

Bildung und Partnerwahl

Frenzel, Hansjörg

Veröffentlichungsversion / Published Version

Zeitschriftenartikel / journal article

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

GESIS - Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Frenzel, H. (1995). Bildung und Partnerwahl. *ZUMA Nachrichten*, 19(36), 61-88. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-208978>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer CC BY-NC-ND Lizenz (Namensnennung-Nicht-kommerziell-Keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Nähere Auskünfte zu den CC-Lizenzen finden Sie hier:

<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/deed.de>

Terms of use:

This document is made available under a CC BY-NC-ND Licence (Attribution-Non Commercial-NoDerivatives). For more information see:

<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0>

BILDUNG UND PARTNERWAHL*

Hansjörg Frenzel

Mit der Zunahme nichtehelicher Lebensgemeinschaften als „neue“ Form der Partnerschaft wächst die Vermutung, daß die alleinige Untersuchung der ehelichen Partnerwahl als Indikator für sozialstrukturelle Veränderungen nicht mehr ausreicht. Der Artikel geht deshalb der Frage nach, inwieweit sich - hinsichtlich des Bildungsniveaus der Partner - die Wahl von Lebensgefährten für nichteheliche Lebensgemeinschaften von der Wahl von Ehepartnern unterscheidet. Die Untersuchung zeigt nahezu identische Muster der ehelichen und nichtehelichen Partnerwahlen. Daher kann die eheliche Partnerwahl als Indikator abgelöst werden durch Partnerwahlen insgesamt, ohne daß die Möglichkeit des Vergleiches mit früheren Untersuchungen hinfällig würde.

The decline of cohabitation as a „new“ form of partnership feeds the fear that exclusively investigation of the choice of spouses is not an adequate indicator for sociostructural change anymore. The essay tries to answer the question whether there is any distinction between the choice of spouses and the choice of partners for cohabitation. The distinction is analysed in respect to education as a relevant attribute of a person in society. It is found that investigations of the choice of partners - spouses and lovers - can be set in relation to older investigations of assortative mating without too many problems.

1. Theoretischer Hintergrund und Hypothesen

Die Analyse von Interaktionsmustern, wie z.B. Heirat oder Freundschaft, hat einen festen Platz in der Untersuchung der Sozialstruktur von Gesellschaften. Ihre Bedeutung wird zumeist mit Verweis auf Max Weber (1980: 179) begründet, der - neben der Sicherung des Zugangs zu privilegierten Berufspositionen einer Gesellschaft - in Konubium und Kommensalitas zentrale Aspekte der Identifizierung ständischer Lagen sah. Eine Reihe von empirischen Arbeiten hat seit den siebziger Jahren Heiratsmuster (Mayer 1977; Ziegler 1985; Teckenberg 1991) oder die Struktur der Freundschaftswahlen (Pappi 1973; Clar 1986) zur Abbildung der Schichtung der Bundesrepublikanischen Gesellschaft genutzt. Angesichts der Zunahme von Nichtehelichen Lebensgemeinschaften wird vermehrt die Annahme geäußert, daß Heiratsprozesse in diesem Zusammenhang ihre Aussagekraft

einbüßen könnten. In diesem Artikel wird deshalb der Frage nach Unterschieden in der Wahl von Ehe- und Lebenspartnern nachgegangen, um Hinweise darauf zu erhalten, ob Partnerwahlen „...als Indikatoren für Nähe und Distanz zwischen gesellschaftlichen Gruppen, für soziale Akzeptanz oder Schließungsprozesse...“ (Handl/Herrmann 1994: 109) dienen können, die mit den Ergebnissen älterer Arbeiten zu diesem Thema ohne größere Probleme vergleichbar sind.

Sozialstruktur wird in den genannten Arbeiten zumeist als differentielle Assoziation aufgefaßt, d.h. als Netzwerk von Interaktionsbeziehungen zwischen Positionsinhabern. Dies geschieht in Anlehnung an Laumann (1973), der davon ausgeht, daß sich Menschen in der Wahl von Freunden an Ähnlichkeiten im Status, in den Einstellungen, Glaubensvorstellungen und dem Verhalten ihrer Gegenüber orientieren. Aus der Wahrscheinlichkeit, mit der Freundschaften zwischen Inhabern sozialer Positionen bestehen, schließt er deshalb auf ihre Ähnlichkeit im Status (Laumann 1973: 5f.). Weil er die Gesellschaft als Gefüge von Positionen versteht, kann Laumann mittels eines Merkmals, das die Positionen der Gesellschaft in eine Rangfolge bringt, über die Stärke von Interaktionsbeziehungen die Schichtung der Gesellschaft vermessen. Pappi (1976) identifizierte als relevantes Merkmal in diesem Zusammenhang das Berufsprestige von Personen, und Schichten werden dann „...als abgrenzbare, hierarchisch geordnete Bevölkerungsgruppe mit eindeutiger Mitgliedschaft (definiert, H.F.), ... wenn sie auf der differentiellen Assoziation von Kategorien von Positionsträgern beruhen und damit in Zusammenhang mit der Positionsdifferenzierung in einer Gesellschaft gebracht werden können.“ (Pappi 1976: 229).

Berufsprestige (Pappi 1973, Clar 1986) oder die Berufsposition (Mayer 1977) als Annäherung an Laumanns Konzept des Status sind nicht die einzigen Indikatoren, die zur Untersuchung von Interaktionsmustern verwendet wurden. Vor allem in internationalen Untersuchungen (Sixma/Ultee 1984; Ultee/Luijckx 1990; Kalmijn 1991; Mare 1991), aber auch in der Studie von Ziegler (1985) über die Heiratswahlen in Deutschland, wurde die schulische (und berufliche) Bildung der Partner als Indikator des sozialstrukturellen Einflusses herangezogen. Für die Wahl dieses Indikators im Hinblick auf Heiratswahlen gibt es vor allem zwei Gründe: Zum einen erfüllt das Bildungssystem seine Selektionsfunktion für das Beschäftigungssystem, indem den Absolventen je nach ihrem „Erfolg“ entsprechende Bildungsabschlüsse zuerkannt werden. Durch diese Bildungsabschlüsse ist in der Bundesrepublik dann in einem hohen Maße mitbestimmt, welche gesellschaftlichen Positionen offenstehen (Müller 1975; Lange 1986). Zum anderen spricht - vor allem gegenüber dem Berufsprestige oder dem Erwerbseinkommen - für die Ausbildung als Indikator, daß auch ein Großteil der Frauen zumindest über eine schulische Ausbildung verfügt¹⁾.

Der Ansatz von Haller (1982: 311 f.) zur Erklärung sozialstruktureller Einflüsse auf die eheliche Partnerwahl soll den theoretischen Bezugsrahmen für die folgenden Analysen liefern.

Haller hat den Begriff der differentiellen Assoziation inhaltlich ausgekleidet. Er faßt soziale Beziehungen als Karriere auf, was bedeutet, daß sie in zunehmendem Maße zentrale Aspekte der Identität der in Beziehung stehenden Personen, ihrer Zeit und ihrer Ressourcen in Anspruch nehmen. Darüber hinaus knüpfen die Akteure bei Aufnahme sozialer Beziehungen an in früheren Lebensphasen entwickelten Selbstbildern an. Der Eltern-Kindbeziehung und der Ehebeziehung kommen zentrale Bedeutung im Prozeß der Schichtenbildung hinzu, weil in der Eltern-Kindbeziehung zentrale Werte und Erwartungen vermittelt werden, die für die spätere Partnerwahl und die Stabilität der Partnerschaften relevant sind. Ehebeziehungen beginnen deshalb auch schon lange vor der Partnerwahl durch Sozialisation und das Erleben der Partnerschaft der Eltern. Sie verlaufen - abstrahiert - in drei Etappen: Nach der Phase der Begründung und Heranbildung in der kindlichen und jugendlichen Sozialisation folgen die Mechanismen der Partnerwahl, und in der Ehe schließt ein Prozeß der Anpassung an den Partner an. In jeder dieser Etappen wirken „sozialstrukturelle Wirkkräfte“ auf die Formung der Identitäten der Personen ein. Vier Aspekte sozialstruktureller Einflußnahme sind dabei von Bedeutung:

- Die Erfahrungen aus dem Eheleben der Eltern sowie Erfahrungen und vermitteltes Wissen in Schule und früher Berufskarriere beeinflussen die Erwartungen von Jugendlichen und jungen Erwachsenen an die Ehe und ihren zukünftigen Partner. Diese Einflüsse variieren schichtspezifisch.
- Die Ausstattung von Personen mit für die Heirat wichtigen Ressourcen wie Ausbildung, Qualifikation und berufliche Tätigkeit, bzw. Aussehen und Gesundheit variieren ebenfalls schichtspezifisch.
- Die Herausbildung von Erwartungen und Ansprüchen bezüglich des zukünftigen Partners steht in Wechselwirkung mit anderen Erfahrungen und Wendepunkten des Lebens. Hier wären unterschiedliche Bildungswege, Berufserfahrung oder unterschiedliche Berufstätigkeit zu nennen. Diese Einflüsse variieren ebenfalls schichtspezifisch.
- Der Einfluß der öffentlichen Meinung von der Ehe als Versorgungsinstitut, die den Status der Familie mit dem des Mannes verbindet, bewirkt Hypergamie von Frauen.

Nur solche Menschen verlieben sich ineinander und heiraten auch, die Identitäten entwickelt haben, die mit ähnlichen Werthaltungen, Präferenzen und Lebensstilen verbunden sind. Dies führt zu charakteristischen Strukturen der Partnerwahl: Bevorzugt werden Partner der eigenen sozialen Schicht gewählt. Da solche Partnerschaften auch am dauerhaftesten sind, weisen Heiratstafeln, die Ehepaare differenziert nach sozialstrukturell relevanten Merkmalen ihrer Partner aufweisen, deutliche Muster der Homogamie bezüglich dieser Merkmale auf. Die Chance, heterogame Partnerschaften aufzuspüren, sinkt mit der Distanz zwischen den sozialen Schichten. Heterogame Ehen zeichnen sich bevorzugt dadurch aus, daß Frauen die niedrigeren Bildungsabschlüsse, Berufspositionen oder das niedrigere Einkommen haben. Sozial strukturell relevante Merkmale wie Ausbildung, Berufsposition oder Einkommen haben für Haller einen doppelten Charakter in der Ana-

lyse von Heiratsmustern: Zum einen sind sie im Stadium des Kennenlernens Selektionskriterien, um die Gruppe möglicher Partner einzuzugrenzen. In diesem Zusammenhang bildet beispielsweise die Verteilung der möglichen Partner auf die Kategorien schulischer und beruflicher Bildung die Gelegenheitsstruktur der Partnerwahl. In Heiratstafeln wird hier näherungsweise die Randverteilung der Kreuztabelle als Gelegenheitsstruktur aufgefaßt, ein Vorgehen, das natürlich nicht berücksichtigt, daß der Anteil Lediger mit Merkmalen wie der Schulbildung variiert (Galler 1979). Zum anderen sind sozialstrukturell relevante Merkmale für die Untersuchung von Eheschließungen Indikatoren für schichtspezifisch geprägte soziokulturelle Persönlichkeiten, und deshalb erlauben solche Indikatoren ähnlich wie bei Laumann (1973) in der Analyse der Partnerwahl Aussagen über die Sozialstruktur von Gesellschaften. Die schulische und berufliche Bildung ist eine der zentralen Merkmale in der Analyse der Partnerwahlen. Zum einen formt die schulische Ausbildung die Identität der Jugendlichen mit, und bestimmt damit mit, welcher Partner als attraktiv angesehen wird. Zum anderen ist deren Ausbildung eine Ressource bei der Partnerwahl. Die Differenzierung des Bildungssystems grenzt darüber hinaus auch räumlich die Auswahl möglicher Partner ein, da im dreigliedrigen Schulsystem der Bundesrepublik die Schüler je nach Schulart räumlich getrennt sind.

