,10, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001			
Quelle: SOEP, Partnermarktindikatoren			

Tabelle 20 zeigt nun die Ergebnisse für die soziale Partnermarktdichte unter zusätzlicher Berücksichtigung der Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit altersrelevanter potenzieller Partner ($PMD_{V(räuml)}$). Der Haupteffekt der $PMD_{V(räuml)}$ in Modell I hat sich im Vergleich zum Effekt der $PMD_{(räuml)}$ in Tabelle 19 kaum geändert. Nach wie vor steigt die Wahrscheinlichkeit einer bildungshomogenen Partnerschaft, wenn die räumliche Partnermarktdichte und somit die Partnermarkteffizienz im Kreis größer ist (OR=1,32, p<0,01). Für die getestete Hypothese H_{BE} (vgl. Kapitel 4.3) bedeutet dies somit, dass sie unverändert als bestätigt gelten kann.

Der Interaktionseffekt der $PMD_{V(räuml)}$ mit der Siedlungsstruktur des Kreises ist hier schwächer und nicht mehr signifikant (Modell II). Der zuvor festgestellte Einfluss der Siedlungsstruktur auf den

Zusammenhang von räumlicher Partnermarktdichte und bildungshomogamer Partnerwahl scheint somit wenig robust. In Modell III zeigt sich wieder ein sehr starker Interaktionseffekt mit einem Zusammenzugsalter von über 50 Jahren. Dieser Effekt ist jedoch äquivalent zur selben Problematik bei den verfügbarkeitsgewichteten Indikatoren der sozialen Partnermarktdichte eher auf die geringe Fallzahl der Personen, welche bei Zusammenzug über 50 Jahre alt waren (N=48) und die damit verbundene Anfälligkeit für extreme Ergebnisse zurückzuführen.⁷² Die geringe Robustheit des Befundes zeigt sich auch darin, dass trotz des extrem starken Effekts (OR=8,64) nur ein schwaches Signifikanzniveau erreicht wird (p<0,1).

Tab. 21: Determinanten der bildungshomogamen Partnerwahl (Variante PMD_{BV(räuml)}, Personen mit Fach-/Hochschulreife), logistische Regression mit robusten Standardfehlern

	Modell I	Modell II	Modell III
Konstante	1,36	1,37	1,53
PMD_{BV(räuml)}	1,56 ***	1,56 ***	1,62 ***
- Ref.: männlich - weiblich	0,87	0,88	0,86
- Ref.: Zusammenzugsalter 26 bis 50 - Zusammenzugsalter bis 25	0,57 ***	0,56 ***	0,57 **
Zusammenzugsalter über 50	1,19	1,19	80,57 +
- Ref.: vor 1951 geboren - Jahrgang 1951 - 1960	1,51	1,51	1,35
Jahrgang 1961 - 1970	1,43	1,42	1,29
Jahrgang 1971 - 1980	1,62	1,61	1,45
Jahrgang nach 1980	2,24 *	2,22 *	2,01 +
- Ref.: Wohnort im städtischen Raum - Wohnort im ländlichen Raum	0,80	0,86	0,81
- Ref.: Wohnort in Westdeutschland - Wohnort in Ostdeutschland	0,86	0,86	0,87
IA: PMD_{BV(räuml)}*Wohnort im ländlichen Raum		1,10	
IA: PMD_{BV(räuml)}*Zusammenzugsalter bis 25			0,92 +
IA: PMD_{BV(räuml)}*Zusammenzugsalter über 50			93,15 +
Pseudo-R²	0,04	0,04	0,04
N	1144	1144	1144
+ p < 0,10, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001			
Quelle: SOEP, Partnermarktindikatoren			

Tabelle 21 berichtet die Ergebnisse der räumlichen Partnermarktdichte unter Berücksichtigung der Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit und der Annahme eines nach Bildung getrennten Partnermarkts (PMD_{BV(räuml)}). Zwar zeigt die räumliche Partnermarktdichte anders als die AR und die PMD(sozial) auch in den Varianten ohne nach Bildung getrennter Modellierung des Partnermarkts einen

⁷² In der Gesamtstichprobe (N=3533) beträgt die Odds Ratio 2,33 und ist nicht signifikant.

signifikanten positiven Effekt auf die Wahrscheinlichkeit einer bildungshomogenen Partnerschaft, gleichwohl lässt sich auch hier zeigen, dass der Effekt stärker wird, wenn nur Personen des gleichen Bildungsniveaus als relevant unterstellt werden. Für jeden Skalenpunkt den die $PMD_{BV(räumli)}$ in Modell I steigt, erhöhen sich die Odds einer bildungshomogenen Partnerschaft im Vergleich zu den Odds einer bildungsheterogenen Partnerschaft um den Faktor 1,56 ($p < 0,001$). Die Argumentation für die gestiegene Stärke des Effekts verläuft dabei parallel zu der Begründung der Effekte der AR_{BV} und $PMD_{BV(sozial)}$. Zum einen ist davon auszugehen, dass der Indikator nun auch einen primären Sozialstruktureffekt misst, da er immer auch automatisch die Menge an Personen mit der Eigenschaft „gute Bildung“ abbildet. Zum anderen ist aber auch denkbar, dass die Annahme einer starken Bildungshomophilie zutreffend ist und der Indikator entsprechend schlicht die valideste Messung der Partnermarkteffizienz für Personen mit Fach-/Hochschulabschluss darstellt. In jedem Fall wird die Hypothese H_{BE} (vgl. Kapitel 4.3) auch hier eindeutig bestätigt. Ein Blick auf Modell III zeigt auch hier wieder, dass eine Interaktion mit einem Zusammenzugsalter von über 50 Jahren aufgrund von zu geringen Fallzahlen zu fehlerhaften Ergebnissen führt.⁷³

Zusammengefasst für alle drei Varianten der räumlichen Partnermarktdichte ($PMD_{(räuml)}$, $PMD_{V(räumli)}$ und $PMD_{BV(räumli)}$) lässt sich festhalten, dass es einen klaren positiven Einfluss der Partnermarkteffizienz auf die Wahrscheinlichkeit einer bildungshomogenen Partnerschaft gemessen zum Zeitpunkt des Zusammenzugs gibt. Dieser Effekt besteht auch unabhängig von einem primären Effekt der sozialstrukturellen Verteilung der Bevölkerung. Hypothese H_{BE} (vgl. Kapitel 4.3) kann entsprechend als bestätigt gelten.

5.2.6 Überblick und Zusammenfassung: Partnermarkttransparenz sowie Partnermarkteffizienz und Bildungshomogamie

Die Ergebnisse der Kapitel 5.2.4 und 5.2.5 zeigen ein differenziertes Bild für Personen mit Fach-/Hochschulreife, nachdem es große Unterschiede im Zusammenhang von Partnermarkt und Bildungshomogamie gibt, je nachdem welcher Partnermarktindikator verwendet wird. Im Folgenden wird nun ein Vergleich der verschiedenen Stichproben zeigen, ob sich allgemeine Muster finden lassen, oder ob die gemessenen Zusammenhänge je nach Stichprobe variieren. Tabelle 22 zeigt die Haupteffekte der jeweiligen Modelle I (bzw. Modell II in Tabelle 6 in Kapitel 4.3) für alle untersuchten Stichproben. Dabei ist zu beachten, dass die Fallzahl der Modelle mit den Varianten der sozialen Partnermarktdichte aufgrund von zufälligen Datenlücken geringfügig kleiner sind als die restlichen Modelle.⁷⁴ Die jeweilige Fallzahl für diese Modelle ist in der Klammer immer zuerst

⁷³ In der Gesamtstichprobe ($N=3533$) beträgt die Odds-Ratio 2,17 und ist nicht signifikant.

⁷⁴ Zur Begründung siehe Kapitel 4.1.2.

angegeben. Da die Ausfälle sehr gering sind und nicht in einem Zusammenhang mit dem hier untersuchten Forschungsthema stehen, kann mit hoher Sicherheit davon ausgegangen werden, dass es zu keinen systematischen Verzerrungen gekommen ist und die Modelle nach wie vor vergleichbar sind.

Ein erstes sehr offensichtliches Muster zeigt sich beim Vergleich der verschiedenen Varianten der beiden Indikatoren $PMD_{(sozial)}$ und $PMD_{(räuml)}$. Die Zusammenhänge werden ausnahmslos von links nach rechts stärker. D.h. der Zusammenhang von Partnermarktindikator und Bildungshomogamie wird zunächst stärker, wenn die Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit der potenziellen Partner berücksichtigt wird und dann noch einmal, wenn ein nach Bildung getrennter Partnermarkt unterstellt wird. Der Unterschied zwischen der jeweiligen Basisvariante und der Variante unter Berücksichtigung der Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit spricht dafür, dass die letztere durch ein substantiell höheres Maß an Validität gekennzeichnet ist. Sie misst die tatsächliche Partnermarktlage besser als die Basisvariante. Zum Teil zeigt sich erst unter Berücksichtigung der Verfügbarkeit potenzieller Partner überhaupt ein signifikanter Zusammenhang mit bildungshomogamer Partnerwahl. Auch bei den Analysen mit den Indikatoren für Partnermarktkonkurrenz (vgl. Tabelle 13) zeigte sich, dass die verfügbare gewichteten Indikatoren stärker in die hypothetisch vermutete Wirkrichtung weisen, wenn auch sie kein statistisch akzeptables Signifikanzniveau erreichen. Insgesamt kann dennoch festgehalten werden, dass es starke Hinweise darauf gibt, dass bei der Berechnung von Partnermarktindikatoren die tatsächliche Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit potenzieller Partner mit einberechnet werden sollte. Ein weiteres klares Muster zeigt sich im Vergleich der beiden nach Geschlecht getrennten Stichproben. Sowohl der Effekt der Sichtbarkeit altersrelevanter potenzieller Partner als auch die Partnermarkteffizienz gemessen anhand der räumlichen Dichte des Partnermarkts ist bei allen Varianten stärker für Männer als für Frauen. Dies bestätigt zum wiederholten Male, dass Männer stärker auf den Partnermarkt reagieren als Frauen. Anders als bei der Argumentation zur Partnermarktkonkurrenz, kann man dies hier aber nur bedingt auf die unterschiedliche generelle Partnermarktlage von Männern und Frauen zurückführen. Vielmehr könnte der Grund darin liegen, dass Frauen auch unabhängig von ihrer durchschnittlich besseren Konkurrenzsituation weniger gewillt sind, Kompromisse bei der Partnerwahl einzugehen (vgl. Lichter et al. 1995: 429). Trotz des Unterschiedes im Niveau lässt sich aber festhalten, dass auch für Frauen sehr wohl deutliche Effekte der Partnermarkttransparenz und -effizienz zu sehen sind. Auch für sie erhöht sich die Wahrscheinlichkeit einer bildungshomogamen Partnerschaft zum Zeitpunkt des Zusammenzugs, wenn es mehr relevante und verfügbare potenzielle Partner in der Gesamtbevölkerung ihres Kreises und bezogen auf dessen Fläche gibt.

Auch der Vergleich der beiden nach Bildung getrennten Substichproben zeigt ein (relativ) einheitliches Bild. Mit Ausnahme der $PMD_{V(\text{sozial})}$ sind die Effekte aller Indikatoren stärker für Personen mit Fach-/Hochschulreife. Dies lässt sich leicht dadurch erklären, dass homophile und maximierende Partnerpräferenzen bei Personen mit guter Bildung beide die Wahl eines gut gebildeten Partners nahelegen, während Personen mit niedrigeren Bildungsabschlüssen zwischen einer homophilen und einer maximierenden Partnerwahl entscheiden müssen. Interessant ist dabei, dass Homophilie hier die dominantere Präferenz zu sein scheint, denn eine gute Partnermarktlage in Hinsicht auf Transparenz und Effizienz des Partnermarkts führt auch bei Personen ohne Fach-/Hochschulreife zu mehr homogamen Beziehungen. Dies gilt für die soziale Partnermarktdichte unter Berücksichtigung der Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit altersrelevanter potenzieller Partner auch ohne die zusätzliche Annahme eines nach Bildung getrennten Partnermarkts ($OR=1,29$, $p<0,05$) und kann somit nicht schlicht auf einen primären Effekt der Sozialstruktur zurückgeführt werden.

Ein weiterer interessanter Befund ist, dass die $PMD_{V(\text{sozial})}$ für alle Stichproben außer Personen mit Fach-/Hochschulreife einen positiven Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit einer bildungshomogamen Partnerschaft zeigt. Zwar wird Hypothese H_{Bs} (vgl. Kapitel 2.6) dadurch nicht direkt bestätigt, dennoch zeigt sich ein Einfluss der Sichtbarkeit relevanter und verfügbarer Partner in der Gesamtbevölkerung auch ohne die Annahme eines nach Bildung getrennten Partnermarkts. Dies spricht dafür, dass auch bei der sozialen Partnermarktdichte von einem über den reinen primären Effekt der Sozialstruktur hinausgehenden Effekt der Gelegenheitsstruktur als ermöglichenden Raum zur Realisierung einer Partnerpräferenz ausgegangen werden kann. Offenbar gibt es eine allgemeine Tendenz zu bildungshomophilen Partnerpräferenzen in allen Stichproben, auch wenn der Effekt für Personen mit Fach-/Hochschulreife nicht signifikant ist. Zieht man zusätzlich den Fakt hinzu, dass der Effekt der $PMD_{BV(\text{sozial})}$ für gut gebildete Personen deutlich stärker ausfällt, was sich durch einen primären Effekt der Sozialstruktur nicht erklären lässt, so kann man davon ausgehen, dass hier sehr wohl ein Zusammenspiel von Präferenz und Gelegenheitsstruktur zu beobachten ist.

Ein Blick auf die räumliche Partnermarktdichte zeigt, dass für alle Stichproben außer Personen ohne Fach-/Hochschulreife ein positiver Effekt der Partnermarkteffizienz auf die Wahrscheinlichkeit einer bildungshomogamen Partnerschaft gemessen wurde. Es scheint aber so, dass dieser Effekt stark auf die Personen mit Fach-/Hochschulreife zurückgeht. Anders als bei der sozialen Partnermarktdichte gibt es hier daher eher keinen belastbaren Hinweis auf Bildungshomophilie bei Personen mit niedrigerer Bildungsqualifikation. Es scheint vielmehr so, dass der signifikant positive Effekt der $PMD_{BV(\text{räumli})}$ allein durch den primären Effekt der Sozialstruktur erklärt werden kann.

Tab. 22: Übersicht über die Haupteffekte der Partnermarkttransparenz und -effizienz (logistische Regression) auf Bildungshomogamie nach Stichprobe¹⁾

Stichprobe	PMD _(sozial)	PMD _{V(sozial)}	PMD _{BV(sozial)}	PMD _(räuml)	PMD _{V(räuml)}	PMD _{BV(räuml)}
Alle (N=3525/3533)	1,03	1,24 **	1,55 ***	1,13 *	1,25 ***	1,43 ***
Männer (N=1784/1786)	1,07	1,33 **	1,69 ***	1,19 *	1,31 **	1,46 ***
Frauen (N=1741/1747)	0,99	1,19 +	1,48 ***	1,08	1,21 *	1,41 ***
ohne Fach-/Hochschulreife (N=2382/2389)	0,99	1,29 *	1,33 **	0,93	1,11	1,19 *
mit Fach-/Hochschulreife (N=1143/1144)	1,05	1,06	1,71 **	1,31 ***	1,32 **	1,56 ***

Quelle: SOEP, Partnermarktindikatoren + p < 0,10, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001

1) Alle Ergebnisse unter Kontrolle von Geschlecht, Bildung, Alter bei Zusammenzug, Geburtskohorte, Siedlungsstruktur des Wohnorts und Wohnort im ehem. Ost-/Westdeutschland

Auch für die Analysen mit der sozialen und räumlichen Partnermarktdichte wurden wieder alternative Berechnungen mit linearen Wahrscheinlichkeitsmodellen und average marginal effects (AME) durchgeführt, um die Robustheit der Ergebnisse in Abhängigkeit vom Analyseverfahren zu testen und die Vergleichbarkeit der Effekte sicherzustellen. Tabelle 23 zeigt zunächst die Ergebnisse der linearen Wahrscheinlichkeitsmodelle.

Tab. 23: Übersicht über die Haupteffekte der Partnermarkttransparenz und -effizienz (lineare Wahrscheinlichkeitsmodelle) auf Bildungshomogamie nach Stichprobe¹⁾

Stichprobe	PMD _(sozial)	PMD _{V(sozial)}	PMD _{BV(sozial)}	PMD _(räuml)	PMD _{V(räuml)}	PMD _{BV(räuml)}
Alle (N=3525/3533)	0,00	0,03 **	0,06 ***	0,02 *	0,04 ***	0,05 ***
Männer (N=1784/1786)	0,01	0,04 **	0,07 ***	0,03 *	0,04 **	0,05 ***
Frauen (N=1741/1747)	0,00	0,03 +	0,06 ***	0,01	0,03 *	0,05 ***
ohne Fach-/Hochschulreife (N=2382/2389)	0,00	0,03 *	0,03 **	-0,01	0,01	0,02 *
mit Fach-/Hochschulreife (N=1143/1144)	0,01	0,01	0,12 **	0,06 ***	0,06 **	0,09 ***

Quelle: SOEP, Partnermarktindikatoren + p < 0,10, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001

1) Alle Ergebnisse unter Kontrolle von Geschlecht, Bildung, Alter bei Zusammenzug, Geburtskohorte, Siedlungsstruktur des Wohnorts und Wohnort im ehem. Ost-/Westdeutschland

Zunächst kann festgehalten werden, dass die Ergebnisse insgesamt nahezu identisch zu den Odds-Ratio Schätzern aus Tabelle 22 sind. Auch hier sind die gleichen Muster zu erkennen. So werden beispielsweise auch in Tabelle 23 die Effekte stärker, wenn die Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit mit in den Indikator einfließt und noch einmal, wenn von nach Bildung getrennten Partnermärkten ausgegangen wird. Unterschiede gibt es lediglich in einigen Details. Wie schon bei den

Überblickstabellen in Kapitel 5.2.3 zeigt sich auch hier, dass die Ergebnisse der linearen Wahrscheinlichkeitsmodelle etwas ungenauer sind, wenn man nur zwei Nachkommastellen betrachtet. Daher werden leichte Unterschiede schnell verdeckt. Dies ist zum Beispiel bei den Ergebnissen der $PMD_{BV(räuml)}$ gut zu erkennen, wo sowohl für die Gesamtstichprobe als auch die nach Geschlecht getrennten Substichproben eine Erhöhung der Wahrscheinlichkeit einer bildungshomogamen Partnerschaft um 5% für jeden Skalenpunkt der $PMD_{BV(räuml)}$ ausgewiesen wird. Die Odds-Ratio Schätzer aus Tabelle 22 waren hier etwas differenzierter und gaben für Männer einen etwas stärkeren Effekt an. Betrachtet man beim linearen Wahrscheinlichkeitsmodell jedoch vier Nachkommastellen, so zeigt sich für Männer ein Effekt von 5,20% (0,0520) und für Frauen ein Effekt von 5,01% (0,0501) und somit ein sehr vergleichbares Ergebnis wie bei der logistischen Regression. Der einzige Zusammenhang, der tatsächlich merkbare Unterschiede in Abhängigkeit des Analyseverfahrens zeigt, ist der Effekt der $PMD_{BV(sozial)}$ für die Stichprobe der Personen mit Fach-/Hochschulreife. Zwar zeigt er sowohl in Tabelle 22 als auch in Tabelle 23 den stärksten Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit einer bildungshomogamen Partnerschaft, allerdings ist die relative Stärke des Effekts im linearen Wahrscheinlichkeitsmodell noch einmal größer. Insgesamt betrachtet gibt es jedoch keine inhaltlich differierenden Erkenntnisse auf Basis der linearen Wahrscheinlichkeitsmodelle und keinen Hinweis darauf, dass die Robustheit der Ergebnisse der logistischen Regression angezweifelt werden muss.

