

Der Altersunterschied zwischen Ehepartnern

Ein neues Analysemodell

Thomas Klein

Institut für Soziologie, Universität Heidelberg, Sandgasse 9, D-69117 Heidelberg

Zusammenfassung: Der Beitrag untersucht den Altersunterschied zwischen Ehepartnern. Er diskutiert und analysiert vier (familien-)soziologische Theorieansätze im Hinblick auf ihren Beitrag zur Erklärung des Altersunterschieds, entwickelt ein neues, handlungsbezogenes Analysemodell (ereignisanalytische odds ratios) und liefert einige empirische Ergebnisse, die theoretische Vermutungen untermauern, daß die altersbezogene Partnerwahl stark von den Heiratsgelegenheiten beeinflußt wird.

1. Fragestellung

Der Altersunterschied zwischen Ehepartnern ist bekannt: Er beträgt durchschnittlich etwa 3 Jahre, um die der Mann älter ist als die Frau.¹ Zusätzlich kann als bekannt gelten, daß sich der durchschnittliche Altersabstand trotz vielfältiger gesellschaftlicher Umbrüche über Jahrzehnte hinweg kaum verändert hat. Selbst in bewegten Zeiten (und trotz der vielbeschworenen Individualisierung, d. h. der vermeintlichen Zunahme individueller Entscheidungsspielräume) stellt er fast eine historische Konstante dar. Obendrein gibt es (nicht nur zwischen westlichen Industriegesellschaften) fast keine internationalen Unterschiede, die groß genug wären, die Richtung des Altersunterschieds umzudrehen (Burkitt und Burkitt 1981; Cox 1970; Paterson und Pettijohn 1982; Presser 1975).

Dabei wird der Altersunterschied zwischen Ehepartnern vielfach als Kennziffer für soziologisch relevante Sachverhalte interpretiert: So wird er insbesondere mit der Machtstruktur in der Familie (z. B. Bumpass und Sweet 1972: 760) und mit dem „de facto“-Status von Frauen (Veevers 1984: 18) in Verbindung gebracht. Er gilt als Indikator für „....(un)-gleiche Handlungschancen von Mann und Frau in einer Partnerschaft“ (Tölke 1991: 127) und für die gesellschaftliche Prägung von Bedürfnisstrukturen und Rollenorientierungen. Eine Verringerung des Altersunterschieds zwischen Ehepartnern wird (würde) mit einer vergrößerten Bedeutung egalitärer Partnerschaften (z. B. Udry 1974: 154) oder gar mit Emanzipation (Rückert, Lengsfeld und Henke 1979: 63) assoziiert. Alters-

unterschiede, die gleichermaßen in beide Richtungen gehen, werden im Sinne „...geringer normativer Vorgaben und geschlechtsspezifisch nicht rigide vorgezeichneter ... Interessen- und Bedürfnislagen“ interpretiert (Tölke 1991: 127). Vor dem Hintergrund der leidigen Individualisierungsdebatte werden Abweichungen vom Durchschnitt „.... als Ausdruck einer ... individualisierten Partnersuche“ gesehen (Tölke 1991: 127). Wie andere Aspekte der Partnerwahl – z. B. die Bildungshomogamie oder die konfessionelle Homogamie – kann das Ausmaß der Altershomogamie² darüber hinaus als Indikator für die Offenheit einer Gesellschaft bzw. als Indikator für soziale Barrieren diskutiert werden: Das Maß, in dem Mitglieder unterschiedlicher (Alters-) Gruppen bereit sind in eine andere Gruppe einzuhiraten, gibt über Nähe und Distanz zwischen den Gruppen Auskunft und kann als Reflex von Chancengleichheit betrachtet werden.

Ungeachtet vielfältiger Interpretationen und Mißinterpretationen (die auf vermeintliche Verursachungszusammenhänge abheben) hat der Altersunterschied zwischen Ehepartnern mannigfache Folgen für das individuelle Wohlergehen der Partner und für die Ehe. Schon in der frühen soziologischen Forschung wurden familiäre Spannungen auch auf den Altersunterschied zurückgeführt (Bossard 1932/33: 536). Einige Studien kommen zu dem Schluß einer größeren Ehezufriedenheit und Ehestabilität, wenn der Altersunterschied der

¹ Ähnliche Altersunterschiede existieren auch in nichtehelichen Beziehungen. Die Besonderheiten nichtehelicher Beziehungen werden jedoch in dem vorliegenden Beitrag nicht weiter vertieft.

² Als Homogamie bzw. Heterogamie wird (das Ausmaß der) Gleichheit bzw. Ungleichheit von Partnermerkmalen bezeichnet. Abweichungen von diesem weit verbreiteten Sprachgebrauch, die über das Phänomen hinaus auf einen kulturellen Verursachungsmechanismus abheben (etwa Berardo, Appel und Berardo 1993: 95) oder den Homogamiebegriff auf psychische Ähnlichkeiten reduzieren (z. B. Jäckel 1980: 9), sind wenig zweckmäßig.

Partner nicht zu groß oder die Frau jünger ist als ihr Mann (Blood und Wolfe 1960; Bumpass und Sweet 1972; Kirkpatrick 1937/38; Lewis und Spandler 1979; Locke 1968; Momeni 1976; Monahan 1953), wenngleich der Zusammenhang nicht abschließend gesichert ist (vgl. zum Überblick Berardo, Appel und Berardo 1993). Darüber hinaus wirkt sich der Altersabstand auf die eheliche Kinderzahl aus (Carter und Glick 1978; Presser 1975), auf das Verwitwungsrisiko (Knupfer 1978, zitiert nach Berardo, Appel und Berardo 1993) und sogar auf die Lebenserwartung (Fox, Bulusu und Kinlen 1979; Klinger-Vartabedian und Wispe 1989). Weiterhin hat Bourdieu (1976) verdeutlicht, daß die Reproduktion sozialer Strukturen ganz wesentlich von den Heirats-“Strategien” abhängt.

Trotz dieser und anderer bekannter Zusammenhänge ist der Altersabstand zwischen Ehepartnern bislang nur wenig erforscht. In Deutschland liegen außer einigen, eher deskriptiven Ansätzen von Jäckel (1980: 11ff), von Rückert, Lengsfeld und Henke (1979: 60ff, 79ff) und von Tölke (1991: 128–132) keinerlei Untersuchungen vor, die explizit dem Altersunterschied von Ehepartnern gewidmet sind. Aber auch international gilt: „... demographers and family sociologists ... have seldom focused on the issue of age differences between husbands and wives“ (Veevers 1984: 18), und erst in jüngster Zeit beginnen die nach wie vor seltenen Untersuchungen zuzunehmen (vgl. Berardo, Appel und Berardo 1993). Das Forschungsdefizit besteht sowohl in theoretischer als auch in empirischer Hinsicht. So konstatiert beispielsweise der aktuelle Literaturüberblick von Berardo, Appel und Berardo (1993: 95f): „Age dissimilar marriage studies generally have no substantive sociological theory and are in large part descriptive. ... it is essential that investigators move on to more complex analytic and empirical questions grounded in appropriate theoretical frameworks.“ Und was die Empirie betrifft: „Few if any studies of age dissimilar marriages contain longitudinal data“ (Berardo, Appel und Berardo 1993: 94).

Das Forschungsdefizit ist auch deshalb erstaunlich, weil das Alter – neben Bildung und Religion – als einer der wichtigsten Faktoren der Partnerwahl betrachtet (z. B. Bean und Aiken 1976: 61; Glick und Landau 1950: 517; Hollingshead 1951: 492) und die Altershomogamie als noch ausgeprägter angesehen wird als die Homogamie in bezug auf andere Merkmale (Jensen 1980). Zu dem Forschungsdefizit tragen m.E. verschiedene Umstände bei: (1) Ein nicht unbedeutender Umstand ist sicherlich, daß die Altershomogamie (wie das

Partnerwahlverhalten im allgemeinen) nicht ‘einfach’ durch handlungstheoretische oder andere rein motivationale Ansätze erklärt werden kann, sondern immer auch durch gelegenheitsstrukturelle Vorgaben geprägt ist. Die dadurch erforderliche Integration mikrosoziologischer und makrosoziologischer Überlegungen ist sowohl theoretisch als auch empirisch schwierig umzusetzen. (2) Hinzu kommt, daß sich der Altersunterschied zwischen Ehepartnern wie gesagt wenig verändert hat (jedenfalls in der Durchschnittsbetrachtung), und es scheint wohl attraktiver, dramatische Veränderungen zu beforschen als eine historisch fast konstante Größe – und sei gerade die Konstanz noch so erstaunlich. (3) Schließlich steht die Vernachlässigung des Altersabstands zwischen Ehepartnern aber auch damit in Zusammenhang, daß der Partnerwahl eine wichtige Funktion bei der Reproduktion sozialer Strukturen zukommt (Bourdieu 1976): Wäre die Partnerwahl ausschließlich zufallsgesteuert, würden Schichtunterschiede auf Dauer verschwinden (vgl. Eckland 1968: 78f; Hill und Kopp 1995: 130f), der Bestand von Religionen und Konfessionen wäre gefährdet, und andere soziale Strukturen existierten nicht in der heute beobachteten Form. Ein wesentliches Merkmal dieser Strukturen ist allerdings eine halbwegs dauerhafte Zuordenbarkeit der Individuen. Die Einordnung wird erworben oder zugeschrieben, und die Bewegung des Individuums zwischen den Strukturkategorien (die soziale Mobilität, der Konfessionswechsel usw.) ist oft traditioneller Gegenstand soziologischen Interesses. Anders beim Alter. Das Individuum durchläuft quasi automatisch die verschiedenen Altersstufen, die Zuordnung des Individuums ist ständig im Fluß (ohne daß dieser zunächst besonders interessant erscheint), und der Lebensverlauf ist erst in jüngerer Zeit in das Blickfeld soziologischer Forschung gerückt. Eine aktuelle Studie spricht gar von der „Altersirrelevanz in der Gesellschaft“ (Vera, Berardo und Vandiver 1991).

Der vorliegende Beitrag geht der Frage nach, wo von der Altersunterschied zwischen den Ehepartnern im Einzelfall abhängt und warum der durchschnittliche Altersunterschied derart invariabel ist. Im folgenden werden zunächst unterschiedliche Theorieansätze diskutiert und systematisiert (Punkt 2.). Es folgt ein kurzer, eher deskriptiver Überblick über die demographischen Rahmenbedingungen (Punkt 3.). Ferner wird ein neues Analysekonzept vorgestellt, das sowohl auf handlungstheoretische als auch auf strukturalistische Theorieansätze Bezug nimmt und sowohl die Längs-

schnittperspektive des Lebensverlaufs als auch die Querschnittsperspektive des Heiratsmarkts berücksichtigt (Punkt 4.). Einige zentrale Ergebnisse – beruhend auf diesem Analysekonzept und dem Familiensurvey des Deutschen Jugendinstituts (Alt 1991; Bertram 1991) – sind abschließend zusammengestellt (Punkt 5.). Die Analysen des vorliegenden Beitrags legen den Schluß nahe, daß die historische Invariabilität des durchschnittlichen Altersunterschieds kaum als Indikator für unveränderte Machtstrukturen in der Ehe herhalten kann.

2. Theoretische Diskussion und bisherige Befunde

Trotz des genannten Theoriedefizits werden allgemeinsoziologische und familiensoziologische Theorieansätze und Erklärungsmuster auch zur (oft oberflächlichen) Erklärung des Altersunterschieds zwischen Ehepartnern herangezogen. Je nach theoretischer Orientierung wird dabei der Altersabstand als Indikator für unterschiedliche theoretische Konstrukte interpretiert.

2.1 Werte und Normen

Das vorherrschende Erklärungsmuster des Partnerwahlverhaltens im allgemeinen wie der altersbezogenen Partnerwahl im besonderen läßt sich als das (nicht nur auf die Familiensoziologie beschränkte) normative Paradigma bezeichnen. In diesem Sinne wird der Altersunterschied als „tradierter Norm“ (z. B. Rückert, Lengsfeld und Henke 1979: 60), als „social norm“ (z. B. Tzeng 1992: 611), bzw. als „allgemeine Regel der Partnerwahl“ (Jäckel 1980: 13) bezeichnet (vgl. auch Burgess und Wallin 1943; R. Klein 1991: 33ff; und viele andere). Ein häufiges Argument ist in diesem Zusammenhang das der Kulturähnlichkeit der Partner im Sinne ähnlicher Wertorientierung und Sozialisation (Hollingshead 1950: 621f; Jäckel 1980: 9ff; Kalmijn 1991: 501), die Maxime der Kulturähnlichkeit ist jedoch – gleich, ob an Alter oder an Generation gebunden – unzureichend, um einen durchschnittlichen Altersabstand in eine bestimmte Richtung zu erklären. Unerklärt bleibt außerdem, warum wiederheiratende Männer und Frauen gleichermaßen einen wesentlich jüngeren Partner finden, wenn dieser zum ersten Mal heiratet (Hollingshead 1951; Veevers 1983a, 1983b, 1984; Williams und Kuhn 1973: 9), und warum mit zunehmendem Heiratsalter die Altershomogamie

abnimmt (Bitter 1986; Bossard 1932/33; Bytheway 1981; Casterline, Williams und McDonald 1986; Gunter und Wheeler 1986; Tucker und Mitchell-Kernan 1990), wobei der Partner/die Partnerin von Männern und Frauen gleichermaßen um so jünger ist, je höher das Heiratsalter (Berardo, Vera und Berardo 1983; Bowerman 1956; Casterline, Williams und McDonald 1986; Dressel 1980: 393; Elder und Rockwell 1976; Hollingshead 1950; Leslie und Gorman 1985; Mensch 1986; Monahan 1953; Rückert, Lengsfeld und Henke 1979: 60; Wheeler und Gunter 1987).³ Unklar ist ferner, wie die beachtliche Varianz der Altersdifferenz normativ erklärt werden sollte – die Literatur begnügt sich hier damit, Abweichungen als „Abweichungen vom Normverhalten“ (z. B. Rückert, Lengsfeld und Henke 1979: 62) zu interpretieren.⁴

Ein anderer Strang der normativen Argumentation besteht in dem Postulat geschlechtsspezifisch unterschiedlicher Altersnormen für Heirat und Familiengründung. Rollen- und Statuserwartungen sind mehr oder weniger eng an das Alter gekoppelt (Chudacoff 1989; Hagestad und Neugarten 1985; Riley und Waring 1976). Kohli (1985) spricht von einer „Institutionalisierung des Lebenslaufs“, d. h. von einer Altersstandardisierung wichtiger Lebensereignisse, die nicht zuletzt in Normen begründet ist. Die sozialen Regeln, die für den Altersunterschied verantwortlich sind, beziehen sich bei dieser Argumentation nicht unmittelbar auf den Altersunterschied der Partner, sondern auf die traditionellen Rollendefinitionen der Geschlechter, die sich für Männer auch in der Norm konkretisieren, die Ausbildung und eine (erste) berufliche Etablierung vor der Heirat abzuschließen. Dieser Erklärungsstrang ist nicht unbedingt „oberflächlich“ (so Veevers 1984: 18), sondern eher als indirekte bzw. mittelbare Erklärung des Altersunterschieds zwischen Ehepartnern ein-

³ Eine Ausnahme findet Bytheway (1981) für ein hohes Heiratsalter von über 50 Jahren, in dem die Wahrscheinlichkeit wieder steigt, einen sogar wesentlich älteren Partner zu heiraten. Bytheway (1981: 927) führt diesen Befund darauf zurück, daß Normen in bezug auf den Altersunterschied mit der wichtiger werdenden Norm konkurrieren, überhaupt verheiratet zu sein.