Welche Hypothese kann aus diesem theoretischen Ansatz nun für die Wahl der Partner in nichtehelichen Lebensgemeinschaften abgeleitet werden? Folgen wir dem Ansatz von Haller, dann hängt die Entscheidung - mit welchem Partner Menschen zusammenleben wollen - von ihren vorgängigen Erfahrungen und von ihren Idealen und Erwartungen an den zukünftigen Partner ab. Da diese schichtspezifisch variieren, und da nur solche Partner zueinander finden, die über ähnliche Werthaltungen und Präferenzen verfügen, muß für nichteheliche Lebensgemeinschaften eine vergleichbare Strukturierung der Interaktionsmuster erwartet werden wie für Ehen. Übertragen auf die schulische und berufliche Ausbildung der Partner wären also ähnliche Muster der Partnerwahl zu erwarten wie bei Ehepaaren. Um feststellen zu können, ob die Interaktionsmuster in Ehen und nichtehelichen Lebensgemeinschaften identisch sind, darf jedoch nicht allein auf prozentuale Anteile in Heiratstafeln - analog zu den Ab- und Zustromprozenten in Mobilitätstabellen - zurückgegriffen werden. Dies wäre nur zulässig, wenn kein Zusammenhang zwischen der Höhe des Ausbildungsabschlusses und der Bereitschaft bestünde, die Gründung einer nichtehelichen Lebensgemeinschaft der Eheschließung vorzuziehen. Ist dies nicht der Fall, dann unterscheiden sich die Randverteilungen der Heiratstafel und der entsprechenden Kreuztabelle für nichteheliche Lebensgemeinschaften. In diesem Falle muß auf Kennwerte zurückgegriffen werden, die die unterschiedlichen Randverteilungen der Tabellen berücksichtigen. Erst wenn diese sich zwischen Ehen und nichtehelichen Lebensgemeinschaften signifikant unterscheiden, kann man davon ausgehen, daß der Wahl von Lebenspartnern andere Selektionsmechanismen zugrunde liegen als der Wahl von Ehepartnern.

2. Daten und Operationalisierungen

Für die Analysen wurde der ZUMA-File des Mikrozensus 1989 benutzt. Der Mikrozensus ist eine repräsentative 1-Prozent-Stichprobe der bundesrepublikanischen Bevölkerung, die jährlich von den Statistischen Ämtern durchgeführt wird. Er soll die laufende Beobachtung des Arbeitsmarktes und die aktuelle Kenntnis von sozioökonomischen Grunddaten ermöglichen. Der Mikrozensus 1989 enthält Informationen zu über 600.000 Personen aus circa 250.000 Haushalten (Krug/Nourney 1987: 207). Der ZUMA-File des Mikrozensus 1989 ist eine 70 Prozent-Substichprobe, die zu Anonymisierungszwecken gezogen wurde, und die sowohl Analysen auf Personen-, als auch auf Familien- und Haushaltsebene zuläßt (Statistisches Bundesamt 1993: 6f). Es gingen über 83.000 Ehepaare und über 5.000 nichteheliche Lebensgemeinschaften in die Berechnungen ein²⁾. *Grundgesamtheit* sind Deutsche, die entweder in Ehen oder nichtehelichen Lebensgemeinschaften leben³⁾. *Analyseeinheiten* der Untersuchung der soziostrukturellen Determinierung der Partnerwahlen sind Paare.

Nichteheliche Lebensgemeinschaften wurden über die Bevölkerung in Privathaushalten bestimmt, und zwar gingen solche Paare in die Analyse ein, in denen die Partner nicht miteinander verheiratet oder verwandt waren und älter als 16 Jahre, aber in einem gemeinsamen Haushalt lebten. Ledige Kinder eines oder beider der Partner durften mit im Haushalt leben, aber keine anderen Personen, seien sie mit einem der Partner verwandt oder nicht. Denn in solchen Haushalten wäre die korrekte Zuordnung der Partner zueinander nicht mehr möglich gewesen. Das Statistische Bundesamt (1990a: 14) geht davon aus, daß damit „die amtliche Schätzung etwas unter der tatsächlichen Zahl nichtehelicher Lebensgemeinschaften liegen“ dürfte. Nichteheliche Lebensgemeinschaften können im Mikrozensus also nur indirekt bestimmt werden. Die bestehenden Rechtsvorgaben der amtlichen Statistik in Deutschland lassen die direkte Frage nach nichtehelichem Zusammenleben von Partnern nicht zu. Deshalb ist die Möglichkeit der amtlichen Statistik, Partnerschaftsformen in konkreten Lebenssituationen abzubilden, auch eingeschränkt⁴⁾ (Niemayer 1994: 505). Trotz dieser Einschränkungen bleibt eine Analyse mit Daten des Mikrozensus interessant, weil es keine alternative Erhebung für die Bundesrepublik Deutschland gibt, in der mit vergleichbarem Aufwand versucht wird, die Repräsentativität der Daten zu gewährleisten und den Stichprobenfehler abzuschätzen. Darüber hinaus besitzt der Mikrozensus einen Umfang, der ohne Kumulation von Daten über mehrere Erhebungszeitpunkte hinaus erlaubt, eine relativ differenzierte Bildungsvariable der Analyse zugrundezulegen, und gleichzeitig für eine relativ kleine Subpopulation wie die der Partner in nichtehelichen Lebensgemeinschaften genug Fälle für eine Analyse zur Verfügung zu haben.

Für die Bestimmung der Zahl und Zusammensetzung von Ehepaaren wurde auf die Bevölkerung am Familienwohnsitz zurückgegriffen, um Doppelzählungen von Ehepaaren mit mehr als einem Wohnsitz (z.B. Ferienwohnung) zu vermeiden. Ehepaare mit zwei dauerhaft getrennten Wohnungen gingen damit ebenso wie die entsprechenden nichtehelichen Lebensgemeinschaften nicht in die Analyse mit ein. Die Ehepartner konnten allerdings als nichteheliche Lebensgemeinschaft in die Analyse eingehen, wenn sie mit einer Person des anderen Geschlechts einen eigenen Haushalt bildeten. Dieses Vorgehen erschien plausibel, wenn man bedenkt, daß Ehen zunehmend nicht mehr „fürs Leben“ geschlossen werden. Dies legen jedenfalls die steigenden Scheidungsziffern nah (Wagner 1991: 361; Statistisches Bundesamt 1992a: 84; Geißler 1992: 272). Als „Junge“ Ehepaare wurden Paare definiert, deren Heirat maximal zehn Jahre zurücklag. Die Beschränkung auf Erstehen - die wegen unterschiedlichen Wahlverhaltens Lediger und schon einmal Verheirateter interessant wäre - war mit den Daten des Mikrozensus 1989 nicht möglich.

Als Indikator für soziostrukturelle Einflüsse auf die Partnerwahl wurde *die schulische und berufliche Ausbildung* der Partner herangezogen. Es wurde auf die Bildungsklassifikation von Blossfeld (1984) zurückgegriffen, der damit den Einfluß der Ausbildung von Berufsanfängern auf ihre berufliche Eingliederung untersuchte. Damit steht die Klassifikation in direktem Zusammenhang zum hier untersuchten Thema, weil sie gebildet wurde, um den Zusammenhang zwischen Ausbildungsabschluß und Zugang zu beruflichen Positionen der Gesellschaft zu analysieren. Diese Bildungsklassifikation umfaßt folgende Kategorien:

- *Hauptschulabschluß ohne Berufsausbildung.* Als Hauptschulabschluß gilt das Abschlußzeugnis der höchsten Klasse, das bei der Erfüllung der allgemeinen Schulpflicht erreicht wird. (HOB)
- *Hauptschulabschluß mit Berufsausbildung.* Als Berufsausbildung gilt der Abschluß einer Lehr-/Anlernausbildung von mindestens zweijähriger Dauer, außerdem ein Techniker- oder gleichwertiger Berufsfachschulabschluß. (HMB)
- *Mittlere Reife ohne Berufsausbildung.* Dazu gehört das Abgangszeugnis einer Realschule, einer Mittelschule oder einer Abendrealschule. Als gleichwertig gilt das Veretzungszeugnis in die 11. Klasse eines Gymnasiums oder die Fachschulreife. (MOB)
- *Mittlere Reife mit Berufsausbildung.* Berufsausbildung bedeutet der Abschluß einer Lehr-/Anlernausbildung von mind. zweijähriger Dauer, oder der Berufsfachschul-, Techniker- oder Fachschulabschluß. (MMB)

- *Abitur*: Abschluß eines Gymnasiums, eines Abendgymnasiums oder eines Wirtschaftsgymnasiums, oder das Abgangszeugnis einer Fachoberschule oder einer Höheren Berufsfachschule. (ABI)
- *Fachhochschulabschluss*: Abschluß einer Fachhochschule sowie der graduierte Abschluß einer Fachschule, Ingenieurschule oder einer sonstigen Höheren Fachschule. (FHS)
- *Hochschulabschluss*: Staatsexamina, Diplom- oder Magisterprüfungen. (UNI)

Die Analyse besteht aus zwei Teilen. Im ersten Teil (Abschnitt 3) werden zunächst die Ehen den nichtehelichen Lebensgemeinschaften gegenübergestellt. Die Unterschiede zwischen den Paarformen werden in zwei Schritten dargestellt. Zuerst wird mit der Betrachtung von Anteilswerten untersucht, inwieweit sich die absoluten Chancen von Personen auf dem Heiratsmarkt unterscheiden von denen im Marktsegment nichtehelicher Lebensgemeinschaften. Diese Betrachtungsweise ist angelehnt an die der absoluten Chancen intergenerationaler Mobilität, und stellt somit den Phänotyp der Partnerwahl dar.⁵⁾

Die Prozentverteilungen alleine können keine genügende Auskunft darüber geben, inwieweit unterschiedliche Selektionsmechanismen in beiden Marktsegmenten bestehen. Als Maß hierfür wird auf Tau-Parameter loglinearer Modelle zurückgegriffen. Diese können als Indikatoren für - unabhängig von der Bildungsbeteiligung von Männern und Frauen bestehende - Muster von Bevorzugung und Meidung bestimmter, durch die Bildung gekennzeichnete Partner aufgefaßt werden. Sie sind analog zu den relativen Chancen intergenerationaler Mobilität zu verstehen, und bilden somit den Genotyp der Partnerwahl ab (Müller 1986: 341; Handl 1988: 123). Im zweiten Teil (Abschnitt 4) werden dann „junge“ Ehen den nichtehelichen Lebensgemeinschaften gegenübergestellt, um die Altersunterschiede zwischen Ehepartnern und Lebenspartnern ansatzweise zu kontrollieren.