Tab. 24: Übersicht über die Haupteffekte der Partnermarkttransparenz und -effizienz (AME) auf Bildungshomogamie nach Stichprobe¹⁾

Stichprobe	$PMD_{(sozial)}$	$PMD_{V(sozial)}$	$PMD_{BV(sozial)}$	$PMD_{(räuml)}$	$PMD_{V(räuml)}$	$PMD_{BV(räuml)}$
Alle (N=3525/3533)	0,00	0,04 **	0,07 ***	0,02 *	0,04 ***	0,06 ***
Männer (N=1784/1786)	0,01	0,05 **	0,09 ***	0,03 *	0,05 **	0,06 ***
Frauen (N=1741/1747)	0,00	0,03 +	0,07 ***	0,01	0,03 *	0,06 ***
ohne Fach-/Hochschulreife (N=2382/2389)	0,00	0,04 *	0,04 **	-0,01	0,01	0,02 *
mit Fach-/Hochschulreife (N=1143/1144)	0,01	0,01	0,12 **	0,06 ***	0,06 **	0,10 ***

Quelle: SOEP, Partnermarktindikatoren

+ p < 0,10, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001

1) Alle Ergebnisse unter Kontrolle von Geschlecht, Bildung, Alter bei Zusammenzug, Geburtskohorte, Siedlungsstruktur des Wohnorts und Wohnort im ehem. Ost-/Westdeutschland

Auch die Ergebnisse der mit AME berechneten Modelle in Tabelle 24 zeigen keine Unterschiede zu den vorherigen Befunden. Vielmehr sind die Unterschiede zu den linearen Wahrscheinlichkeitsmodellen in Tabelle 23 bestenfalls marginal. Äquivalent zu dem Methodenvergleich bei den Partnermarktkonkurrenzindikatoren kann man auch hier klar

festhalten, dass die Befunde der Analysen robust gegenüber der verwendeten Analysemethode sind und die vergleichenden Aussagen für die verschiedenen Indikatoren und Subgruppen somit zulässig.

5.2.7 Partnermarkt und Bildungshomogamie: Zentrale Erkenntnisse

Im Folgenden werden die wichtigsten Erkenntnisse der Analysen zum Zusammenhang von Partnermarkt und Bildungshomogamie noch einmal zusammengefasst:

- Für Hypothese H_{BK} , nach der ein günstiges Verhältnis von Angebot und Konkurrenz auf dem Partnermarkt bei gut gebildeten Personen die Wahrscheinlichkeit einer bildungshomogamen Partnerschaft erhöht, gibt es widersprüchliche Befunde. Die Ergebnisse der Tabellen 9 bis 11 scheinen die Hypothese tendenziell zu falsifizieren, der Vergleich des Effekts der AR_{BV} für Personen mit und ohne Fach-/Hochschulreife stützt hingegen die Hypothese.
- Für Hypothese H_{BS} , nach der eine gute Sichtbarkeit altersrelevanter potenzieller Partner in der Gesamtbevölkerung bei gut gebildeten Personen die Wahrscheinlichkeit einer bildungshomogamen Partnerschaft erhöht, sind die Ergebnisse ebenfalls nicht einheitlich. Die Tabellen 16 und 17 zeigen keinen signifikanten Zusammenhang. Ein Vergleich der $PMD_{BV(\text{sozial})}$ für Personen mit und ohne Fach-/Hochschulreife stützt aber auch hier wieder die Hypothese.
- Hypothese H_{BE} , nach der ein effizienter Partnermarkt (hier gemessen anhand der räumlichen Dichte) bei gut gebildeten Personen die Wahrscheinlichkeit einer bildungshomogamen Partnerschaft erhöht, wurde vollumfänglich bestätigt.
- Generell konnte für alle untersuchten Partnermarktaspekte (Konkurrenz, Sichtbarkeit, Effizienz) ein primärer Effekt der Sozialstruktur nachgewiesen werden, wenn die jeweiligen Indikatoren einen nach Bildung getrennten Partnermarkt unterstellen.
- Die Berücksichtigung der tatsächlichen Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit potenzieller Partner hat über alle Analysen hinweg zu einer höheren Erklärungskraft der Indikatoren geführt, was stark für deren gesteigerte Validität spricht.
- Für Personen ohne Fach-/Hochschulreife legen die Ergebnisse nahe, dass auch bei ihnen homophile Präferenzen bestehen. Die Effekte fallen für sie jedoch zumeist schwächer aus, was die Vermutung bestätigt, dass sich hier nutzenmaximierende Präferenzen und Homophilie wechselseitig abschwächen.
- Männer reagieren stärker auf den Partnermarkt als Frauen. Die Ursache hierfür scheint über die im Durchschnitt schlechtere Konkurrenzsituation für Männer auf dem Partnermarkt hinauszugehen.

- Die Sichtbarkeit potenzieller Partner in der Gesamtbevölkerung und die Effizienz des Partnermarkts gemessen anhand dessen räumlicher Dichte üben einen im Vergleich stärkeren Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit einer bildungshomogenen Partnerschaft aus, als das Verhältnis von Angebot und Konkurrenz auf dem Partnermarkt.
- Alle Ergebnisse sind robust gegenüber dem verwendeten Analyseverfahren.

5.3 Der Einfluss des regionalen Partnermarkts auf ethnische Homogamie bei autochthonen Deutschen

Im folgenden Kapitel werden die Ergebnisse der Hypothesentests für den Einfluss des regionalen Partnermarkts auf das Zustandekommen von ethnisch homogenen Partnerschaften bei autochthonen Deutschen dargestellt (vgl. H_{EK} , H_{ES} und H_{EE} in Kapitel 2.6). Anders als bei den Analysen zur Bildungshomogamie gibt es hier eindeutige Hypothesen für alle Deutschen ohne Migrationshintergrund. Es wird davon ausgegangen, dass im Allgemeinen tendenziell eigenethnische Partnerpräferenzen bestehen und eine gute individuelle Partnermarktlage entsprechend die Wahl eines ethnisch homogenen Partners wahrscheinlich macht (vgl. Kapitel 2.5.2). Da sich diese Vermutung auf alle autochthonen Deutschen bezieht, werden im Folgenden immer die Ergebnisse der Gesamtstichprobe detailliert berichtet. Die Darstellung folgt wieder dem allgemeinen Analyseschema (vgl. Tabelle 6 Kapitel 4.3). Äquivalent zu Kapitel 5.2 werden zunächst die Auswertungen mit den Indikatoren für das Verhältnis von Angebot und Konkurrenz auf dem lokalen Partnermarkt vorgestellt (Kapitel 5.3.1 und Kapitel 5.3.2) und die Haupteffekte dieser Indikatoren für alle Stichproben in einer Übersichtstabelle präsentiert, um Gruppenunterschiede aufzudecken (Kapitel 5.3.3). Daran anschließend folgen die Ergebnisse der Modelle unter Verwendung der sozialen und räumlichen Partnermarktdichte (Kapitel 5.3.4 und 5.3.5) ehe auch für diese Indikatoren eine Übersicht über die Haupteffekte in Abhängigkeit der Stichprobe berichtet wird (Kapitel 5.3.6). Den Abschluss bildet eine Zusammenfassung der zentralen Erkenntnisse, welche aus den vorgestellten Analysen zum Einfluss des Partnermarkts auf ethnische Homogamie bei autochthonen Deutschen gewonnen werden konnten (Kapitel 5.3.7).

5.3.1 Sex ratio und ethnische Homogamie bei autochthonen Deutschen

Die Analysen beginnen auch hier wieder mit der logarithmierten einfachen altersspezifischen sex ratio (SR). Diese dient primär als Referenzpunkt, da sie in bisherigen Studien häufig angewandt wurde (vgl. Kapitel 3). Anders als bei den anderen Indikatoren wird sie nur in ihrer grundlegenden Variante ohne Berücksichtigung von Verfügbarkeit und Bildungsrelevanz verwendet (vgl. Tabelle 1 in Kapitel 4.1.1). Tabelle 25 zeigt das angewendete allgemeine Analyseschema (vgl. Tabelle 6 in

Kapitel 4.3) für die logarithmierte SR und ethnische Homogamie für die Gesamtstichprobe. Die präsentierte Analyse­methode ist die logistische Regression.^{75,76}

Tab. 25: Determinanten der ethnisch homogamen Partnerwahl von autochthonen Deutschen (Variante SR, Gesamtstichprobe), logistische Regression mit robusten Standardfehlern

	Modell I	Modell II	Modell III	Modell IV
Konstante	8,05 ***	8,05 ***	8,08 ***	7,59 ***
log. SR	0,97	0,98	0,96	0,87 +
- Ref.: männlich - weiblich	0,95	0,95	0,94	1,02
- Ref.: keine Fach-/Hochschulreife - Fach-/Hochschulreife	0,87	0,87	0,86	0,87
- Ref.: Zusammenzugsalter 26 bis 50 - Zusammenzugsalter bis 25	1,73 ***	1,73 ***	1,74 ***	1,73 ***
Zusammenzugsalter über 50	0,54 *	0,54 *	0,54 *	0,55 *
- Ref.: vor 1951 geboren - Jahrgang 1951 - 1960	0,96	0,96	0,95	0,97
Jahrgang 1961 - 1970	0,72	0,72	0,72	0,73
Jahrgang 1971 - 1980	0,75	0,75	0,75	0,75
Jahrgang nach 1980	0,36 **	0,36 **	0,36 **	0,37 **
- Ref.: Wohnort im städtischen Raum - Wohnort im ländlichen Raum	1,55 ***	1,55 ***	1,54 ***	1,55 ***
- Ref.: Wohnort in Westdeutschland - Wohnort in Ostdeutschland	2,03 ***	2,03 ***	2,03 ***	2,06 ***
IA: log. SR*Wohnort im ländlichen Raum		1,00		
IA: log. SR*Wohnort in Ostdeutschland			1,07	
IA: log. SR*Zusammenzugsalter bis 25				1,11
IA: log. SR*Zusammenzugsalter über 50				1,38 *
Pseudo-R²	0,04	0,04	0,04	0,04
N	3398	3398	3398	3398
+ p < 0,10, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001				
Quelle: SOEP, Partnermarktindikatoren				

Wie Modell I zu entnehmen ist, gibt es keinen signifikanten Zusammenhang der logarithmierten SR mit den Odds einer ethnisch homogamen Partnerschaft von autochthonen deutschen, gemessen zum Zeitpunkt des Zusammenzugs. Die Interaktion der SR mit dem Zusammenzugsalter in Modell IV legt nahe, dass sich dies für verschiedene Altersgruppen differenzierter gestalten könnte.

⁷⁵ Die abhängige Variable hat die Ausprägungen „0“ für eine ethnisch heterogame Partnerschaft und „1“ für eine ethnisch homogame Partnerschaft.

⁷⁶ Die Ergebnisse der linearen Wahrscheinlichkeitsmodelle und AMEs werden in Kapitel 5.3.3 als Übersichtstabellen präsentiert und befinden sich in detaillierter Form im Onlineanhang unter <https://doi.org/10.11588/data/DQRICW>.

Demnach gäbe es einen leichten positiven Zusammenhang zwischen der SR und den Odds einer ethnisch homogamen Partnerschaft im Vergleich zu den Odds einer ethnisch heterogenen Partnerschaft bei Personen, die bei Zusammenzug über 50 Jahre alt waren ($OR=0,87*1,38=1,20$). Diese Gruppe würde sich demnach hypothesenkonform verhalten (vgl. Hypothese H_{EK} in Kapitel 2.6). Für die Gruppe der 26- bis 50-Jährigen hingegen zeigt sich ein schwacher negativer Zusammenhang. Für sie wäre Hypothese H_{EK} entsprechend falsifiziert. Eine Erklärung für diesen Befund könnte eine nach dem Alter differierende Salienz des ethnischen Hintergrunds sein. Autochthone Deutsche würden demnach desto mehr Wert auf eine ethnisch homogame Beziehung legen, je älter sie werden. Aufgrund der relativ geringen Validität der einfachen altersspezifischen SR, müssen aber noch die Ergebnisse der weiteren Analysen berücksichtigt werden, ehe sichere Aussagen getroffen werden können.

Ein Blick auf die Drittvariablen in Modell I zeigt keine signifikanten Unterschiede in der Wahrscheinlichkeit einer ethnisch homogamen Partnerschaft in Abhängigkeit von Geschlecht oder Bildungsniveau. Das Zusammenzugsalter hingegen zeigt einen sehr deutlichen Zusammenhang mit ethnischer Homogamie. Die Odds-Ratio für eine ethnisch homogame Partnerschaft vs. einer ethnisch heterogenen Partnerschaft ist bei autochthonen Deutschen unter 26 Altersjahren um den Faktor 1,73 größer als bei autochthonen Deutschen zwischen 26 und 50 Altersjahren. Dieser Trend setzt sich für die höheren Altersjahre fort. Demnach ist die Odds-Ratio für Personen, die bei Zusammenzug über 50 Jahre alt waren, nur noch halb so groß wie für die mittlere Alterskategorie. Dieser Effekt ist dabei unter Kontrolle der Geburtskohorte und somit ein reiner Alterseffekt. Der Effekt der Geburtskohorte verläuft dabei (scheinbar) entgegengesetzt zum Alterseffekt. Demnach ist eine ethnisch homogame Partnerschaft in den jüngsten Geburtskohorten deutlich unwahrscheinlicher als in den älteren Geburtskohorten. Sowohl für den Alterseffekt, als auch den Kohorteneffekt könnte die Sozialstruktur ursächlich sein. Ein steigender Anteil an Personen mit Migrationshintergrund in der Bevölkerung bietet in höheren Altersjahren immer mehr Möglichkeiten für ethnisch heterogame Beziehungen. Ebenso finden sich die jüngeren Kohorten in einer sozialstrukturellen Situation wieder, die immer stärker durch Bevölkerungsanteile mit Migrationshintergrund geprägt ist. Außerdem ist es denkbar, dass der verstärkte Kontakt mit anderen ethnischen Gruppen auch die Toleranz gegenüber diesen erhöht hat, was ebenfalls die Wahrscheinlichkeit einer ethnisch heterogenen Beziehung erhöht.

Auch die Variablen zur Siedlungsstruktur und dem Wohnort im ehemaligen Ost- bzw. Westdeutschland zeigen starke Zusammenhänge mit der Wahrscheinlichkeit einer ethnisch homogamen Partnerschaft bei autochthonen Deutschen. So ist die Wahrscheinlichkeit für eine homogame Beziehung auf dem Land deutlich größer als in der Stadt ($OR=1,55$, $p<0,001$) und in Ostdeutschland sehr viel wahrscheinlicher als in Westdeutschland ($OR=2,03$, $p<0,001$). Auch für

diese Effekte ist mit großer Wahrscheinlichkeit primär die Sozialstruktur verantwortlich. Der Anteil der Bevölkerung mit Migrationshintergrund ist im ländlichen Raum und in Ostdeutschland schlicht kleiner als im städtischen Raum und in Westdeutschland. Gerade bei exklusiven Beziehungen wie intimen Partnerschaften führt ein sehr geringes Angebot an Personen mit Migrationshintergrund fast schon zwangsläufig zu ethnisch homogamen Beziehungen bei autochthonen Deutschen. Es ist jedoch nicht auszuschließen, dass es einen über den primären Effekt der Sozialstruktur hinausgehenden kulturellen Grund für die gemessenen Zusammenhänge gibt. Konservative und tendenziell fremdenfeindliche Einstellungen sind im ländlichen Raum und in Ostdeutschland stärker vertreten (vgl. Kleinert 2000), was eine geringere Toleranz für ethnisch heterogame Beziehungen erwarten lässt. Die Interaktion der logarithmierten SR mit der Siedlungsstruktur und dem Wohnort im ehemaligen Ost- bzw. Westdeutschland unterstützt diese Interpretation jedoch nicht. Hier würde man erwarten, dass eine günstige Partnermarktlage im ländlichen Raum und in Ostdeutschland die Wahrscheinlichkeit einer ethnisch homogamen Partnerschaft noch stärker erhöht als im städtischen Raum und in Westdeutschland.

5.3.2 Availability ratio und ethnische Homogamie bei autochthonen Deutschen

Im Folgenden werden die Ergebnisse der Analysen zum Einfluss des Verhältnisses von Partnermarktangebot und Partnermarktkonkurrenz auf die Wahrscheinlichkeit einer ethnisch homogamen Partnerschaft bei autochthonen Deutschen unter Verwendung der availability ratio (AR) präsentiert. Anders als bei der relativ einfachen SR gibt es für die AR verschiedene Varianten, welche neben der empirisch bestimmten Altersrelevanz auch die Verfügbarkeit und Bildungsrelevanz potenzieller Partner berücksichtigen. Der Aufbau des Kapitels folgt der Darstellung aus Tabelle 1 in Kapitel 4.1.1. Zunächst werden die Ergebnisse der Basisvariante der AR präsentiert. Anschließend werden die Ergebnisse unter Berücksichtigung der Verfügbarkeit potenzieller Partner (AR_V) und dann die Ergebnisse unter zusätzlicher Berücksichtigung der Bildungsrelevanz (AR_{BV}) dargestellt. Die präsentierte Analyseverfahren ist die logistische Regression.⁷⁷

Tabelle 26 berichtet die Ergebnisse der Analysen zum Einfluss des Verhältnisses von Angebot und Konkurrenz auf die Wahrscheinlichkeit einer ethnisch homogamen Partnerschaft bei autochthonen Deutschen gemessen zum Zeitpunkt des Zusammenzugs unter Verwendung der Basisvariante der AR.

⁷⁷ Die Ergebnisse der linearen Wahrscheinlichkeitsmodelle und AMEs werden in Kapitel 5.2.3 als Übersichtstabellen präsentiert und befinden sich in detaillierter Form im Onlineanhang unter <https://doi.org/10.11588/data/DQRICW>.

Tab. 26: Determinanten der ethnisch homogamen Partnerwahl von autochthonen Deutschen (Variante AR, Gesamtstichprobe), logistische Regression mit robusten Standardfehlern

	Modell I	Modell II	Modell III	Modell IV
Konstante	7,73 ***	7,72 ***	7,71 ***	7,57 ***
log. AR	0,94	0,95	0,90	0,93
- Ref.: männlich - weiblich	1,00	1,00	1,00	1,05
- Ref.: keine Fach-/Hochschulreife - Fach-/Hochschulreife	0,87	0,87	0,86	0,87
- Ref.: Zusammenzugsalter 26 bis 50 - Zusammenzugsalter bis 25	1,73 ***	1,73 ***	1,73 ***	1,74 ***
Zusammenzugsalter über 50	0,55 *	0,54 *	0,55 *	0,56 *
- Ref.: vor 1951 geboren - Jahrgang 1951 - 1960	0,96	0,97	0,96	0,96
Jahrgang 1961 - 1970	0,74	0,74	0,75	0,74
Jahrgang 1971 - 1980	0,75	0,75	0,76	0,75
Jahrgang nach 1980	0,37 **	0,37 **	0,36 **	0,36 **
- Ref.: Wohnort im städtischen Raum - Wohnort im ländlichen Raum	1,54 ***	1,54 ***	1,54 ***	1,54 ***
- Ref.: Wohnort in Westdeutschland - Wohnort in Ostdeutschland	2,03 ***	2,03 ***	2,04 ***	2,04 ***
IA: log. AR*Wohnort im ländlichen Raum		0,96		
IA: log. AR*Wohnort in Ostdeutschland			1,17	
IA: log. AR*Zusammenzugsalter bis 25				0,93
IA: log. AR*Zusammenzugsalter über 50				1,12
Pseudo-R²	0,04	0,04	0,04	0,04
N	3398	3398	3398	3398
+ p < 0,10, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001				
Quelle: SOEP, Partnermarktindikatoren				

Wie man der Tabelle entnehmen kann, gibt es fast keine Veränderung der Ergebnisse im Vergleich zu den Analysen unter Verwendung der einfachen altersspezifischen SR. Auch hier ist der Haupteffekt in Modell I nicht signifikant und spricht somit nicht für einen Zusammenhang von Partnermarktkonkurrenz und ethnischer Homogamie. Hypothese H_{EK} (vgl. Kapitel 2.6) wird entsprechend nicht bestätigt. Die einzige bemerkenswerte Abweichung zu Tabelle 25 betrifft den Interaktionseffekt der AR mit dem Zusammenzugsalter. Dieser ist hier nicht signifikant, was die Vorsicht bei der Interpretation des Interaktionseffekts aus SR und Zusammenzugsalter im vorherigen Kapitel gerechtfertigt erscheinen lässt. Offensichtlich ist dieser Effekt nicht robust gegenüber der Operationalisierung des Verhältnisses von (Partner-)Angebot und Konkurrenz. Die Drittvariablen zeigen die in Kapitel 5.3.1 beschriebenen Effekte. Es kommt zu keiner nennenswerten Veränderung aufgrund des verwendeten Partnermarktindikators.