⁴ Die geschilderte Argumentation basiert natürlich auf einem klotzigen, gesamtgesellschaftlichen Normbegriff, und eine differenziertere Betrachtung unterschiedlicher Normorientierungen und Millieueinbindungen in gesellschaftlichen Teilgruppen könnte u.U. weiterführen als hier geschildert. Der gesamte soziologische Literaturstand ist jedoch auf die hier ausgeführten, pauschalen Behauptungen beschränkt!

zustufen. Dennoch werden Altersnormierungen des Lebensverlaufs kontrovers diskutiert, und eine schlüssige Erklärung der Altersunterschiede zwischen Ehepartnern allein auf der Basis geschlechtsspezifisch unterschiedlicher Altersnormen für Heirat und Familiengründung erscheint kaum möglich.⁵

2.2 Rational choice-Ansätze

Während das normative Erklärungsmuster einer „wertrationalen“ Erklärung der Partnerwahl entspricht, lassen sich andere Erklärungen im Weber'schen Sinne als „zweckrational“ bezeichnen (vgl. Weber 1976: 12f). Dazu gehören die sog. Austauschtheorie und die familienökonomische Theorie. Beiden Theorien gemeinsam ist die Annahme, daß sich soziales Handeln wie auch die Partnerwahl an der Bedürfnisbefriedigung orientiert.

Dabei geht die Austauschtheorie von der Vorstellung aus, daß soziale Interaktion durch den Austausch wechselseitiger Vorteile bzw. durch wechselseitige Bedürfnisbefriedigung motiviert wird (vgl. Thibaut und Kelley 1959). In bezug auf Partnerschaft und Ehe ist bedeutsam, daß diese Bedürfnisbefriedigung auch in der Interaktion selbst liegen kann und daß die Verstetigung der Tauschbeziehung zusätzlichen Nutzen stiftet. Hierbei ist der Austausch auch mit dem Normen- und Wertesystem verkoppelt, insofern als die Bedürfnisse durch Sozialisation geprägt werden.⁶ Der durchschnittliche Altersunterschied läßt sich vor diesem Hintergrund mit einer geschlechtsspezifisch unterschiedlichen Sozialisation und darauf beruhend unterschiedlicher Bedürfnisstruktur von Männern und Frauen in Verbindung bringen. Die individualisierte Betrachtung und die Varianz der Sozialisa-

tionsbedingungen zwischen den Individuen machen – im Gegensatz zu dem normativen Paradigma – auch die empirisch beobachtete Varianz des Altersabstands prinzipiell erklärbar. Interpretiert man das Alter in bezug auf die Ressourcenausstattung der Individuen, so kann bei Männern höheres Alter mit höherem Einkommen assoziiert werden, während Jugend physische Attraktivität verkörpert. Der durchschnittliche Altersunterschied erscheint vor diesem Hintergrund durch geschlechtspezifisch unterschiedliche Einkommenserzielungsmöglichkeiten erklärbar. Für den Einzelfall läßt sich zudem die Hypothese formulieren, daß der Altersabstand von den Einkommenserzielungsmöglichkeiten der Frau abhängt.

Im Unterschied zur Austauschtheorie akzentuiert die familienökonomische Theorie stärker den materiellen Aspekt der Bedürfnisbefriedigung (Becker 1973; 1981).⁷ Dabei wird die Ehe als Produktionseinheit zur Produktion von „commodities“ verstanden. Zu diesen gehören materielle, aber auch immaterielle Güter wie Kinder oder Liebe und Zuwendung. Wie bei der Austauschtheorie wird als Heiratsmotiv eine Verbesserung der Bedürfnisbefriedigung unterstellt, weil in der Ehe mehr commodities produziert werden können. Die Partnerwahl wird gleichfalls von den Eigenschaften bzw. den Eigenschaftskombinationen dominiert, die die größte Bedürfnisbefriedigung versprechen. Im Vordergrund stehen jedoch die materiellen Aspekte der Bedürfnisbefriedigung. Unter diesem Aspekt kommt der familialen Arbeitsteilung zwischen Erwerbsarbeit und Hausarbeit ein besonderer Stellenwert zu. Als zentrales Kriterium bei der Partnerwahl wird deshalb eine komplementäre Unterschiedlichkeit der Einkommenserzielungsmöglichkeiten unterstellt: Während kaum Spezialisierungsgewinne entstehen, wenn beide Partner dieselben Einkommenserzielungsmöglichkeiten haben, ist bei unterschiedlichen Verdienstmöglichkeiten der potentiellen Partner ein größerer Heiratsanreiz gegeben.

Was steuert die familienökonomische Theorie zur Erklärung des Altersabstands zwischen Ehepartnern bei? Zum einen wird das Alter von Becker (Becker 1981: 76; Becker 1976: 218; Becker, Landes und Michael 1977: 1145f) ohne weitere Begründung zu den Eigenschaften gerechnet, bei denen Ähnlichkeit einen größeren Nutzen stiftet als

⁵ Eine Ausnahme stellt u.U. die gesetzliche Normierung des Mindestheiratsalters dar. Wie von Diekmann (1987: 139) nachgewiesen, haben sich der Altersabstand bei Ersteheschließung und das Erstheiratsalter (von Männern und Frauen) parallel entwickelt. Beide haben in der Bundesrepublik bis Anfang der 60er Jahre ab- und anschließend wieder zugenommen, was Diekmann (1987: 139f) so interpretiert: „Da für das Heiratsalter eine Minimalgrenze existiert, es sich sozusagen nicht um eine nach unten offene Skala handelt, führt eine Verschiebung des mittleren Heiratsalters in Richtung des minimalen Heiratsalters zu einer stärkeren Konzentration der Verheiratungen. ... Veränderungen des Heiratsaltersabstands werden vermutlich durch diesen ‘Komprimierungseffekt’ beeinflußt.“

⁶ Die Austauschtheorie läßt sich insoweit auch als Weiterführung bzw. mikrosoziologisches Pendant des normativen Paradigmas begreifen.

⁷ Eine ausführlichere Gegenüberstellung beider Theorieansätze findet sich auch bei Nauck (1989) und bei Hill und Kopp (1990).

(zu große) Unähnlichkeit. Zum anderen sind jedoch die Verdienstmöglichkeiten eng an das Alter und an die Ausbildungsdauer gekoppelt, vor allem bei Männern: Längere Ausbildung und höheres Heiratsalter versprechen höhere Spezialisierungsgewinne in der ehelichen Arbeitsteilung und lassen den 'Marktwert' auf dem Heiratsmarkt (die Heiratschancen wie die Wahlmöglichkeiten) steigen. Der Effekt wird noch dadurch verstärkt, daß mit Abschluß der Ausbildung und fortschreitender beruflicher Etablierung ein Abbau der Unsicherheit über die tatsächlichen Verdienstmöglichkeiten einhergeht (Oppenheimer 1988). Beides trägt zur Erklärung eines im Durchschnitt höheren Heiratsalters von Männern bei. In Anbetracht der angegliederten Bildungsbeteiligung von Frauen postulieren diese familienökonomischen Überlegungen einen Trend zur Egalisierung der ehelichen Austauschbeziehungen und zur Angleichung des Heiratsalters. Im Einzelfall läßt sich hingegen der Altersunterschied mit Ausbildungunterschieden erklären.⁸

Insoweit wie diese Effekte antizipiert werden, fördern sie auch eine geschlechtsspezifisch unterschiedliche Strukturierung des Lebensverlaufs, wobei angesichts der Geschlechtsunterschiede bei den Möglichkeiten der Einkommenserzielung vor allem Männer vor der Eheschließung (nicht zuletzt zur Verbesserung ihrer Heiratschancen und ihrer Wahlmöglichkeiten) einen Abschluß der Ausbildung und einen Einstieg in das Berufsleben anstreben. Analog geschlechtsspezifisch unterschiedlicher Altersnormen für Heirat und Familiengründung bezieht sich die Erklärung des Altersunterschieds bei dieser Argumentation nicht unmittelbar auf die Partnerwahl, sondern auf geschlechtsspezifische Unterschiede der Strukturierung von Lebensverläufen.

Der Austauschtheorie und der familienökonomischen Theorie unterliegt mithin eine ähnliche Argumentation.⁹ Im Vergleich mit dem normativen Erklärungsmuster des Partnerwahlverhaltens ist bedeutsam, daß Normen und Werte im Prinzip

auch von der Austauschtheorie und von der familienökonomischen Theorie berücksichtigt werden: Normen und Werte prägen die Bedürfnisstrukturen, beeinflussen die relative Gewichtigkeit unterschiedlicher Merkmale bei der Partnerwahl und wirken insofern auf den Nutzen ein, den unterschiedliche Aspekte der partnerschaftlichen Tauschbeziehung stifteten. Beide Theorien integrieren insofern den normativen Ansatz. Im Unterschied zur normativen Erklärung des Partnerwahlverhaltens nehmen sie jedoch auf der Mikroebene auf die handelnden Individuen Bezug und sind dadurch prinzipiell in der Lage, auch die Varianz des Altersunterschieds zu erklären.

2.3 Heiratsmarkt und Heiratsmarktleichgewichte

Den bislang zusammengestellten Ansätzen zur Erklärung des Partnerwahlverhaltens ist eine individualistische Perspektive gemeinsam, in der die Partnerwahl als Ausdruck individueller Motive, Vorlieben und Präferenzen erklärt wird.¹⁰ Mit dem Konzept des Heiratsmarkts wird hingegen der Einfluß äußerer, struktureller Rahmenbedingungen auf das Ergebnis der Partnersuche analysiert (z. B. Blau, Blum und Schwartz 1982; Bossard 1932/33; Catapanus 1938; Panunzio 1941/42). Strukturelle Faktoren bleiben im Rahmen normativer Erklärungsmuster meist völlig unerwähnt, werden aber von der familienökonomischen Theorie und ansatzweise auch von der Austauschtheorie in die mikrosoziologischen Überlegungen einbezogen.

Im Kontext der Austauschtheorie wird bereits von Winch (1958) gesehen, daß die austauschmotivierte Partnerwahl durch soziale Schichtung immer auf einen eingegrenzten Bereich „Wählbarer“ beschränkt ist. Auch von anderen (Walster, Walster, Piliavin und Schmidt 1973; Wright und Contrada 1986) wird ausdrücklich auf die Konkurrenz um den attraktivsten Partner hingewiesen. Eine interessante Ausweitung der Austauschtheorie auf den Heiratsmarkt liefert Edwards (1969): Er erklärt Homogamie als Ergebnis des Wettbewerbs auf dem Heiratsmarkt. Dabei postuliert er, daß jede Person die Partnerschaft mit anderen ablehnt, die (in welcher Hinsicht auch immer) weniger attraktiv sind. Als Konsequenz haben Personen mit glei-

⁸ Dennoch zählt Becker (1981: 76) das Bildungsniveau auch zu den Eigenschaften, bei denen Ähnlichkeit bevorzugt wird, wenn die Verdiensterzielungsmöglichkeiten konstant gehalten werden. Ohne empirische Information über die tatsächlichen Verdiensterzielungsmöglichkeiten und ihre Konstanthaltung ist hingegen davon auszugehen, daß der Humankapitalaspekt des Bildungsniveaus dominiert.

⁹ Beide Theorien lassen sich auch als rational choice-Ansätze begreifen (vgl. Hill und Kopp 1990; Nauck 1989).

¹⁰ Auch der normative Erklärungsansatz setzt implizit voraus, daß Normen vom Individuum internalisiert und damit handlungsrelevant werden.

cher Attraktivität die größte Chance, zusammen zu kommen. Wie Schoen und Wooldredge (1989: 466) hervorheben, kann dieses Prinzip dahingehend verallgemeinert werden, daß es sich nicht auf jedes einzelne Merkmal der Partnerwahl, sondern auf die Gesamattraktivität bezieht. Die von Edwards vorgeschlagene Verknüpfung austauschtheoretischer Überlegungen mit Marktprinzipien führt allerdings genau genommen dazu, daß nicht mehr der Ausgleich der absoluten Attraktivität, sondern der der *relativen* Attraktivität auf dem Heiratsmarkt im Vordergrund steht. Auf der Basis der Hypothese, daß sich die Partnerwahl nach der *relativen* Attraktivität vollzieht, kommt eine unterschiedliche Altersstruktur „wählbarer“ Männer und Frauen zur Erklärung des Altersunterschieds infrage.