3. Unterschiede in der Bildung der Partner in nichtehelichen Lebensgemeinschaften und Ehen und deren Einfluß auf die Partnerwahl

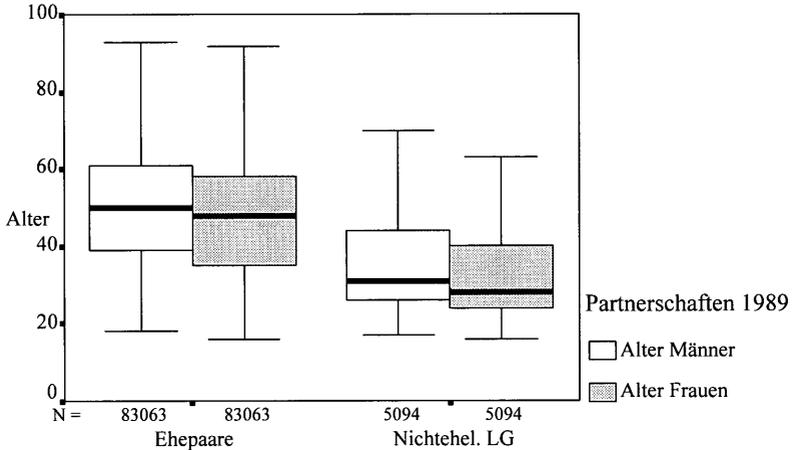
Die Anzahl nichtehelicher Lebensgemeinschaften nahm in der Bundesrepublik Deutschland seit Beginn der siebziger Jahre stetig zu. Nach Veröffentlichungen des Statistischen Bundesamtes war 1972 erst jede 113. Partnerschaft eine nichteheliche Lebensgemeinschaft, 1989 dagegen schon jede 19. Partnerschaft.

Tabelle: 1 Zahl der nichtehelichen Lebensgemeinschaften und Ehen 1972 und 1989 (in 1000)		
	Nichtehel. Lebensgem. *)	Ehepaare **)
1972	137	15.308
1989	842	15.026
Quelle:	*) Statistisches Bundesamt 1992b: 70	
	**) 1972: Statistisches Bundesamt 1990b: 17; 1989: Statistisches Bundesamt 1990a: 140	

Partner in nichtehelichen Lebensgemeinschaften waren 1989 im Schnitt mehr als zehn Jahre jünger als Ehepartner (Niemayer 1994). Das Durchschnittsalter der Ehefrauen lag bei 46,9 Jahren, das der Ehemänner bei 49,9 Jahren. In nichtehelichen Lebensgemeinschaften waren Frauen durchschnittlich 34,1 Jahre alt, Männer 36,4 Jahre. Dies zeigt auch Abbildung 1, in der die Altersverteilung von Männern und Frauen in Partnerschaften als Boxplot⁶⁾ dargestellt sind. Nichteheliche Lebensgemeinschaften waren jedoch nicht immer Partnerschaften vorwiegend jüngerer Partner. Wie Zahlen der amtlichen Statistik belegen, bildeten noch Anfang der siebziger Jahre überwiegend Personen nichteheliche Lebensgemeinschaften, die älter als 56 Jahre waren (Statistisches Bundesamt 1990b: 20).

Vermutlich aufgrund der Altersunterschiede ergeben sich hinsichtlich der schulischen und beruflichen Bildung der Partner deutliche Unterschiede. Tabelle 2 zeigt, daß Männer wie Frauen in nichtehelichen Lebensgemeinschaften besser ausgebildet waren als in Ehen. Der Anteil der Frauen und Männer mit Hauptschulabschluß war deutlich geringer als in Ehen, der Anteil höherer Bildungsabschlüsse größer als in Ehen. Frauen waren in allen höheren Ausbildungsabschlüssen in nichtehelichen Lebensgemeinschaften anteilig stärker vertreten als in Ehen. Vor allem Männer mit Mittlerer Reife und Abitur waren dagegen in nichtehelichen Lebensgemeinschaften gegenüber Ehen überrepräsentiert. Interessanterweise waren bei ihnen die höchsten Abschlüsse jedoch unterrepräsentiert. Aber da die Männer in nichtehelichen Lebensgemeinschaften jünger waren als die Ehemänner, war bei ihnen vermutlich der Anteil derer größer, die sich noch in einer höheren Ausbildung befanden. Diese wurden aber in der Kategorie ABI erfaßt, die deutlich gegenüber Ehen überrepräsentiert war. Insgesamt fällt auf, daß weniger als ein Viertel aller Männer und Frauen Abitur oder einen (Fach-) Hochschulabschluß hatten. Dies weist darauf hin, daß sich die Dominanz höherer Bildungsschichten bei den nichtehelichen Lebensgemeinschaften nivelliert hat (Mayer/Schulze 1989: 14).

Abbildung 1: Alter der Partner in Ehen und nichtehelichen Lebensgemeinschaften 1989



Faktisch anonymisierte 70%-Substichprobe Mikrozensus 1989 (ZUMA-File)

	Ehen		NEL	
	Männer	Frauen	Männer	Frauen
HOB	13,3	33,8	9,6	17,5
HMB	54,1	35,5	44,3	30,0
MOB	1,1	4,0	1,8	4,1
MMB	13,9	17,5	19,7	28,5
ABI	4,7	4,1	12,4	12,4
FHS	5,2	1,2	4,8	2,5
UNI	7,7	3,9	7,4	4,9
N	83.063	83.063	5.094	5.094
Dissimilaritätsindex		26,98		19,09
Quelle:	Faktisch anonymisierte 70%-Unterstichprobe des Mikrozensus 1989 (ZUMA-File)			

Der Ausbildungsstand der Frauen ist in nichtehelichen Lebensgemeinschaften dem der Männer ähnlicher als in Ehen. Der Dissimilaritätsindex, der anzeigt, wie groß der prozentuale Anteil der Männer oder Frauen ist, die einen anderen Bildungsabschluß bräuchten, damit das Ausbildungsniveau der Geschlechter gleich ist, beträgt für Ehen 26,98 und für nichteheliche Lebensgemeinschaften 19,09.

Tabelle 3 zeigt für Ehen und nichteheliche Lebensgemeinschaften, zu welchen Anteilen Männer mit einer bestimmten Ausbildung mit Frauen einer bestimmten Ausbildung in einer Partnerschaft lebten. Aus ihr läßt sich beispielsweise ersehen, daß Männer mit Hauptschulabschluß ohne Berufsausbildung 1989 zu 74,3 Prozent mit Frauen mit demselben Ausbildungsabschluß verheiratet waren und zu 18,9 Prozent mit Frauen mit Hauptschulabschluß und Berufsausbildung (obere Teiltabelle). In nichtehelichen Lebensgemeinschaften (untere Teiltabelle) lebten dagegen nur 50,8 Prozent der Männer, die einen Hauptschulabschluß ohne Berufsausbildung hatten, mit einer Frau mit gleichem Ausbildungsabschluß zusammen, 27,9 Prozent waren dagegen mit einer Frau mit Hauptschulabschluß und Berufsausbildung liiert.

Folgende Strukturen lassen sich für Ehemänner ausmachen: Männer mit Hauptschulabschluß sind bevorzugt mit Frauen verheiratet, die selbst einen Hauptschulabschluß haben. Für über 90 Prozent der Männer ohne und über 85 Prozent der Männer mit Berufsausbildung trifft dies zu. Männer mit mindestens Mittlerer Reife haben dagegen größere Chancen, mit Frauen verheiratet zu sein, die eine höhere Ausbildung haben als sie selbst, jedenfalls wenn man nicht die gesamte Rate der Aufwärtshäufigkeiten in den einzelnen Bildungskategorien der Männer betrachtet, sondern die einzelnen Anteilswerte der jeweiligen Partnerschaften mit Frauen einer bestimmten Bildung. Der Anteil von Ehen mit Hauptschulabsolventinnen ist jedoch in allen Ausbildungskategorien der Männer mit Ausnahme des Hochschulabschlusses relativ hoch, wofür der große Anteil an Hauptschulabsolventinnen bei den Ehefrauen mitverantwortlich ist. Männer ab Mittlerer Reife und einer Berufsausbildung hatten deutlich höhere Chancen als Männer mit „niedrigerer“ Bildung, mit einer Frau mit praktischer Berufsausbildung verheiratet zu sein. Aber auch in dieser Gruppe hat die Berufsausbildung schon eine strukturierende Wirkung, die darin besteht, daß Partner ohne Berufsausbildung vergleichsweise häufiger mit Partnern ohne als mit Partnern mit Berufsausbildung zusammenleben. Die besten Chancen, eine Frau mit Hochschulausbildung zu heiraten, hatten Männer, die ebenfalls eine Hochschulausbildung vorweisen konnten, gefolgt von den Männern mit Fachhochschulabschluß und Abitur.