Tab. 27: Determinanten der ethnisch homogamen Partnerwahl von autochthonen Deutschen (Variante AR_v, Gesamtstichprobe), logistische Regression mit robusten Standardfehlern

	Modell I	Modell II	Modell III	Modell IV
Konstante	8,36 ***	8,49 ***	8,28 ***	9,50 ***
log. AR_v	1,03	1,09	0,99	1,15
- Ref.: männlich - weiblich	0,91	0,93	0,92	0,86
- Ref.: keine Fach-/Hochschulreife - Fach-/Hochschulreife	0,87	0,87	0,86	0,86
- Ref.: Zusammenzugsalter 26 bis 50 - Zusammenzugsalter bis 25	1,70 ***	1,69 ***	1,72 ***	1,78 ***
Zusammenzugsalter über 50	0,53 *	0,52 *	0,55 *	0,48 *
- Ref.: vor 1951 geboren - Jahrgang 1951 - 1960	0,96	0,96	0,95	0,94
Jahrgang 1961 - 1970	0,72	0,70	0,72	0,67
Jahrgang 1971 - 1980	0,74	0,72	0,74	0,68
Jahrgang nach 1980	0,35 **	0,35 **	0,35 **	0,32 ***
- Ref.: Wohnort im städtischen Raum - Wohnort im ländlichen Raum	1,54 ***	1,53 ***	1,53 ***	1,55 ***
- Ref.: Wohnort in Westdeutschland - Wohnort in Ostdeutschland	2,03 ***	2,06 ***	2,09 ***	2,03 ***
IA: log. AR_v*Wohnort im ländlichen Raum		0,85		
IA: log. AR_v*Wohnort in Ostdeutschland			1,19	
IA: log. AR_v*Zusammenzugsalter bis 25				0,81
IA: log. AR_v*Zusammenzugsalter über 50				0,87
Pseudo-R²	0,04	0,04	0,04	0,04
N	3398	3398	3398	3398
+ p < 0,10, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001				
Quelle: SOEP, Partnermarktindikatoren				

Tabelle 27 zeigt nun die Ergebnisse der Analysen zum Einfluss des Verhältnisses von (Partner-)Angebot und Konkurrenz auf die Wahrscheinlichkeit einer ethnisch homogamen Partnerschaft bei autochthonen Deutschen gemessen zum Zeitpunkt des Zusammzugs unter Verwendung der AR mit zusätzlicher Berücksichtigung der Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit der potenziellen Partner (AR_v). Zwar verändert sich der Haupteffekt in Modell I leicht in die Richtung des theoretisch erwarteten positiven Zusammenhangs, aber auch hier erreicht der Effekt kein akzeptables Signifikanzniveau. Auch die Interaktionseffekte der Modelle II bis IV bieten keinen zusätzlichen Erkenntnisgewinn. Da die AR_v die theoretisch valideste zur Verfügung stehende Messung des tatsächlichen regionalen Verhältnisses von (Partner-)Angebot und Konkurrenz ohne zusätzliche Annahmen darstellt, kann bereits mit relativ großer Sicherheit davon ausgegangen werden, dass Hypothese H_{EK} (vgl. Kapitel 2.6) verworfen werden muss. Es zeigt sich bisher kein belastbarer Zusammenhang zwischen dem Verhältniss von (Partner-)Angebot und Konkurrenz und der

Wahrscheinlichkeit einer ethnisch homogamen Beziehung. Bevor aber ein endgültiges Urteil gefällt werden kann, folgen zunächst die Ergebnisse der Analysen unter zusätzlicher Annahme eines nach Bildung getrennten Partnermarkts.

Tab. 28: Determinanten der ethnisch homogamen Partnerwahl von autochthonen Deutschen (Variante AR_{BV}, Gesamtstichprobe), logistische Regression mit robusten Standardfehlern

	Modell I	Modell II	Modell III	Modell IV
Konstante	8,18 ***	8,29 ***	8,12 ***	8,92 ***
log. AR_{BV}	1,01	1,06	0,97	1,11
- Ref.: männlich - weiblich	0,93	0,93	0,93	0,90
- Ref.: keine Fach-/Hochschulreife - Fach-/Hochschulreife	0,87	0,87	0,86	0,87
- Ref.: Zusammenzugsalter 26 bis 50 - Zusammenzugsalter bis 25	1,72 ***	1,71 ***	1,74 ***	1,81 ***
Zusammenzugsalter über 50	0,53 *	0,53 *	0,56 *	0,50 *
- Ref.: vor 1951 geboren - Jahrgang 1951 - 1960	0,96	0,96	0,95	0,94
Jahrgang 1961 - 1970	0,72	0,71	0,73	0,68
Jahrgang 1971 - 1980	0,74	0,73	0,75	0,70
Jahrgang nach 1980	0,36 **	0,35 **	0,36 **	0,34 **
- Ref.: Wohnort im städtischen Raum - Wohnort im ländlichen Raum	1,54 ***	1,54 ***	1,53 ***	1,55 ***
- Ref.: Wohnort in Westdeutschland - Wohnort in Ostdeutschland	2,03 ***	2,05 ***	2,10 ***	2,04 ***
IA: log. AR_{BV}*Wohnort im ländlichen Raum		0,87		
IA: log. AR_{BV}*Wohnort in Ostdeutschland			1,21	
IA: log. AR_{BV}*Zusammenzugsalter bis 25				0,81
IA: log. AR_{BV}*Zusammenzugsalter über 50				0,90
Pseudo-R²	0,04	0,04	0,04	0,04
N	3398	3398	3398	3398
+ p < 0,10, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001				
Quelle: SOEP, Partnermarktindikatoren				

Aber auch die Ergebnisse unter Verwendung der AR_{BV} in Tabelle 28 zeigen keine nennenswerten Veränderungen zu den bisherigen Befunden. Nachdem vier verschiedene Indikatoren für das Verhältniss von (Partner-)Angebot und Konkurrenz keinen signifikanten Zusammenhang mit der Wahrscheinlichkeit einer ethnisch homogamen Partnerschaft bei autochthonen Deutschen gezeigt haben, kann Hypothese H_{EK} somit zumindest für die Gesamtstichprobe als eindeutig falsifiziert gelten.

5.3.3 Überblick und Zusammenfassung: Partnermarktkonkurrenz und ethnische Homogamie

Auch wenn die Berechnungen mit der Gesamtstichprobe den in Hypothese H_{EK} unterstellten Zusammenhang klar zurückgewiesen haben, so zeigen die Analysen zur Bildungshomogamie (Kapitel 5.2.3 und 5.2.6), dass die verschiedenen Substichproben auch differenziert betrachtet werden sollten. Insbesondere zeigten sich Männer den Verhältnissen auf dem Partnermarkt gegenüber häufig als responsiver als Frauen. Tabelle 29 gibt einen Überblick über die Haupteffekte der verwendeten Partnermarktindikatoren aus den jeweiligen Modellen I für die SR, AR, AR_V und AR_{BV} sowohl für die Gesamtstichprobe, als auch die nach Geschlecht und Bildungsniveau getrennten Substichproben.

Tab. 29: Übersicht über die Haupteffekte der Partnermarktkonkurrenzindikatoren (logistische Regression) auf ethnische Homogamie bei autochthonen Deutschen nach Stichprobe¹⁾

Stichprobe	log. SR	log. AR	log. AR _V	log. AR _{BV}
Alle (N=3398)	0,97	0,94	1,03	1,01
Männer (N=1692)	0,94	0,79 *	1,13	1,10
Frauen (N=1706)	1,01	1,10	0,98	0,93
ohne Fach-/Hochschulreife (N=2241)	0,99	0,99	1,06	1,02
mit Fach-/Hochschulreife (N=1157)	0,96	0,87	0,98	0,95

Quelle: SOEP, Partnermarktindikatoren + p < 0,10, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001

1) Alle Ergebnisse unter Kontrolle von Geschlecht, Bildung, Alter bei Zusammenzug, Geburtskohorte, Siedlungsstruktur des Wohnorts und Wohnort im ehem. Ost-/Westdeutschland

Ein Blick auf Tabelle 29 zeigt schnell, dass auch die nach Stichproben differenzierte Betrachtung der Ergebnisse keine positiven Erkenntnisse für Hypothese H_{EK} bereithält. Der einzige signifikante Effekt verläuft entgegen dem theoretisch vermuteten positiven Einfluss einer günstigen Partnermarktlage auf die Wahrscheinlichkeit einer ethnisch homogamen Beziehung bei autochthonen Deutschen. Demnach haben Männer für jeden Skalenpunkt der logarithmierten AR um den Faktor 0,79 (p < 0,05) geringere Odds auf eine ethnisch homogene Beziehung. Ein Vergleich mit den anderen Indikatoren zeigt aber deutlich, dass dieser Befund extrem sensibel gegenüber der Operationalisierung des Verhältnisses von (Partner-)Angebot und Konkurrenz ist. Berücksichtigt man zusätzlich die Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit der potenziellen Partner verschwindet der Effekt für Männer nicht nur, er dreht sogar in die entgegengesetzte Richtung und deutet nun einen positiven – wenn auch nicht signifikanten (p = 0,19) – Zusammenhang an. Insgesamt ist das Ergebnis eindeutig. Es gibt keinen belastbaren Hinweis auf einen Zusammenhang zwischen dem Verhältnis von (Partner-

)Angebot und Konkurrenz und der ethnischen Homogamie bei autochthonen Deutschen. Hypothese H_{EK} muss verworfen werden.

Wie in Kapitel 4.3 beschrieben gibt es methodische Bedenken bezüglich der Zulässigkeit von Vergleichen über genestete Modelle oder verschiedene Stichproben hinweg, wenn diese Vergleiche auf Odds Ratios basieren. Um zu testen, ob es Unterschiede in Abhängigkeit der Analyseverfahren gibt, wurden daher äquivalent zu den Analysen in Kapitel 5.2 neben logistischen Regressionen auch lineare Wahrscheinlichkeitsmodelle und average marginal effects (AME) berechnet. Im Folgenden werden die Ergebnisse dieser Berechnungen ebenfalls in jeweils einer Übersichtstabelle dargestellt und mit den Ergebnissen aus Tabelle 29 verglichen. Dabei zeigt Tabelle 30 die Ergebnisse der linearen Wahrscheinlichkeitsmodelle und Tabelle 31 jene mit AME.

Tab. 30: Übersicht über die Haupteffekte der Partnermarktkonkurrenzindikatoren (lineare Wahrscheinlichkeitsmodelle) auf ethnische Homogamie bei autochthonen Deutschen nach Stichprobe¹⁾

Stichprobe	log. SR	log. AR	log. AR _V	log. AR _{BV}
Alle (N=3398)	0,00	-0,01	0,00	0,00
Männer (N=1692)	-0,01	-0,02 *	0,01	0,01
Frauen (N=1706)	0,00	0,01	0,00	-0,01
ohne Fach-/Hochschulreife (N=2241)	0,00	0,00	0,01	0,00
mit Fach-/Hochschulreife (N=1157)	0,00	-0,02	0,00	-0,01

Quelle: SOEP, Partnermarktindikatoren + p < 0,10, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001

1) Alle Ergebnisse unter Kontrolle von Geschlecht, Bildung, Alter bei Zusammenzug, Geburtskohorte, Siedlungsstruktur des Wohnorts und Wohnort im ehem. Ost-/Westdeutschland

Die Ergebnisse der linearen Wahrscheinlichkeitsmodelle in Tabelle 30 spiegeln die Ergebnisse der logistischen Regression nahezu exakt wider. Auch hier gibt es nur einen signifikanten Effekt, nach welchem die Wahrscheinlichkeit einer ethnisch homogamen Paarbeziehung bei autochthonen Deutschen für jeden Skalenpunkt der logarithmierten AR um 2% sinkt. Da die Ergebnisse nicht von denen in Tabelle 29 abweichen bleibt die Schlussfolgerung, dass Hypothese H_{EK} verworfen werden muss, somit bestehen.

Die Ergebnisse der Analysen unter Verwendung von AME in Tabelle 31 sind bis auf eine marginale Abweichung identisch zu den Ergebnissen der linearen Wahrscheinlichkeitsmodelle. Es kann daher festgehalten werden, dass auch hier keine relevanten Unterschiede in Abhängigkeit der Analyseverfahren bestehen und alle Ergebnisse und Vergleiche somit als dahingehend robust gelten können.

Tab. 31: Übersicht über die Haupteffekte der Partnermarktkonkurrenzindikatoren (AME) auf ethnische Homogamie bei autochthonen Deutschen nach Stichprobe¹⁾

Stichprobe	log. SR	log. AR	log. AR _V	log. AR _{BV}
Alle (N=3398)	0,00	-0,01	0,00	0,00
Männer (N=1692)	-0,01	-0,02 *	0,01	0,01
Frauen (N=1706)	0,00	0,01	0,00	-0,01
ohne Fach-/Hochschulreife (N=2241)	0,00	0,00	0,01	0,00
mit Fach-/Hochschulreife (N=1157)	-0,01	-0,02	0,00	-0,01

Quelle: SOEP, Partnermarktindikatoren + p < 0,10, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001

1) Alle Ergebnisse unter Kontrolle von Geschlecht, Bildung, Alter bei Zusammenzug, Geburtskohorte, Siedlungsstruktur des Wohnorts und Wohnort im ehem. Ost-/Westdeutschland

5.3.4 Soziale Partnermarktdichte und ethnische Homogamie bei autochthonen Deutschen

Während bisher die Indikatoren für das Verhältnis von (Partner-)Angebot und Konkurrenz auf dem Partnermarkt getestet wurden, folgen nun die Analysen zum Einfluss der Sichtbarkeit altersrelevanter potenzieller Partner in der Gesamtbevölkerung auf die Wahrscheinlichkeit einer ethnisch homogamen Partnerschaft bei autochthonen Deutschen, gemessen zum Zeitpunkt des Zusammenzugs des Paares. Die Darstellung der Ergebnisse zur Partnermarkttransparenz folgen dabei der gleichen Grundstruktur die zuvor bei der AR angewendet wurde. Zunächst werden die Berechnungen der Grundvariante der $PMD_{(sozial)}$ für die Gesamtstichprobe vorgestellt. Es folgen die Ergebnisse für die Variante mit Berücksichtigung der Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit altersrelevanter potenzieller Partner ($PMD_{V(sozial)}$) und die Variante mit zusätzlicher Annahme eines nach Bildung getrennten Partnermarkts ($PMD_{BV(sozial)}$) jeweils ebenfalls für die Gesamtstichprobe. Eine Übersicht über die Ergebnisse der Hauptmodelle (vgl. Modell II in Tabelle 6 Kapitel 4.3) sowohl für die Gesamtstichprobe als auch die verschiedenen Substichproben findet sich dann in Kapitel 5.3.6. Zu beachten ist, dass die Fallzahl der Modelle mit der sozialen Partnermarktdichte geringfügig kleiner ist als in den anderen Berechnungen (hier 3390 statt 3398).⁷⁸ Der Fallzahlverlust ist jedoch minimal und erfolgte aufgrund von zufälligen Datenlücken, so dass eine Verzerrung der Ergebnisse ausgeschlossen werden kann.

⁷⁸ Zur Begründung siehe Kapitel 4.1.2.

Tab. 32: Determinanten der ethnisch homogamen Partnerwahl von autochthonen Deutschen (Variante $PMD_{(sozial)}$, Gesamtstichprobe), logistische Regression mit robusten Standardfehlern

	Modell I	Modell II	Modell III	Modell IV
Konstante	8,11 ***	8,09 ***	8,03 ***	7,49 ***
$PMD_{(sozial)}$	1,04	1,04	1,08	1,12
- Ref.: männlich - weiblich	0,92	0,92	0,92	0,89
- Ref.: keine Fach-/Hochschulreife - Fach-/Hochschulreife	0,87	0,87	0,87	0,87
- Ref.: Zusammenzugsalter 26 bis 50 - Zusammenzugsalter bis 25	1,72 ***	1,72 ***	1,70 ***	1,71 ***
Zusammenzugsalter über 50	0,55 *	0,55 *	0,55 *	0,60 +
- Ref.: vor 1951 geboren - Jahrgang 1951 - 1960	0,94	0,94	0,94	1,00
Jahrgang 1961 - 1970	0,72	0,72	0,71	0,77
Jahrgang 1971 - 1980	0,78	0,78	0,79	0,87
Jahrgang nach 1980	0,38 **	0,38 **	0,39 **	0,42 **
- Ref.: Wohnort im städtischen Raum - Wohnort im ländlichen Raum	1,53 ***	1,54 ***	1,51 **	1,55 ***
- Ref.: Wohnort in Westdeutschland - Wohnort in Ostdeutschland	1,99 ***	1,99 ***	2,17 ***	1,98 ***
IA: $PMD_{(sozial)}$*Wohnort im ländlichen Raum		0,97		
IA: $PMD_{(sozial)}$*Wohnort in Ostdeutschland			0,73 +	
IA: $PMD_{(sozial)}$*Zusammenzugsalter bis 25				0,89
IA: $PMD_{(sozial)}$*Zusammenzugsalter über 50				0,71
Pseudo-R²	0,04	0,04	0,04	0,04
N	3390	3390	3390	3390
+ p < 0,10, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001				
Quelle: SOEP, Partnermarktindikatoren				

Tabelle 32 präsentiert die Ergebnisse für die Analysen mit der Basisvariante der sozialen Partnermarktdichte. Der Haupteffekt der $PMD_{(sozial)}$ in Modell I deutet zwar einen schwachen positiven Zusammenhang an, ist jedoch nicht signifikant. Hypothese H_{ES} , wonach eine gute Sichtbarkeit altersrelevanter potenzieller Partner in der Gesamtbevölkerung bei autochthonen Deutschen die Wahrscheinlichkeit einer ethnisch homogamen Partnerschaft erhöhen sollte, wird somit nicht bestätigt. Ein Blick auf die Interaktionseffekte in den Modellen II bis IV zeigt in Modell III einen schwach signifikanten Interaktionseffekt der $PMD_{(sozial)}$ mit dem Wohnort im ehemaligen Ost-/Westdeutschland. Demnach ist die Odds Ratio der $PMD_{(sozial)}$ für Ostdeutsche 0,79 ($1,08 \cdot 0,73$) und für Westdeutsche 1,08. Dieser Befund spricht gegen eine stärkere Diskriminierung von Personen mit Migrationshintergrund in Ostdeutschland, da eine bessere Sichtbarkeit potenzieller Partner in der Gesamtbevölkerung hier die Wahrscheinlichkeit einer ethnisch homogamen

Partnerschaft sogar verringert. Aufgrund der geringen statistischen Signifikanz ist dieser Effekt jedoch nur sehr vorsichtig zu interpretieren.

Die Drittvariablen zeigen die in Kapitel 5.3.1 beschriebenen Effekte. Es kommt zu keiner nennenswerten Veränderung aufgrund des verwendeten Partnermarktindikators.

Tab. 33: Determinanten der ethnisch homogamen Partnerwahl von autochthonen Deutschen (Variante $PMD_{V(\text{sozial})}$, Gesamtstichprobe), logistische Regression mit robusten Standardfehlern

	Modell I	Modell II	Modell III	Modell IV
Konstante	10,48 ***	10,80 ***	10,25 ***	13,87 ***
$PMD_{V(\text{sozial})}$	1,31 *	1,39 **	1,26 *	1,75 ***
- Ref.: männlich - weiblich	0,96	0,96	0,96	0,97
- Ref.: keine Fach-/Hochschulreife - Fach-/Hochschulreife	0,87	0,87	0,87	0,85
- Ref.: Zusammenzugsalter 26 bis 50 - Zusammenzugsalter bis 25	1,19	1,17	1,20	1,50 +
Zusammenzugsalter über 50	0,57 *	0,57 *	0,58 +	0,27
- Ref.: vor 1951 geboren - Jahrgang 1951 - 1960	0,90	0,89	0,91	0,86
Jahrgang 1961 - 1970	0,62	0,60 +	0,63	0,55 *
Jahrgang 1971 - 1980	0,64	0,62	0,64	0,52 *
Jahrgang nach 1980	0,29 ***	0,28 ***	0,29 ***	0,22 ***
- Ref.: Wohnort im städtischen Raum - Wohnort im ländlichen Raum	1,53 ***	1,51 **	1,54 ***	1,56 ***
- Ref.: Wohnort in Westdeutschland - Wohnort in Ostdeutschland	1,98 ***	1,98 ***	2,01 ***	2,05 ***
IA: $PMD_{V(\text{sozial})}$*Wohnort im ländlichen Raum		0,87		
IA: $PMD_{V(\text{sozial})}$*Wohnort in Ostdeutschland			1,19	
IA: $PMD_{V(\text{sozial})}$*Zusammenzugsalter bis 25				0,56 *
IA: $PMD_{V(\text{sozial})}$*Zusammenzugsalter über 50				0,49
Pseudo-R²	0,04	0,04	0,04	0,04
N	3390	3390	3390	3390
+ p < 0,10, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001				
Quelle: SOEP, Partnermarktindikatoren				

Tabelle 33 berichtet nun die Ergebnisse für die soziale Partnermarktdichte unter zusätzlicher Berücksichtigung der Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit altersrelevanter potenzieller Partner ($PMD_{V(\text{sozial})}$). Wird die empirisch bestimmte Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit der potenziellen Partner mit einberechnet, so zeigt sich ein deutlicher und statistisch signifikanter positiver Einfluss der Sichtbarkeit altersrelevanter potenzieller Partner in der Gesamtbevölkerung des Kreises auf die Wahrscheinlichkeit einer ethnisch homogamen Partnerschaft bei autochthonen Deutschen, gemessen zum Zeitpunkt des Zusammenzugs. Für jeden Skalenpunkt den die $PMD_{V(\text{sozial})}$ steigt,

steigen auch die Odds einer ethnisch homogamen Partnerschaft im Vergleich zu den Odds einer heterogamen Partnerschaft um den Faktor 1,31 ($p < 0,05$). Schon bei den Analysen zur Bildungshomogamie (vgl. Kapitel 5.2.6) gab es deutliche Hinweise darauf, dass die Berücksichtigung der Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit potenzieller Partner die Validität der Indikatoren stark verbessert und dieser Befund wird hier erneut bekräftigt. Wenn man davon ausgeht, dass die $PMD_{V(\text{sozial})}$ die theoretisch validere Abbildung der tatsächlichen Partnermarkttransparenz darstellt, spricht vieles dafür, dass Hypothese H_{ES} als bestätigt gelten kann.