Im Kontext der familienökonomischen Theorie wird der Heiratsmarkt vor allem unter dem Aspekt der „Suchkosten“ thematisiert (Becker 1981; Becker, Landes und Michael 1977; McKenzie und Tullock 1984; Oppenheimer 1988). Zu den Suchkosten wird zum einen modische Kleidung und ähnliches gerechnet. Zum anderen läßt sich auch das Eingehen und Lösen von Partnerschaften unter die Suchkosten subsumieren. Die Suchkosten beruhen auf der Intransparenz des Heiratsmarkts und auf der Unsicherheit über partnerwahlrelevante, aber nicht unmittelbar erkennbare Eigenschaften potentieller Partner. Unter dem Aspekt der Suchkosten fallen Partnerwahlentscheidungen um so eher negativ aus, je höher und je sicherer die Wahrscheinlichkeit eines besseren Heiratsangebots (subjektiv) eingeschätzt wird. Die mit zunehmendem Heiratsalter steigende Heiratsneigung im Lebensverlauf kann vor diesem Hintergrund einerseits mit steigender „Marktkenntnis“ und zunehmender Beurteilungssicherheit erklärt werden und andererseits mit der sinkenden Wahrscheinlichkeit eines Heiratsangebots, das besser ist als die zurückliegenden Wahlmöglichkeiten.

Die Relevanz des Heiratsmarktkonzepts zeigt sich vor allem bei quantitativen Heiratsmarktungleichgewichten („marriage squeeze“). Unter familienökonomischen Aspekten läßt ein Heiratsmarktungleichgewicht zuungunsten des eigenen Geschlechts die Wahrscheinlichkeit eines besseren Heiratsangebots sinken, so daß die Kompromißbereitschaft größer wird. Bedenkt man, daß sich die Situation für das andere Geschlecht gleichzeitig umgekehrt darstellt, so läßt sich ein Machtungleichgewicht zwischen den Geschlechtern bei der Partnerwahl und in der Ehe folgern (vg. z. B. Gut-

tentag und Secord 1983: 165; Heer und Grossbard-Shechtman 1981: 54; South und Lloyd 1992: 441). Der Altersunterschied könnte vor diesem Hintergrund mit unterschiedlicher Marktmacht in Zusammenhang gebracht werden, wobei aber offen bleibt, wie das in der Summe aufgehen soll, wenn nicht zu dem numerischen Marktungleichgewicht eine unterschiedliche Altersstruktur der Geschlechter hinzukommt. Eine andere Folgerung aus der familienökonomischen Theorie bezieht sich auf das Heiratsalter. Erschwerende Suchbedingungen können nach Ansicht mancher Autoren statt zu erhöhter Kompromißbereitschaft auch zu verlängerter Suche beitragen. So folgern beispielsweise Norton und Glick (1976: 10) angesichts eines Frauenüberschusses in den U.S.A., daß sich das Heiratsalter von Frauen erhöht und das von Männern verringert. Auch in der Folge von Heiratsmarktungleichgewichten wird somit eine geschlechtsspezifisch unterschiedliche Strukturierung von Lebensverläufen vermutet, aus der sich der Altersunterschied zwischen Ehepartnern *indirekt* erklärt. Die unmittelbare Auswirkung von Heiratsmarktungleichgewichten auf den Altersabstand und die Auswirkungen auf das Heiratsalter sind allerdings im Lichte der familienökonomischen Theorie eng verflochten.

Die empirischen Befunde sind uneinheitlich (Cox 1970; Freiden 1974; Goldman, Westoff und Hammerslough 1984; Jürgens und Pohl 1985; Keeley 1979; Klein 1993; Mensch 1986; Muhsam 1974; Schoen 1983), was sich nicht zuletzt auch damit erklärt, daß vorliegende Studien in aller Regel auf Querschnittsdaten beruhen, wohingegen die individuelle Entscheidung zwischen Kompromiß und weiterer Suche familienökonomisch mit der individuellen Aussicht auf ein besseres Heiratsangebot im weiteren Lebensverlauf erklärt wird. Während der Heiratsmarkt das jeweils aktuelle Gefüge von Heiratsgelegenheiten reflektiert und damit immer im Querschnitt konzeptualisiert ist, wird für die Entscheidungen des handelnden Individuums ein Kalkül im Kontext des Lebenszusammenhangs unterstellt.

Trotz der uneinheitlichen Befunde läßt sich argumentieren, daß der durchschnittliche Altersabstand zu einem Heiratsmarktungleichgewicht führt, das gleichzeitig eine Erklärung dieses Altersabstands liefert: Der existierende Altersabstand bedingt nämlich, daß in jedem Alter der Anteil der noch ledigen Frauen geringer ist als der der noch ledigen Männer. Im Hinblick auf die in der Weiterentwicklung von Edwards (1969) entwickelte Hypothese, daß sich die Partnerwahl nach der

Übersicht 1: Theorien des Partnerwahlverhaltens (vgl. Text).

		Direkte Erklärung	Indirekte Erklärung
Handlungstheoretische Ansätze	Wertrationales Handeln		Werte und Normen
	Zweckrationales Handeln		Bedürfnisbefriedigung (Familienökonomische Theorie und Austauschtheorie)
Strukturalistische Ansätze	Heiratsmarkteigenschaften		Konkurrenz und Heiratsmarktungleichgewichte
	Teilheiratsmärkte		Abgrenzung sozialer Gruppen

Quelle: eigene Zusammenstellung

relativen Attraktivität vollzieht, kann in der Tat davon ausgegangen werden, daß eine unterschiedlichen Altersstruktur „wählbarer“ Männer und Frauen existiert. Insoweit wie diese Altersstrukturierung des Heiratsmarkts erneut zu entsprechenden Altersunterschieden beträgt, wird der Altersabstand stetig von Generation zu Generation weitergegeben. Man kann in diesem Sinne von einer in der Bevölkerungsdynamik angelegten, „historischen Perpetuierung“ des durchschnittlichen Altersunterschieds zwischen Ehepartnern sprechen (vgl. Klein 1993: 241). Diese läßt einerseits vermuten, daß für individuelle Anpassungsreaktionen auf den Markt – wie sie von der Familienökonomie postuliert werden – im Durchschnitt wenig Platz bleibt. Natürlich erklärt die beschriebene Dynamik lediglich die hohe Stabilität des *durchschnittlichen* Altersabstands, während Faktoren, die im Einzelfall zu einer Varianz beitragen, am konkretesten von der familienökonomischen Theorie analysiert werden.

2.4 Teilheiratsmärkte

Während die vorgenannten Überlegungen auf einen gesamtgesellschaftlich einheitlichen Heiratsmarkt abheben, berücksichtigen andere Autoren eine weitergehende Strukturierung in Teilheiratsmärkte. Die Individuen sind über den Arbeitsplatz und über Freizeit- und andere Aktivitäten in verschiedene Handlungskontexte eingebunden (Blau, Blum und Schwartz 1982; Blau, Beeker und Fitzpatrick 1984), die als „Brennpunkte“ der Begegnung verstanden werden können (Feld 1981, ausgehend von Simmel 1955 und Granovetter 1973). Die sozialen Interaktionsgelegenheiten werden dadurch vorstrukturiert. Homogene Teilheiratsmärkte erhöhen die Wahrscheinlichkeit, einem ähnlichen Partner zu begegnen. Der Effekt wird noch verstärkt, wenn die Teilheiratsmärkte durch

Segregation auch räumlich gegeneinander abgegrenzt sind (Heer 1966; Morgan 1981; Ziegler 1985).

Als altershomogene Teilheiratsmärkte kommen insbesondere die Bildungsinstitutionen in Betracht (Bayer 1972; Mare 1991; Reiss 1965; Scott 1965). Soweit die Bildungsinstitutionen als Heiratsmarkt von Bedeutung sind, ist davon auszugehen, daß Partner, die erst nach der (Aus-) Bildungszeit zusammen finden, eine geringere Altershomogamie aufweisen als andere Paare. Dabei ist insbesondere zu vermuten, daß mit dem Ausbildungsende das Spektrum Älterer größer wird, während eine stärkere Separierung von den Jüngeren stattfindet, die noch in Ausbildung sind. Eine empirische Untersuchung von Vera, Berardo und Berardo (1985) zeigt in der Tat einen geringeren Altersabstand in den oberen Sozialschichten, obwohl normative Leitbilder (Jäckel 1980: 11; Kätsch 1965; Kaupp 1968) wie auch austauschtheoretische und familienökonomische Überlegungen das Gegenteil hätten vermuten lassen. Allerdings ist der *durchschnittliche* Altersunterschied von über 2 Jahren bei der (ersten) Eheschließung kaum ausschließlich auf der Basis von schul- und ausbildungsbezogenen Heiratsmärkten erklärbar – auch nicht unter Berücksichtigung der Wehrpflicht vor dem Studium.

2.5 Zusammenschau und Hypothesen

Die diskutierten Theorieansätze zur Erklärung des Altersunterschieds zwischen Ehepartnern lassen sich wie in Übersicht 1 systematisieren.¹¹ Dabei

¹¹ Das Partnerwahlverhalten ist im übrigen ein beliebter Gegenstand der Soziobiologie (vgl. z. B. Eckland 1968). Des weiteren werden Altersunterschiede auch psychoanalytisch interpretiert (z. B. Jedlicka 1980, 1984). Auf beide Ansätze soll jedoch hier nicht näher eingegangen werden.

kann man zwischen handlungstheoretischen und strukturalistischen Theorieansätzen unterscheiden. Übersicht 1 verweist im übrigen nochmals darauf, daß die diskutierten Ansätze auch eine indirekte Erklärung des Altersunterschieds zwischen Ehepartnern zulassen, indem sie Anhaltspunkte für eine geschlechtsspezifisch unterschiedliche Strukturierung von Lebensverläufen geben. Dieser Erklärungsstrang gibt jedoch von Vornherein keinerlei Aufschluß über die Determinanten des Altersunterschieds *im Einzelfall*, sondern ist lediglich geeignet, Veränderungen des *durchschnittlichen* Altersabstands aufzuhellen. Nichtsdestotrotz ist keineswegs auszuschließen, daß sich die Varianz des Altersabstands nur in geringem Maße mit individuellen Faktoren erklären läßt und der durchschnittliche Altersabstand vor allem aus geschlechtsspezifisch unterschiedlichen Lebensverlaufsmustern resultiert.

Auch unter Bezug auf die direkten Erklärungsansätze wird die *individuelle Varianz* des Altersunterschieds nur mit der Austauschtheorie und der familienökonomischen Theorie und mit der Abgrenzung altershomogener sozialer Gruppen erklärbar. Konzentriert man sich deshalb auf diese Erklärungsansätze, so läßt sich die individuelle Partnerwahl in bezug auf den Altersabstand vor allem mit dem *Alter* (bzw. dem Lebensverlauf) und mit dem Bildungsniveau der (potentiellen) Partner in Beziehung bringen. Auf der Grundlage der Austauschtheorie und der familienökonomischen Theorie läßt sich in erster Linie folgern, daß der Altersunterschied um so größer ist, je höher das Alter des Mannes bei Beginn der Partnerschaft, weil das Einkommen eng an das Alter gekoppelt ist und weil mit fortschreitender beruflicher Karriere ein Abbau biographischer Unsicherheiten über die tatsächlichen Verdienstmöglichkeiten einhergeht. Gleichfalls ist auch auf der Basis gelegenheitsstruktureller Überlegungen anzunehmen, daß der Altersunterschied um so größer ist, je höher das Alter bei Beginn der Partnerschaft, weil sich mit zunehmendem Alter die Gelegenheitsstruktur zugunsten jüngerer Partner verschiebt.¹² Ein Versuch der Diskriminierung zwischen beiden Ansätzen mündet daher in die Frage, ob das Alter des Mannes auch unter Kontrolle der gelegenheitsstrukturellen Vorgaben bedeutsam ist.

In bezug auf das *Bildungsniveau* läßt sich vor dem Hintergrund der Austauschtheorie und der familienökonomischen Theorie die Hypothese formu-

lieren, daß der Altersunterschied um so größer ist, je höher das Bildungsniveau des Mannes, weil die Verdienstmöglichkeiten vor allem bei Männern eng mit dem Bildungsniveau verknüpft sind. Der dahinterstehende rational choice-Effekt wird noch dadurch verstärkt, daß das Bildungsniveau unmittelbar mit der Ausbildungsdauer zusammenhängt: Auf hohem Bildungsniveau dauert es länger bis zur beruflichen Etablierung und dem Abbau biographischer Unsicherheiten. Mit Blick auf die Ausbildungsdauer ist dabei auch eine Verschränkung von Alters- und Bildungseinflüssen zu vermuten: Da die Erwerbstätigkeit erst nach Ausbildungsende beginnt, bekommt das familienökonomische Argument nach dem Ausbildungsende ein verstärktes Gewicht. Das hieße, mit dem Ende der Ausbildung wäre eine Vergrößerung des Altersunterschieds beginnender Partnerschaften zu erwarten. Soweit hingegen die Bildungsinstitutionen als Heiratsmarkt den Ausschlag geben, ist zu vermuten, daß mit dem Ausbildungsende insbesondere das Spektrum Älterer größer wird, während eine stärkere Separierung von den Jüngeren stattfindet, die noch in Ausbildung sind. Für eine Diskriminierung zwischen den konkurrierenden Ansätzen sind deshalb im folgenden die Interaktionseffekte zwischen Alter, Ausbildungszeit und Bildungsniveau von besonderer Bedeutung.

3. Deskriptive Rahmenbedingungen

Vor einer eingehenderen Analyse der aufgeworfenen Fragestellungen sei ein kurzer deskriptiver Überblick über die demographischen Rahmenbedingungen gegeben. In Abbildung 1 sind die Eheschließungen von 1970 nach dem Heiratsalter der Partner wiedergegeben, beruhend auf amtlichen Daten. Obwohl sich Abbildung 1 auch auf Zweit- und Drittaheschließungen bezieht, zeigt sich eine starke Konzentration der Eheschließungen auf das durchschnittliche Heiratsalter. Diese Konzentration ist in späteren (Kalender-) Jahren bei einem höheren Heiratsalter kaum weniger ausgeprägt.¹³ Die stärksten Häufungen sind etwas links von der Hauptdiagonale angesiedelt, was auf den durchschnittlichen Altersabstand zwischen den Ehepartnern hinweist.