Tabelle 3: Partnerwahl der Männer 1989 in Ehen und NEL (Zeilenprozente)							
Ehen							
Bildung d. Partners	Bildung der Partnerin						
	HOB	HMB	MOB	MMB	ABI	FHS	UNI
HOB	<u>74,3</u>	<u>18,9</u>	2,1	3,8	0,6	0,1	0,2
HMB	<u>37,8</u>	<u>46,6</u>	2,5	11,2	1,3	0,2	0,4
MOB	28,7	19,6	23,2	<u>19,5</u>	<u>4,3</u>	<u>1,7</u>	<u>3,1</u>
MMB	15,0	<u>32,0</u>	6,4	<u>38,9</u>	<u>4,8</u>	<u>0,9</u>	<u>1,9</u>
ABI	8,8	<u>27,7</u>	8,2	<u>31,0</u>	21,9	<u>2,1</u>	<u>5,4</u>
FHS	8,6	<u>23,8</u>	7,9	<u>34,8</u>	9,1	8,2	<u>7,7</u>
UNI	3,4	<u>10,4</u>	5,9	<u>26,1</u>	14,3	5,5	34,5
insg.	33,8	35,5	4,0	17,5	4,1	1,2	3,9
Nichteheliche Lebensgemeinschaften							
Bildung d. Partners	Bildung der Partnerin						
	HOB	HMB	MOB	MMB	ABI	FHS	UNI
HOB	<u>50,8</u>	<u>27,9</u>	4,9	<u>13,7</u>	2,3	0,2	0,2
HMB	<u>23,3</u>	<u>43,2</u>	3,8	<u>23,6</u>	4,3	0,9	0,9
MOB	20,9	22,0	17,6	<u>28,6</u>	<u>6,6</u>	<u>1,1</u>	<u>3,3</u>
MMB	7,0	<u>24,4</u>	5,5	<u>46,3</u>	<u>12,3</u>	<u>2,0</u>	<u>2,6</u>
ABI	2,7	<u>12,8</u>	2,7	<u>31,7</u>	<u>40,5</u>	<u>3,5</u>	<u>6,2</u>
FHS	2,5	<u>13,5</u>	2,0	<u>37,7</u>	<u>23,0</u>	14,3	<u>7,0</u>
UNI	1,9	<u>10,6</u>	1,3	<u>18,8</u>	<u>22,0</u>	7,1	38,4
insg.	17,5	30,0	4,1	28,5	12,4	2,5	4,9
Quelle:	70%-Substichprobe des Mikrozensus 1989 (ZUMA-File) Auf Unterstreichungen wird im Text eingegangen.						

Für die Partnerwahl der Männer in nichtehelichen Lebensgemeinschaften schien - wenn man die Prozentwerte betrachtet - primär die höhere Bildung der Frauen von Bedeutung: Vor allem der Anteil an Frauen mit Mittlerer Reife und einer praktischen Berufsausbildung und mit Abitur war gegenüber den Ehefrauen deutlich größer, der Anteil der Hauptschulabsolventinnen (vor allem ohne praktische Berufsausbildung) dagegen deutlich niedriger. Demgemäß ist der Anteil der Männer mit Hauptschulabschluß geringer als bei den Ehemännern, die in der Partnerwahl im Bereich des Hauptschulabschlusses verbleiben. Die Chancen dieser Männer, wie auch der Männer mit Mittlerer Reife, eine Frau mit Mittlerer Reife und Berufsausbildung oder eine Abiturientin als Partnerin zu haben, sind dagegen deutlich größer als in Ehen. Letzteres vor allem für Partner, die selbst minde-

stens Realschulabschluß und Berufsausbildung haben. Die Chancen der Männer zur Abwärtsheirat waren - was bei der besseren Ausbildung der Partnerinnen auch nicht anders zu erwarten war - geringer als bei den Ehemännern. Sonst folgen die Partnerchancen der Männer aber einem ähnlichen Muster wie dem der Ehemänner.

Tabelle 4 zeigt nun die Partnerschaftsmuster von Ehefrauen und Frauen in nichtehelichen Lebensgemeinschaften. Diese Tabelle ist im Gegensatz zur vorherigen spaltenweise zu lesen, und nicht zeilenweise. Aus ihr läßt sich beispielsweise ersehen, daß 29,2 Prozent der Frauen mit Hauptschulabschluß ohne Berufsausbildung 1989 mit einem Mann mit derselben Ausbildung verheiratet waren, und 60,4 Prozent mit einem Mann mit Hauptschulabschluß und einer praktischen Berufsausbildung (obere Teiltabelle). In nichtehelichen Lebensgemeinschaften (untere Teiltabelle) lebten 27,8 Prozent der Frauen mit Hauptschulabschluß ohne Berufsausbildung mit einem Mann mit derselben Ausbildung zusammen, und 58,9 Prozent dieser Frauen war mit einem Mann mit Berufsausbildung liiert.

Ebenso wie bei den Männern gilt bei den Frauen, daß Hauptschulabsolventinnen überwiegend mit Hauptschülern zusammenlebten, und zwar zu über 90 Prozent, wenn sie keine Berufsausbildung hatten und zu über 80 Prozent, wenn sie eine Berufsausbildung abgeschlossen hatten. Die Ehefrauen mit Mittlerer Reife waren zu einem ähnlich großem Anteil mit ebenbürtigen Partnern verheiratet wie mit Partnern, die einen höheren Abschluß hatten. Bei den Frauen mit mindestens Abitur kamen aus den Bildungsgruppen Hauptschule und Mittlerer Reife nur noch die Männer mit praktischer Berufsausbildung in nennenswertem Umfang als Partner in Frage. Das liegt allerdings wohl auch daran, daß nur insgesamt weniger als 15 Prozent der Ehemänner einen Haupt- und Realschulabschluß ohne Berufsausbildung hatten. In den höchsten Bildungskategorien ist vor allem die Chance größer, mit einem Ehemann mit Hochschulabschluß verheiratet zu sein, als dies in niedrigeren Bildungsgruppen der Fall ist.

Auch bei den Frauen scheint - wenn man den Unterschied im Ausbildungsstand der Männer in nichtehelichen Lebensgemeinschaften in Betracht zieht - der Unterschied in dieser Analyseperspektive vor allem vom höheren Ausbildungsniveau der Partner herzurühren. Darüber hinaus ist eine stark verringerte Chance der Frauen mit Mittlerer Reife auf Partner mit (Fach-) Hochschulabschluß festzustellen. Im Vergleich zu den Partnerschaftsmustern der Männer fällt auf, daß der Anteil von Aufwärts„heiraten“ bei den Frauen größer war. Dies galt sowohl für Ehepaare als auch für nichteheliche Lebensgemeinschaften, hier jedoch begrenzt auf die Partnerschaft mit Männern mit Fachhochschul- und Hochschulabschluß. Insgesamt waren die Chancen der Frauen in nichtehelichen Lebensge-

meinschaften, mit einem Mann mit höherer Bildung zusammenzuleben, mit Ausnahme der Hauptschulabsolventinnen geringer als die der Ehefrauen.

Tabelle 4: Partnerschaftschancen der Frauen 1989 in Ehen und NEL (Spaltenprozente)								
Ehen								
Bildung d. Partners	Bildung der Partnerin							
	HOB	HMB	MOB	MMB	ABI	FHS	UNI	insg.
HOB	<u>29,2</u>	<u>7,1</u>	7,0	2,9	2,0	1,1	0,8	13,3
HMB	<u>60,4</u>	<u>71,0</u>	33,1	34,7	<u>16,9</u>	<u>10,5</u>	<u>6,0</u>	54,1
MOB	0,9	0,6	<u>6,3</u>	<u>1,2</u>	1,2	1,5	0,9	1,1
MMB	6,2	12,6	<u>22,3</u>	<u>31,1</u>	<u>16,5</u>	<u>10,3</u>	<u>7,0</u>	13,9
ABI	1,2	3,0	<u>9,6</u>	<u>8,3</u>	25,0	7,9	6,5	4,7
FHS	1,3	3,5	<u>10,3</u>	<u>10,4</u>	11,6	34,7	10,4	5,2
UNI	0,8	2,2	<u>11,4</u>	<u>11,5</u>	<u>26,9</u>	<u>34,1</u>	<u>68,5</u>	7,7
Nichteheliche Lebensgemeinschaften								
Bildung d. Partners	Bildung der Partnerin							
	HOB	HMB	MOB	MMB	ABI	FHS	UNI	insg.
HOB	<u>27,8</u>	<u>8,9</u>	11,6	4,6	1,7	0,8	0,4	9,6
HMB	<u>58,9</u>	<u>63,8</u>	41,1	36,7	<u>15,5</u>	<u>16,5</u>	<u>8,0</u>	44,3
MOB	2,1	1,3	<u>7,7</u>	<u>1,8</u>	0,9	0,8	1,2	1,8
MMB	7,8	15,9	<u>26,6</u>	<u>31,9</u>	<u>19,4</u>	<u>15,7</u>	<u>10,4</u>	19,7
ABI	1,9	5,3	8,2	13,8	40,5	17,3	15,5	12,4
FHS	0,7	2,2	<u>2,4</u>	<u>6,3</u>	8,8	27,6	6,8	4,8
UNI	0,8	2,6	<u>2,4</u>	4,9	<u>13,1</u>	<u>21,3</u>	<u>57,8</u>	7,4
Quelle:	70%-Substichprobe des Mikrozensus 1989 (ZUMA-File) Auf Unterstreichungen wird im Text eingegangen.							

Die Tabellen 3 und 4 geben schon einen Eindruck von der Selektivität bildungsspezifischer Partnerwahl. Die eigene Position beim Ausgang aus dem Bildungssystem bestimmt die Chancen auf dem Heiratsmarkt mit, einen Partner mit einem bestimmten Bildungsabschluß zu bekommen. Die Wahlmuster in nichtehelichen Lebensgemeinschaften erscheinen dabei nur teilweise offener als die von Ehepaaren: Vor allem die Höherbildung von Frauen bewirkt zwar, daß Männer unterer Bildungsschichten vergleichsweise gute Chancen haben, eine Frau mit höherer Bildung zur Partnerin zu bekommen. Darüber hinaus scheint die Partnerwahl in Ehen und nichtehelichen Lebensgemeinschaften denselben

Strukturen zu folgen. Dies findet seinen Ausdruck auch im Anteil homogamer Paare: 44,9 Prozent aller Ehen und 42 Prozent aller nichtehelichen Lebensgemeinschaften waren von Partnern mit gleichem Bildungsabschluß geschlossen. Es bleibt allerdings noch zu untersuchen, ob die verbesserten Chancen der Männer zur Aufwärts„heirat“ allein auf einer anderen Verteilung auf Bildungsabschlüsse im „Marktsegment“ nichteheliche Lebensgemeinschaften beruhen, oder ob es hier andere Selektionsmechanismen der Partnerwahl als in Ehen gibt.

Es ist jedoch nicht möglich, aus den Unterschieden in den Anteilswerten in Tabelle 3 und 4 direkt auf die Stärke der Abweichungen zwischen Ehen und nichtehelichen Lebensgemeinschaften zu schließen. Denn die Unterschiede in den Anteilswerten sind von der Höhe der Prozentwerte für die entsprechenden Bildungskombinationen abhängig, welche wiederum von der Größe der Bildungskategorien der Männer und Frauen abhängen. Zur Messung der Stärke der Beziehung zwischen den einzelnen Bildungskategorien werden daher die Parameter eines saturierten loglinearen Modells verwendet. Diese Tau-Parameter für die Partnerwahl in Ehen werden in der Tabelle 5 dargestellt. Sie können folgendermaßen interpretiert werden: ein Wert größer '1' zeigt eine Bevorzugung der entsprechenden Bildungskombination über das durch die Randverteilungen gegebene Limit hinaus an, ein Wert kleiner als '1' zeigt an, daß solche Partnerschaften seltener gewählt werden, als dies bei zufälliger Wahl der Partner der Fall wäre (Handl 1988: 175 f.).