Ein außerordentlich interessanter Nebenbefund wird deutlich, wenn man den Effekt des Zusammenzugsalters betrachtet. Der bisher immer starke Effekt eines Zusammenzugsalters von bis einschließlich 25 Jahren wird hier deutlich schwächer und ist nicht mehr signifikant ($p = 0,38$). Dies spricht dafür, dass die größere Wahrscheinlichkeit einer ethnisch homogamen Partnerschaft von autochthonen Deutschen in jungen Altersjahren auf die Sichtbarkeit verfügbarer und altersrelevanter potenzieller Partner in der Gesamtbevölkerung zurückgeht. Gerade in jungen Jahren sind viele potenzielle Partner noch ungebunden und stehen dem Partnermarkt entsprechend vollumfänglich zur Verfügung. Viele gut sichtbare und verfügbare potenzielle Partner führen hier zu mehr ethnisch homogamen Beziehungen, was Hypothese H_{ES} zusätzlich bestärkt.

Die Interaktion der $PMD_{V(\text{sozial})}$ mit dem Zusammenzugsalter in Modell IV zeigt, dass das Ausmaß der Sichtbarkeit verfügbarer potenzieller Partner vor allem in der mittleren Altersgruppe von hoher Relevanz ist, während insbesondere die jüngeren Personen wenig auf den Indikator zu reagieren scheinen ($OR = 1,75 * 0,56 = 0,98$). Die Erklärung hierfür dürfte darin liegen, dass jüngere Personen generell viele verfügbare potenzielle Partner in der Gesamtbevölkerung antreffen, so dass Unterschiede auf einem sehr hohen allgemeinen Niveau nicht mehr weiter ins Gewicht fallen.

Tabelle 34 berichtet nun die Ergebnisse für die soziale Partnermarktdichte unter Berücksichtigung der Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit altersrelevanter potenzieller Partner und zusätzlicher Annahme eines nach Bildung getrennten Partnermarkts ($PMD_{BV(\text{sozial})}$). Zwar ist der Haupteffekt der $PMD_{BV(\text{sozial})}$ in Modell I weiterhin positiv und immerhin noch schwach signifikant ($p < 0,1$), dennoch zeigt sich, dass der Effekt durch die zusätzliche Annahme einer maximalen Bildungshomophilie schwächer geworden ist. Da die Zusammenhänge jedoch auch nicht gänzlich verschwunden sind, scheint eine Abbildung des Partnermarkts, welche nur Personen des gleichen Bildungsniveaus berücksichtigt, auch nicht vollständig irreführend. Dies spricht für ein starkes Maß an Bildungshomophilie in der Bevölkerung, welches jedoch nicht so stark ausgeprägt ist, dass eine nach Bildung getrennte Modellierung des Partnermarkts generell sinnvoller wäre. Insgesamt sind die Befunde der Analysen mit der $PMD_{BV(\text{sozial})}$ sehr ähnlich zu jenen unter Verwendung der $PMD_{V(\text{sozial})}$ in Tabelle 33. Auch hier zeigt sich unter anderem wieder die Interaktion aus Partnermarktindikator und dem Zusammenzugsalter in Modell IV, wonach vor allem Personen der mittleren (und hier auch

höheren) Alterskategorie auf Unterschiede in der Sichtbarkeit verfügbarer potenzieller Partner reagieren (OR=1,82, $p < 0,001$), während jüngere Personen davon nicht betroffen zu sein scheinen (OR=1,82*0,53=0,96).

Tab. 34: Determinanten der ethnisch homogamen Partnerwahl von autochthonen Deutschen (Variante PMD_{BV(sozial)}, Gesamtstichprobe), logistische Regression mit robusten Standardfehlern

	Modell I	Modell II	Modell III	Modell IV
Konstante	9,25 ***	9,72 ***	9,15 ***	12,66 ***
PMD_{BV(sozial)}	1,22 +	1,35 *	1,19 +	1,82 ***
- Ref.: männlich - weiblich	0,94	0,95	0,95	0,98
- Ref.: keine Fach-/Hochschulreife - Fach-/Hochschulreife	0,94	0,95	0,95	0,97
- Ref.: Zusammzugsalter 26 bis 50 - Zusammzugsalter bis 25	1,35 +	1,32	1,36 +	1,54 *
Zusammzugsalter über 50	0,56 *	0,56 *	0,56 *	0,58
- Ref.: vor 1951 geboren - Jahrgang 1951 - 1960	0,92	0,91	0,92	0,85
Jahrgang 1961 - 1970	0,65	0,63	0,66	0,56 *
Jahrgang 1971 - 1980	0,68	0,66	0,67	0,53 *
Jahrgang nach 1980	0,32 ***	0,31 ***	0,32 ***	0,23 ***
- Ref.: Wohnort im städtischen Raum - Wohnort im ländlichen Raum	1,52 ***	1,51 **	1,53 ***	1,58 ***
- Ref.: Wohnort in Westdeutschland - Wohnort in Ostdeutschland	2,02 ***	2,01 ***	2,04 ***	2,06 ***
IA: PMD_{BV(sozial)}*Wohnort im ländlichen Raum		0,80 +		
IA: PMD_{BV(sozial)}*Wohnort in Ostdeutschland			1,17	
IA: PMD_{BV(sozial)}*Zusammzugsalter bis 25				0,53 **
IA: PMD_{BV(sozial)}*Zusammzugsalter über 50				0,98
Pseudo-R²	0,04	0,04	0,04	0,04
N	3390	3390	3390	3390
+ p < 0,10, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001				
Quelle: SOEP, Partnermarktindikatoren				

Ein leichter Unterschied wird in Modell II deutlich. Hier erreicht die Interaktion der PMD_{BV(sozial)} mit der Siedlungsstruktur ein schwaches Signifikanzniveau ($p < 0,1$) und deutet an, dass die Sichtbarkeit verfügbarer und altersrelevanter potenzieller Partner zumindest unter Annahme eines nach Bildung getrennten Partnermarkts vor allem in Kreisen mit städtischer Siedlungsstruktur von Bedeutung ist.

Insgesamt kann festgehalten werden, dass die Sichtbarkeit altersrelevanter potenzieller Partner in der Gesamtbevölkerung einen signifikanten positiven Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit einer ethnisch homogamen Partnerschaft bei autochthonen Deutschen ausübt, wenn die empirisch

bestimmte Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit der potenziellen Partner berücksichtigt wird. Hypothese H_{ES} kann für die Gesamtstichprobe somit als bestätigt gelten.

5.3.5 Räumliche Partnermarktdichte und ethnische Homogamie bei autochthonen Deutschen

Die räumliche Partnermarktdichte ($PMD_{(räuml)}$) bezieht das Angebot an relevanten potenziellen Partnern auf die Fläche des jeweiligen Kreises. Sie soll daher vor allem die Effizienz des Partnermarkts abbilden, da sie anzeigt, welche Distanzen überwunden werden müssen, um in Interaktion mit potenziellen Partnern zu treten. Die nachfolgenden Analysen zeigen daher den Einfluss der räumlichen Dichte an altersrelevanten potenziellen Partnern auf die Wahrscheinlichkeit einer ethnisch homogamen Partnerschaft bei autochthonen Deutschen, gemessen zum Zeitpunkt des Zusammenzugs des Paares. Die Darstellung der Ergebnisse zur Partnermarkteffizienz folgen dabei der gleichen Grundstruktur die zuvor bei der AR und der $PMD_{(sozial)}$ angewendet wurde. Zunächst werden die Berechnungen der Grundvariante der $PMD_{(räuml)}$ für die Gesamtstichprobe vorgestellt. Es folgen die Ergebnisse für die Variante mit Berücksichtigung der Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit altersrelevanter potenzieller Partner ($PMD_{V(räuml)}$) und die Variante mit zusätzlicher Annahme eines nach Bildung getrennten Partnermarkts ($PMD_{BV(räuml)}$) jeweils ebenfalls für die Gesamtstichprobe. Eine Übersicht über die Ergebnisse der Hauptmodelle (vgl. Modell II in Tabelle 6 Kapitel 4.3) sowohl für die Gesamtstichprobe als auch die verschiedenen Substichproben findet sich dann in Kapitel 5.3.6.

Tabelle 35 präsentiert die Ergebnisse für die Analysen mit der Basisvariante der räumlichen Partnermarktdichte. Der Haupteffekt der $PMD_{(räuml)}$ in Modell I zeigt entgegen der theoretisch vermuteten Wirkrichtung einen negativen Einfluss der räumlichen Partnermarktdichte auf die Wahrscheinlichkeit einer ethnisch homogamen Partnerschaft bei autochthonen Deutschen, gemessen zum Zeitpunkt des Zusammenzugs. Jeder Skaleneinheit der $PMD_{(räuml)}$ verringert demnach die Odds einer ethnisch homogamen Partnerschaft verglichen mit den Odds einer heterogamen Partnerschaft um den Faktor 0,88 ($p < 0,05$). Dieser Befund steht entsprechend in starkem Widerspruch zur Hypothese H_{EE} (vgl. Kapitel 2.6). Eine mögliche Erklärung für diesen kontraintuitiven Befund könnte sein, dass es sich um einen Effekt von Urbanität handelt, welcher durch die Variable zur Siedlungsstruktur nicht vollständig aufgefangen wird, da diese mit lediglich zwei Kategorien relativ grob differenziert. Großstädte haben die höchste räumliche Dichte an potenziellen Partnern. Gleichzeitig leben dort die meisten Personen mit Migrationshintergrund und auch die Toleranz gegenüber ethnischen Minderheiten ist hier tendenziell größer (vgl. Kleinert 2000). Dass die räumliche Partnermarktdichte stark mit der Siedlungsstruktur verbunden ist, lässt sich auch an der Stärke des Effekts des Wohnorts im ländlichen Raum ablesen, der im Vergleich zu

den Analysen unter Verwendung von AR und $PMD_{(sozial)}$ zurückgegangen ist und gerade noch ein schwaches Signifikanzniveau erreicht.

Die Interaktionseffekte der Modelle II bis IV ergeben keine relevanten zusätzlichen Erkenntnisse für den Zusammenhang von $PMD_{(räuml)}$ und ethnisch homogamer Partnerwahl. Dieser scheint weitestgehend unabhängig von der Siedlungsstruktur, der Lage im ehemaligen Ost- bzw. Westdeutschland und dem Alter bei Zusammenzug.

Tab. 35: Determinanten der ethnisch homogenen Partnerwahl von autochthonen Deutschen (Variante $PMD_{(räuml)}$, Gesamtstichprobe), logistische Regression mit robusten Standardfehlern

	Modell I	Modell II	Modell III	Modell IV
Konstante	8,69 ***	8,65 ***	8,70 ***	8,73 ***
$PMD_{(räuml)}$	0,88 *	0,88 +	0,87 *	0,87 *
- Ref.: männlich - weiblich	0,95	0,96	0,95	0,96
- Ref.: keine Fach-/Hochschulreife - Fach-/Hochschulreife	0,89	0,89	0,89	0,90
- Ref.: Zusammenzugsalter 26 bis 50 - Zusammenzugsalter bis 25	1,73 ***	1,74 ***	1,73 ***	1,74 ***
Zusammenzugsalter über 50	0,51 *	0,51 *	0,51 *	0,51 *
- Ref.: vor 1951 geboren - Jahrgang 1951 - 1960	0,98	0,98	0,98	0,97
Jahrgang 1961 - 1970	0,73	0,73	0,73	0,72
Jahrgang 1971 - 1980	0,69	0,69	0,69	0,68
Jahrgang nach 1980	0,33 ***	0,33 ***	0,33 ***	0,32 ***
- Ref.: Wohnort im städtischen Raum - Wohnort im ländlichen Raum	1,32 +	1,27	1,33 +	1,33 +
- Ref.: Wohnort in Westdeutschland - Wohnort in Ostdeutschland	2,11 ***	2,11 ***	2,11 ***	2,12 ***
IA: $PMD_{(räuml)}$*Wohnort im ländlichen Raum		0,93		
IA: $PMD_{(räuml)}$*Wohnort in Ostdeutschland			1,06	
IA: $PMD_{(räuml)}$*Zusammenzugsalter bis 25				0,94
IA: $PMD_{(räuml)}$*Zusammenzugsalter über 50				1,31
Pseudo-R²	0,04	0,04	0,04	0,04
N	3398	3398	3398	3398
+ p < 0,10, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001				
Quelle: SOEP, Partnermarktindikatoren				

Tabelle 36 berichtet nun die Ergebnisse für die räumliche Partnermarktdichte unter zusätzlicher Berücksichtigung der Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit altersrelevanter potenzieller Partner ($PMD_{V(räuml)}$).

Tab. 36: Determinanten der ethnisch homogamen Partnerwahl von autochthonen Deutschen (Variante $PMD_{V(räuml)}$, Gesamtstichprobe), logistische Regression mit robusten Standardfehlern

	Modell I	Modell II	Modell III	Modell IV
Konstante	8,06 ***	8,05 ***	7,99 ***	8,49 ***
$PMD_{V(räuml)}$	1,00	1,00	0,98	1,07
- Ref.: männlich - weiblich	0,93	0,93	0,93	0,94
- Ref.: keine Fach-/Hochschulreife - Fach-/Hochschulreife	0,87	0,87	0,87	0,86
- Ref.: Zusammenzugsalter 26 bis 50 - Zusammenzugsalter bis 25	1,74 ***	1,75 ***	1,74 ***	1,85 ***
Zusammenzugsalter über 50	0,54 *	0,54 *	0,54 *	0,76
- Ref.: vor 1951 geboren - Jahrgang 1951 - 1960	0,96	0,96	0,97	0,94
Jahrgang 1961 - 1970	0,73	0,73	0,74	0,70
Jahrgang 1971 - 1980	0,75	0,75	0,75	0,72
Jahrgang nach 1980	0,36 **	0,36 **	0,37 **	0,34 **
- Ref.: Wohnort im städtischen Raum - Wohnort im ländlichen Raum	1,54 **	1,51 **	1,55 **	1,55 **
- Ref.: Wohnort in Westdeutschland - Wohnort in Ostdeutschland	2,03 ***	2,03 ***	2,05 ***	2,06 ***
IA: $PMD_{V(räuml)}$*Wohnort im ländlichen Raum		0,97		
IA: $PMD_{V(räuml)}$*Wohnort in Ostdeutschland			1,14	
IA: $PMD_{V(räuml)}$*Zusammenzugsalter bis 25				0,86
IA: $PMD_{V(räuml)}$*Zusammenzugsalter über 50				1,46
Pseudo-R²	0,04	0,04	0,04	0,04
N	3398	3398	3398	3398
+ p < 0,10, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001				
Quelle: SOEP, Partnermarktindikatoren				

Wie man erkennen kann gibt es hier keinen negativen Haupteffekt der räumlichen Partnermarktdichte mehr. Die Odds Ratio der $PMD_{V(räuml)}$ zeigt nun mit genau 1 vielmehr überhaupt keinen Zusammenhang mit der Wahrscheinlichkeit einer ethnisch homogamen Partnerschaft, gemessen zum Zeitpunkt des Zusammenzugs. Auch der Effekt der Siedlungsstruktur ist wieder auf dem Niveau, welches bei den Analysen mit der SR, AR und $PMD_{(sozial)}$ beobachtet werden konnte. Da die $PMD_{V(räuml)}$ aufgrund der empirischen Bestimmung der Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit altersrelevanter potenzieller Partner, verglichen mit der Basisvariante der räumlichen Partnermarktdichte, als der theoretisch validere Indikator gelten muss, spricht dies stark dafür, dass Hypothese H_{EE} zwar verworfen werden muss, aber auch kein der Theorie entgegengesetzter Zusammenhang besteht. Auch die Interaktionseffekte der Modelle II bis IV deuten hier nicht auf interessante Gruppenunterschiede hin, welche eine differenziertere Beurteilung der Hypothese H_{EE}

nahelegen würden. Es scheint schlicht keinen Zusammenhang zwischen der räumlichen Dichte und somit Effizienz des Partnermarkts und der Wahrscheinlichkeit für ethnische Homogamie bei autochthonen Deutschen zu geben.

Tabelle 37 berichtet nun die Ergebnisse für die räumliche Partnermarktdichte unter Berücksichtigung der Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit altersrelevanter potenzieller Partner und zusätzlicher Annahme eines nach Bildung getrennten Partnermarkts ($PMD_{BV(räuml)}$).

Tab. 37: Determinanten der ethnisch homogamen Partnerwahl von autochthonen Deutschen (Variante $PMD_{BV(räuml)}$, Gesamtstichprobe), logistische Regression mit robusten Standardfehlern

	Modell I	Modell II	Modell III	Modell IV
Konstante	8,20 ***	8,19 ***	8,13 ***	8,49 ***
$PMD_{BV(räuml)}$	1,03	1,05	1,01	1,11
- Ref.: männlich - weiblich	0,93	0,94	0,94	0,95
- Ref.: keine Fach-/Hochschulreife - Fach-/Hochschulreife	0,87	0,87	0,88	0,88
- Ref.: Zusammenzugsalter 26 bis 50 - Zusammenzugsalter bis 25	1,67 ***	1,69 ***	1,67 ***	1,77 ***
Zusammenzugsalter über 50	0,54 *	0,54 *	0,54 *	0,79
- Ref.: vor 1951 geboren - Jahrgang 1951 - 1960	0,96	0,96	0,96	0,95
Jahrgang 1961 - 1970	0,72	0,72	0,72	0,70
Jahrgang 1971 - 1980	0,74	0,74	0,74	0,71
Jahrgang nach 1980	0,36 **	0,36 **	0,36 **	0,34 ***
- Ref.: Wohnort im städtischen Raum - Wohnort im ländlichen Raum	1,57 ***	1,52 **	1,59 ***	1,60 ***
- Ref.: Wohnort in Westdeutschland - Wohnort in Ostdeutschland	2,02 ***	2,02 ***	2,06 ***	2,04 ***
IA: $PMD_{BV(räuml)}$*Wohnort im ländlichen Raum		0,89		
IA: $PMD_{BV(räuml)}$*Wohnort in Ostdeutschland			1,19	
IA: $PMD_{BV(räuml)}$*Zusammenzugsalter bis 25				0,86
IA: $PMD_{BV(räuml)}$*Zusammenzugsalter über 50				1,59
Pseudo-R²	0,04	0,04	0,04	0,04
N	3398	3398	3398	3398
+ p < 0,10, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001				
Quelle: SOEP, Partnermarktindikatoren				

Auch hier zeigt sich wiederum, dass die Annahme eines nach Bildung getrennten Partnermarkts zu keiner substantiellen Veränderung des Zusammenhangs führt. Anders als bei den Analysen zur Bildungshomogamie (vgl. Kapitel 5.2), wo die bildungsgewichteten Indikatoren einen primären Sozialstruktureffekt abbilden konnten, scheint die zusätzliche Annahme eines nach Bildung

getrennten Partnermarkts für andere Parameter eher nicht hilfreich, zumal sie die Interpretation der Ergebnisse im Zweifelsfall tendenziell verkompliziert. Sowohl der Haupteffekt in Modell I als auch die Interaktionseffekte der Modelle II bis IV zeigen keine signifikanten Zusammenhänge mit der Wahrscheinlichkeit einer ethnisch homogamen Partnerschaft bei autochthonen Deutschen, gemessen zum Zeitpunkt des Zusammenzugs.

Insgesamt kann festgehalten werden, dass die Effizienz des Partnermarkts in Hinsicht auf die räumliche Dichte altersrelevanter potenzieller Partner keinen signifikanten positiven Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit einer ethnisch homogamen Partnerschaft bei autochthonen Deutschen ausübt. Hypothese H_{EE} muss für die Gesamtstichprobe somit als falsifiziert gelten.