Aus Abbildung 2 ist ersichtlich, wie sich das durchschnittliche Heiratsalter beider Geschlechter bis Anfang der 70er Jahre deutlich reduziert hat und

¹² Auf der Basis gelegenheitsstruktureller Überlegungen gilt diese Hypothese für Männer *und* Frauen!

¹³ Die betreffenden Abbildungen sind hier aus Platzgründen nicht wiedergegeben.

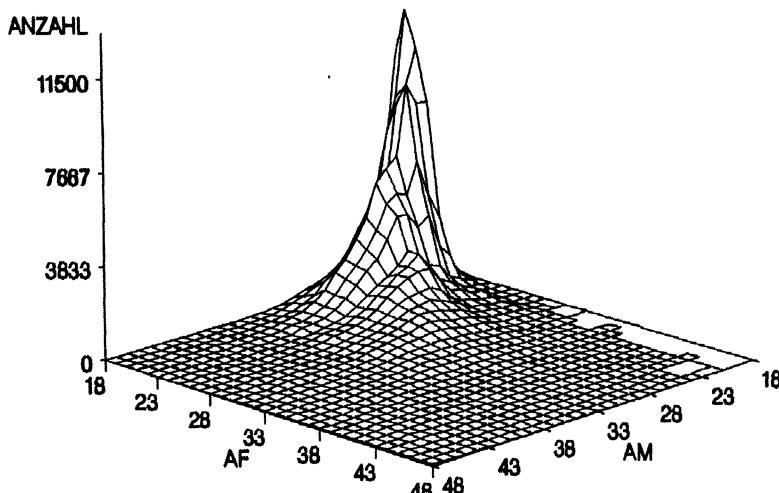


Abb. 1 Eheschließungen im Jahr 1970 nach dem Alter der Partner.
AF = Alter der Frau,
AM = Alter des Mannes
Quelle: amtliche Daten

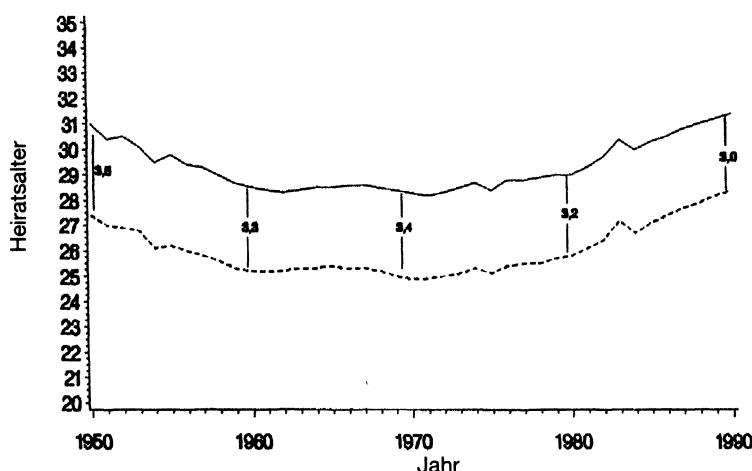


Abb. 2 Entwicklung des durchschnittlichen Heiratsalters in der Bundesrepublik
— Männer
- - - Frauen
Quelle: Statistisches Jahrbuch der BRD; verschiedene Jahrgänge

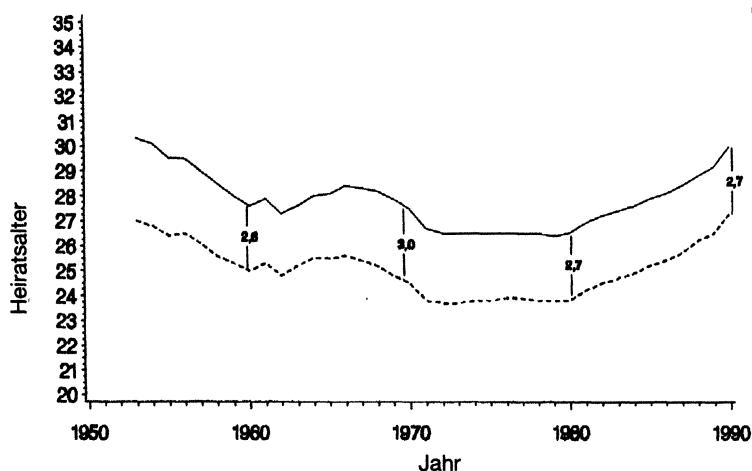


Abb. 3 Entwicklung des durchschnittlichen Heiratsalters in der ehemaligen DDR
— Männer
- - - Frauen
Quelle: Statistisches Jahrbuch der DDR; verschiedene Jahrgänge

seitdem wieder angestiegen ist. Trotzdem hat sich der durchschnittliche Altersabstand kaum verändert: Er variiert über 40 Jahre hinweg zwischen 3 und 3,6 Jahren, ist also fast konstant geblieben.¹⁴ In der ehemaligen DDR (Abbildung 3) ist die Entwicklung mehr oder weniger parallel verlaufen, jedoch mit niedrigerem Heiratsalter und geringerem Altersunterschied. Dabei läßt sich der geringere Altersunterschied im Lichte aller zuvor diskutierten Theorieansätze interpretieren: (1) Im Hinblick auf das normative Erklärungsmuster könnte der geringere Altersunterschied in der ehemaligen DDR mit einer Lockerung traditioneller Geschlechtsrollen assoziiert werden. Die Familie hatte allerdings auch im sozialistischen System große Bedeutung (Bertram 1992: 78) und erste Befunde auf der Basis von Repräsentativerhebungen in den Neuen Bundesländern geben ihr dort nach wie vor einen hohen Stellenwert (Habich, Krause und Priller 1991: 38; Dorbritz und Menning 1992: 43; Rolloff 1995; Strohmeier und Schulze 1995). (2) Im Hinblick auf das familienökonomische Modell und auf die Austauschtheorie ist hingegen in Betracht zu ziehen, daß die hohe Frauenerwerbsbeteiligung in der ehemaligen DDR die Spezialisierungsvorteile der Ehe reduziert und das Austauschverhältnis beeinflußt hat. (3) Demgegenüber scheint prima vista der DDR-Vergleich dem Modell der historischen Perpetuierung des Altersabstands zu widersprechen – immerhin hatten beide deutschen Staaten bis Kriegsende dieselbe Geschichte und dasselbe Heiratsmarktungleichgewicht von Generation zu Generation weitergegeben. In den frühen 50er Jahren ist der Altersabstand in der Tat noch ähnlich. Zu berücksichtigen ist aber, daß die Ost-West-Wanderung zwischen 1945 und dem Mauerbau (wie alle arbeitsmarktinduzierten Wanderungsströme) von jüngeren Männern im heiratsfähigen Alter dominiert war (Scherf 1990: 89). Dies bedeutet, daß das Heiratsmarktungleichgewicht im Westen weiter verschärft wurde, während

in der DDR eine Entschärfung stattfand. Unter Beachtung dieses Umstands ist der unterschiedliche Altersabstand in beiden früheren deutschen Staaten mit der These der historischen Perpetuierung durchaus in Einklang zu bringen und auf dieser Basis mit unterschiedlichem Heiratsmarktungleichgewicht erkläbar. (4) Im Hinblick auf altershomogene Teilheiratsmärkte kommt schließlich in Betracht, daß die stark durchorganisierte DDR mit FDJ und anderen Organisationen eine größere Altershomogenität in Teilheiratsmärkten geschaffen hat. Es bleibt somit offen, welche Faktoren den Ausschlag geben. Erst die nachfolgenden Analysen geben Anhaltspunkte, um zwischen den konkurrierenden Theorieansätzen zu diskriminieren.

4. Methoden: ein neues Analysemodell

Angesichts der geschilderten theoretischen Überlegungen stellt sich zuvorderst die Frage, inwieweit das Partnerwahlverhalten im weitesten Sinne handlungstheoretisch erklärt werden kann oder durch Gelegenheitsstrukturen weitgehend vorstrukturiert ist. Inwieweit weichen die beobachteten Partnerwahlstrukturen von den gelegenheitsstrukturellen Vorgaben ab? Wie groß sind die Handlungsspielräume? Oder etwas pointierter: Inwieweit besteht überhaupt ein über die Erfassung und Berechnung der Gelegenheiten hinausgehender Erklärungsbedarf? Ein zentrales Problem der empirischen Analyse von Partnerwahl- und Heiratsmustern und deren Bestimmungsgründen ist somit die adäquate Ermittlung der gesellschaftlichen Gelegenheitsstrukturen. Die statistisch-methodische Unterscheidung des Einflusses von Gelegenheiten und Präferenzen auf die aggregierten Partnerwahl-'Entscheidungen' hat inzwischen lange Tradition. In dieser Tradition sind verschiedene Maßzahlen entwickelt worden, deren Zweck darauf hinausläuft, die von den Gelegenheitsstrukturen unabhängigen bzw. (wie immer definiert) 'überzufälligen' Partnerwahl-'Entscheidungen' zu messen (Besanceney 1964; Glick 1960; Heer 1962; Müller 1950; Parkman und Sawyer 1967; Romney 1971; Strauss 1977).¹⁵

¹⁴ Gelegentlich werden ähnliche Berechnungen unzutreffenderweise auch für das Erstheiratsalter durchgeführt. Allgemein gilt zwar: Die Differenz zweier Durchschnitte entspricht dem Durchschnitt der Differenz. Dabei müssen aber natürlich dieselben Beobachtungen Verwendung finden. In das durchschnittliche Erstheiratsalter von Männern fließen jedoch auch die Ehen ein, bei denen die Frau schon verheiratet war. Entsprechendes gilt für das durchschnittliche Erstheiratsalter von Frauen. Beiden Berechnungen liegen somit nicht dieselben Ehen zugrunde. Aus den amtlichen Angaben zum durchschnittlichen Erstheiratsalter lassen sich deshalb keine Folgerungen zum Altersabstand ziehen.

¹⁵ Weitere, in bezug auf die Analyse intergenerationaler Mobilität entwickelte Maßzahlen (z. B. Boudon 1973; Yasuda 1964) lassen sich ebenfalls auf die Untersuchung der Partnerwahl übertragen.

4.1 Die makrosoziologische Perspektive: odds ratios

Der im folgenden vorgeschlagene Ansatz zur Messung der gelegenheitsunabhängigen Homogamiepräferenz basiert unter anderem auf odds ratios. Mit Bezug auf die in Tabelle 1 festgelegten Häufigkeitsbezeichnungen ist die odds ratio OR folgendermaßen definiert:

$$(1) \quad OR = (a*d)/(b*c).$$

Zur Verdeutlichung, inwiefern sich in odds ratios die (von den Randverteilungen unabhängige) Homogamiepräferenz ausdrückt, läßt sich an die Betrachtung der Relativen Risiken anknüpfen: Das (bedingte) Risiko (respektive die Chance) eines Mannes in der Altersgruppe bis 25, eine Frau in derselben Altersgruppe (d. h. homogam) zu heiraten, bemäßt sich als $a/(a+b)$. Das entsprechende Risiko eines Mannes in der Altersgruppe über 25, eine Frau bis 25 zu heiraten, als $c/(c+d)$. Wenn das Alter des Mannes irrelevant ist für die Chance, eine jüngere Frau zu heiraten, so ist ein Relatives Risiko RR^1

$$(2) \quad RR^1 = (a/(a+b))/(c/(c+d))$$

mit dem Wert von 1 zu erwarten, weil beide Männer unabhängig von ihrer eigenen Altersgruppenzugehörigkeit dieselbe Chance haben, eine jüngere Frau zu heiraten.¹⁶ Entsprechendes gilt für das Relative Risiko RR^2 , eine ältere Frau zu heiraten. Die odds ratio läßt sich auch als Relation dieser Relativen Risiken begreifen (vgl. ausführlicher Klein und Wunder 1996: 106):

$$(3) \quad OR = RR^1/RR^2 \\ = (a*d)/(b*c).$$

Tabelle 1 Erläuterung zu odds ratios (vgl. Text).

Altersgruppe des Mannes	Altersgruppe der Frau		
	bis 25 Jahre	über 25 Jahre	zusammen
bis 25 Jahre	a = 3	b = 1	a+b = 4
über 25 Jahre	c = 2	d = 4	c+d = 6
zusammen	a+c = 5	b+d = 5	a+b+c+d = 10

¹⁶ Das Relative Risiko läßt sich in Anlehnung an die Prozentsatzdifferenz auch als „Prozentsatzverhältnis“ (Handl 1985: 708) bezeichnen.

Die Berechnung unterscheidet sich nicht, wenn man gedanklich von den Heiratschancen der Frauen ausgeht. Das Maß ist insofern symmetrisch.

Ein OR-Wert von 1 besagt, daß für alle Individuen respektive alle Gruppen die Chance, einen bestimmten Partner zu finden, von der eigenen Gruppenzugehörigkeit unbeeinflußt ist. Ein OR-Wert von 1 ist daher gleichbedeutend damit, daß es keinerlei Präferenzen oder soziale Schließungstendenzen gibt bzw. daß das vorgefundene Muster allein durch die (Rand-) Verteilungen der Geschlechter über die Altersgruppen erklärt werden kann. Je stärker der Wert von 1 divergiert,¹⁷ um so stärker sind die Heiratsbeziehungen von Normen und Präferenzen oder anderen sozialen Steuerungsmechanismen beherrscht. Im Rahmen anderweitiger Steuerungsmechanismen kommen wie oben diskutiert auch Handlungskontexte – d. h. auch gelegenheitsstrukturelle Erklärungskomponenten – in Betracht.