Bildung d. Partners	Bildung der Partnerin						
	HOB	HMB	MOB	MMB	ABI	FHS	UNI
HOB	14,784	2,705	1,135	0,649	0,426	0,273	0,292
HMB	4,451	3,954	0,780	1,131	0,531	0,386	0,315
MOB	1,280	0,629	2,799	0,746	0,679	1,019	0,860
MMB	0,854	1,314	0,986	1,903	0,970	0,711	0,689
ABI	0,350	0,652	0,883	1,060	3,073	1,146	1,330
FHS	0,299	0,596	0,744	1,040	1,114	3,951	1,660
UNI	0,133	0,291	0,623	0,871	1,959	2,948	8,338
Quelle:	Faktisch anonymisierte 70%-Unterstichprobe des Mikrozensus 1989 (ZUMA-File); <i>Graue Felder</i> : Parameter ist signifikant größer '1'; <i>Kursivdruck</i> : nicht signifikant ungleich '1' für $\alpha=0,05$						

Interessant ist neben der Höhe der einzelnen Parameter vor allem die Verteilung der Zellen in der Matrix, die einen Wert (signifikant) über 1 haben. In der Tabelle sind diese Werte der Übersichtlichkeit halber grau unterlegt. Zuerst einmal ist auffällig, daß die Zellen in der Diagonalen von links oben nach rechts unten alle einen Wert über eins haben: Es besteht offensichtlich eine Tendenz zur Homogamie, die bei den Hauptschulabsolventen ohne Berufsausbildung und den Hochschulabsolventen besonders ausgeprägt ist. Bis auf die Hauptschüler mit Berufsausbildung sind diese Homogamieparameter die höchsten aller Parameter in den jeweiligen Zeilen und Spalten einer bestimmten Bildungskategorie. Die Ehemänner mit Hauptschule und Berufsausbildung haben demnach eine ausgeprägten Tendenz zur Abwärtsheirat. Darüber hinaus kann man zwei große Gruppen ausmachen, die in der Partnerwahl bevorzugt unter sich bleiben: Auf der einen Seite die Personen mit Hauptschulabschluß und mit Mittlerer Reife. In dieser Gruppe hat die Berufsausbildung allerdings einen strukturierenden Einfluß, der bewirkt, daß Frauen und Männer mit Mittlerer Reife bevorzugt mit Hauptschulabsolventen mit Berufsausbildung verheiratet sind, wenn sie selbst eine Berufsausbildung haben. Dieser Einfluß ließ sich auch schon auf der Ebene der Prozentwerte feststellen. Auf der anderen Seite Männer und Frauen mit Abitur, Fachhochschul- und Hochschulreife, die ebenfalls bevorzugt unter sich bleiben. Die Selektivität von Paarbeziehungen bleibt demnach auch in der Betrachtung von Tau-Parametern erkennbar.

Tabelle 6: Bildungsspezifische Zusammensetzung von nichtehelichen Lebensgemeinschaften 1989, (Tau-Parameter)							
Bildung d. Partners	Bildung der Partnerin						
	HOB	HMB	MOB	MMB	ABI	FHS	UNI
HOB	12,598	2,798	2,522	1,021	0,418	0,199	0,133
HMB	3,465	2,608	1,160	1,055	0,483	0,543	0,344
MOB	2,071	0,883	3,608	0,851	0,489	0,427	0,854
MMB	0,766	1,081	1,244	1,520	1,005	0,857	0,742
ABI	0,297	0,574	0,615	1,055	3,360	1,508	1,781
FHS	0,242	0,538	0,416	1,112	1,685	5,521	1,786
UNI	0,201	0,465	0,297	0,612	1,781	3,038	10,869
Quelle:	Faktisch anonymisierte 70%-Unterstichprobe des Mikrozensus 1989 (ZUMA-File); <i>Graue Felder</i> : Parameter ist signifikant größer als '1'; <i>Kursivdruck</i> : nicht signifikant für $\alpha=0,05$						

Die Struktur der Tau-Parameter für nichteheliche Lebensgemeinschaften weist viel Ähnlichkeit mit der Struktur bei den Ehepaaren auf. So sind auch bei nichtehelichen Lebens-

gemeinschaften mit Ausnahme der Paare, in denen beide Partner einen Hauptschulabschluß und Berufsausbildung haben, die Parameter in der Diagonalen die höchsten. Hatten jedoch bei den entsprechenden Ehepaaren nur die Männer einen „Hang“ zur Abwärtsheirat, so ist für die nichtehelichen Lebensgemeinschaften auch bei den Frauen eine Neigung zur Partnerschaft mit Männern zu finden, die einen Hauptschulabschluß ohne Berufsausbildung haben. Darüber hinaus lassen sich auch bei den nichtehelichen Lebensgemeinschaften zwei große Gruppen finden, in denen bevorzugt Partnerschaften geschlossen werden: Einerseits die Gruppe der Hauptschulabsolventen und der Real-schulabsolventen ohne Berufsausbildung, andererseits die Gruppe, in der die Partner mindestens hochschulzugangsberechtigt sind.

Um zu entscheiden, ob die Partnerwahl der nichtehelichen Lebenspartner durch ähnliche Selektionsmechanismen strukturiert wird wie die eheliche Partnerwahl, wurden loglineare Modelle berechnet, in denen die Annahmen über die Struktur in den Partnerschaften sukzessive enger gefaßt wurden⁷⁾. Das Basismodell der Analyse⁸⁾ wurde mit der Annahme der Gleichverteilung aller Paare auf alle Bildungskombinationen von beiden Partnerschaftsformen gebildet (*Gleichverteilung*). Diese Annahme wurde eingeschränkt, indem der unterschiedliche Ausbildungsstand der Männer und Frauen berücksichtigt wurde. Dabei können zwei Modelle unterschieden werden: in einem wurde angenommen, daß sich der Ausbildungsstand der Partner in nichtehelichen Lebensgemeinschaften von dem der Ehepartner nur zufällig unterscheidet (*Unabhängigkeit 1*), im zweiten wurde dann die unterschiedliche Bildungsbeteiligung der Partner in Ehen und nichtehelichen Lebensgemeinschaften akzeptiert (*Unabhängigkeit 2*). Neben der Akzeptanz unterschiedlicher Ausbildung von Frauen und Männern in Ehen und nichtehelichen Lebensgemeinschaften wurden die Annahmen über die Partnerschaftsstrukturen anschließend noch enger gefaßt: Es wurde zusätzlich noch davon ausgegangen, daß Selektionsmechanismen - Präferenzen oder Normen - der Partnerwahl die beobachteten Muster der Paarbeziehungen strukturieren, wobei die Frage nach „Normen“ oder „Präferenzen“ in dieser Analyse jedoch nicht beantwortet werden kann. Im ersten Modell wurde davon ausgegangen, daß diese Selektionsmechanismen bei Ehepartnern und Partnern in nichtehelichen Lebensgemeinschaften identisch sind (*Gleiche Interaktion*). Dieses Modell wurde sowohl mit Unabhängigkeit 1 als auch mit Unabhängigkeit 2 gerechnet. Abschließend wurde auch noch akzeptiert, daß sich die Partnerpräferenzen zwischen Eheleuten und den Partnern in nichtehelichen Lebensgemeinschaften unterscheiden (*Saturiertes Modell*).

Tabelle 7: Unterschiede in der bildungsspezifischen Zusammensetzung von Ehen und nichtehelichen Lebensgemeinschaften 1989 (Anteile erklärter Devianz)				
Modell	L^2	df	ΔL^2	BIC
Gleichverteilung	20821	97	0,0%	19928
Unabhängigkeit 1	6465	84	68,9%	5691
+ gleiche Interaktion	2300	48	88,9%	1858
Unabhängigkeit 2	4270	72	79,5%	3607
+ gleiche Interaktion	43	36	*99,8%	- 289
Saturiertes Modell	0	0	100,0%	0
Quelle:	Faktisch anonymisierte 70%-Unterstichprobe des Mikrozensus 1989 (ZUMA-File); * $p < 0,01$			

Wird der Unterschied im Ausbildungsniveau der Männer und Frauen berücksichtigt (Unabhängigkeit 1), dann reduziert sich die Devianz, die ein Maß für die Abweichung der untersuchten Modelle von der beobachteten Partnerschaftsmatrix ist, in der kombinierten Tabelle der Ehen und nichtehelichen Lebensgemeinschaften 1989⁹⁾ um 68,9 Prozent. An diesem Punkt wird jedoch noch nicht berücksichtigt, daß das Ausbildungsniveau der Partner in Ehen abweicht von der in nichtehelichen Lebensgemeinschaften (siehe Tabelle 2). Bezieht man diesen Unterschied zusätzlich mit ein (Unabhängigkeit 2), dann wird nochmals knapp 11 Prozent der Devianz erklärt. 20,5 Prozent unerklärte Devianz bleibt übrig, die auf das Konto von Interaktionseffekten zwischen der Bildung der Partner geht, die ja als Selektionsmechanismen bezüglich der Partnerwahl gedeutet werden. Es bleibt noch zu prüfen, ob sich diese Einflüsse bei Ehepaaren und nichtehelichen Lebensgemeinschaften unterscheiden. Ein Modell, in dem die Selektionsmechanismen zwischen Ehepartnern und Partnern nichtehelicher Lebensgemeinschaften als identisch angesehen werden (Unabhängigkeit 2 + Gleiche Interaktion), kann 99,8 Prozent der Devianz der kombinierten Partnerschaftstabelle erklären. Dieses letzte Modell reproduziert die kombinierte Partnerschaftstabelle hinreichend. Denn es läßt sich kein signifikanter Unterschied mehr feststellen zwischen der beobachteten kombinierten Partnerschaftstabelle und einer Tabelle, die zustande kommt unter der Annahme, daß die Präferenzen zur Partnerwahl in Ehen und nichtehelichen Lebensgemeinschaften identisch sind. Dieses Ergebnis wird vom BIC-Index¹⁰⁾ bestätigt, der einen negativen Wert annimmt und damit anzeigt, daß das Modell 'Unabhängigkeit 2 + Gleiche Interaktion' dem saturierten Modell vorzuziehen sei, weil es sparsamer in den Annahmen über die Zusammensetzung von Partnerschaften ist.