5.3.6 Überblick und Zusammenfassung: Partnermarkttransparenz sowie Partnermarkteffizienz und ethnische Homogamie bei autochthonen Deutschen

Die Ergebnisse der Kapitel 5.3.4 und 5.3.5 legen nahe, dass vor allem die Sichtbarkeit altersrelevanter potenzieller Partner für die Wahrscheinlichkeit einer ethnisch homogamen Partnerschaft von Bedeutung ist, während die Effizienz des Partnermarkts gemessen anhand der räumlichen Dichte altersrelevanter potenzieller Partner, keinen Einfluss auszuüben scheint. Äquivalent zum bisherigen Vorgehen sollen nun auch die Ergebnisse der Haupteffekte aus den Substichproben dargestellt werden. In den vorangegangenen Analysen zeigten sich insbesondere bei Männern häufig stärkere Effekte des Partnermarkts als bei Frauen und es bleibt abzuwarten, ob sich auch hier Gruppenunterschiede finden lassen. Tabelle 38 zeigt die Haupteffekte der jeweiligen Modelle I (bzw. Modell II in Tabelle 6 in Kapitel 4.3) für alle untersuchten Stichproben. Dabei ist zu beachten, dass die Fallzahl der Modelle mit den Varianten der sozialen Partnermarktdichte aufgrund von zufälligen Datenlücken geringfügig kleiner sind als die restlichen Modelle.⁷⁹ Die jeweilige Fallzahl für diese Modelle ist in der Klammer immer zuerst angegeben. Da die Ausfälle sehr gering sind und nicht in einem Zusammenhang mit dem hier untersuchten Forschungsthema stehen, kann mit hoher Sicherheit davon ausgegangen werden, dass es zu keinen systematischen Verzerrungen gekommen ist und die Modelle nach wie vor vergleichbar sind.

Ein Blick auf Tabelle 38 bestätigt zunächst den allgemeinen Befund, dass vor allem die Sichtbarkeit altersrelevanter potenzieller Partner einen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit einer ethnisch homogamen Partnerschaft bei autochthonen Deutschen ausübt. Dieser Effekt wird erst dann erkennbar, wenn die Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit der altersrelevanten potenziellen Partner im Kreis mit einberechnet wird. Somit wird zum wiederholten Male bestätigt, dass die Berücksichtigung der empirischen Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit zu einer valideren

⁷⁹ Zur Begründung siehe Kapitel 4.1.2.

Bestimmung der tatsächlichen Partnermarktgegebenheiten beiträgt und vorher nicht sichtbare Zusammenhänge aufdeckt (vgl. Kapitel 5.2.6). Die Frage ob die zusätzliche Annahme eines nach Bildung getrennten Partnermarkts ebenfalls sinnvoll ist, ist weniger eindeutig zu beantworten. Zwar zeigt sich ein gewisser Unterschied für die Substichprobe der Männer, wonach für sie die Sichtbarkeit von altersrelevanten Frauen der eigenen Bildungsgruppe in der Gesamtbevölkerung einen noch etwas stärkeren Einfluss ausübt als die Sichtbarkeit aller altersrelevanten Frauen, dieser Unterschied ist jedoch relativ gering. Insgesamt scheint der Zugewinn an Erklärungskraft durch die Verwendung eines bildungsgewichteten Indikators überschaubar.

Tab. 38: Übersicht über die Haupteffekte der Partnermarkttransparenz und -effizienz (logistische Regression) auf ethnische Homogamie bei autochthonen Deutschen nach Stichprobe¹⁾

Stichprobe	PMD _(sozial)	PMD _{V(sozial)}	PMD _{BV(sozial)}	PMD _(räuml)	PMD _{V(räuml)}	PMD _{BV(räuml)}
Alle (N=3390/3398)	1,04	1,31 *	1,22 +	0,88 *	1,00	1,03
Männer (N=1690/1692)	1,08	1,59 **	1,66 **	0,88	1,05	1,17
Frauen (N=1700/1706)	1,06	1,10	1,02	0,87	0,96	0,95
ohne Fach-/Hochschulreife (N=2234/2241)	1,12	1,30 +	1,31 *	0,88	1,03	1,10
mit Fach-/Hochschulreife (N=1156/1157)	0,99	1,37 +	1,29	0,88	0,96	0,96

Quelle: SOEP, Partnermarktindikatoren

+ p < 0,10, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001

1) Alle Ergebnisse unter Kontrolle von Geschlecht, Bildung, Alter bei Zusammenzug, Geburtskohorte, Siedlungsstruktur des Wohnorts und Wohnort im ehem. Ost-/Westdeutschland

Bezüglich interessanter Gruppenunterschiede zeigt sich auch für den Zusammenhang von sozialer Partnermarktdichte und ethnischer Homogamie ein deutlicher Geschlechtsunterschied. Demnach führt eine bessere Sichtbarkeit altersrelevanter potenzieller Partner in der Gesamtbevölkerung nur bei deutschen Männern zu mehr ethnisch homogamen Partnerschaften. Frauen hingegen scheinen ihre Entscheidung für oder gegen einen Partner mit Migrationshintergrund völlig unbeeindruckt von den Partnermarktgegebenheiten zu fällen. Hypothese H_{ES} kann somit für Männer als eindeutig bestätigt gelten, wurde für Frauen jedoch falsifiziert.

Für die nach Bildung getrennten Stichproben lässt sich kein Unterschied für den Zusammenhang von sozialer Partnermarktdichte und ethnischer Homogamie bei autochthonen Deutschen feststellen. Sowohl für Personen mit Fach-/Hochschulreife, als auch für Personen mit niedrigeren Bildungsabschlüssen gibt es einen positiven Effekt der Sichtbarkeit altersrelevanter und verfügbarer potenzieller Partner in der Gesamtbevölkerung auf die Wahrscheinlichkeit einer ethnisch homogamen Partnerschaft. Dass der Effekt der $PMD_{BV(sozial)}$ in der Substichprobe der

Personen mit Fach-/Hochschulreife anders als in der Stichprobe der Personen ohne Fach-/Hochschulreife kein statistisch signifikantes Niveau erreicht, dürfte dabei auf die deutlich geringere Fallzahl in dieser Gruppe zurückzuführen sein. Die Effektstärke ist nahezu identisch.

Für die räumliche Partnermarktdichte zeigt sich auch nach der differenzierten Betrachtung aller Stichproben kein hypothesenkonformer Zusammenhang mit der Wahrscheinlichkeit einer ethnisch homogamen Partnerschaft bei autochthonen Deutschen. Vielmehr verläuft der einzige signifikante Effekt ($PMD_{(räuml)}$, Gesamtstichprobe) entgegengesetzt des theoretisch vermuteten Wirkzusammenhangs.⁸⁰ Hypothese H_{EE} muss entsprechend vollumfänglich zurückgewiesen werden.

Wie in Kapitel 4.3 beschrieben gibt es methodische Bedenken bezüglich der Zulässigkeit von Vergleichen von genesteten Modellen oder über verschiedene Gruppen hinweg, wenn diese Vergleiche auf Odds Ratios basieren. Um zu testen, ob es Unterschiede in Abhängigkeit der Analyseverfahren gibt, wurden daher auch hier neben logistischen Regressionen zusätzlich lineare Wahrscheinlichkeitsmodelle und average marginal effects (AME) berechnet (vgl. Kapitel 5.2.3, 5.2.6 und 5.3.3). Im Folgenden werden die Ergebnisse dieser Berechnungen in jeweils einer Übersichtstabelle dargestellt und mit den Ergebnissen aus Tabelle 38 verglichen. Dabei zeigt Tabelle 39 die Ergebnisse der linearen Wahrscheinlichkeitsmodelle und Tabelle 40 jene mit AME.

Tab. 39: Übersicht über die Haupteffekte der Partnermarkttransparenz und -effizienz (lineare Wahrscheinlichkeitsmodelle) auf ethnische Homogamie bei autochthonen Deutschen nach Stichprobe¹⁾

Stichprobe	$PMD_{(sozial)}$	$PMD_{V(sozial)}$	$PMD_{BV(sozial)}$	$PMD_{(räuml)}$	$PMD_{V(räuml)}$	$PMD_{BV(räuml)}$
Alle (N=3390/3398)	0,00	0,02 *	0,01 +	-0,02 *	0,00	0,00
Männer (N=1690/1692)	0,01	0,04 **	0,04 **	-0,02	0,00	0,01
Frauen (N=1700/1706)	0,01	0,01	0,00	-0,02	0,00	-0,01
ohne Fach-/Hochschulreife (N=2234/2241)	0,01	0,02 +	0,02 *	-0,01	0,00	0,01
mit Fach-/Hochschulreife (N=1156/1157)	0,00	0,03 +	0,03	-0,02	-0,01	-0,01

Quelle: SOEP, Partnermarktindikatoren + p < 0,10, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001

1) Alle Ergebnisse unter Kontrolle von Geschlecht, Bildung, Alter bei Zusammenzug, Geburtskohorte, Siedlungsstruktur des Wohnorts und Wohnort im ehem. Ost-/Westdeutschland

Wie man in Tabelle 39 erkennen kann gibt es keinen Unterschied bezüglich der Richtung und Signifikanz der berechneten Effekte im Vergleich zu den Odds Ratios aus Tabelle 38. Die einzige

⁸⁰ Zur Erklärung siehe Kapitel 5.3.4.

kleinere Abweichung findet sich beim Vergleich der $PMD_{BV(sozial)}$ für Personen mit und ohne Fach-/Hochschulreife. Anders als in Tabelle 38 ist hier der Effekt für Personen ohne Fach-/Hochschulreife etwas schwächer als der Effekt für Personen mit Fach-/Hochschulreife. Da jedoch nur der Effekt für die größere Stichprobe der Personen ohne Fach-/Hochschulreife signifikant ist, gibt es bezüglich der inhaltlichen Interpretation keinen Unterschied zu den Ergebnissen der logistischen Regressionen.

Tab. 40: Übersicht über die Haupteffekte der Partnermarkttransparenz und -effizienz (AME) auf ethnische Homogamie bei autochthonen Deutschen nach Stichprobe¹⁾

Stichprobe	$PMD_{(sozial)}$	$PMD_{V(sozial)}$	$PMD_{BV(sozial)}$	$PMD_{(räuml)}$	$PMD_{V(räuml)}$	$PMD_{BV(räuml)}$
Alle (N=3390/3398)	0,00	0,03 *	0,02 +	-0,01 *	0,00	0,00
Männer (N=1690/1692)	0,01	0,05 **	0,05 **	-0,01	0,00	0,02
Frauen (N=1700/1706)	0,01	0,01	0,00	-0,01	0,00	-0,01
ohne Fach-/Hochschulreife (N=2234/2241)	0,01	0,02 +	0,03 *	-0,01	0,00	0,01
mit Fach-/Hochschulreife (N=1156/1157)	0,00	0,04 +	0,03	-0,01	0,00	0,00

Quelle: SOEP, Partnermarktindikatoren

+ p < 0,10, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001

1) Alle Ergebnisse unter Kontrolle von Geschlecht, Bildung, Alter bei Zusammenzug, Geburtskohorte, Siedlungsstruktur des Wohnorts und Wohnort im ehem. Ost-/Westdeutschland

Auch die Ergebnisse unter Verwendung von AME aus Tabelle 40 zeigen die gleichen Zusammenhänge wie zuvor die Analysen mit logistischer Regression und linearen Wahrscheinlichkeitsmodellen. Es kommt zu keinen relevanten Unterschieden in Abhängigkeit der Analyseverfahren. Richtung, relative Stärke und Signifikanzniveaus aller Schätzer sind robust gegenüber der verwendeten Analyseverfahren. Dieser Befund ist konsistent mit allen dahingehenden Vergleichsanalysen der vorangegangenen Kapitel (vgl. Kapitel 5.2.3, 5.2.6 und 5.3.3).

5.3.7 Partnermarkt und ethnische Homogamie bei autochthonen Deutschen: Zentrale Erkenntnisse

Im Folgenden werden die wichtigsten Erkenntnisse der Analysen zum Zusammenhang von Partnermarkt und ethnischer Homogamie bei autochthonen Deutschen noch einmal zusammengefasst:

- Hypothese H_{EK} , nach der ein günstiges Verhältnis von Angebot und Konkurrenz auf dem Partnermarkt bei autochthonen Deutschen zu mehr ethisch homogenen Partnerwahlen führen sollte, wurde eindeutig falsifiziert. Es fand sich für keinen der verwendeten

Konkurrenzindikatoren und für keine der untersuchten Stichproben ein hypothesenkonformer Befund.

- Hypothese H_{ES} , nach der eine gute Sichtbarkeit altersrelevanter potenzieller Partner in der Gesamtbevölkerung bei autochthonen Deutschen die Wahrscheinlichkeit einer ethnisch homogamen Partnerschaft erhöhen sollte, wurde für Männer bestätigt, wenn die Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit der potenziellen Partnerinnen mitberücksichtigt wird. Für Frauen hingegen zeigte sich dieser Zusammenhang nicht.
- Hypothese H_{EE} , nach der ein effizienter Partnermarkt (hier gemessen anhand der räumlichen Dichte) bei autochthonen Deutschen die Wahrscheinlichkeit einer ethnisch homogamen Partnerschaft erhöhen sollte, wurde klar falsifiziert. Es fand sich für keine der verwendeten Varianten der räumlichen Partnermarktdichte und für keine der untersuchten Stichproben ein hypothesenkonformer Befund.
- Die Berücksichtigung der tatsächlichen Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit potenzieller Partner hat wie zuvor bei den Analysen in Kapitel 5.2 in vielen Fällen zu aussagekräftigeren Befunden geführt. So wurde der deutliche Zusammenhang zwischen sozialer Partnermarktdichte und ethnischer Homogamie bei autochthonen deutschen Männern erst unter Berücksichtigung der Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit sichtbar. Außerdem gab es unter Kontrolle der Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit keine der Theorie entgegengesetzten Befunde mehr (vgl. log AR und $PMD_{(räuml)}$). Auch hier gibt es entsprechend deutliche Hinweise darauf, dass die verfügbaregewichteten Indikatoren eine validere Abbildung des Partnermarkts ermöglichen.
- Die Annahme eines nach Bildung getrennten Partnermarkts führt anders als in Kapitel 5.2 nicht zu relevanten zusätzlichen Erkenntnissen und scheint somit nicht notwendig.
- Männer reagieren stärker auf den Partnermarkt als Frauen. Da dies jedoch nur für die Sichtbarkeit altersrelevanter Partner in der Gesamtbevölkerung gilt, und sich auch für Männer kein Effekt der Partnermarktkonkurrenz finden lässt, kann die Ursache hierfür nicht in der im Durchschnitt schlechten Konkurrenzsituation für Männer auf dem Partnermarkt liegen. Vielmehr scheinen Männer bezüglich der Eigenschaften ihrer Partnerinnen kompromissbereiter, während Frauen eher unbeeindruckt von der Gelegenheitsstruktur an ihren Präferenzen festhalten.
- Es zeigen sich keine relevanten Unterschiede in den untersuchten Zusammenhängen in Abhängigkeit vom Bildungsniveau der Befragten.
- Alle Ergebnisse sind robust gegenüber dem verwendeten Analyseverfahren.

6. Zusammenfassung, Diskussion der empirischen Befunde und Ausblick

Das Ziel der vorliegenden Arbeit lag darin, den Einfluss der Gelegenheitsstrukturen des deutschen Partnermarkts auf die partnerschaftliche Passung mit Hilfe von möglichst theorieadäquaten Indikatoren zu prüfen. Hierfür wurden im Rahmen des DFG-Projekts "Die makrostrukturellen Rahmenbedingungen des Partnermarkts im Längsschnitt" entwickelte Partnermarktindikatoren verwendet, da diese in Abgrenzung zu vorherigen Analysen (vgl. Kapitel 3) eine differenziertere und theoretisch ausgereifere Darstellung der regionalen Partnermarktgelegenheiten ermöglichen (vgl. Kapitel 4.1). Aufgrund der damit verbundenen Möglichkeit, verschiedene Aspekte des Partnermarkts zu testen und in ihrer relativen Bedeutung zu vergleichen, hatten die durchgeführten Analysen auch zusätzlich einen explorativen und methodenkritischen Charakter. Neben der Frage wie der Partnermarkt die Entscheidungen von Individuen beeinflusst und welche Rolle dabei homophile und nutzenmaximierende Präferenzen spielen, wurde somit auch der Frage nachgegangen, welches die entscheidenden Aspekte des Partnermarkts sind und wie diese am validesten gemessen werden können.

Als relevante Dimensionen der partnerschaftlichen Passung wurden Bildungshomogamie und ethnische Homogamie gewählt, da diese zum einen von besonderer individueller und gesellschaftlicher Relevanz sind, und zum anderen relativ eindeutige Annahmen zur individuellen Partnerpräferenz zulassen (vgl. Kapitel 2.5). Die Grundidee der „Angebotsperspektive“ der Partnerwahl (vgl. Marsden 1990) ist dabei, dass die Gelegenheitsstrukturen des Partnermarkts den Rahmen der Möglichkeiten schaffen, in denen sich Individuen zurechtfinden müssen. Je nach individueller Partnermarktlage bedeutet dies, dass vorhandene Präferenzen realisiert werden können, auf Partner mit weniger stark präferierten Eigenschaften ausgewichen, oder aber gänzlich auf eine Partnerschaft verzichtet werden muss. Entsprechend dieser Grundidee wurden die getroffenen Annahmen bezüglich der Präferenz für einen Partner mit einem spezifischen Bildungsniveau und einem spezifischen ethnischen Hintergrund mit den Partnermarktaspekten Konkurrenz, Transparenz und Effizienz in Beziehung gesetzt und entsprechende Hypothesen deduziert (vgl. Kapitel 2.6).

Zur empirischen Überprüfung der aufgestellten Hypothesen wurden die zuvor genannten Partnermarktindikatoren auf Kreisebene mit Daten des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP) verknüpft. Aufgrund des Erhebungsdesigns des SOEP wurden dabei all jene Paare in die Analyse einbezogen, welche im untersuchten Erhebungszeitraum (1985-2014) zum ersten Mal in einen gemeinsamen Haushalt gezogen sind. Paare ohne gemeinsamen Haushalt konnten aufgrund von fehlenden Partnerinformationen nicht berücksichtigt werden. Insgesamt standen am Ende der

Datenaufbereitung 3533 Paare für die Analysen zur Bildungshomogamie und 3398 Paare für die Analysen zur ethnischen Homogamie bei autochthonen Deutschen zur Verfügung.

In einer methodischen Voranalyse zum Einfluss des Angebots an potenziellen Partnern einer spezifischen Altersgruppe sowie deren Sichtbarkeit und Erreichbarkeit auf dem Partnermarkt konnte für Männer gezeigt werden, dass die Konkurrenz auf dem lokalen Partnermarkt den durchschnittlichen Altersabstand zur Partnerin beeinflusst. Je günstiger das Verhältnis von Angebot und Nachfrage bei potenziellen Partnerinnen mit relativ ähnlichem Alter wie die suchenden Männer, desto geringer ist auch der gemessene durchschnittliche Altersabstand in den Paarbeziehungen. Dass dieser Befund nur für Männer gilt, war ein erster Hinweis auf eine generell stärkere Sensibilität der Männer bezüglich der Konkurrenzsituation auf dem Partnermarkt. Die Sichtbarkeit und Erreichbarkeit potenzieller Partner/-innen war jedoch für beide Geschlechter von Bedeutung (vgl. Kapitel 5.1). Im Zuge der Voranalyse offenbarte sich vor allem die Bedeutung des primären Sozialstruktureffekts im Sinne von Peter M. Blau (1977b). Eine größere (relative) Anzahl an Personen des Gegengeschlechts mit spezifischen Eigenschaften bedeutet demnach auch eine größere Wahrscheinlichkeit, dass eine solche Person für eine Partnerschaft gewählt wird, je nach Salienz der Eigenschaft ggf. auch ohne eine Berücksichtigung der individuellen Präferenzen, schlicht aufgrund der steigenden Kontaktwahrscheinlichkeit zu Personen dieser Gruppe.