Da es sich bei den odds ratios nicht um Relative Risiken, sondern um deren Relation handelt, zielt das Maß nicht auf das Individuum, sondern auf die sozialen Strukturen ab. Der Unterschied zwischen Relativen Risiken und odds ratios läßt sich auch mit der folgenden Überlegung verdeutlichen: In bezug auf das Beispiel der Tabelle 1 bedeutet die Abwesenheit jeglicher Alterspräferenzen bei der Partnerwahl, daß die Chance von Männern, eine jüngere Frau (bis 25 Jahre) zu heiraten, unabhängig von ihrer eigenen Altersgruppenzugehörigkeit ist. Das heißt, das Relative Risiko RR^1 ist gleich 1. Dasselbe gilt für die relative Chance von Männern, eine ältere Frau (über 25 Jahre) zu heiraten: Die spezifischen Heiratschancen – d. h. die Chancen, eine jüngere oder eine ältere Frau zu heiraten – mögen unterschiedlich sein, bei Abwesenheit von Präferenzen sind jedoch beide Relative Risiken wie auch die odds ra-

¹⁷ Ob der OR-Wert nach oben oder nach unten von 1 divergiert, hängt von der Gestaltung der zugrundeliegenden Tabelle und davon ab, ob eine Homogamie- oder eine Heterogamiepräferenz vorherrscht (vgl. auch die weiteren Ausführungen im Text). Um Abweichungen nach oben und nach unten besser vergleichen zu können, ist auch eine Logarithmierung gebräuchlich: Nach Logarithmierung sind OR-Werte, die nach oben und nach unten von 1 abweichen, dem Betrag nach unmittelbar vergleichbar. Alternativ zu einer Logarithmierung wird z. B. von Alba (1987: 49) vorgeschlagen, odds ratios auf den Wertebereich größergleich oder kleinergleich 1 zu vereinheitlichen.

tio gleich 1.¹⁸ Bestehen hingegen Homogamiepräferenzen z. B. dergestalt, daß die Chance jüngerer Männer, eine jüngere Frau zu heiraten, 3/4 beträgt, die der älteren Männer nur 2/6 (vgl. die in Tabelle 1 wiedergegebenen Beispiele), so ist RR' gleich $(3/4: 2/6 =) 9/4$. Für das Relative Risiko RR^2 , eine ältere Frau zu finden, implizieren diese Werte ein Resultat von $(1/4: 4/6 =) 6/16$. Daraus folgt ein OR-Wert von $(9/4: 6/16 =) 6$. Es wird deutlich, daß die Relativen Risiken von den jeweils betrachteten, individuellen Merkmalsausprägungen abhängig sind und damit eine individuelle Perspektive reflektieren, während odds ratios über die Chancenstruktur der Heiratsbeziehungen auf der Makroebene informieren.¹⁹ Odds ratios können daher im weitesten Sinne auch als Zusammenhangsmaß interpretiert werden.²⁰

Ein zentrales Problem von odds ratios und ähnlichen oder darauf aufbauenden Analysemetho-

den²¹ ist die Beschränkung auf stattgefundene Eheschließungen. Personen, die (noch) nicht geheiratet haben, bleiben unberücksichtigt, obwohl die betreffenden Individuen gerade in bezug auf nicht realisierbare Partnerwahlpräferenzen von besonderem Interesse sind. So schreibt Ziegler (1985: 103): „In den uns bekannten Studien über Homogamie werden immer nur Ehepaare untersucht. ... Vergegenwärtigt man sich jedoch die Konzeptualisierung der Partnerwahl als einen durch mehrere Filter gesteuerten Entscheidungsprozeß, dann ist nicht einzusehen, warum nicht die Ledigen in die Analyse einbezogen werden müssen. Sie waren ja wohl Teil der Gelegenheitsstruktur, standen vor denselben Barrieren und möglicherweise vor der Wahl, hinauf oder hinunter zu heiraten oder eben ledig zu bleiben.“ Durch die Beschränkung auf Ehepaare bleiben insbesondere auch Heiratsmarktungleichgewichte ausgespart, durch die die Partnerwahlgelegenheiten des Geschlechts, das in der Überzahl ist, stark eingeschränkt werden können (Guttentag und Secord 1983; Klein 1993). Es findet kein adäquater Bezug zu dem individuellen sozialen Handeln statt, das dem Heiratsgeschehen zugrunde liegt. Die Analyse bezieht sich nicht auf die Bevölkerung und deren Partnerwahlverhalten und läßt sich deshalb zu Recht als „inadäquat“ bezeichnen (Qian und Preston 1993: 483). Oder mit anderen Worten: „Those techniques ... lack clear conceptual and behavioral foundations, generally ignore possible imbalances in the sex ratio at the principal ages of marriage, and do not relate marriage outcomes to the population at risk of marrying“ (Schoen 1986: 51).²²

¹⁸ All dies gilt natürlich analog für die Heiratschancen von Frauen.

¹⁹ Trotz unterschiedlicher Definition werden odds ratios unzutreffenderweise häufig selbst als Relative Risiken interpretiert (etwa Cobalti 1989: 208; Lienert 1978: 460f.; und andere). So folgert beispielsweise Cobalti (1989: 208) aus einem OR-Wert von 3,49 für die intergenerationale Mobilität zwischen Bourgeoisie und Mittelklasse: „... we can say that a son of the bourgeoisie has chances of attaining bourgeoisie positions over three times greater than the corresponding chances of a son of the middle class.“ Diese Interpretation ist falsch. Auch aus den empirischen Werten von Cobalti errechnet sich für das Relative Risiko der Erlangung einer Bourgeoisie-Position zwischen Bourgeoisie und Mittelklasse ein deutlich von der odds ratio divergierender Wert. Dessen ungeachtet konvergieren allerdings mit kleiner werdenden Risiken Relatives Risiko und odds ratio: Sowohl $a/(a+b)$ wie $c/(c+d)$ nähern sich dann a/b und c/d an, so daß die Relation der odds ratio nahekommt. Hierbei handelt es sich jedoch lediglich um eine numerische Näherung, die obendrein auf den (in der Epidemiologie häufigen) Fall kleiner Risiken beschränkt ist. Odds ratios stellen nicht grundsätzlich ein Relatives Risiko, sondern ein Strukturmaß dar.

²⁰ Ein OR-Wert größer als 1 signalisiert einen positiven Zusammenhang, bei einem Wert kleiner als 1 ist der Zusammenhang negativ. Interessanterweise ist die Richtung der Abweichung von 1 auch bei nominal-skalierten Partnerwahlmerkmalen – z. B. bei der konfessionellen Partnerwahl – informativ: Ein OR-Wert größer als 1 läßt sich auch in diesem Fall als Homogamiepräferenz interpretieren, ein Wert kleiner als 1 offenbart hingegen eine Präferenz zur Heterogamie (wie z. B. von der familienökonomischen Theorie für die bildungsspezifische Partnerwahlentscheidung postuliert).

²¹ Das Konzept der odds ratios ist in verschiedene Richtungen weiterentwickelt worden. Bedeutsam sind vor allem Verallgemeinerungen für Tabellen, die über 4 Felder hinausgehen, wie das von Goodman (1969) entwickelte Maß der Statusvererbung oder die von Cobalti (1988; 1989) vorgeschlagenen generalized odds ratios. Odds ratios weisen darüber hinaus eine enge, hier nicht weiter zu diskutierende Beziehung zu log-linearen Modellen auf (vgl. unter anderen Alba 1987; Cobalti 1988; Kaufman und Schervish 1987), die bei der Analyse von Heiratsmustern zunehmend Verwendung finden (z. B. Alba und Golden 1986; Johnson 1980; Schoen und Cohen 1980; für die Bundesrepublik: Hendrickx, Schreuder und Ultee 1994; Teckenberg 1991; Ziegler 1985).

²² Der fehlende Handlungsbezug findet unter analysetechnischen Gesichtspunkten seinen Niederschlag auch darin, daß Individualmerkmale nur auf der Aggregatebene von Tabellen – d. h. als Gruppenmerkmale – einfließen. Eine hilfreiche Berücksichtigung ist nur durch subgruppenbezogene Analysen und die Berechnung gruppenspezifischer odds ratios ggf. unterschiedlicher Ordnung möglich (vgl. z. B. Davis 1978: 238ff.).

Eng mit dem fehlenden Handlungsbezug verknüpft ist ferner die Vernachlässigung der Lebensverlaufsperspektive. Die Heiratsneigung ist – nicht zuletzt auch aufgrund suchtheoretischer Überlegungen – weit stärker nach dem Alter als z. B. nach dem Bildungsniveau differenziert und erfordert daher eine lebensverlaufsbezogene Analyse (Qian und Preston 1993: 490). Zudem argumentiert (wie oben ausgeführt) ein wichtiger Strang der handlungstheoretischen Erklärung von Altersabständen zwischen (Ehe-) Partnern mit geschlechtsspezifisch unterschiedlichen Lebensentwürfen und Lebensverlaufsmustern, gleich, ob durch geschlechtsspezifisch unterschiedliche (Alters-) Normen bedingt oder durch geschlechtsspezifisch unterschiedliche Rationalalkalküle der Verflechtung von Familienbiographie mit Ausbildungs- und Erwerbsbiographie.²³

4.2 Die mikrosoziologische Perspektive: Ereignisanalyse

Die angesprochenen Probleme finden in der Ereignisanalyse Berücksichtigung. Bei der Analyse des individuellen Heiratsverhaltens im Kontext des Lebensverlaufs haben sich ereignisanalytische Methoden zunehmend durchgesetzt (z. B. Blossfeld und Huinink 1991; Diekmann 1987; 1993; Klein 1990), wenngleich bisherige Untersuchungen des Verheiratungsprozesses mit ereignisanalytischen Methoden ganz überwiegend keinen Bezug auf die Wahl eines bestimmten Partners nehmen.

Die Ereignisanalyse thematisiert (Lebens-) Ereignisse (wie die Heirat) und den Zeitpunkt (das Alter) bei Eintritt des untersuchten Ereignisses (vgl. z. B. Blossfeld, Hamerle und Mayer 1986; Diekmann und Mitter 1984). Im Rahmen ereignisanalytischer Methoden werden 4 Aspekte des (Verheiratungs-) Prozesses beleuchtet: (1) Die zeitliche Verteilung der Ereignisse (die Altersverteilung der Eheschließungen) – interpretierbar auch als Dichteverteilung – lässt sich mit $f(t)$ in Abhängigkeit vom Alter t bezeichnen. (2) Daraus lässt sich durch Kumulation bzw. Integration gemäß

²³ Die angesprochenen Probleme stellen sich natürlich analog auch in bezug auf die Analyse intergenerationaler Mobilität. Die Kritik ist natürlich außerdem nicht auf odds ratios beschränkt, sondern betrifft alle Strukturkennziffern. Im Gegensatz etwa zu anderen Zusammenhangsmaßen bieten aber gerade odds ratios einen Ansatz zur Integration von makrosoziologischer und mikrosoziologischer Perspektive (vgl. die nachfolgenden Ausführungen).

$$(4) F(t) = \int_0^t f(u) du$$

die Funktion der Wahrscheinlichkeit eines Ereignisses bis zum Zeitpunkt t (d. h. die Heiratswahrscheinlichkeit bis zum Alter t) berechnen. Da nicht alle Individuen jemals heiraten, bleibt $F(t)$ auch bei hohem Lebensalter unter dem Wert von 1. (3) Interessant ist im weiteren die sog. Überlebenskurve²⁴

$$(5) S(t) = 1 - F(t)$$

(auch „survival“-Kurve genannt), die über die Gelegenheitswahrscheinlichkeit informiert, daß ein Ereignis bis zum Zeitpunkt t (noch) nicht eingetreten ist. In bezug auf den (Erst-) Verheiratungsprozeß beschreibt sie die Altersabhängigkeit der Ledigenquote. (4) Im Mittelpunkt der Ereignisanalyse steht schließlich die (Übergangs-) Rate (auch als „Risiko“, „hazard rate“ oder „force of mortality“ bezeichnet), die sich aus der Relation

$$(6) r(t) = f(t) / S(t)$$

ergibt. Während die Ereignisdichte $f(t)$ wie auch die Wahrscheinlichkeiten eines Ereignisses $F(t)$ und der Ereignislosigkeit $S(t)$ mit Bezug auf die Startpopulation definiert ist, bezieht sich die Rate $r(t)$ auf die Population, die bis zu dem in Rede stehenden Zeitpunkt (noch) ohne Ereignis (d. h. ledig) ist. Die Ereignisdichte wie die Rate können grob gesprochen als Wahrscheinlichkeit eines Ereignisses in einem sehr kleinen Zeitraum interpretiert werden,²⁵ wobei sich jedoch die ‘Wahrscheinlichkeit’ bei der Dichte auf die Ausgangsbevölkerung bezieht, bei der Rate hingegen auf die „Population unter Risiko“. Die Rate ist daher direkt mit Bezug auf die handelnden Individuen definiert. Dabei ist sie zwar nicht unmittelbar beobachtbar, aber dennoch von großem theoretischen Wert, weil meist alle theoretischen Überlegungen an den Verlauf der Ratenfunktion geknüpft sind.²⁶

²⁴ Der Begriff geht auf die demographischen und die biostatistischen Wurzeln ereignisanalytischer Verfahren zurück.

²⁵ Die Rate ist jedoch selbst keine Wahrscheinlichkeit. In bezug auf die Wahrscheinlichkeit $P(t, t + \Delta t)$, daß in dem kleinen Zeitintervall $t + \Delta t$ ein Ereignis eintritt, ist die Rate auch als

$$r(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} (P(t, t + \Delta t) / \Delta t)$$

definiert.