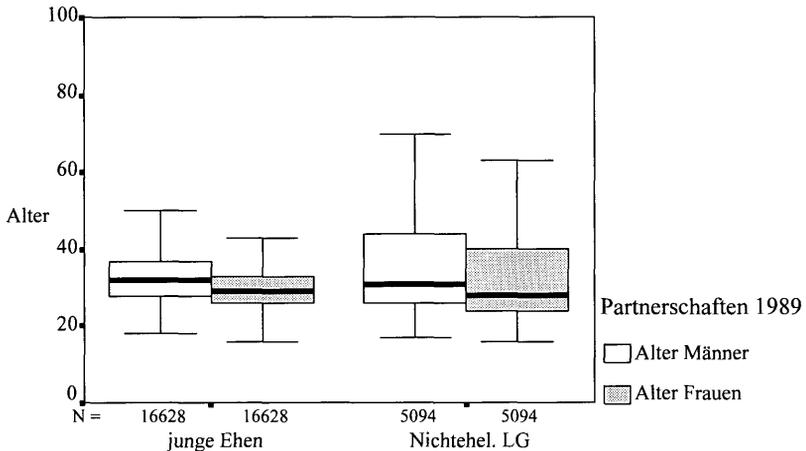
Insgesamt hat sich somit ergeben, daß die Partner in nichtehelichen Lebensgemeinschaften ein höheres Ausbildungsniveau haben als die in Ehen. Vor allem Frauen sind in nichtehelichen Lebensgemeinschaften besser ausgebildet. Über diese Unterschiede in der Ausbildung der Partner hinaus scheint es dagegen keine Einflüsse zu geben, die nichteheliche Lebensgemeinschaften in einer anderen Art strukturieren, als dies bei Ehen der Fall ist.

Angesichts des Altersunterschiedes zwischen nichtehelichen Lebensgemeinschaften und Ehen ist es allerdings an dieser Stelle verfrüht davon zu sprechen, daß nichteheliche Lebensgemeinschaften bevorzugt in „höheren“ Bildungsgruppen als Partnerschaftsform gewählt werden. Im folgenden Kapitel wird - um den Altersunterschied und den damit verbundenen Einfluß der Bildungsexpansion auf die Ausbildung der Partner ansatzweise zu kontrollieren - auf Unterschiede zwischen jungen Ehen und nichtehelichen Lebensgemeinschaften eingegangen.

4. Unterschiede in der Bildung der Partner in nichtehelichen Lebensgemeinschaften und jungen Ehen und der Einfluß auf die Partnerwahl

Abbildung 2 zeigt, daß die Ehepartner in jungen Ehen in etwa derselben Altersgruppe entstammen wie die Partner in nichtehelichen Lebensgemeinschaften¹¹⁾. Die Mediane der Altersverteilungen der Männer und Frauen - als dicke schwarze Balken in den Boxen gekennzeichnet - liegen in jungen Ehen um ein Jahr über denen in nichtehelichen Lebensgemeinschaften. Dagegen sind die Partner in nichtehelichen Lebensgemeinschaften im Durchschnitt älter: Die Frauen um drei Jahre, die Männer um zwei Jahre. In jungen Ehen liegt das Durchschnittsalter der Frauen bei 30,9 Jahren, das der Männer bei 34,1 Jahren. Bei den nichtehelichen Lebensgemeinschaften ist also insgesamt der Anteil älterer Partner etwas größer als bei den jungen Ehen.

In jungen Ehen und nichtehelichen Lebensgemeinschaften leben somit vor allem Männer und Frauen, die im Zuge der bzw. nach der Bildungsexpansion der siebziger Jahre ausgebildet wurden. Die Bildungsexpansion hatte vor allem zur Folge, daß sich die Bildungschancen von Frauen und Männern angleichen, verbunden mit einer generellen Höherbildung der Bevölkerung (Handl 1985: 718).

Abbildung 2: Alter der Partner in jungen Ehen und nichtehelichen Lebensgemeinschaften 1989

Faktisch anonymisierte 70%-Substichprobe Mikrozensus 1989 (ZUMA-File)

Tabelle 8 zeigt, daß die Partner in jungen Ehen ähnlich gut ausgebildet sind wie die Partner in nichtehelichen Lebensgemeinschaften: Vergleicht man die Verteilung der Männer in jungen Ehen und nichtehelichen Lebensgemeinschaften auf die Bildungsabschlüsse mittels Dissimilaritätsindex, dann zeigt sich ein hohes Maß an Ähnlichkeit. Der Dissimilaritätsindex der Männer beträgt nur 6,6. Dasselbe gilt für die Frauen, ihr Indexwert beläuft sich auf 6,2. Das bedeutet, daß in jungen Ehen vor allem die Frauen bezüglich der Ausbildungsabschlüsse im Vergleich zu älteren Ehen aufgeholt haben, und die nichtehelichen Lebensgemeinschaften mittlerweile erreicht haben: Der Dissimilaritätsindex der Partner in jungen Ehen beträgt 21,02, bei den Partnern in nichtehelichen Lebensgemeinschaften liegt er bei 19,09. Bei den jungen Eheleuten sind die höchsten Bildungsabschlüsse sogar noch stärker vertreten als bei den nichtehelich zusammenlebenden Partnern. Man kann hierin ein - allerdings nur sehr vages - Anzeichen dafür sehen, daß der Abschluß der Ausbildung einen Einfluß auf die Entscheidung zur Eheschließung hat (Galler 1979; Blossfeld/Huinink 1989).

Die Frauen in jungen Ehen haben bessere Chancen als die Männer, einen Partner mit (Fach-) Hochschulabschluß zu finden - genauso, wie das in nichtehelichen Lebensgemeinschaften der Fall ist. Und ebenso wie in diesen sind auch in jungen Ehen die Männer in den höchsten Bildungskategorien stärker vertreten als die Frauen.

Tabelle 8: Bildung der Partner in Ehen und nichtehelichen Lebensgemeinschaften (NEL) 1989 (Spaltenprozente)				
	junge Ehen		NEL	
	Männer	Frauen	Männer	Frauen
HOB	8,1	15,4	9,6	17,5
HMB	46,9	33,7	44,3	30,0
MOB	1,2	3,9	1,8	4,1
MMB	19,4	29,8	19,7	28,5
ABI	8,2	8,8	12,4	12,4
FHS	6,4	2,2	4,8	2,5
UNI	9,8	6,0	7,4	4,9
N	16.628	16.628	5.094	5.094
Dissimilaritätsindex		21,02		19,09
Quelle:	Faktisch anonymisierte 70%-Unterstichprobe des Mikrozensus 1989 (ZUMA-File)			

Vergleicht man die Partnerschaftschancen von Männer und Frauen in jungen Ehen mit denen in nichtehelichen Lebensgemeinschaften, dann kann man feststellen, daß junge Ehemänner bessere Chancen haben, eine Partnerin mit Berufsausbildung und mit Hochschulausbildung zu finden. Hier sind die Anteilswerte der Frauen in jungen Ehen größer als in nichtehelichen Lebensgemeinschaften. Dies gilt ebenso für die jungen Ehefrauen, die wegen der größeren Anteilswerte der jungen Ehemänner mit Hauptschulabschluß und Berufsausbildung sowie mit (Fach-) Hochschulausbildung bessere Chancen als ihre Geschlechtsgenossinnen in nichtehelichen Lebensgemeinschaften haben, mit einem Partner mit dieser Bildung verheiratet zu sein. Darüber hinaus sind die Partnerschaftschancen in jungen Ehen denen in nichtehelichen Lebensgemeinschaften sehr ähnlich, was auch eine Betrachtung des Anteils bildungshomogamer Paare dokumentiert: Er beträgt bei nichtehelichen Lebensgemeinschaften 42,0 Prozent, bei jungen Ehen 42,9 Prozent.

Tabelle 10 zeigt wiederum die Tau-Parameter eines saturierten loglinearen Modells, diesmal für junge Ehen. Hier läßt sich ebenso wie bei den nichtehelichen Lebensgemeinschaften eine ausgeprägte Tendenz zur Homogamie feststellen, ebenso wie das Vorhandensein zweier Gruppen von Partnern, die in der Partnerwahl bevorzugt unter sich bleiben: Einerseits Partner mit Hauptschulabschluß und Mittlerer Reife, andererseits Partner mit mindestens Hochschulzugangsberechtigung. Die erste Gruppe stellt sich allerdings geschlossener dar als bei den nichtehelichen Lebensgemeinschaften.

Tabelle 9: Partnerschaftschancen 1989 in jungen Ehen								
Männer (Zeilenprozente)								
Bildung d. Partners	Bildung der Partnerin							insg.
	HOB	HMB	MOB	MMB	ABI	FHS	UNI	
HOB	53,7	<u>28,9</u>	3,8	<u>10,8</u>	2,2	0,2	<u>0,4</u>	
HMB	18,8	<u>47,9</u>	3,4	<u>24,7</u>	3,6	0,7	<u>1,0</u>	
MOB	18,5	<u>22,4</u>	21,0	<u>26,8</u>	6,3	1,0	<u>3,9</u>	
MMB	7,5	<u>27,9</u>	4,2	<u>47,0</u>	9,1	1,6	<u>2,6</u>	
ABI	3,4	<u>17,8</u>	4,4	<u>36,1</u>	28,0	3,3	<u>7,1</u>	
FHS	2,9	<u>15,6</u>	4,7	<u>39,7</u>	16,0	11,4	<u>9,6</u>	
UNI	1,3	<u>8,2</u>	2,7	<u>25,1</u>	18,1	6,0	<u>38,6</u>	
insg.	15,4	33,7	3,9	29,8	8,8	2,2	6,0	
Frauen (Spaltenprozente)								
Bildung d. Partners	Bildung der Partnerin							insg.
	HOB	HMB	MOB	MMB	ABI	FHS	UNI	
HOB	28,3	7,0	8,0	2,9	2,0	0,8	0,6	8,1
HMB	<u>56,9</u>	<u>66,5</u>	<u>40,4</u>	<u>38,8</u>	<u>19,4</u>	<u>13,6</u>	<u>7,6</u>	46,9
MOB	1,5	0,8	6,6	1,1	0,9	0,5	0,8	1,2
MMB	9,5	16,0	21,1	30,6	20,1	14,2	8,5	19,4
ABI	1,8	4,3	9,3	9,9	25,9	12,0	9,6	8,2
FHS	<u>1,2</u>	<u>3,0</u>	<u>7,7</u>	<u>8,5</u>	<u>11,7</u>	<u>32,6</u>	<u>10,3</u>	6,4
UNI	<u>0,8</u>	<u>2,4</u>	<u>6,8</u>	<u>8,2</u>	<u>20,1</u>	<u>26,2</u>	<u>62,6</u>	9,8
Quelle:	70%-Substichprobe des Mikrozensus 1989 (ZUMA-File) Auf Unterstreichungen wird im Text eingegangen.							