Die große Bedeutung des primären Sozialstruktureffekts zeigte sich auch in den Analysen zum Zusammenhang von Partnermarkt und Bildungshomogamie (vgl. Kapitel 5.2). Während die Ergebnisse für die Partnermarktdimensionen Konkurrenz, Transparenz und Effizienz insgesamt eher uneinheitlich ausfielen, zeigten jene Partnermarktindikatoren, welche einen nach Bildung getrennten Partnermarkt unterstellen – und somit in hohem Maße von der Anzahl an Personen mit gleichem Bildungsniveau im Kreis beeinflusst werden –, fast immer einen deutlichen positiven Zusammenhang mit der Wahrscheinlichkeit einer bildungshomogamen Partnerschaft. Zwar könnte dies auch ein Hinweis darauf sein, dass die Annahme von nach Bildung getrennten Partnermärkten zutreffend ist und die Konkurrenz, Transparenz und Effizienz auf diesen Teilpartnermärkten letztlich die relevantere Messung der individuellen Partnermarktgelegenheiten darstellt, jedoch wird diese Interpretation nicht durch die Ergebnisse der Analysen zum Altersabstand und zur ethnischen Homogamie gestützt. Es spricht somit vieles dafür, dass die starken Effekte der bildungsspezifischen Indikatoren bei den Analysen zur Bildungshomogamie vor allem auf einen primären Sozialstruktureffekt der relativen Gruppengröße von Personen mit einem spezifischen Bildungsniveau in der lokalen Umgebung zurückgehen (vgl. Blau 1977b).

Eine detaillierte Betrachtung der einzelnen untersuchten Partnermarktdimensionen zeigte nur für die (räumliche) Effizienz des Partnermarkts eindeutige hypothesenkonforme Befunde, nach denen

ein effizienter Partnermarkt bei gut gebildeten Personen die Wahrscheinlichkeit einer bildungshomogamen Partnerschaft erhöht. Die Frage, ob es neben dem primären Effekt der Sozialstruktur einen weiteren Einfluss des Partnermarkts im Sinne eines ermöglichenden oder einschränkenden Raums für die Realisierung einer bestehenden (bildungsbezogenen) Partnerpräferenz gibt, kann entsprechend nur vorsichtig bejaht werden.

Der Vergleich der verschiedenen untersuchten Substichproben zeigte für den Zusammenhang von Partnermarkt und Bildungshomogamie zwei zentrale Erkenntnisse. Die erste Erkenntnis ist, dass Männer stärker auf den Partnermarkt reagieren als Frauen. Dies kann dabei nicht nur auf die für sie durchschnittlich ungünstigere Konkurrenzsituation auf dem deutschen Partnermarkt zurückgehen, da dieser Befund auch bei den Indikatoren für Transparenz und Effizienz sichtbar wird. Vielmehr scheint sich zu bestätigen, dass Frauen weniger geneigt sind, bei einer für sie schlechten Partnermarktlage Kompromisse bei der Partnerwahl einzugehen. Oder wie Lichter et al. (1995: 429) schreiben: „Simply, women are unwilling to ‘cast a wider net’ in the face of market constraints.“ Die zweite Erkenntnis, die durch den Vergleich der Substichproben gewonnen werden konnte, bezieht sich auf die unterschiedlichen Bildungsgruppen. Auch wenn sich für Personen mit niedrigen Bildungsabschlüssen teilweise ein positiver Zusammenhang zwischen der Gelegenheitsstruktur des Partnermarkts und der Wahrscheinlichkeit einer bildungshomogamen Partnerschaft gezeigt hat, so ist dieser Zusammenhang zumeist schwächer als bei Personen mit guter Bildung. Dies spricht dafür, dass zwar auch bei Personen mit niedrigen Bildungsabschlüssen (bildungs-)homophile Präferenzen bestehen, diese aber in Konkurrenz zu statusmaximierenden Partnerpräferenzen stehen, welche den Zusammenhang abschwächen. Da die Ergebnisse insgesamt aber stärker in Richtung homophiler Präferenzen weisen, kann vermutet werden, dass der Zusammenhang des Bildungsniveaus mit gemeinsamen Einstellungen und Interessen einen stärkeren Effekt auf die Partnerpräferenz ausübt, als nutzenmaximierende Erwägungen (vgl. Kapitel 2.3.2 und 2.5.1).

Auch die empirischen Befunde zum Einfluss des Partnermarkts auf ethnische Homogamie bei autochthonen Deutschen fielen je nach untersuchtem Partnermarktaspekt sehr unterschiedlich aus. Hier zeigte sich eine besondere Bedeutung der guten Sichtbarkeit potenzieller Partnerinnen in der Gesamtbevölkerung (Transparenz) für autochthone Männer. Bei einem hohen Anteil an relevanten und verfügbaren potenziellen Partnerinnen an der Gesamtbevölkerung des jeweiligen Kreises erhöht sich bei autochthonen Männern die Wahrscheinlichkeit einer ethnisch homogenen Partnerwahl. Für Frauen gab es jedoch keinen solchen Befund, was wiederholt zu bestätigen scheint, dass Frauen weniger geneigt sind, bei einer ungünstigen Partnermarktlage auf Partner mit weniger stark präferierten Eigenschaften auszuweichen. Während sich für die Transparenz somit Geschlechtsunterschiede offenbart haben, wurden die Hypothesen zum Einfluss der Konkurrenz und der räumlichen Effizienz des Partnermarkts auf ethnische Homogamie bei autochthonen

Deutschen vollumfänglich falsifiziert. Es konnte kein Einfluss dieser Aspekte des Partnermarkts gefunden werden. Dennoch zeigte sich zumindest für die Sichtbarkeit potenzieller Partner ein Einfluss der Gelegenheitsstrukturen auf die Wahrscheinlichkeit einer ethnisch homogamen Partnerschaft bei Deutschen. Dies ist insbesondere deshalb interessant, weil dieser Befund indirekt auch eine eigenethnische Präferenz innerhalb der autochthonen deutschen Bevölkerung nahelegt. Bisherige Untersuchungen zur interethnischen Partnerwahl fokussieren fast ausschließlich auf die Partnerwahlentscheidungen von Zuwanderern und werten diese als Ausdruck von (ggf. mangelnder) Integrationsbereitschaft. Dabei ist es vor dem Hintergrund der in den Kapiteln 2.3.2 und 2.5.2 geschilderten psychologischen und normativen Zusammenhänge außerordentlich plausibel, dass der ethnische Hintergrund eines potenziellen Partners auch für autochthone Deutsche ein wichtiges Kriterium der Partnerwahl darstellt. Zukünftige Forschung sollte daher stärker auch die Perspektive der autochthonen Bevölkerung mit einbeziehen. So wäre es beispielsweise denkbar, dass Personen mit bestimmten ethnischen Hintergründen stärker von der autochthonen Bevölkerung auf dem Heiratsmarkt diskriminiert werden als andere, was die interethnischen Heiratsraten dieser Bevölkerungsgruppen ebenso beeinflussen kann wie deren eigenethnische Partnerpräferenz.

Betrachtet man alle untersuchten Homogamiedimensionen, Partnermarktaspekte und Substichproben in ihrer Gänze so zeigt sich – abgesehen von der Bedeutung des primären Sozialstruktureffekts – ein relativ uneinheitliches und differenziert zu betrachtendes Gesamtbild. Gerade in dieser Uneinheitlichkeit verdeutlicht sich jedoch eine der zentralen Einsichten der durchgeführten Analysen. Die Verwendung unterschiedlicher Konzeptualisierungen und Operationalisierungen für den lokalen Partnermarkt führte zu teilweise höchst unterschiedlichen Ergebnissen. Es ist daher außerordentlich wichtig, dass die Verwendung eines spezifischen Indikators kritisch reflektiert wird. Ein Befund, der dabei besonders erwähnenswert scheint, ist die große Bedeutung der Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit potenzieller Partner. Es zeigte sich immer wieder, dass die Ergebnisse deutlich hypothesenkonformer ausfielen, wenn die verwendeten Indikatoren die tatsächliche Verfügbarkeitswahrscheinlichkeit potenzieller Partner mitberücksichtigten. Es spricht vieles dafür, dass diese Indikatoren eine validere Abbildung des Partnermarkts ermöglichen, als beispielsweise jene, die einfach alle Personen des Gegengeschlechts als vollumfänglich verfügbar betrachten. Vor dem Hintergrund der hier gewonnenen Erkenntnisse scheint es nicht hinreichend, weiterhin lediglich Indikatoren wie die einfache sex ratio zu verwenden, wenn die Opportunitätsstrukturen des Partnermarkts adäquat beschrieben werden sollen. Zum einen ist es fraglich, ob eine einfache sex ratio überhaupt eine valide Messung der Partnermarktkonkurrenz darstellt und zum anderen konnte gezeigt werden, dass es noch weitere relevante Aspekte des Partnermarkts gibt, die ebenfalls berücksichtigt werden

müssen. Mit den im Rahmen des DFG-Projekts "Die makrostrukturellen Rahmenbedingungen des Partnermarkts im Längsschnitt" entwickelten Partnermarktindikatoren steht Forschern ein neues Instrument zur Verfügung, welches den deutschen Partnermarkt auf lokaler Ebene mit einer hohen Validität abbildet. Es ist zu empfehlen, dass zukünftige Forschungsarbeiten zum Partnermarkt in Deutschland auf dieses neue Instrument zurückgreifen.⁸¹

Dabei muss auch erwähnt werden, dass die verwendeten Indikatoren zwar ein wichtiger Schritt hin zu einer möglichst validen Beschreibung des Partnermarkts sind, sie aber durchaus auch einige Operationalisierungsentscheidungen beinhalten, welche problematisiert werden können. Einer der wohl strittigsten Punkte ist die empirische Bestimmung der Altersrelevanz anhand von Alterskonstellationen am Beginn von existierenden Partnerschaften (vgl. Kapitel 4.1 und Eckhard et al. (2019)). Zwar ist diese weitaus plausibler als die Annahme, dass schlicht alle Personen des Gegengeschlechts als für eine intime Partnerschaft relevant eingestuft werden, jedoch bringt sie ein eigenes Problem mit sich. Die ganze Argumentation dieser Arbeit baut auf der Logik der „Angebotsperspektive“ der Partnerwahl (vgl. Marsden 1990) auf. Es wäre somit inkonsistent davon auszugehen, dass die bestehenden Partnerschaften, welche als Grundlage der empirischen Bestimmung der tatsächlichen Altersrelevanz dienen, nicht ebenfalls durch die Gelegenheitsstrukturen des Partnermarkts beeinflusst sind. Die Alterskonstellationen bestehender Paarbeziehungen sind somit sowohl das Ergebnis von Partnerpräferenzen als auch von Gelegenheitsstrukturen. Dies scheint besonders für (ältere) Männer ein Problem zu sein, da für sie Präferenz und Realität deutlich weiter auseinanderzuliegen scheint, als dies bei Frauen der Fall ist (vgl. Antfolk et al. 2015; Buunk et al. 2001; Klein und Rapp 2014). Es ist aber davon auszugehen, dass die empirische Bestimmung der Altersrelevanz immer noch dichter an den tatsächlichen Präferenzen liegt, als eine einfache Festlegung des Relevanzbereichs auf alle Personen des Gegengeschlechts oder das eigene Alter plus minus einiger Jahre. Während ersteres gänzlich unplausibel ist, wird bei der Festlegung eines engen Altersbereichs um das eigene Alter herum insbesondere die Veränderung der Präferenz im Lebensverlauf nicht berücksichtigt. Festzuhalten bleibt, dass die Diskussion um die bestmögliche Bestimmung der Altersrelevanz potentieller Partner noch offen ist (vgl. auch Fossett und Kiecolt 1991).

Ein weiteres Problem bei der Operationalisierung des Partnermarkts über die hier verwendeten Indikatoren offenbart sich vor allem bei den Analysen zur ethnischen Homogamie (vgl. Kapitel 5.3). Da nur deutsche Staatsbürger in die Berechnung der Indikatoren eingehen und keine ergänzenden Indikatoren für den Partnermarkt der ausländischen Bevölkerung vorliegen, konnte dessen Einfluss

⁸¹ Die Indikatoren stehen im GESIS Datenarchiv für Forschung und Lehre zur Verfügung (Studiennummer ZA6708).

bestenfalls sehr näherungsweise über den Wohnort in Ost-/Westdeutschland erfasst werden.⁸² Während Informationen zu potenziellen Partnern ohne deutsche Staatsbürgerschaft gerade für die Frage interethnischer Partnerwahl von besonderem Interesse gewesen wäre, ist die Entscheidung, nur deutsche Staatsbürger zu berücksichtigen, durchaus für alle Fragestellungen diskutabel. Zwar stützen relativ geringe bi-nationalen Heiratsraten die Annahme von größtenteils getrennten Heiratsmärkten (vgl. Klein 2000a), gerade in der lokalen Perspektive mag dies aber durchaus variieren. Ergänzende Indikatoren für die ausländische Bevölkerung wären somit zumindest wünschenswert, auch wenn eine valide Beschreibung von im Idealfall nach konkreter Nationalität getrennten Partnermärkten mit enormen Herausforderungen verknüpft sein dürfte.

Ein potenzieller Kritikpunkt unabhängig von den Indikatoren liegt in der gemeinsamen Analyse von kohabitierenden unverheirateten und verheirateten Paaren. Da die Ehe im Allgemeinen ein höheres Maß an „commitment“ beinhaltet, scheint es plausibel, dass strengere Auswahlkriterien an einen potenziellen Ehepartner angelegt werden, als an Partner in weniger stark institutionalisierten Partnerschaftsformen. Zwar gibt es empirische Befunde, die einen solchen Unterschied in Hinsicht auf Homogamie bestätigen (vgl. D. L. Blackwell und Lichter 2000, 2004; Hamplova 2009; Schoen und Weinick 1993), jedoch kommen insbesondere Blackwell und Lichter (2004) zu dem Ergebnis, dass die Unterschiede nur gering sind und die Gemeinsamkeiten überwiegen. Weiterhin kann man argumentieren, dass die Entscheidung für eine gemeinsame Wohnung auch unabhängig von der Entscheidung für eine Ehe einen wichtigen Institutionalisierungsschritt darstellt und für sich betrachtet werden kann. Vor diesem Hintergrund und angesichts der damit verbundenen Fallzahlverstärkung scheint die Entscheidung für eine gemeinsame Betrachtung angemessen. Es wäre aber durchaus interessant in zukünftigen Forschungsprojekten getrennte Analysen in Abhängigkeit der Partnerschaftsform durchzuführen. Insbesondere zusätzliche Informationen zu Paaren ohne gemeinsamen Haushalt wären hier wünschenswert. Ebenfalls interessant wäre es, bei entsprechender Datenlage die verschiedenen Institutionalisierungsschritte einer Paarbeziehung differenziert zu betrachten und den Einfluss des Partnermarkts auf die partnerschaftliche Passung zum Anfang der Beziehung, beim Zusammenzug und beim Heiraten getrennt zu analysieren. Es ist zwar offen, ob der Einfluss des Partnermarkts auf die Suchkosten je nach Institutionalisierungsschritt variiert. Sehr wahrscheinlich verändert sich jedoch die Wertfunktion eines (potenziellen) Partners (vgl. Kapitel 2.4) mit den gegebenenfalls unterschiedlichen Ansprüchen an einen Freund bzw. eine Freundin oder aber einen Ehemann bzw. eine Ehefrau.

⁸² Das Angebot an potenziellen Partnern ohne deutsche Staatsbürgerschaft ist in Ostdeutschland im Durchschnitt deutlich geringer als in Westdeutschland.

Trotz der genannten Einschränkungen konnte durch die vorliegenden Analysen gezeigt werden, dass der Partnermarkt ein bedeutender Faktor für die Partnerwahl in Hinsicht auf das Alter, das Bildungsniveau und den ethnischen Hintergrund des Partners darstellt und somit indirekt vielfältige gesellschaftliche Phänomene wie soziale Ungleichheit und die Integration von Minderheiten beeinflusst. Diese sollten entsprechend nicht isoliert von der „Angebotsperspektive“ der Partnerwahl (vgl. Marsden 1990) betrachtet werden. Den wichtigsten Beitrag zum Stand der Forschung liefert jedoch die Erkenntnis, dass der Partnermarkt ein komplexeres Phänomen darstellt, als die meisten bisherigen Studien berücksichtigen. Insbesondere die Erkenntnis, dass Transparenz und (räumliche) Effizienz des Partnermarkts in einigen Homogamiedimensionen von signifikant größerer Bedeutung für die partnerschaftliche Passung waren als die Konkurrenz, legt für die Zukunft eine differenziertere Betrachtung des Phänomens Partnermarkt nahe.

7. Literatur

- Abdul-Rida, C. (2016). Familiärer Einfluss auf die Partnerwahl von türkischstämmigen Personen in Deutschland. *KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 68(1), 139-162.
- Abramitzky, R., Delavande, A., & Vasconcelos, L. (2011). Marrying Up: The Role of Sex Ratio in Assortative Matching. *American Economic Journal: Applied Economics*, 3(3), 124-157.
- Akers, D. S. (1967). On measuring the marriage squeeze. *Demography*, 4(2), 907-924.
- Alba, R. D., & Golden, R. M. (1986). Patterns of ethnic marriage in the United States. *Social forces*, 65(1), 202-223.
- Albrecht, C. M., Fossett, M. A., Cready, C. M., & Kiecolt, K. J. (1997). Mate Availability, Women's Marriage Prevalence, and Husbands' Education. *Journal of Family Issues*, 18(4), 429-452, doi:10.1177/019251397018004004.
- Antfolk, J., Salo, B., Alanko, K., Bergen, E., Corander, J., Sandnabba, N. K., et al. (2015). Women's and men's sexual preferences and activities with respect to the partner's age: evidence for female choice. *Evolution and Human Behavior*, 36(1), 73-79.
- Appelt, E., & Reiterer, A. F. (2009). Wer heiratet wen? Bildungshomogamie und soziale Mobilität in Österreich. *Österreichische Zeitschrift für Soziologie*, 34(1), 45-64.
- Auspurg, K., & Hinz, T. (2011). Gruppenvergleiche bei Regressionen mit binären abhängigen Variablen—Probleme und Fehleinschätzungen am Beispiel von Bildungschancen im Kohortenverlauf/Group Comparisons for Regression Models with Binary Dependent Variables—Problems and Pitfalls Illustrated by Differences in Educational Opportunities between Cohorts. *Zeitschrift für Soziologie*, 40(1), 62-73.
- Becker, G. S. (1973). A theory of marriage: Part I. *The Journal of Political Economy*, 81(4), 813-846.
- Becker, G. S. (1981). *A Treatise on the Family*. Cambridge: Harvard University Press.
- Becker, G. S., Landes, E. M., & Michael, R. T. (1977). An economic analysis of marital instability. *The Journal of Political Economy*, 85(6), 1141-1187.
- Best, H., & Wolf, C. (2012). Modellvergleich und Ergebnisinterpretation in Logit- und Probit-Regressionen. *KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 64(2), 377-395.
- Blackwell, C., Birnholtz, J., & Abbott, C. (2015). Seeing and being seen: Co-situation and impression formation using Grindr, a location-aware gay dating app. *New media & society*, 17(7), 1117-1136.
- Blackwell, D. L., & Lichter, D. T. (2000). Mate Selection Among Married and Cohabiting Couples. *Journal of Family Issues*, 21(3), 275-302, doi:10.1177/019251300021003001.
- Blackwell, D. L., & Lichter, D. T. (2004). Homogamy among Dating, Cohabiting and Married Couples. *The Sociological Quarterly*, 45(4), 719-737.
- Blau, P. M. (1977a). *Inequality and heterogeneity: A primitive theory of social structure*. New York: Free Press.
- Blau, P. M. (1977b). A macrosociological theory of social structure. *American journal of sociology*, 83(1), 26-54.
- Blau, P. M. (1987). Contrasting Theoretical Perspectives. In J. C. Alexander, B. Giesen, R. Münch, & N. J. Smelser (Eds.), *The Micro-Macro-Link* (pp. 71-85). Berkeley, Los Angeles, London: University of California Press.