²⁶ Darüber hinaus legt die Ratenfunktion den Ablauf des stochastischen Prozesses eindeutig fest: Alle zuvor dargestellten Funktionen lassen sich aus der Ratenfunktion herleiten. Für die Überlebenskurve gilt dabei auch

Die Abhängigkeit der (Heirats-) Rate vom Alter t und von anderen sozialen Faktoren x_1 bis x_n lässt sich auch im Rahmen regressionsanalytischer Modelle erfassen, wobei in aller Regel von dem log-linearen Zusammenhang

$$(7) \quad r(x_1, \dots, x_n, t) = \exp(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_n x_n + \beta_{n+1} t)$$

ausgegangen wird.²⁷ Dabei lassen sich die Regressionskoeffizienten β nach der Umformung $RR = \exp(\beta)$ auch als Relative Risiken wiedergeben, die z. B. – bezogen auf das Lebensalter – darüber informieren, wie sich die Heiratsrate zweier benachbarter (d. h. um eine Alterseinheit unterschiedlicher) Altersgruppen unterscheidet.²⁸ Im Unterschied zu der oben im Zusammenhang mit Tabelle 1 erläuterten Definition des Relativen Risikos werden hier nicht nur die realisierten Eheschließungen, sondern alle einem Heiratsrisiko unterliegenden, d. h. noch nicht verheirateten Individuen zugrunde gelegt.²⁹ Entsprechende Berechnungen

$$S(t) = \exp\left(-\int_0^t r(u) du\right),$$

was impliziert, daß die Wahrscheinlichkeit, bis zum Alter t ledig zu sein, von dem bis dahin akkumulierten Heiratsrisiko abhängt.

²⁷ Statt der log-linearen Altersabhängigkeit lassen sich auch andere Hypothesen über den zeitlichen Verlauf der Rate modellieren. Alternative Zeitverlaufsmodelle sind z. B. das Weibull-Modell oder das Log-logistische Modell (vgl. Blossfeld, Hamerle und Mayer 1986; Diekmann und Mitter 1984). In bezug auf die Erstverheiratungsrate ist insbesondere ein erst ansteigender und dann wieder abfallender, nicht-monotoner Verlauf von Bedeutung.

²⁸ Dies wird auch aus folgender Betrachtung deutlich: Die Risiken zweier Gruppen, die sich nur in bezug auf das Merkmal um eine Einheit unterscheiden, sind wie folgt definiert:

$$\begin{aligned} r(x_i = a) &= \exp(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_n x_n) \\ &= \exp(\beta_0) * \exp(\beta_1 x_1) * \dots * \exp(\beta_n x_n) \\ r(x_i = a) &= \exp(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_i(a+1) + \dots + \beta_n x_n) \\ &= \exp(\beta_0) * \exp(\beta_1 x_1) * \dots * \exp(\beta_i a) * \\ &\quad \exp(\beta_i) * \dots * \exp(\beta_n x_n). \end{aligned}$$

Dies bedeutet für die Risikorelation RR zwischen beiden Gruppen:

$$\begin{aligned} RR_i &= r(x_i = a+1) / r(x_i = a) \\ &= \exp(\beta_i). \end{aligned}$$

²⁹ Ein sog. Zensierungsproblem besteht deshalb in aller Regel darin, daß die Verweildauern bis zur Eheschließung bei den zum Beobachtungszeitpunkt (noch) Ledigen nicht bekannt sind. Die Berechnung der Regressionskoeffizienten erfolgt deshalb über einen speziellen Maximum-Likelihood-Ansatz, der ausnutzt, daß die bekannten Beobachtungsduen auf die oben in Gleichung (6) und in Fußnote 26 skizzierter Weise mit der Ratenfunktion zusammenhängen (zu Einzelheiten vgl. z. B. Blossfeld, Hamerle und Mayer 1986; Diekmann und Mitter 1984).

können unter bestimmten Voraussetzungen³⁰ auch in bezug auf spezifische, miteinander konkurrierende (Heirats-) Risiken durchgeführt werden, die sich in bezug auf unterschiedliche Ereignisse (unterschiedliches Alter des Ehepartners bei der Eheschließung) unterscheiden.³¹ Statt der Rate überhaupt zu heiraten, wird die abhängige Variable (d. h. die Heiratsrate) bei diesem Verfahren in verschiedene Kategorien unterteilt, die sich nach dem Alter des Partners unterscheiden. Gleichung (7) wird beispielsweise statt auf die generelle Heiratsrate auf die Heiratsrate mit einem 18- bis 22jährigen Partner bezogen.

Die Ereignisanalyse nimmt somit unmittelbar auf das handelnde Individuum und dessen Lebensverlauf Bezug, das Konzept der konkurrierenden Risiken außerdem auch auf die Gleichzeitigkeit von Handlungsalternativen. Im Gegensatz zu tabellenbezogenen Analysekonzepten wie den odds ratios gehen ereignisanalytische Methoden nicht von realisierten Eheschließungen, sondern von dem Handelnden Individuum aus. Berücksichtigt werden daher auch nicht realisierbare Partnerwahlpräferenzen und Heiratsmarktleichgewichte, durch die die Partnerwahlgelegenheiten des Geschlechts, das in der Überzahl ist, stark eingeschränkt werden können. Es findet somit bei diesem Ansatz ein adäquater Bezug zu dem individuellen sozialen Handeln statt, das dem Heiratsgeschehen zugrunde liegt. Ein Problem stellt sich nunmehr jedoch dahingehend, daß die Bedeutung der Opportunitätsstruktur unbeachtet bleibt. Konkurrierende Heiratsraten reflektieren sowohl Handlungspräferenzen wie auch Handlungsmöglichkeiten. Es bleibt daher unklar, inwieweit das Partnerwahlverhalten im weitesten Sinne handlungstheoretisch erklärt werden kann oder durch Gelegenheitsstrukturen weitgehend vorstrukturiert ist. Wie von Blau und anderen (Blau 1977; Blau, Beeker und Fitzpatrick 1984; Blau und Schwartz 1984; Johnson 1984; Rytina, Blau, Blum und Schwartz 1988) hervorgehoben, werden die Gelegenheitsstrukturen vor allem durch die Größe der verschiedenen Gruppen auf dem Heiratsmarkt dergestalt geprägt, daß große Gruppen eine gerin-

³⁰ Die konkurrierenden Risiken dürfen nicht korreliert sein, was sich – da das Risiko nicht direkt beobachtbar ist – insbesondere durch Abhängigkeit von denselben Einflußgrößen offenbart (Klein 1988).

³¹ Bei der Untersuchung jedes spezifischen Heiratsrisikos werden die durch das Alternativedereignis beendeten und deshalb nicht abgeschlossen beobachteten Verweildauern wie Zensierungen behandelt.

gere Chance haben in eine kleine Gruppe einzuhiraten als umgekehrt.

Während ereignisanalytische Untersuchungen des Verheiratungsprozesses zunehmend Verbreitung finden,³² haben konkurrierende, nach Partnermerkmalen unterschiedliche Heiratsraten in empirischen Studien bislang kaum Beachtung gefunden.³³ Eine Ausnahme stellen lediglich neuere Analysen von Schoen (Schoen 1986; Schoen und Thomas 1990; Schoen und Wooldredge 1989; Stevens und Schoen 1988) und die auf seinem Ansatz von 1986 basierenden Studien (z. B. Qian und Preston 1993) dar.

4.3 Die Integration von odds ratios und Ereignisanalyse: ein neuer Ansatz

Der hier vorgeschlagene, in dieser Form neue Ansatz integriert das Konzept der odds ratios und der Ereignisanalyse. Der im folgenden entwickelte Ansatz führt zu einer Berechnung von odds ratios, die auf der Ereignisanalyse aufbauen. Ausgangspunkt ist – analog Gleichung (7) – die regressions-

analytische Berechnung³⁴ konkurrierender, hier nach dem Alter des Ehepartners differenzierter Heiratsraten r^1 und r^2 in Abhängigkeit vom eigenen Alter und ggf. weiteren Faktoren:

$$(8) \quad r^1(x_1, \dots, x_n, t) = \exp(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_n x_n + \beta_{n+1} t)$$

bzw.

$$r^2(x_1, \dots, x_n, t) = \exp(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_n x_n + \beta_{n+1} t).$$

Jedes der konkurrierenden Risiken r^1 und r^2 lässt sich in Abhängigkeit von den Ausprägungen von x_1 bis x_n und von t bestimmen. Bezogen auf zwei Sozialgruppen, die sich z. B. durch unterschiedliche Ausprägung von t mit den Werten $t=a$ und $t=b$ unterscheiden, definiert sich das Relative Risiko

$$(9) \quad RR^1 = r^1(x_1, \dots, x_n, t=a) / r^1(x_1, \dots, x_n, t=b)$$

bzw.

$$RR^2 = r^2(x_1, \dots, x_n, t=a) / r^2(x_1, \dots, x_n, t=b).^{35}$$

Für den Fall, daß sich die Sozialgruppen nur um eine (Alters-) Einheit oder durch eine 0/1-kodierte Dummy-Variable unterscheiden, geht das Relative Risiko gemäß $RR = \exp(\beta)$ auch unmittelbar aus dem Regressionskoeffizienten hervor.

Anstelle der oben im Zusammenhang mit Tabelle 1 festgelegten Definition von odds ratios sei nunmehr vorgeschlagen, die ereignisanalytisch berechneten Relativen Risiken in Beziehung zu setzen:

$$(10) \quad OR = RR^1 / RR^2.$$

Dieser Ansatz vereinigt die Vorteile der Ereignisanalyse mit denen von odds ratios und darauf aufbauenden Verfahren der log-linearen Tabellenanalyse. Die aus den Gleichungen (8) bis (10) entwickelten odds ratios beziehen sich auf das handelnde Individuum und dessen Lebensverlauf, messen aber gleichfalls die von den Gruppengrößen unabhängige Homogamiepräferenz und nehmen obendrein adäquat auf Heiratsmarktungleichgewichte Bezug.³⁶

³² vgl. in bezug auf Erstheirat z. B. Blossfeld und Huinink (1989, 1991) oder Diekmann (1987), in bezug auf Wiederheirat vor allem Klein (1990)

³³ Neben dem ungelösten Problem der Trennung von Handlungspräferenzen und Handlungsgelegenheiten hängt dies zum (geringeren) Teil mit statistisch-methodischen Problemen zusammen (diskutiert bei Fisher und Kanarek 1974; Kalbfleisch und Prentice 1980; Klein 1988), zum (größeren) Teil mit fehlenden Verlaufsdaten zum Partnerwahlprozeß: Verlausorientierte, meist retrospektiv erhobene Datensätze (wie z. B. die im Rahmen des Sozio-ökonomischen Panels erhobene Familienbiographie) erfassen in aller Regel nur die generelle Heiratsrate, haushaltsbezogene, im Querschnitt erhobene Datensätze erfassen hingegen vielfältige Merkmale des (im Haushalt lebenden) Ehepartners, vernachlässigen aber die Lebensverlaufsperspektive. Während Partnerwahlanalysen mit den erstgenannten Daten gar nicht möglich sind, leiden die auf Querschnittsdaten basierenden Analysen (z. B. von Alba und Golden 1986; Frenzel 1995; Tekkenberg 1991 und vielen anderen) unter einem Selektionsproblem, das darauf beruht, daß die Ehestabilität (und damit die Erfassungswahrscheinlichkeit bestimmter Partnerkonstellationen) auch von der Partnerwahl abhängt (Bitter 1986; Jorgensen und Klein 1979; Monahan 1953; 1970; Tzeng 1992; Udry 1974: 241f.). Der in diesem Beitrag analysierte Familiensurvey, in dem Partnermerkmale im Kontext der Partnerschaftsbiographie erfaßt sind, bietet deshalb nahezu einzigartige Erkenntnismöglichkeiten in bezug auf spezifische, nach Partnermerkmalen differenzierte Heiratsraten.

³⁴ Die Grundidee des hier vorgeschlagenen Ansatzes ist auch ohne regressionsanalytische Berechnung, z. B. mit der Sterbetafelmethode umsetzbar.

³⁵ Entsprechendes gilt, wenn sich die Gruppen nach der Ausprägung einer anderen Variablen oder nach den Ausprägungen mehrerer anderer Variablen unterscheiden.

³⁶ Wie bei der traditionellen OR-Berechnung (Tabelle 1) kann die Analyse (von Stichprobenfehlern abgesehen) mit demselben Ergebnis aus der Perspektive beider Geschlechter durchgeführt werden. Es ist m.a.W. gleich, ob die Ereignisanalyse bei den Relativen Heiratsraten von Männern oder von Frauen ansetzt.

Dies läßt sich anhand von Beispielen verdeutlichen. *Im Fall von Altersindifferenz* bei der Partnerwahl läßt sich unter Bezug auf das der Tabelle 1 zugrundeliegende Beispiel der Altershomogamie zwischen den Altersgruppen bis 25 Jahre und darüber gleichfalls postulieren: Wenn das Alter des Mannes irrelevant ist für die Chance, eine jüngere Frau (bis zum Alter von 25) zu heiraten, so ist auch auf ereignisanalytischer Basis ein Relatives Risiko RR^1 von 1 zu erwarten, weil Männer unabhängig von ihrer eigenen Altersgruppenzugehörigkeit dieselbe Chance haben, eine jüngere Frau zu heiraten. Die Heiratsrate hängt in diesem Fall nur von der Zahl der (heiratswilligen) Männer aller Altersgruppen und der Zahl der (heiratswilligen) jüngeren Frauen ab. Und entsprechendes gilt auch hier für das Relative Risiko RR^2 eine ältere Frau zu heiraten, wenn das Alter des Mannes auch irrelevant ist für die Chance, eine jüngere Frau zu heiraten. Es resultiert ein OR-Wert von 1.

Im Fall von Homogamiepräferenz haben hingegen auch auf der Basis ereignisanalytischer Verfahren die jüngeren Männer eine größere Chance (als ältere Männer) eine jüngere Frau zu heiraten. Umgekehrt haben die jüngeren Männer eine geringere Chance (als ältere Männer) eine ältere Frau zu heiraten. Der OR-Wert divergiert von 1, wobei sich gleichfalls – wie z. B. von Alba (1987: 49) für traditionelle odds ratios vorgeschlagen – eine Vereinheitlichung auf den Wertebereich größergleich 1 oder kleinergleich 1 empfiehlt.