Ebenso wie bei allen Ehen läßt sich auch bei den jungen Ehen kein signifikanter Unterschied in den Strukturen der Partnerwahl im Vergleich zu nichtehelichen Lebensgemeinschaften finden. Darüber hinaus deutet sich in Tabelle 11¹²⁾ aber auch an, daß die unterschiedliche Ausbildung der Partner in Ehen und nichtehelichen Lebensgemeinschaften ein Ergebnis der Bildungsexpansion ist und nicht eine Frage der Bevorzugung von nichtehelichen Lebensgemeinschaften durch besser Gebildete. Diese Aussage sollte allerdings nicht überbewertet werden, da für die Berechnung nicht exakt über das Alter standardisiert wurde. Hält man sich dies vor Augen, dann sollte für „junge“ Ehen und nichteheliche Lebensgemeinschaften ebenfalls das Modell „Unabhängigkeit 2 + gleiche Interaktion“ als am besten an die Struktur der Daten angepaßte gewählt werden. Der F-Test erzwingt zwar nicht die Annahme des Modells, aber der Anteil erklärter Devianz

(99,7 Prozent!) und der negative Wert für den BIC-Index dieses Modells legen nahe, es dem saturierten Modell vorzuziehen. Auch für die Partnerschaften, die vorwiegend von Partnern geschlossen wurden, die von der Bildungsexpansion profitieren konnten oder hätten profitieren können, kann somit festgestellt werden, daß sie aufgrund vergleichbarer Selektionsmechanismen zustandegekommen sind.

Bildung d. Partners	Bildung der Partnerin						
	HOB	HMB	MOB	MMB	ABI	FHS	UNI
HOB	13,128	2,595	1,509	0,748	0,487	0,240	0,222
HMB	3,201	3,003	0,922	1,195	0,559	0,495	0,341
MOB	1,923	0,855	3,497	0,790	0,591	0,449	0,830
MMB	0,931	1,266	0,844	1,649	1,012	0,901	0,668
ABI	0,346	0,669	0,725	1,046	2,567	1,500	1,481
FHS	0,262	0,519	0,680	1,018	1,299	4,574	1,787
UNI	0,147	0,341	0,494	0,807	1,844	3,034	8,968
Quelle:	Faktisch anonymisierte 70%-Unterstichprobe des Mikrozensus 1989 (ZUMA-File); <i>Graue Felder</i> : Wert ist signifikant größer als '1'; <i>Kursivdruck</i> : nicht signifikant für $\alpha=0,05$						

Modell	L^2	df	ΔL^2	BIC
Gleichverteilung	18820	97	0,0	17924,5
Unabhängigkeit 1	4609	84	75,5	3833,7
+ gleiche Interaktion	209	48	98,9	-234,2
Unabhängigkeit 2	4453	72	76,3	3788,9
+ gleiche Interaktion	65	36	99,7	-266,8
Saturiertes Modell	0	0	100,0	0
Quelle:	Faktisch anonymisierte 70%-Unterstichprobe des Mikrozensus 1989 (ZUMA-File); * $p < 0,01$			

5. Zusammenfassung

Der Wahl von Lebensgefährten liegen scheinbar dieselben Selektionsmechanismen zugrunde wie der Wahl von Ehepartnern. Sie bewirken, daß sowohl in der ehelichen wie in der nichtehelichen Partnerwahl eine Tendenz zur Homogamie besteht und daß die Chancen, einen Partner aus einer anderen Schicht zu erwählen, mit den Abständen zwischen den Schichten sinken. Der Unterschied im Bildungsniveau der Ehepartner und der Partner nichtehelicher Lebensgemeinschaften scheint dagegen zu einem großen Teil eine Folge der Bildungsexpansion zu sein, die aber die Selektionsmechanismen der Partnerwahl nicht tangieren. Folgt man der Deutung Hallers, dann sind diese Selektionsmechanismen soziokulturell geprägte Identitäten der Akteure auf dem „Heiratsmarkt“. Sie bestimmen (mit), in wen man sich verliebt und mit wem man dauerhaft in einer Beziehung zusammenleben kann. Ist diese Annahme richtig, dann ist das ein Beleg dafür, daß Partnerwahlen Heiratswahlen als Indikatoren sozialstrukturellen Wandels ablösen können, ohne die Vergleichbarkeit mit älteren Studien zu diesem Thema allzusehr zu gefährden.

Anmerkungen

*) Dieser Artikel ist ein überarbeiteter Auszug aus meiner Diplomarbeit, die ich im Wintersemester 1993/94 bei Professor Dr. Johann Handl an der Lehrinheit für Statistik und sozialwissenschaftliche Methodenlehre der Universität Mannheim geschrieben habe. Ich danke dem Zentrum für Umfragen, Methoden und Analysen, das mir die Auswertungen mit dem Mikrozensus 1989 ermöglichte.

1) Da im Mikrozensus der erlernte Beruf einer Person oder ihr letzter ausgeübter Beruf nicht erfragt wird, würden bei Verwendung des ausgeübten Berufes alle die Partnerschaften entfallen, in denen die Frauen zur Zeit nicht erwerbstätig sind, oder alle Haushalte mit Arbeitslosen.

2) Nach Hochrechnung mit einem vom Statistischen Bundesamt erstellten Gewicht zur Anpassung an die Eckzahlen der Bevölkerungsfortschreibung und Multiplikation mit 100/70 ergibt sich die Zahl von 917.000 Paaren. Diese Paare wurden nach eingehender Datenexploration ausgewählt. Die im Statistischen Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland von 1992 veröffentlichten Zahlen weisen für 1989 842.000 nichteheliche Lebensgemeinschaften nach. (Statistisches Bundesamt 1992b: 70). Möglicherweise sind die Zahlen im Statistischen Jahrbuch Ergebnis eines strengeren Auswahlverfahrens. Voit (1993:194) errechnete für 1991 fast 1,1 Millionen nichteheliche Lebensgemeinschaften im Gebiet der alten Bundesländer. Diese Ergebnisse liegen recht nahe an den hier berechneten Zahlen.

3) Die Beschränkung auf Deutsche geschah mit Rücksicht darauf, daß es starke Endogamietendenzen bei Deutschen und Ausländern gibt. Der Konnuptialitätsindex ist ein einfaches Maß, um zu testen, ob die Nationalität eine Barriere der Partnerwahl darstellt. Für Ehen weist er den Wert 0,22 auf, für nichteheliche Lebensgemeinschaften den Wert 0,73. Beide Werte sind kleiner als '1', was bedeutet, daß die Nationalität in der Tat eine Barriere für die Partnerwahl ist (Rückert/Lengsfeld/Henke 1979: 68). Da zudem die Verteilung der Bildungsabschlüsse in der ausländischen Bevölkerung von der deutscher Partner abweicht [Ausländer haben bevorzugt Haupt- und Realschulabschluß ohne praktische Berufsausbildung (Männer: 46 Prozent, Frauen: 65 Prozent), Deutsche bevorzugt Haupt- und Realschulabschluß mit praktischer Berufsausbildung (Männer: 68 Prozent, Frauen: 53 Prozent)], würde eine Berücksichtigung der Ausländer ohne Kontrolle der Nationalität aus diesem Grund vermutlich zu einer unkontrollierten Erhöhung der Homogamiewerte führen, die irrtümlich als Bildungshomogamie interpretiert würde. Wegen Problemen mit der Kategorie 'Kein Abschluß' (Lüttinger/Schimpl-Neimanns 1993: 104, Endnote 10) konnten zudem die Paare nicht berücksichtigt werden, in denen mindestens ein Partner keinen schulischen Ausbildungsabschluß hatte.

4) Niemayer (1994: 504) zählt eine Reihe von Paarformen auf, die mit den Daten der amtlichen Statistik nicht differenziert werden können. So kann nicht unterschieden werden, ob es sich bei einem Haushalt, der als nichteheliche Lebensgemeinschaft identifiziert wurde, um eine „Ehe auf Probe“ oder um eine echte „Alternative zur Ehe“ handelt. Da die nichtehelichen Lebensgemeinschaften mit dem Mikrozensus nachträglich gebildet wurden, kann es zudem durchaus sein, daß es sich bei einem solchem Haushalt nur um eine Wohngemeinschaft mit Mitgliedern unterschiedlichen Geschlechts handelt. Aus diesem Grunde können auch Formen des „Living apart together“ nicht berücksichtigt werden. Dagegen wurde auf die Trennung zwischen „nachehelicher Gemeinschaft“ und „Erst-nichtehelicher Lebensgemeinschaft“ bewußt verzichtet, da auch Ehepaare nicht nach Erstehen und Wiederverheiratungen differenziert werden konnten.

5) Der Begriff „Heiratsmarkt“ ist im Zusammenhang zu nichtehelichen Lebensgemeinschaften nur der Einfachheit halber gewählt und soll nicht automatisch implizieren, daß nichteheliche Lebensgemeinschaften eine Vorform der Ehe sind. Der Begriff wurde aus Mangel an einer eingängigen Alternative in diesem Zusammenhang verwendet. Die Randverteilung der Partnerschaftstabelle gibt dabei natürlich nur ungenügend die Bildungsverteilung aller Männer und Frauen wider, weil die Personen nicht in die Berechnung eingehen, die ohne Partner leben oder in Haushalten, die aus technischen Gründen nicht in die Analyse eingehen konnten (siehe Endnote 4).

6) Zur übersichtlicheren Darstellung wurden die Ausreißer und Extremwerte nicht mit dargestellt. Für die Ehen ist die Zahl der Personen, die 1,5 Boxlängen von der oberen Boxgrenze entfernt sind (Ausreißer) zu vernachlässigen, bei den Männern in nichtehelichen Lebensgemeinschaften sind 4,5 Prozent der Männer nicht berücksichtigt, weil sie siebzig Jahre und älter sind, bei den Frauen sind es 8,3 Prozent, die mindestens 62 Jahre alt sind.

7) Es handelt sich hierbei um hierarchische loglineare Modelle. Genaugenommen stehen aber nicht alle diese Modelle in einem hierarchischen Verhältnis: *Unabhängigkeit2* und *Unabhängigkeit1 + Gleiche Interaktion* sind zwar beide aus *Unabhängigkeit1* entstanden. Aber beide sind dadurch entstanden, daß jeweils eine andere zusätzliche Annahme gemacht wurde. Deshalb ist der Satz von Hypothesen, der *Unabhängigkeit2* zugrunde liegt, nicht durch Wegnehmen oder Hinzufügen einer oder mehrerer Hypothesen in den von *Unabhängigkeit1 + Gleiche Interaktion* zu verwandeln. Die Erklärungsleistung von *Unabhängigkeit 2* kann deshalb nur an *Unabhängigkeit 1* gemessen werden, und nicht an *Unabhängigkeit1 + Gleiche Interaktion*.