- Blau, P. M., Becker, C., & Fitzpatrick, K. M. (1984). Intersecting social affiliations and intermarriage. *Social forces*, 62(3), 585-606.
- Blau, P. M., Blum, T. C., & Schwartz, J. E. (1982). Heterogeneity and intermarriage. *American Sociological Review*, 47(1), 45-62.
- Blau, P. M., & Schwartz, J. E. (1984). *Cross-cutting social circles: Testing a macrosociological theory of intergroup relations*. New York: Academic Press.
- Blossfeld, H.-P., & Buchholz, S. (2009). Increasing Resource Inequality among Families in Modern Societies: The Mechanisms of Growing Educational Homogamy, Changes in the Division of Work in the Family and the Decline of the Male Breadwinner Model. *Journal of Comparative Family Studies*, 40(4), 603-616.
- Blossfeld, H.-P., & Timm, A. (2003a). Educational systems as marriage markets in modern societies: a conceptual framework. In H.-P. Blossfeld, & A. Timm (Eds.), *Who marries whom? Educational systems as marriage markets in modern societies* (Vol. 12, pp. 1-18): Springer Science & Business Media.
- Blossfeld, H.-P., & Timm, A. (2003b). Who marries Whom in West Germany? In H.-P. Blossfeld, & A. Timm (Eds.), *Who marries whom? Educational systems as marriage markets in modern societies* (Vol. 12, pp. 19-36): Springer Science & Business Media.
- Boudon, R. (1980). *Die Logik des gesellschaftlichen Handelns: eine Einführung in die soziologische Denk- und Arbeitsweise* (Vol. 116): Luchterhand.
- Bourdieu, P. (1983). Ökonomisches Kapital, kulturelles Kapital, soziales Kapital. *Soziale Ungleichheiten. Soziale Welt. Sonderband, 2*, 183-198.
- Bratter, J. L., & King, R. B. (2008). "But will it last?": Marital instability among interracial and same-race couples. *Family Relations*, 57(2), 160-171.
- Breen, R., & Andersen, S. H. (2012). Educational assortative mating and income inequality in Denmark. *Demography*, 49(3), 867-887.
- Breen, R., & Salazar, L. (2011). Educational Assortative Mating and Earnings Inequality in the United States. *American journal of sociology*, 117(3), 808-843, doi:10.1086/661778.
- Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung (2018). Eheschließungen von Deutschen und Ausländern in Deutschland, 1960 bis 2016 (in Prozent). <https://www.bib.bund.de/Permalink.html?id=10226202>. Accessed 20.12.2018 2018.
- Burgess, E. W., & Wallin, P. (1943). Homogamy in social characteristics. *American journal of sociology*, 49(2), 109-124.
- Buunk, B. P., Dijkstra, P., Kenrick, D. T., & Warntjes, A. (2001). Age preferences for mates as related to gender, own age, and involvement level. *Evolution and Human Behavior*, 22(4), 241-250, doi:https://doi.org/10.1016/S1090-5138(01)00065-4.
- Byrne, D. (1971). *The attraction paradigm*. New York, London: Academic Press.
- Campbell, M. K., & Grimshaw, J. M. (1998). Cluster randomised trials: time for improvement : The implications of adopting a cluster design are still largely being ignored *BMJ : British Medical Journal*, 317(7167), 1171-1172.
- Çelikaksoy, A., Nekby, L., & Rashid, S. (2010). Assortative mating by ethnic background and education among individuals with an immigrant background in Sweden. *Zeitschrift für Familienforschung*, 22(1), 65-88.
- Cheng, Y.-h. A. (2014). Changing partner choice and marriage propensities by education in post-industrial Taiwan, 2000-2010. *Demographic Research*, 31, 1007-1042.

- Choi, K. H., & Tienda, M. (2017). Marriage-market constraints and mate-selection behavior: Racial, ethnic, and gender differences in intermarriage. *Journal of Marriage and Family*, 79(2), 301-317.
- Chua, V., Mathews, M., & Loh, Y. C. (2016). Social capital in Singapore: Gender differences, ethnic hierarchies, and their intersection. *Social Networks*, 47, 138-150, doi:<https://doi.org/10.1016/j.socnet.2016.06.004>.
- Clore, G. L., & Byrne, D. (1974). A reinforcement-affect model of attraction. In T. L. Huston (Ed.), *Foundations of interpersonal attraction* (pp. 143-170). New York, London: Academic Press.
- Coenders, M., & Scheepers, P. (2003). The Effect of Education on Nationalism and Ethnic Exclusionism: An International Comparison. *Political Psychology*, 24(2), 313-343.
- Coleman, J. S. (1990). *Foundations of social theory*. Cambridge, Mass. [u.a.]: Belknap Press.
- Couch, D., & Liamputtong, P. (2008). Online dating and mating: The use of the internet to meet sexual partners. *Qualitative Health Research*, 18(2), 268-279.
- Cready, C. M., Fossett, M. A., & Kiecolt, K. J. (1997). Mate Availability and African American Family Structure in the U. S. Nonmetropolitan South, 1960-1990. *Journal of Marriage and Family*, 59(1), 192-203, doi:10.2307/353672.
- Crowder, K. D., & Tolnay, S. E. (2000). A New Marriage Squeeze for Black Women: The Role of Racial Intermarriage by Black Men. *Journal of Marriage and Family*, 62(3), 792-807.
- De Hauw, Y., Grow, A., & Van Bavel, J. (2017). The Reversed Gender Gap in Education and Assortative Mating in Europe. *European Journal of Population*, 33(4), 445 - 474, doi:10.1007/s10680-016-9407-z.
- Dinkel, R. H., & Milenovic, I. (1992). Die Kohortenfertilität von Männern und Frauen in der Bundesrepublik Deutschland. Eine Messung mit Daten der empirischen Sozialforschung. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 44(1), 55-75.
- DIW (2018). *Documentation PPFAD - Person-related meta-dataset*. Berlin: DIW.
- Domingue, B. W., Fletcher, J., Conley, D., & Boardman, J. D. (2014). Genetic and educational assortative mating among US adults. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 111(22), 7996-8000, doi:10.1073/pnas.1321426111.
- Dribe, M., & Nystedt, P. (2015). Is there an intermarriage premium for male immigrants? Exogamy and earnings in Sweden 1990–2009. *International Migration Review*, 49(1), 3-35.
- Eckhard, J. (2010). *Partnerschaftswandel und Geburtenrückgang*: Suhrkamp Berlin.
- Eckhard, J., Kossow, T., Sari, E., Stauder, J., Wiese, D., & Wiesen, M. (2019). The macrostructural framework of the partner market in a longitudinal perspective - Documentation on conception, preliminary methodological studies and the development of partner market indicators. Heidelberg: Max-Weber-Institut für Soziologie.
- Eckhard, J., & Stauder, J. (2018). Partner market opportunities and union formation over the life course—A comparison of different measures. *Population, Space and Place*, e2178.
- Eckhard, J., Stauder, J., & Wiese, D. (2014). Die makrostrukturellen Rahmenbedingungen des Partnermarkts im Längsschnitt. Dokumentation zu Konzeption, methodischen Vorstudien und der Erstellung der Partnermarktindikatoren. Methodenbericht.: Universität Heidelberg. Max-Weber-Institut für Soziologie.
- Eika, L., Mogstad, M., & Zafar, B. (2014). Educational assortative mating and household income inequality. *Staff Report* (Vol. 682): National Bureau of Economic Research.

- England, P., & Farkas, G. (1986). *Households, Employment, and Gender. A social, economic, and demographic view*. Hawthorne, NY: Aldine Publishing Co.
- Esser, H. (1993). *Soziologie: Allgemeine Grundlagen*. Frankfurt a. M.: Campus Verlag.
- Esteve, A., Schwartz, C. R., Van Bavel, J., Permyer, I., Klesment, M., & Garcia, J. (2016). The end of hypergamy: Global trends and implications. *Population and development review*, 42(4), 615.
- Feld, S. L. (1981). The focused organization of social ties. *American journal of sociology*, 86(5), 1015-1035.
- Feld, S. L. (1982). Social Structural Determinants of Similarity among Associates. *American Sociological Review*, 47(6), 797-801, doi:10.2307/2095216.
- Feld, S. L., & Grofman, B. (2009). Homophily and the focused organization of ties. In P. Hedström, & P. Bearman (Eds.), *The Oxford handbook of analytical sociology* (pp. 521-543).
- Fernandez, R., Guner, N., & Knowles, J. (2005). Love and money: A theoretical and empirical analysis of household sorting and inequality. *The Quarterly Journal of Economics*, 120(1), 273-344.
- Festinger, L. (1957). *A theory of cognitive dissonance*. Stanford: Stanford University Press.
- Fossett, M. A., & Kiecolt, K. J. (1991). A Methodological Review of the Sex Ratio: Alternatives for Comparative Research. *Journal of Marriage and Family*, 53(4), 941-957, doi:10.2307/352999.
- Fossett, M. A., & Kiecolt, K. J. (1993). Mate availability and family structure among African Americans in US metropolitan areas. *Journal of Marriage and Family*, 55(2), 288.
- Fraboni, R., & Billari, F. C. (2001). Measure and dynamics of marriage squeezes: from baby boom to baby bust in Italy. *Population Association of America, Washington*.
- Fu, V. K., & Wolfinger, N. H. (2011). Broken Boundaries or Broken Marriages? Racial Inter-marriage and Divorce in the United States. *Social Science Quarterly*, 92(4), 1096-1117.
- Fu, X., Tora, J., & Kendall, H. (2001). Marital happiness and inter-racial marriage: A study in a multi-ethnic community in Hawaii. *Journal of Comparative Family Studies*, 47-60.
- Ganguli, I., Hausmann, R., & Viarengo, M. (2014). Marriage, education and assortative mating in Latin America. *Applied Economics Letters*, 21(12), 806-811, doi:10.1080/13504851.2013.849375.
- Glowsky, D. (2011). *Globale Partnerwahl: soziale Ungleichheit als Motor transnationaler Heiratsentscheidungen*: Springer-Verlag.
- Goldman, N., Westoff, C. F., & Hammerslough, C. (1984). Demography of the Marriage Market in the United States. *Population Index*, 50(1), 5-25, doi:10.2307/2736903.
- González-Ferrer, A. (2006). Who do immigrants marry? Partner choice among single immigrants in Germany. *European Sociological Review*, 22(2), 171-185.
- Gordon, M. M. (1964). *Assimilation in American life*: Oxford University Press.
- Granovetter, M. S. (1973). The strength of weak ties. *American journal of sociology*, 78(6), 1360-1380.
- Greenwood, J., Guner, N., Kocharkov, G., & Santos, C. (2014). Marry your like: Assortative mating and income inequality. National Bureau of Economic Research.
- Guetto, R., & Azzolini, D. (2015). An empirical study of status exchange through migrant/native marriages in Italy. *Journal of Ethnic and Migration Studies*, 41(13), 2149-2172.

- Gullickson, A., & Torche, F. (2014). Patterns of Racial and Educational Assortative Mating in Brazil. *Demography*, 51(3), 835-856, doi:10.1007/s13524-014-0300-2.
- Guttentag, M., & Secord, P. F. (1983). *Too many women? The sex ratio question*. Beverly Hills, Calif./London: Sage.
- Halpin, B., & Chan, T. W. (2003). Educational homogamy in Ireland and Britain: Trends and patterns. *The British journal of sociology*, 54(4), 473-495.
- Hamplova, D. (2009). Educational Homogamy Among Married and Unmarried Couples in Europe: Does Context Matter? *Journal of Family Issues*, 30(1), 28-52, doi:10.1177/0192513x08324576.
- Handl, J. (1988). *Berufschancen und Heiratsmuster von Frauen : empirische Untersuchungen zu Prozessen sozialer Mobilität*. Frankfurt [u.a.]: Campus-Verl.
- Häring, A. (2014). Der Zusammenhang von Partnermarktopportunitäten aus dem Freundeskreis und der Stabilität von Paarbeziehungen: Eine Analyse mit den Daten des Partnermarktsurvey. *Zeitschrift für Familienforschung*, 26(1), 94-113.
- Haug, S. (2006). Interethnische Freundschaften, interethnische Partnerschaften und soziale Integration. *Diskurs Kindheits-und Jugendforschung*, 1(1).
- Haug, S. (2010). Interethnische Kontakte, Freundschaften, Partnerschaften und Ehen von Migranten in Deutschland: Integrationsreport, T.7. In BAMF (Ed.), *Integrationsreport*. Nürnberg: BAMF.
- Haug, S. (2017). Migration und migrationsbedingte Veränderungen der Bevölkerungsstruktur in Deutschland. In T. Mayer (Ed.), *Die transformative Macht der Demografie* (pp. 257-277). Wiesbaden: Springer Fachmedien Wiesbaden.
- Hayo, B., & Pickel, G. (1997). Eine ökonomische Theorie der Partnersuche. *Zeitschrift für Familienforschung*, 9(1), 72-92.
- Heaton, T. B. (1990). Marital stability throughout the child-rearing years. *Demography*, 27(1), 55-63.
- Heider, F. (1946). Attitudes and cognitive organization. *The Journal of psychology*, 21(1), 107-112.
- Heider, F. (1977). *Psychologie der interpersonalen Beziehungen*. Stuttgart: Ernst Klett Verlag.
- Hernes, G. (1976). Structural change in social processes. *American journal of sociology*, 82(3), 513-547.
- Hill, B. P., & Kopp, J. (2013). Theoretische Perspektiven der Familiensoziologie. In B. P. Hill, & J. Kopp (Eds.), *Familiensoziologie: Grundlagen und theoretische Perspektiven* (pp. 51-120). Wiesbaden: Springer Fachmedien Wiesbaden.
- Hollingshead, A. B. (1950). Cultural Factors in the Selection of Marriage Mates. *American Sociological Review*, 15(5), 619-627, doi:10.2307/2086915.
- Homans, G. C. (1950). *The human group*. New York: Harcourt, Brace & World.
- Hou, F., & Myles, J. (2008). The Changing Role of Education in the Marriage Market: Assortative Marriage in Canada and the United States since the 1970s. *The Canadian Journal of Sociology / Cahiers canadiens de sociologie*, 33(2), 337-366.
- Hu, A., & Qian, Z. (2016). Does higher education expansion promote educational homogamy? Evidence from married couples of the post-80s generation in Shanghai, China. *Social Science Research*, doi:http://dx.doi.org/10.1016/j.ssresearch.2016.05.001.
- Jiang, Q., Li, X., Li, S., & Feldman, M. W. (2016). China's marriage squeeze: a decomposition into age and sex structure. *Social indicators research*, 127(2), 793-807.

- Jung, S., Roh, S., Yang, H., & Biocca, F. (2017). Location and modality effects in online dating: rich modality profile and location-based information cues increase social presence, while moderating the impact of uncertainty reduction strategy. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 20(9), 553-560.
- Jürgens, H. W., & Pohl, K. (1985). Sexualproportion und Heiratsmarkt. *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft*, 11(2), 165-178.
- Kalmijn, M. (1991a). Shifting Boundaries: Trends in Religious and Educational Homogamy. *American Sociological Review*, 56(6), 786-800, doi:10.2307/2096256.
- Kalmijn, M. (1991b). Status Homogamy in the United States. *American journal of sociology*, 97(2), 496-523.
- Kalmijn, M. (1994). Assortative Mating by Cultural and Economic Occupational Status. *American journal of sociology*, 100(2), 422-452.
- Kalmijn, M. (1998). Inter marriage and homogamy: Causes, patterns, trends. *Annual review of sociology*, 24, 395-421.
- Kalmijn, M. (2015). The children of inter marriage in four European countries: Implications for school achievement, social contacts, and cultural values. *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 662(1), 246-265.
- Kalmijn, M., & Flap, H. (2001). Assortative meeting and mating: Unintended consequences of organized settings for partner choices. *Social forces*, 79(4), 1289-1312.
- Kalmijn, M., & Van Tubergen, F. (2006). Ethnic inter marriage in the Netherlands: Confirmations and refutations of accepted insights. *European Journal of Population*, 22(4), 371-397.
- Kalmijn, M., & Van Tubergen, F. (2010). A comparative perspective on inter marriage: Explaining differences among national-origin groups in the United States. *Demography*, 47(2), 459-479.
- Kalter, F., & Schroedter, J. H. (2010). Transnational marriage among former labour migrants in Germany. *Zeitschrift für Familienforschung*, 22(1), 11-36.
- Karlson, K. B., Holm, A., & Breen, R. (2012). Comparing regression coefficients between same-sample nested models using logit and probit: A new method. *Sociological Methodology*, 42(1), 286-313.
- Katrňák, T., Kreidl, M., & Fónadová, L. (2006). Trends in Educational Assortative Mating in Central Europe: The Czech Republic, Slovakia, Poland, and Hungary, 1988-2000. *European Sociological Review*, 22(3), 309-322.
- Katz-Gerro, T. (1999). Cultural consumption and social stratification: leisure activities, musical tastes, and social location. *Sociological perspectives*, 42(4), 627-646.
- Klein, T. (1993). Marriage squeeze und Heiratsverhalten. Eine empirische Untersuchung zum Einfluß struktureller Faktoren auf den individuellen Lebensverlauf. In A. Diekmann, & S. Weick (Eds.), *Der Familienzyklus als sozialer Prozess. Bevölkerungssoziologische Untersuchungen mit den Methoden der Ereignisanalyse.* (pp. 234-258). Berlin: Duncker & Humblot.
- Klein, T. (1994). Marriage Squeeze und Ehe stabilität. Eine empirische Untersuchung mit den Daten des sozio-ökonomischen Panels. *Zeitschrift für Familienforschung*, 6, 177-196.
- Klein, T. (1995). Heiratsmarkt und 'Marriage Squeeze'. Analysen zur Veränderung von Heiratsgelegenheiten in der Bundesrepublik. In B. Nauck, & C. Onnen-Isemann (Eds.), *Familie im Brennpunkt von Wissenschaft und Forschung* (pp. 357-368). Neuwied: Luchterhand.

- Klein, T. (1996). Der Altersunterschied zwischen Ehepartnern. *Zeitschrift für Soziologie*, 25(5), 346-370.
- Klein, T. (2000a). Binationale Partnerwahl—Theoretische und empirische Analysen zur familialen Integration von Ausländern in die Bundesrepublik. In *Familien ausländischer Herkunft in Deutschland* (pp. 303-346): Springer.
- Klein, T. (2000b). Partnerwahl zwischen sozialstrukturellen Vorgaben und individueller Entscheidungsautonomie. *Zeitschrift für Soziologie der Erziehung und Sozialisation*, 20(3), 229-243.
- Klein, T. (2001). Intermarriages between Germans and foreigners in Germany. *Journal of Comparative Family Studies*, 32(3), 325-346.
- Klein, T. (2003). Die Geburt von Kindern in paarbezogener Perspektive. *Zeitschrift für Soziologie*, 32(6), 506-527.
- Klein, T. (2015). Partnerwahl. In B. P. Hill, & J. Kopp (Eds.), *Handbuch Familiensoziologie* (pp. 321-343). Wiesbaden: Springer Fachmedien Wiesbaden.
- Klein, T. (2016). *Sozialstrukturanalyse : eine Einführung*. Weinheim, Basel: Beltz Juventa.
- Klein, T., & Rapp, I. (2014). Die altersbezogene Partnerwahl im Lebenslauf und ihr Einfluss auf die Beziehungsstabilität. In *Familie im Fokus der Wissenschaft* (pp. 203-223): Springer.
- Klein, T., & Rüffer, W. (1999). Bildungshomogamie im internationalen Vergleich: empirische Untersuchungen für die USA, Österreich, Ungarn und Deutschland. *Zeitschrift für Familienforschung*, 11(2), 28-58.
- Klein, T., & Stauder, J. (2008). Partnermärkte in Deutschland im Spiegel eines neuen Erhebungsinstruments. In J. Huinink, & M. Feldhaus (Eds.), *Neuere Entwicklungen in der Beziehungs- und Familienforschung. Vorstudien zum Beziehungs- und Familienentwicklungspanel (pairfam)* (pp. 77-114). Würzburg: Ergon.
- Kleinert, C. (2000). Einstellungen gegenüber Migranten. In M. Gille, & W. Krüger (Eds.), *Unzufriedene Demokraten* (pp. 355-397). Opladen: Leske+Budrich.
- Kommunale Statistikstelle Mannheim (2019). Einwohner mit Migrationshintergrund <https://www.mannheim.de/de/stadt-gestalten/daten-und-fakten/bevoelkerung/einwohner-mit-migrationshintergrund>. Accessed 01.04.2019.
- Konsortium Bildungsberichterstattung (2006). Bildung in Deutschland. *Ein indikatorengestützter Bericht mit einer Analyse zu Bildung und Migration*. Bielefeld: Bertelsmann.
- Krenz, A. (2008). Theorie und Empirie über den Wirkungszusammenhang zwischen sozialer Herkunft, kulturellem und sozialem Kapital, Bildung und Einkommen in der Bundesrepublik Deutschland. SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research.
- Kröhnert, S., Medicus, F., & Klingholz, R. (2006). *Die demografische Lage der Nation*. München: Dt. Taschenbuch Verlag.
- Krzyżanowska, M., & Mascie-Taylor, C. N. (2014). Educational and social class assortative mating in fertile British couples. *Annals of human biology*, 41(6), 561-567.
- Lautmann, F. (1973). Soziologische Aspekte der Mischehen. Ablehnung von Gruppen oder wechselseitiger kompensatorischer Austausch. *Institut für Ehe und Familien-Wissenschaft (Hg.). Zentralblatt für Ehe- und Familienkunde. Zürich*, 10, 106-114.
- Lengerer, A. (2001). Wo die Liebe hinfällt—ein Beitrag zur ‚Geographie‘ der Partnerwahl. In *Partnerwahl und Heiratsmuster* (pp. 133-162): Springer.