Im Unterschied zu der 4-Felder-Betrachtung realisierter Eheschließungen müssen jedoch die ereignisanalytisch berechneten Relativen Risiken nicht notwendig in unterschiedliche Richtung von 1 divergieren. Ein Wert von RR^1 kleiner als 1 impliziert nicht mehr automatisch, daß RR^2 größer als 1 ist! Im Hinblick auf austauschtheoretische Überlegungen ist z. B. denkbar, daß ältere Männer generell größere Heiratschancen haben, sowohl in bezug auf ältere als auch in bezug auf jüngere Frauen. Dennoch kann der OR-Wert gleich 1 sein, wenn RR^1 gleich RR^2 . *Im Fall von Heiratsmarktungleichgewichten* drückt dies die Abwesenheit jeglicher Alterspräferenzen bei der Partnerwahl aus. Erst wenn die Benachteiligung jüngerer Männer in bezug auf jüngere Frauen anders ausfällt als in bezug auf ältere Frauen kann man von Alterspräferenzen bei der Partnerwahl sprechen. RR^1 ist dann ungleich RR^2 und der OR-Wert divergiert von 1. Ereignisbasierte odds ratios berücksichtigen damit Heiratsmarktungleichgewichte und Benachteiligungen auf dem Heiratsmarkt ebenso wie eine ungleiche Heiratsneigung.

Darüber hinaus nimmt das hier vorgestellte Konzept auf den Lebensverlauf Bezug. Damit werden einerseits weitere z. B. von Schoen (1986) gegen odds ratios vorgebrachte Einwände gegenstandslos. Andererseits wird damit eine dynamische Betrachtung notwendig.³⁷ Während die Entwicklung der konkurrierenden Heiratsraten ereignisanalytisch im Kontext des Lebensverlaufs und anderer biographischer, vor allem bildungsbiographischer Entscheidungen untersucht wird, treten unterschiedliche Altersgruppen auf dem Heiratsmarkt zu denselben Kalenderzeitpunkten in Konkurrenz. Das Konzept des Heiratsmarkts und des Heiratsmarktungleichgewichts, seiner Veränderung und seiner Strukturen ist deshalb nur in bezug auf die Kalenderzeitperspektive sinnvoll. Auch Opportunitätsstrukturen, soziale Barrieren usw. müssen auf den Zeitpunkt des handelnden Individuums bezogen werden. Die konkurrierenden Risiken müssen deshalb in kalenderzeitlicher Gleichzeitigkeit betrachtet werden um miteinander in Konkurrenz zu treten. Um beispielsweise die Heiratsbeziehungen zwischen 25- und 30jährigen Männern und Frauen zu untersuchen, muß zu einem (jedem) bestimmten Kalenderzeitpunkt auf die Geburtsjahrgänge Bezug genommen werden, deren Geburt 25 respektive 30 Jahre zurückliegt. Die Relativen Risiken zwischen den Altersgruppen und darauf aufbauend die odds ratios der Altershomogamie sind (trotz der längsschnittlichen Analyse der Heiratsraten) in kalenderzeitlicher Gleichzeitigkeit zu berechnen. Die kalenderzeitliche Gleichzeitigkeit kann auch als Aggregationsregel für die Aggregation von Handlungen bei der Analyse sozialer Strukturen verstanden werden.

4.4 Daten und Vorgehensweise

Die nachfolgenden Analysen basieren auf dem Familiensurvey 1988 (vgl. Alt 1991; Bertram 1991) und konzentrieren sich auf die Ersteheschließung von und mit Deutschen.³⁸ Der Familiensurvey von

³⁷ Diese würde sich nur in dem Modelfall einer Bevölkerung mit altersspezifisch konstanten Geburts- und Sterblichkeitsverhältnissen auf Reproduktionsniveau (stationäre Bevölkerung) und altersspezifisch konstanten Heiratsraten erübrigen. Nur in diesem Fall entsprechen die altersspezifischen Heiratsraten eines Geburtsjahrgangs den altersspezifischen Heiratsraten verschiedener Geburtsjahrgänge zu demselben Kalenderzeitpunkt.

³⁸ Der Familiensurvey erfaßt nur Deutsche. Soweit diese einen Ausländer geheiratet haben, wurde die Eheschließung als Zensierung betrachtet.

1988 ist eine Repräsentativerhebung der 18- bis 55jährigen in den alten Bundesländern mit über 10.000 realisierten Interviews. Ein Schwerpunkt des Fragenprogramms bildet die retrospektive Erhebung der Partnerschaftsbiographie. Anders als bei der großen Mehrzahl soziologischer Analysen zur Partnerwahl, die sich auf die zum Befragungszeitpunkt bestehenden Ehen beziehen und mit dem (Selektions-) Problem konfrontiert sind, daß die Ehestabilität von der Partnerwahl abhängt, kann deshalb auf der Basis des Familiensurvey von einer nicht durch den Eheerfolg vorselektierten Erfassung des Partnerwahlprozesses ausgegangen werden.

Die konkurrierenden Heiratsraten nehmen auf konkurrierende Altersgruppen des Heiratsmarkts Bezug. Die konkurrierenden Heiratsraten sind – wie oben ausgeführt – in Bezug auf die abhängige Variable definiert, während Konkurrenzvorteile gegenüber den Mitkonkurrenten in den Regressionskoeffizienten zum Ausdruck kommt. Um gelegenheitsstrukturelle Faktoren des Kennenlernens besser zuordnen zu können, ist den weiteren Analysen das Alter bei Beziehungsbeginn mit einem späteren Ehepartner (statt dem Heiratsalter) zugrunde gelegt. Bei der längsschnittlichen Analyse der konkurrierenden Raten des Beziehungsbeginns im Rahmen von Gleichung (8) wurde die Altersabhängigkeit mit den zwei unabhängigen Variablen $t_1 = (\text{Alter} - 13)$ und $t_2 = \ln((\text{Alter} - 13)^2)$ modelliert. Zusätzlich wurde – wie in der Vorspalte von Tabelle 2 konkretisiert – der Einfluß des Geburtsjahrgangs berücksichtigt und auch in Interaktion mit dem Alter analysiert. Mit zwei weiteren Variablen ist ferner das aktuelle Bildungsniveau³⁹ während des Verheiratungsprozesses und die aktuelle Einbindung in eine (Aus-) Bildungsin-

stitution⁴⁰ berücksichtigt. Einige ausgewählte Regressionsergebnisse sind in Tabelle 2 wiedergegeben.⁴¹

Die Altersabhängigkeit der konkurrierenden Heiratsraten von Männern ist zunächst in Abbildung 4 veranschaulicht.⁴² Die beschriebene Modellierung impliziert einen nicht-monotonen, glockenförmigen Verlauf. Dabei ist die Rate von Männern, eine höchstens 22jährige Frau zu heiraten, mit 23 Jahren am höchsten. In Bezug auf eine 23- bis 27jährige liegt die höchste Heiratsrate bei 27 Jahren und in Bezug auf eine über 27jährige bei 33 Jahren. Abbildung 4 zeigt außerdem, daß sich die konkurrierenden Heiratsraten vertikal zu einer Gesamtheiratsrate addieren, die sehr gut mit der sonst üblichen, gesonderten Berechnung der (Gesamt-) Heiratsrate übereinstimmt. Abbildung 5 veranschaulicht weiter, was die in der Vorspalte von Tabelle 2 beschriebene Modellierung für die Kohortenabhängigkeit der Heiratsrate bedeutet: Am Beispiel der Gesamtheiratsrate zeigt Abbildung 5, wie sich die Heiratsrate zunächst im Lebensverlauf vorverlagert hat und sich dann (bei gleichzeitiger Reduktion) wieder in ein späteres Lebensalter verschiebt (vgl. z. B. auch Diekmann 1987). Die Daten stimmen insoweit gut mit ähnlichen Berechnungen überein, die zum Verheiratungsprozeß vorliegen.

Die skizzierten Berechnungen beziehen sich allerdings auf den Längsschnitt (d. h. auf den Lebensverlauf), während die Heiratsbeziehungen zwischen den Altersgruppen auf dem Heiratsmarkt immer in kalenderzeitlicher Gleichzeitigkeit zu betrachten sind. Für die Berechnung von odds ratios auf der Grundlage der Gleichungen (9) und (10)

³⁹ Dabei ist das Bildungsniveau in Bildungsjahren gemessen, die notwendig sind, um den erreichten Bildungsaabschluß zu erlangen. Hierbei wurde einem Hauptschulabschluß (ohne Berufsausbildungsaabschluß) 9 Bildungsjahre zugeordnet, keinem Abschluß ebenfalls 9 (Pflicht-) Bildungsjahre, einem Hauptschulabschluß mit Berufsausbildungsaabschluß 11 Bildungsjahre, Mittlerer Reife ohne Berufsausbildungsaabschluß 10 Bildungsjahre, Mittlerer Reife mit Berufsausbildungsaabschluß 12 Bildungsjahre, Abitur und Fachhochschulreife ohne weiteren Ausbildungsaabschluß jeweils 13 Bildungsjahre, Abitur und Fachhochschulreife mit Berufsausbildungsaabschluß jeweils 14 Bildungsjahre, einem Fachhochschulabschluß 17 Bildungsjahre und einem Universitätsabschluß 19 Bildungsjahre.

⁴⁰ Die (Dummy-) Variable nimmt den Wert 1 an, wenn der Betreffende gegenwärtig (noch) in (Aus-) Bildung ist, und ist ansonsten auf 0 gesetzt. In Bezug auf die Heirat reflektiert diese Variable die geringere Heiratsneigung während der (Aus-) Bildung, die auch als Institutioneneffekt des Bildungssystems bezeichnet wird (Blossfeld und Huijink 1989; Klein 1992). In Bezug auf den Beziehungsbeginn drückt sich hingegen in dieser Variable die Bedeutung der Bildungsinstitutionen als Teilheiratsmarkt aus.

⁴¹ Die Regressionskoeffizienten wurden mit SAS unter Bezug auf die Methode des Episodensplittings (Blossfeld, Hamerle und Mayer 1986) berechnet.

⁴² Zum Vergleich mit anderen Ereignisanalysen des Verheiratungsprozesses beziehen sich die den Abbildungen 4 und 5 zugrundeliegenden Modelle (deren Koeffizienten und Teststatistiken aus Platzgründen nicht wiedergegeben sind) nicht auf den Beziehungsbeginn, sondern auf das Heiratsalter, ausgehend nicht von 13, sondern von 18 Jahren.

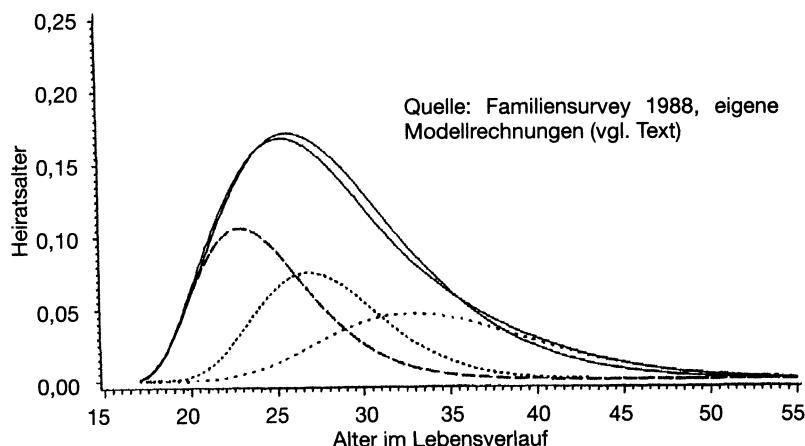
Tabelle 2 Determinanten des Beziehungsbeginns mit einem späteren Ehepartner (Relative Heiratsraten von Männern).

Determinante	Konkurrierende Risiken in bezug auf das Alter der Frau bei Beziehungsbeginn			
	Frau 13–17 Jahre	Frau 18–22 Jahre	Frau 23–27 Jahre	Frau 28–32 Jahre
t_1	0,780**	0,528***	0,435***	0,687**
t_2	5,380***	50,594***	92,289***	262,151***
Geburtsjahr (-1900)	1,040	0,893**	0,641***	1,121
(Geburtsjahr -1900) quadriert	1,000	1,002***	1,004***	1,000
$t_1^*(\text{Geburtsjahr} - 1900)$	0,994**	0,998	1,006***	0,997
Bildungsjahre ¹ in (Aus-)Bildung ²	0,924*	0,986	1,030	0,987
In (Konstante)	0,656**	0,839*	0,710*	0,579
In (Konstante)	-7,812***	-10,803***	-7,623**	-30,020***
Personen-Jahre	30767	30767	30767	30767
Ereignisse	574	1392	555	135
log-likelihood	-2654,44	-4745,87	-2099,083	-629,887

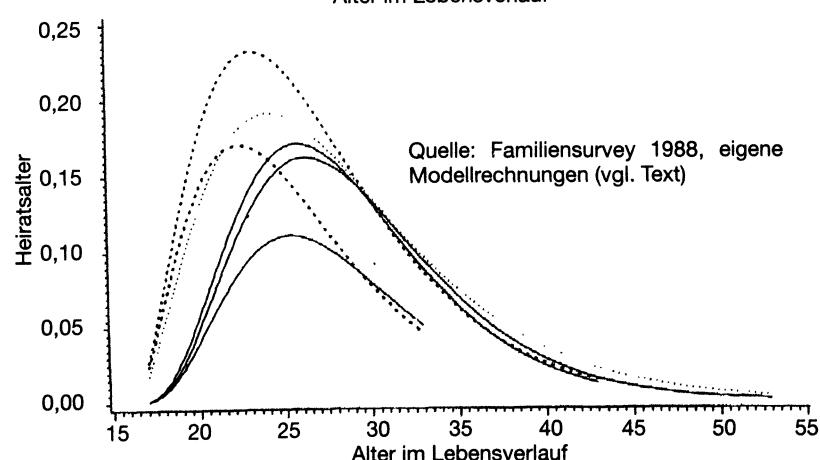
***: $p < 0,001$ **: $p < 0,01$ *: $p < 0,05$ ¹ zeitabhängig, vgl. Text (Fußnote 38)² zeitabhängig mit den Ausprägungen 1 (= in Ausbildung) und 0 (= nicht in Ausbildung)

Quelle: Familiensurvey 1988, eigene Berechnungen

- Heiratsrate
- Gesamtheiratsrate
 - Frau bis unter 23 Jahre
 - Frau zwischen 23 und 27 Jahren
 - ... Frau über 27 Jahre
 - Summe der konk. Heiratsraten