8) Die Generierung eines Basismodells ist deshalb wichtig, weil die Likelihood-Ratio-Werte (L^2), die zur Abschätzung der Güte eines Modells herangezogen werden (siehe auch Endnote 10), von der Zahl der Analyseeinheiten abhängig ist. Der „Erklärungswert“ einzelner Modelle - die unterschiedliche Hypothesen über die Struktur der zugrundeliegenden Daten repräsentieren - wird deshalb an der prozentualen Verringerung der L^2 -Werte gemessen. Die Basis für die Berechnung dieses „Anteils erklärter Devianz“ (ΔL^2) bildet der L^2 -Wert des Basismodells (Knoke/Burke 1980).

9) Die unterschiedlichen Höhe der Fallzahlen bei Ehepaaren und nichtehelichen Lebensgemeinschaften (80.000 zu 5.000) führen bei der Berechnung der L^2 -Werte zu Problemen. Aus diesem Grund wurden beide Partnerschaftsmatrizen auf die gleiche Fallzahl (N=5.000) umgerechnet.

10) Der BIC-Index ist ein Maß für die Güte eines log-linearen Modells. Er wird folgendermaßen berechnet: $BIC = L^2 - \ln(N) \cdot df$. Der BIC-Index berücksichtigt neben der Einfachheit des Modells (df) zusätzlich die Größe der Stichprobe ($\ln(N)$), die einen Einfluß auf die Likelihood-ratio-Statistik (L^2) hat. Das Modell, das den niedrigsten Wert hat, soll aus einer Gruppe konkurrierender Modelle ausgewählt werden. Wenn BIC für ein Modell negativ ist, dann reproduziert dieses die beobachteten Daten „besser“ als das saturierte Modell, das die beobachteten Daten exakt reproduziert. „Besser“ bedeutet in diesem Zusammenhang nämlich, daß das Modell sparsamer hinsichtlich der zugrundeliegenden Hypothesen ist als das saturierte Modell, aber dennoch eine hinreichende Anpassung bietet.

Das traditionelle Maß für die Güte eines Modells ist die F-Statistik, die jedoch die Größe der Stichprobe nicht berücksichtigt. Das führt dazu, daß es für große Stichproben wie die des Mikrozensus leicht zu einem „overfitting“ kommen kann, d.h. daß Einflüsse wie bspw. Unterschiede in den Interaktionsmustern zwischen Ehen und nichtehelichen Lebensgemeinschaften „zu schnell“ als signifikant allein aufgrund der Stichprobengröße angesehen werden. Der F-Wert wird folgendermaßen berechnet: $F = L^2/df$, wobei df für die Freiheitsgrade des Modells steht und F der F-Wert mit $df_1=df$, $df_2=\text{unendlich}$ ist (Hagenaars 1990: 65f.). Ein Signifikanztest mittels F-Statistik wurde in Tabelle 7 durch einen Asterix (*) ausgewiesen.

11) Abbildung 2 berücksichtigt bei den jungen Ehen die Ehepartner nicht, die 50 Jahre und älter sind (6,8 Prozent) und die Ehefrauen, die älter als 42 Jahre sind (8,3 Prozent).

12) Auch die unterschiedliche Höhe der Fallzahlen bei jungen Ehepaaren und nichtehelichen Lebensgemeinschaften (16.628 zu 5.094) führen bei der Berechnung der L^2 -Werte zu Problemen. Aus diesem Grund wurden beide Partnerschaftsmatrizen auf die gleiche Fallzahl ($N=5.094$) umgerechnet.

Literatur

Blossfeld, H.-P., 1984: Bildungsexpansion und Tertiarisierungsprozess: Eine Analyse der Entwicklung geschlechtsspezifischer Arbeitsmarktchancen von Berufsanfängern unter Verwendung eines loglinearen Pfadmodells. Zeitschrift für Soziologie 13: 20-44.

Blossfeld, H.-P./Huinink, J., 1989: Die Verbesserung der Bildungs- und Berufschancen von Frauen und ihr Einfluß auf den Prozeß der Familienbildung. Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft 15: 383-404.

Clar, M., 1986: Soziale Mobilität und Freundschaftswahlen. Ein Vergleich beider Prozesse in ihrer Auswirkung auf die soziale Lage der Personen. Zeitschrift für Soziologie 15: 107-124.

Galler, H. P., 1979: Schulische Bildung und Heiratsverhalten. Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft 5: 199-213.

Geißler, R., 1992: Die Sozialstruktur Deutschlands. Opladen: Westdeutscher Verlag GmbH.

Hagenaars, J. A., 1990: Categorical Longitudinal Data. Log-Linear Panel, Trend, and Cohort Analysis. Newbury Park, London, New Delhi: Sage Publications.

Haller, M., 1982: Klassenbildung und soziale Schichtung in Österreich. Analysen zur Sozialstruktur, sozialen Ungleichheit und Mobilität. Frankfurt/M./New York: Campus.

Handl, J., 1985: Mehr Chancengleichheit im Bildungssystem. - Erfolg der Bildungsreform oder statistisches Artefakt? Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 37: 698-722.

Handl, J., 1988: Berufschancen und Heiratsmuster von Frauen. Frankfurt/M./New York: Campus.

Handl, J./Herrmann, C., 1994: Soziale und berufliche Umschichtung der Bevölkerung in Bayern nach 1945. München: iudicium Verlag.

Kalmijn, M., 1991: Shifting Boundaries: Trends in Religious and Educational Homogamy. American Sociological Review 56: 786-800.

Knoke, D./Burke, P. J., 1980: Log-Linear Models. Beverly Hills, London: Sage Publications.

Krug, W./Nourney, M., 1987: Wirtschafts- und Sozialstatistik. Gewinnung von Daten. München, Wien: R. Oldenbourg Verlag.

Lange, E., 1986: Soziologie des Erziehungswesens. Stuttgart: B. G. Teubner.

Laumann, E. O., 1973: Bonds of pluralism. The form and substance of urban social networks. New York, London: Wiley.

Lüttinger, P./Schimpl-Neimanns, B., 1993: Die Entwicklung bildungsspezifischer Ungleichheit: Bildungsforschung mit Daten der amtlichen Statistik. ZUMA-Nachrichten 32: 76-115.

Mare, R. D., 1991: Five Decades of Educational Assortative Mating. American Sociological Review 56: 15-32.

Mayer, K. U., 1977: Statushierarchie und Heiratsmarkt. S. 155-232 in: J. Handl/K. U. Mayer/W. Müller (Hrsg.): Klassenlagen und Sozialstruktur. Frankfurt/M./New York: Campus.

Mayer, S./Schulze, E., 1988: Nichteheliche Lebensgemeinschaften - Eine Möglichkeit zur Veränderung des Geschlechterverhältnisses? Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 40: 337-356.

Müller, W., 1975: Familie - Schule - Beruf. Analysen zur sozialen Mobilität und Statuszuweisung in der Bundesrepublik. Opladen: Westdeutscher Verlag.

Müller, W., 1986: Soziale Mobilität: Die Bundesrepublik im internationalen Vergleich. S. 339-354 in: M. Kaase (Hrsg.): Politische Wissenschaft und politische Ordnung. Opladen.

Niemayer, F., 1994: Nichteheliche Lebensgemeinschaften und Ehepaare - Formen der Partnerschaft gestern und heute. Wirtschaft und Statistik: 504-517.

- Pappi, F. U., 1973: Sozialstruktur und soziale Schichtung in einer Kleinstadt mit heterogener Bevölkerung. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 25: 23-74
- Pappi, F. U., 1976: Soziale Schichten als Interaktionsgruppen. Zur Messung eines 'deskriptiven' Schichtbegriffs. S. 223-242 in: M. R. Lepsius (Hrsg.): *Zwischenbilanz in der Soziologie. Verhandlungen des 17. dt. Soziologentages*. Stuttgart: Enke.
- Rückert, G.-R./Lengsfeld, W./Henke W., 1979: *Partnerwahl. Boppard am Rhein*: Bold-Verlag
- Sixma, H./Ultee, W., 1984: Marriage Patterns and the Openness of Society; Educational Heterogamy in the Netherlands in 1959, 1971 and 1977. S. 91-108 in: Bakker et. al. (Ed.), *Social Stratification and Mobility in the Netherlands*. Amsterdam: SISWO publication 291.
- Statistisches Bundesamt (Hrsg.), 1990a: *Bevölkerung und Erwerbstätigkeit. Haushalte und Familien. Ergebnisse des Mikrozensus 1989 (Fachserie 1, Reihe 3)*. Stuttgart: Metzler-Poeschel.
- Statistisches Bundesamt (Hrsg.), 1990b: *Familien heute. Strukturen, Verläufe und Einstellungen*. Stuttgart: Metzler-Poeschel
- Statistisches Bundesamt (Hrsg.), 1992a: *Statistisches Jahrbuch 1992 für die Bundesrepublik Deutschland*. Wiesbaden: Metzler-Poeschel
- Statistisches Bundesamt (Hrsg.), 1992b: *Datenreport 1992*. Bonn
- Statistisches Bundesamt (Hrsg.), 1993: *Methoden... Verfahren... Entwicklungen. Heft 2*. Wiesbaden.
- Teckenberg, W., 1991: *Sozialstruktur als differentielle Assoziation. Der Wandel der durch Bildungs- und Berufsstatus geprägten Heiratsbeziehungen in der Bundesrepublik Deutschland zwischen 1978 und 1987*. Habilitationsschrift. Universität Heidelberg.
- Ultee, W./Luijkx, R., 1990: Educational heterogamy and father-to-son occupational mobility in 23 industrial nations: General societal openness or compensatory strategies of reproduction? *European Sociological Review* 6: 125-149.
- Voit, H., 1993: *Haushalte und Familien. Ergebnisse des Mikrozensus April 1991*. *Wirtschaft und Statistik*: 191-199
- Wagner, M., 1991: Sozialstruktur und Ehestabilität. S. 359-384 in: K. U. Mayer/J. Allmendinger/J. Huinink (Hrsg.): *Vom Regen in die Traufe. Frauen zwischen Beruf und Familie*. Frankfurt/M./New York: Campus.
- Weber, M., 1980: *Wirtschaft und Gesellschaft*. 5. Auflage. Tübingen: Mohr
- Ziegler, R., 1985: Bildungsexpansion und Partnerwahl. S. 85-106 in: S. Hradil (Hrsg.): *Sozialstruktur im Umbruch*. Opladen: Leske und Budrich.