- Lewis, S. K., & Oppenheimer, V. K. (2000). Educational assortative mating across marriage markets: Nonhispanic whites in the United States. *Demography*, 37(1), 29-40.
- Lichter, D. T., Anderson, R. N., & Hayward, M. D. (1995). Marriage markets and marital choice. *Journal of Family Issues*, 16(4), 412-431.
- Lichter, D. T., LeClere, F. B., & McLaughlin, D. K. (1991). Local Marriage Markets and the Marital Behavior of Black and White Women. *American journal of sociology*, 96(4), 843-867.
- Lichter, D. T., McLaughlin, D. K., Kephart, G., & Landry, D. J. (1992). Race and the Retreat From Marriage: A Shortage of Marriageable Men? *American Sociological Review*, 57(6), 781-799, doi:10.2307/2096123.
- Lichter, D. T., Qian, Z., & Tumin, D. (2015). Whom Do Immigrants Marry? Emerging Patterns of Inter-marriage and Integration in the United States. *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 662(1), 57-78, doi:10.1177/0002716215594614.
- Lillard, L. A., & Waite, L. J. (1993). A joint model of marital childbearing and marital disruption. *Demography*, 30(4), 653-681.
- Lin, K.-H., & Lundquist, J. (2013). Mate selection in cyberspace: The intersection of race, gender, and education. *American journal of sociology*, 119(1), 183-215.
- Lindenberg, S., & Wippler, R. (1978). Theorienvergleich: Elemente der Rekonstruktion. *Theorienvergleich in den Sozialwissenschaften*, 219-231.
- Lippman, S. A., & McCall, J. (1976). The economics of job search: A survey. *Economic inquiry*, 14(2), 155-189.
- Livingston, G., & Brown, A. (2017). Inter-marriage in the US 50 years after Loving v. Virginia. *Pew Research Center Report*.
- Lloyd, K. M., & South, S. J. (1996). Contextual Influences on Young Men's Transition to First Marriage. *Social forces*, 74(3), 1097-1119, doi:10.2307/2580394.
- Mäenpää, E., & Jalovaara, M. (2015). Achievement replacing ascription? Changes in homogamy in education and social class origins in Finland. *Advances in Life Course Research*, 26, 76-88, doi:http://dx.doi.org/10.1016/j.alcr.2015.09.001.
- Manning, W. D. (2004). Children and the stability of cohabiting couples. *Journal of Marriage and Family*, 66(3), 674-689.
- Mare, R. D. (1991). Five Decades of Educational Assortative Mating. *American Sociological Review*, 56(1), 15-32, doi:10.2307/2095670.
- Marsden, P. V. (1990). Network diversity, substructures, and opportunities for contact. In C. Calhoun, M. W. Meyer, & R. W. Scott (Eds.), *Structures of power and constraint: Papers in honor of Peter Blau* (pp. 397-410). Cambridge: Cambridge University Press.
- Martin, F. O. (2001). Marriage Squeeze in Deutschland. Aktuelle Befunde auf Grundlage der amtlichen Statistik. In T. Klein (Ed.), *Partnerwahl und Heiratsmuster. Sozialstrukturelle Voraussetzungen der Liebe*. (pp. 287-313). Opladen: Leske + Budrich.
- Maslow, A. H. (1943). A theory of human motivation. *Psychological review*, 50(4), 370-396.
- McClelland, D. C. (1961). *The achieving society*. New York, London: Van Nostrand Co.
- McPherson, M., & Smith-Lovin, L. (1986). Sex segregation in voluntary associations. *American Sociological Review*, 61-79.
- McPherson, M., Smith-Lovin, L., & Cook, J. M. (2001). Birds of a feather: Homophily in social networks. *Annual review of sociology*, 27, 415-444.

- Mediendienst Integration (2017). Abgeordnete mit Migrationshintergrund. <https://mediendienst-integration.de/artikel/wie-viele-abgeordnete-haben-einen-migrationshintergrund-bundestag.html>. Accessed 30.05.2018 2018.
- Meng, X., & Gregory, R. G. (2005). Inter-marriage and the economic assimilation of immigrants. *Journal of Labor Economics*, 23(1), 135-174.
- Mielck, A. (2012). *Soziale Ungleichheit und Gesundheit. Empirische Belege für die zentrale Rolle der schulischen und beruflichen Bildung*.
- Milewski, N., & Kulu, H. (2014). Mixed marriages in Germany: A high risk of divorce for immigrant-native couples. *European Journal of Population*, 30(1), 89-113.
- Mollenhorst, G., Völker, B., & Flap, H. (2008). Social contexts and personal relationships: The effect of meeting opportunities on similarity for relationships of different strength. *Social Networks*, 30(1), 60-68.
- Monaghan, D. (2015). Income inequality and educational assortative mating: Evidence from the Luxembourg Income Study. *Social Science Research*, 52, 253-269, doi:<http://dx.doi.org/10.1016/j.ssresearch.2015.02.001>.
- Mood, C. (2010). Logistic Regression: Why We Cannot Do What We Think We Can Do, and What We Can Do About It. *European Sociological Review*, 26(1), 67-82, doi:10.1093/esr/jcp006.
- Moulton, B. R. (1990). An illustration of a pitfall in estimating the effects of aggregate variables on micro units. *The review of Economics and Statistics*, 334-338.
- Muhsam, H. V. (1974). The marriage squeeze. *Demography*, 11(2), 291-299.
- Müssig, S., & Worbs, S. (2012). Politische Einstellungen und politische Partizipation von Migranten in Deutschland. In B. f. M. u. Flüchtlinge (Ed.), *Working Paper 46: Bundesamt für Migration und Flüchtlinge*.
- Nauck, B. (2004). Familienbeziehungen und Sozialintegration von Migranten. *IMIS-Beiträge*, 23, 83-104.
- Nauck, B., & Lotter, V. (2014). Bildungsspezifisches Sozialkapital in einheimischen, türkischen und vietnamesischen Familien in Deutschland. In *Familie im Fokus der Wissenschaft* (pp. 225-253): Springer.
- Newcomb, T. M. (1968). Interpersonal Balance. In R. P. Abelson, E. E. Aronson, W. J. McGuire, T. M. Newcomb, M. J. Rosenberg, & P. H. Tannenbaum (Eds.), *Theories of Cognitive Consistency: A Sourcebook* (pp. 28-51). Chicago: Rand McNally & Company.
- Nottmeyer, O. (2009). Wedding bells are ringing: Increasing rates of intermarriage in Germany. *Migration Information Source*, 1-13.
- Nottmeyer, O. (2010). Inter-ethnische Partnerschaften: Was sie auszeichnet – und was sie über erfolgreiche Integration aussagen. *Wochenbericht des DIW Berlin*, 11, 12-20.
- Oppenheimer, V. K. (1988). A Theory of Marriage Timing. *American journal of sociology*, 94(3), 563-591.
- Oropesa, R. S., Lichter, D. T., & Anderson, R. N. (1994). Marriage Markets and the Paradox of Mexican American Nuptiality. *Journal of Marriage and Family*, 56(4), 889-907, doi:10.2307/353601.
- Otte, G. (2009). Lebensstil und Musikgeschmack. In G. Gensch, E. M. Stöckler, & P. Tschmuck (Eds.), *Musikrezeption, Musikdistribution und Musikproduktion: Der Wandel des Wertschöpfungsnetzwerks in der Musikwirtschaft* (pp. 25-56). Wiesbaden: Gabler.
- Phelps, E. S. (1970). Microeconomic foundations of employment and inflation theory.

- Pollard, J. H., & Höhn, C. (1993). The Interaction between the Sexes. *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft*, 19, 203-228.
- Popielarz, P. A. (1999). Voluntary association: A multilevel analysis of gender segregation in voluntary organizations. *Gender & Society*, 13(2), 234-250.
- Precker, J. A. (1952). Similarity of valuing as a factor in selection of peers and near-authority figures. *The Journal of Abnormal and Social Psychology*, 47, 406.
- Qian, Z. (1997). Breaking the racial barriers: Variations in interracial marriage between 1980 and 1990. *Demography*, 34(2), 263-276.
- Qian, Z., & Lichter, D. T. (2007). Social boundaries and marital assimilation: Interpreting trends in racial and ethnic intermarriage. *American Sociological Review*, 72(1), 68-94.
- Qian, Z., Lichter, D. T., & Tumin, D. (2018). Divergent Pathways to Assimilation? Local Marriage Markets and Intermarriage Among U.S. Hispanics. *Journal of Marriage and Family*, 80(1), 271-288, doi:10.1111/jomf.12423.
- Qian, Z., & Preston, S. H. (1993). Changes in American Marriage, 1972 to 1987: Availability and Forces of Attraction by Age and Education. *American Sociological Review*, 58(4), 482-495, doi:10.2307/2096072.
- Raley, R. K. (1996). A shortage of marriageable men? A note on the role of cohabitation in black-white differences in marriage rates. *American Sociological Review*, 973-983.
- Rapp, I. (2018). Partnership Formation in Young and Older Age. *Journal of Family Issues*, 39(13), 3363-3390.
- Rapp, I., Klein, T., Fronk, S., & Stauder, J. (2015). Partner market opportunities and relationship stability. *Comparative Population Studies*, 40(3).
- Rockwell, R. C. (1976). Historical Trends and Variations in Educational Homogamy. *Journal of Marriage and Family*, 38(1), 83-95, doi:10.2307/350552.
- Rosenfeld, M. J. (2008). Racial, Educational and Religious Endogamy in the United States: A Comparative Historical Perspective. *Social forces*, 87(1), 1-31.
- Rubin, Z. (1974). From liking to loving: Patterns of attraction in dating relationships. In T. L. Huston (Ed.), *Foundations of interpersonal attraction* (pp. 383-402). New York, London: Academic Press.
- Schoen, R. (1983). Measuring the tightness of a marriage squeeze. *Demography*, 20(1), 61-78.
- Schoen, R., & Weinick, R. M. (1993). Partner Choice in Marriages and Cohabitations. *Journal of Marriage and Family*, 55(2), 408-414, doi:10.2307/352811.
- Schroedter, J. H. (2006). Binationale Ehen in Deutschland. *Wirtschaft und Statistik*, 4, 419-431.
- Schwartz, C. R., & Mare, R. D. (2005). Trends in educational assortative marriage from 1940 to 2003. *Demography*, 42(4), 621-646.
- Schwartz, C. R., & Mare, R. D. (2012). The Proximate Determinants of Educational Homogamy: The Effects of First Marriage, Marital Dissolution, Remarriage, and Educational Upgrading. *Demography*, 49(2), 629-650.
- Seebaß, K., & Siegert, M. (2011). Migranten am Arbeitsplatz in Deutschland. In R.-G. d. Migration (Ed.). Nürnberg: Bundesamt für Migration und Flüchtlinge.
- Selent, P. (2014). Der Partnermarkt von Menschen mit Migrationshintergrund in Deutschland. In A. Häring, T. Klein, J. Stauder, & K. Stoye (Eds.), *Der Partnermarkt und die Gelegenheiten des Kennenlernens. Der Partnermarktsurvey* (pp. 69-89). Wiesbaden: Springer VS.

- Shafer, K., & Qian, Z. (2010). Marriage timing and educational assortative mating. *Journal of Comparative Family Studies*, 661-691.
- Skopek, J. (2011). *Partnerwahl im Internet: Eine quantitative Analyse von Strukturen und Prozessen der Online-Partnersuche*: Springer.
- Skopek, J., Schulz, F., & Blossfeld, H.-P. (2010). Who contacts whom? Educational homophily in online mate selection. *European Sociological Review*, 1-16.
- Smits, J. (2003). Social closure among the higher educated: trends in educational homogamy in 55 countries. *Social Science Research*, 32(2), 251-277, doi:http://dx.doi.org/10.1016/S0049-089X(02)00049-2.
- Smits, J., & Park, H. (2009). Five decades of educational assortative mating in 10 East Asian societies. *Social forces*, 88(1), 227-255.
- Smits, J., Ultee, W., & Lammers, J. (1998). Educational homogamy in 65 countries: An explanation of differences in openness using country-level explanatory variables. *American Sociological Review*, 264-285.
- South, S. J. (1995). Do you need to shop around? Age at marriage, spousal alternatives, and marital dissolution. *Journal of Family Issues*, 16(4), 432-449.
- South, S. J., & Lloyd, K. M. (1992). Marriage opportunities and family formation: Further implications of imbalanced sex ratios. *Journal of Marriage and the Family*, 54(2), 440-451.
- South, S. J., & Lloyd, K. M. (1995). Spousal Alternatives and Marital Dissolution. *American Sociological Review*(60), 21-35.
- South, S. J., Trent, K., & Shen, Y. (2001). Changing partners: Toward a macrostructural-opportunity theory of marital dissolution. *Journal of Marriage and Family*, 63(3), 743-754.
- Spitzenpfeil, M., & Andreß, H.-J. (2014). Is rising income inequality a result of an increase of homogamous partnerships? [journal article]. *KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 66(4), 575-601, doi:10.1007/s11577-014-0290-5.
- Sprecher, S., Sullivan, Q., & Hatfield, E. (1994). Mate selection preferences: gender differences examined in a national sample. *Journal of personality and social psychology*, 66(6), 1074.
- Statistisches Bundesamt (2016). *Bevölkerungsfortschreibung auf Grundlage des Zensus 2011*. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt.
- Statistisches Bundesamt (2017a). *Bevölkerung mit Migrationshintergrund - Ergebnisse des Mikrozensus 2016*. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt.
- Statistisches Bundesamt (2017b). *Haushalte und Familien - Ergebnisse des Mikrozensus 2016*. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt.
- Statistisches Bundesamt (2018). *Bildungsstand der Bevölkerung - Ergebnisse des Mikrozensus 2017*. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt.
- Stauder, J. (2002). *Eheliche Arbeitsteilung und Ehestabilität: Eine Untersuchung mit den Daten der Mannheimer Scheidungsstudie 1996 unter Verwendung ereignisanalytischer Verfahren*. Würzburg: Ergon-Verlag.
- Stauder, J. (2006). Die Verfügbarkeit partnerschaftlich gebundener Akteure für den Partnermarkt. *KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 58(4), 617-637.
- Stauder, J. (2008). Opportunitäten und Restriktionen des Kennenlernens. *KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 60(2), 266-286.

- Stauder, J. (2011). Regionale Ungleichheit auf dem Partnermarkt? Die makrostrukturellen Rahmenbedingungen der Partnerwahl in regionaler Perspektive. *Soziale Welt*, 62(1), 45-73.
- Stauder, J. (2014a). Friendship networks and the social structure of opportunities for contact and interaction. *Social Science Research*, 48, 234-250, doi:http://dx.doi.org/10.1016/j.ssresearch.2014.06.004.
- Stauder, J. (2014b). The Social Structure of Opportunities for Contact and Interaction and Strategies for Analysing Friendship Networks. In A. Häring, T. Klein, J. Stauder, & K. Stoye (Eds.), *Der Partnermarkt und die Gelegenheiten des Kennenlernens: Der Partnermarktsurvey* (pp. 221-241). Wiesbaden: Springer Fachmedien Wiesbaden.
- Stauder, J. (2015). Durchdringende Sozialstruktur? Der Einfluss makrostruktureller Rahmenbedingungen auf den Partnermarkt. *KzfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 67(3), 401-432.
- Stauder, J. (2018). (Why) have women left East Germany more frequently than men? *Heidelberger Jahrbücher Online*, 3, 73-97.
- Stauder, J., & Kossow, T. (2014). Freundschaftsnetzwerke und sozialer Kontext. In A. Häring, T. Klein, J. Stauder, & K. Stoye (Eds.), *Der Partnermarkt und die Gelegenheiten des Kennenlernens: Der Partnermarktsurvey* (pp. 243-284). Wiesbaden: Springer Fachmedien Wiesbaden.
- Stephan, W. G., & Stephan, C. W. (1991). Inter-marriage: Effects on personality, adjustment, and intergroup relations in two samples of students. *Journal of Marriage and the Family*, 241-250.
- Stier, H., & Shavit, Y. (1994). Age at marriage, sex-ratios, and ethnic heterogamy. *European Sociological Review*, 10(1), 79-87.
- Stigler, G. J. (1961). The economics of information. *Journal of Political Economy*, 69(3), 213-225.
- Stigler, G. J. (1962). Information in the labor market. *Journal of Political Economy*, 70(5, Part 2), 94-105.
- Straßburger, G. (2003). *Heiratsverhalten und Partnerwahl im Einwanderungskontext. Eheschließung der zweiten Migrantengeneration türkischer Herkunft. Familie und Gesellschaft* (Familie und Gesellschaft, Vol. 10). Würzburg: Ergon-Verlag.
- Tigges, L. M., Browne, I., & Green, G. P. (1998). Social isolation of the urban poor: Race, class, and neighborhood effects on social resources. *Sociological Quarterly*, 39(1), 53-77.
- Timm, A. (2004). *Partnerwahl- und Heiratsmuster in modernen Gesellschaften : der Einfluss des Bildungssystems* (1. Aufl. ed., Sozialwissenschaft). Wiesbaden: Deutscher Univ.-Verl.
- Torche, F. (2010). Educational assortative mating and economic inequality: A comparative analysis of three Latin American countries. *Demography*, 47(2), 481-502.
- Torche, F., & Rich, P. (2017). Declining racial stratification in marriage choices? Trends in black/white status exchange in the United States, 1980 to 2010. *Sociology of Race and Ethnicity*, 3(1), 31-49.
- Trent, K., & South, S. J. (2011). Too many men? Sex ratios and women's partnering behavior in China. *Social forces*, 90(1), 247-267, doi:10.1093/sf/90.1.247.
- Trilla, C. C., Esteve, A., & Domingo, A. (2008). Marriage Patterns of the Foreign-Born Population in a New Country of Immigration: The Case of Spain. *The International Migration Review*, 42(4), 877-902.

- Tzeng, M.-S. (1992). The Effects of Socioeconomic Heterogamy and Changes on Marital Dissolution for First Marriages. *Journal of Marriage and Family*, 54(3), 609-619, doi:10.2307/353246.
- van Bavel, J. (2012). The reversal of gender inequality in education, union formation and fertility in Europe. *Vienna Yearbook of Population Research 2012*, 2012, 127-154.
- van Bavel, J., Schwartz, C. R., & Esteve, A. (2018). The Reversal of the Gender Gap in Education and Its Consequences for Family Life. *Annual review of sociology*, 44(1), 341-360, doi:10.1146/annurev-soc-073117-041215.
- Veevers, J. E. (1988). The "real" marriage squeeze: Mate selection, mortality, and the mating gradient. *Sociological perspectives*, 31(2), 169-189.
- Verbakel, E., & Monden, C. (2018). Higher well-being with similar partner? Testing the similarity hypothesis for socio-demographic characteristics.
- Wagner, U., & Zick, A. (1995). The relation of formal education to ethnic prejudice: Its reliability, validity and explanation. *European Journal of Social Psychology*, 25(1), 41-56.
- Wang, H., Kao, G., & Joyner, K. (2006). Stability of interracial and intraracial romantic relationships among adolescents. *Social Science Research*, 35(2), 435-453.
- Weber, M. (1972). *Wirtschaft und Gesellschaft. Grundriß der verstehenden Soziologie. Fünfte, revidierte Auflage*. Tübingen: Mohr Siebeck.
- Weiss, Y., & Willis, R. J. (1997). Match quality, new information, and marital dissolution. *Journal of Labor Economics*, 15(1, Part 2), S293-S329.
- White, L. K., Booth, A., & Edwards, J. N. (1986). Children and marital happiness: Why the negative correlation? *Journal of Family Issues*, 7(2), 131-147.
- Wippler, R., & Lindenberg, S. (1987). Collective phenomena and rational choice. In J. C. Alexander (Ed.), *The micro-macro link* (pp. 135-152). Berkeley, Los Angeles, London: Univ of California Press.
- Wirth, H. (1996). Wer heiratet wen? Die Entwicklung der bildungsspezifischen Heiratsmuster in Westdeutschland. *Zeitschrift für Soziologie*, 25(5), 371-394.
- Wu, Z. (1995). The stability of cohabitation relationships: The role of children. *Journal of Marriage and the Family*, 231-236.
- Wu, Z., Schimmele, C. M., & Hou, F. (2015). Group differences in intermarriage with Whites between Asians, Blacks, and Hispanics: The effects of assimilation and structural constraints. *Journal of Social Issues*, 71(4), 733-754.
- Zhou, M. (2016). Educational Assortative Mating in Hong Kong: 1981–2011. *Chinese Sociological Review*, 48(1), 33-63.