**Abb. 4** Nach dem Alter der Frau konkurrierende Heiratsraten von 1945 geborenen Männern.

- Geschlecht/Kohorte
- Gesamtheiratsrate
 - Männer-Kohorte 1935
 - Frauen-Kohorte 1935
 - ... Männer-Kohorte 1945
 - Frauen-Kohorte 1945
 - Männer-Kohorte 1955
 - Frauen-Kohorte 1955

**Abb. 5** Kohortenunterschiede der (Gesamt-) Heiratsrate nach Alter und Geschlecht.

berechneten Heiratsraten in kalenderzeitlicher Gleichzeitigkeit zu Relativen Risiken und zu odds ratios verrechnet werden. Dabei geht das Kalenderjahr aus dem Alter und dem Geburtsjahr hervor. Die konkurrierenden Heiratsratenverläufe wurden daher für jedes Geburtsjahr berechnet und jahresweise dergestalt neu geordnet, daß für jedes *Kalenderjahr* die Altersverteilung der Heiratsraten resultiert.⁴³

Gleichzeitig ist zu berücksichtigen, daß sich die konkurrierenden Risiken von Gleichung (8) auf fixe Altersgruppen des Heiratsmarkts beziehen (vgl. Tabelle 2 und Abbildung 4). Um die Heiratsbeziehungen zwischen unterschiedlichen Altersgruppen (jeweils in einem bestimmten Kalenderjahr) zu untersuchen, wurden deshalb die Heiratsratenverläufe in bezug auf alle konkurrierenden Heiratsraten berechnet und kalenderjahresbezogen organisiert. Dabei gehen die im folgenden vorgestellten Ergebnisse von jeweils benachbarten 5-Jahres-Altersgruppen aus, deren Abgrenzung sich jahresweise verschiebt.⁴⁴ Die nach 5-Jahres-Altersgruppen konkurrierenden Heiratsraten von Männern beziehen sich also beispielsweise auf die 20- bis 24jährigen Frauen, die 21- bis 25jährigen, die 22- bis 26jährigen usf. Odds ratios wurden für jeweils benachbarte 5-Jahres-Altersgruppen berechnet, also beispielsweise für 20- bis 24jährige versus 25- bis 29jährige Männer in bezug auf die konkurrierenden Raten, eine 20- bis 24jährige bzw. eine 25- bis 29jährige Frau zu heiraten. Innerhalb der 5-Jahres-Altersgruppen eines Kalenderjahrs wurden (in bezug auf jede der konkurrierenden Raten) die jeweils 5 Heiratsraten gemittelt. Dabei wurde durch Gewichtung mit der Jahrgangsstärke⁴⁵ und der Ledigenquote⁴⁶ berücksichtigt, daß die Geburtsjahrgänge in aller Regel unterschiedlich stark besetzt sind und (wie auch aus Abbildung 5 hervorging) ein unterschiedliches Heiratstiming haben.

⁴³ Natürlich bezieht sich dabei jedes Alter auf einen anderen Geburtsjahrgang.

⁴⁴ Eine aus Platzgründen beschränkte Auswahl der Regressionsergebnisse für die jeweils um 1 Jahr verschobene Altersgruppe ist wie gesagt in Tabelle 2 wiedergegeben.

⁴⁵ Die Jahrgangsstärke basiert wegen den Gebietsveränderungen der deutschen Geschichte auf den Geburten pro 1000 Einwohner (Rohe Geburtenziffer) und ist verschieden den Statistischen Jahrbüchern entnommen.

⁴⁶ Hierbei handelt es sich genau genommen um die Quote derer, die noch nicht für eine spätere Ehe 'vergeben' sind. Zur Berechnung vgl. oben Fußnote 26.

5. Ergebnisse

Abbildung 6 informiert für das Jahr 1985⁴⁷ über die Relative Rate des Beziehungsbeginns mit einer bei Beziehungsbeginn (3 bis 7 Jahre) jüngeren versus einer (auf plus / minus 2 Jahre) gleichalten späteren Ehefrau, differenziert nach dem Alter des Mannes und seiner Bildungsbiographie. Bei einem Alter des Mannes von 20 Jahren⁴⁸ ist offenbar die Rate, eine bei Beziehungsbeginn 13- bis 17jährige spätere Ehefrau zu finden, nur höchstens halb so groß wie die Rate in bezug auf eine ebenfalls 18- bis 22jährige. Dies ist wenig erstaunlich angesichts der Tatsache, daß die Bereitschaft von Frauen, überhaupt zu heiraten, erst Anfang bis Mitte 20 deutlich ansteigt (vgl. auch Abbildung 5). Wie aus Abbildung 6 deutlich wird, ist jedoch die Relative Heiratsrate (d. h. die Heiratsrate mit jüngeren im Vergleich zu der mit gleichalten Frauen) um so höher, je höher das Alter des Mannes. Dies läßt sich zum einen in bezug auf das steigende Einkommen des Mannes interpretieren und unterstützt damit das familienökonomische Erklärungsmuster. Zum anderen korrespondiert der Anstieg jedoch auch mit dem zunehmenden Heiratsmarktungleichgewicht unter gleichalten Männern und Frauen. Zugunsten der gelegenheitsstrukturellen Interpretation des Kurvenverlaufs von Abbildung 6 spricht im übrigen, daß die 'Bevorzugung' der 3 bis 7 Jahre jüngeren Frauen gegenüber den Gleichalten bis Mitte 30 wieder zurückgeht, obwohl die lebenszyklische Einkommenskurve weiter ansteigt: Bei einem Alter des Mannes von 35 Jahren sind auch die 3 bis 7 Jahre jüngeren Frauen schon 'vergeben'.⁴⁹

Aus Abbildung 6 gehen ferner deutliche Bildungsunterschiede hervor. Bei den Männern mit lediglich Mittlerer Reife ohne Berufsausbildung (10 Bildungsjahre, bis zum Alter von 16 Jahren im Bildungssystem) greift die 'Bevorzugung' jüngerer Frauen früher, ist aber auch früher zu Ende als bei Hochschulabsolventen (19 Bildungsjahre, bis zum Alter von 25 Jahren im Bildungssystem). Familienökonomisch bzw. austauschtheoretisch betrachtet scheint auf den ersten Blick der frühere Einkom-

⁴⁷ 1985 ist eines der letzten durch den Familiensurvey von 1988 empirisch abgedeckten Jahre. Die im folgenden beschriebenen Ergebnisse sehen aber für andere, hier nicht dargestellte Jahre sehr ähnlich aus.

⁴⁸ Plus / minus 2 Jahre. Der Wert bei 20 Jahren bezieht sich also auf die Altersgruppe der 18- bis 22jährigen Männer, der bei 21 Jahren auf die Gruppe der 19- bis 23jährigen usw.

⁴⁹ Ähnliche Berechnungen finden sich auch bei Klein (1995).

Abb. 6 Relative Heiratsraten (1) von Männern in bezug auf eine jüngere (2) versus eine gleichalte (3) Frau nach Alters- (3) und Bildungsgruppe des Mannes (1985)

Bildungsniveau:

— Mittlere Reife

- - - Hochschulabschluß

(1) Genau: Raten des Beziehungsbeginns mit einem späteren Ehepartner

(2) 3 bis 7 Jahre jünger

(3) plus / minus 2 Jahre

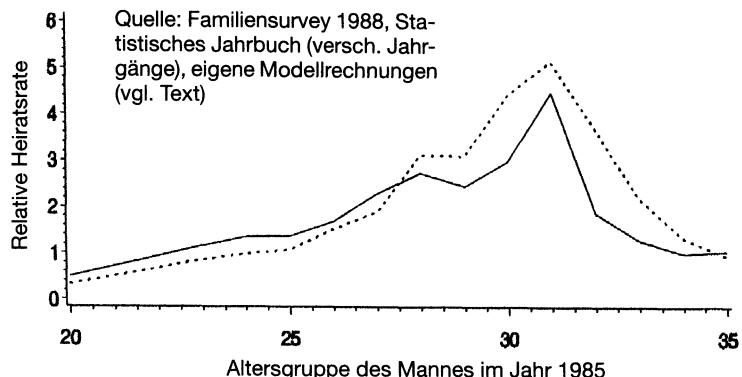


Abb. 7 Heiratsbarrieren (1) zwischen Jüngeren (2) und Gleichalten (3) nach Alters- (3) und Bildungsgruppe des Mannes (1985)

Bildungsniveau:

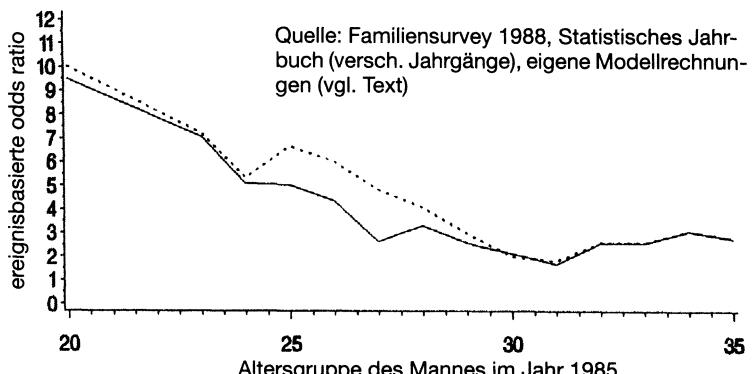
— Mittlere Reife

- - - Hochschulabschluß

(1) ereignisbasierte odds ratio

(2) 3 bis 7 Jahre jünger

(3) plus / minus 2 Jahre



menserwerb der unteren Bildungsschicht von Bedeutung. Bei Männern Mitte 30 sind jedoch die Bildungsunterschiede wieder angeglichen, obwohl die Einkommenserzielungsmöglichkeiten von Akademikern gerade langfristig über denen niedrigerer Bildungsschichten liegen. Die Bildungsunterschiede in Abbildung 6 lassen sich daher wesentlich gradliniger mit gelegenheitsstrukturellen Überlegungen begründen: Stellt man eine gewisse Bildungshomogamie in Rechnung (Frenzel 1995; Teckenberg 1991), so ist der spätere Anstieg mit den Heiratsgelegenheiten erklärbar, die für Akademiker aus dem späteren Heiratsalter der Akademikerinnen resultieren.

Die relativen Heiratsraten von Abbildung 6 sind allerdings – wie oben ausgeführt – nicht von den quantitativen Heiratsmarktungleichgewichten losgelöst; sie messen nicht die von der Gelegenheitsstruktur unabhängigen Präferenzen. Eine klarere Unterscheidung verschiedener Einflußfaktoren

der Heiratspräferenzen muß deshalb von den gesamtgesellschaftlichen Heiratsmarktungleichgewichten abstrahieren. Die mit dem ereignisbasierten odds ratio-Wert gemessenen Heiratsbarrieren repräsentieren lediglich die Präferenzen bei der Partnerwahl sowie die Abgrenzung von Teilheiratsmärkten (vgl. nochmals die Kategorien 1, 2 und 4 des Theorieüberblicks in Übersicht 1). Die ebenfalls nach Alters- und Bildungsgruppe des Mannes aufgegliederten Ergebnisse sind in Abbildung 7 vorgestellt.

Korrespondierend mit dem Anstieg des Relativen Heiratsrisikos zugunsten jüngerer Frauen in Abbildung 6 zeigt sich ein Rückgang der Heiratsbarrieren: Zwischen 13- bis 17jährigen und 18- bis 22jährigen bestehen für den Beziehungsbeginn mit späterer Eheschließung deutlich höhere Barrieren als für benachbarte 5-Jahres-Altersgruppen in höherem Alter. Der odds ratio-Wert sinkt von gut 10 auf einen Wertebereich zwischen 2 und 3. Die bei

höherem Alter geringeren Barrieren zwischen den Altersgruppen könnten vor dem Hintergrund der familienökonomischen Theorie wiederum mit dem steigenden Einkommen des Mannes in Verbindung gebracht werden, dagegen spricht jedoch, daß die Barrieren für die verschiedenen Bildungsgruppen langfristig fast identisch verlaufen. Wesentlich plausibler lassen sich die bei höherem Alter geringeren Barrieren zwischen den Altersgruppen deshalb mit der altersbezogenen zunehmenden Bereitschaft potentieller Ehepartner erklären, überhaupt zu heiraten. Hinzu kommt, daß die Barrieren ab 30 (d. h. zwischen den 23- bis 32jährigen und den 23- bis 27jährigen) trotz steigenden Einkommens nahezu konstant bleiben. Obendrein ist darauf hinzuweisen, daß die odds ratios durchgehend über 1 liegen, daß also (jedenfalls in bezug auf 5-Jahres-Altersgruppen) eine Homogamiepräferenz vorherrscht, während von einer dominierenden Austauschbeziehung „Reicher Mann und schöne Frau“ (Borkenau 1993) nicht gesprochen werden kann.

Die Kurve für Akademiker zeigt bis zum Alter Mitte 20 – d. h. während der Studienzeit – etwas höhere Heiratsbarrieren gegenüber Jüngeren im Vergleich zu Gleichalten (vgl. Abbildung 7), was die These der Begünstigung gleichaltriger Heiratsgelegenheiten in den Bildungsinstitutionen stützt. Eine interessante Ausbuchung ist allerdings bei Akademikern nach der Ausbildung festzustellen: Gerade nach der Ausbildung nehmen die Heiratsbarrieren gegenüber Jüngeren stark zu, obwohl das familienökonomische Argument nach dem Ausbildungsende ein verstärktes Gewicht bekommt. Der Kurvenverlauf legt nahe, daß die Bildungsinstitutionen als Heiratsmarkt insofern den Ausschlag geben, als mit dem Ausbildungsende eine Veränderung der sozialen Handlungskontexte stattfindet, in deren Rahmen das Spektrum Älterer größer wird, während eine stärkere Separierung von den Jüngeren stattfindet, die noch in Ausbildung sind. Das schon aus den U.S.A. bekannte Ergebnis der größeren Altershomogamie in oberen Schichten ist damit (jedenfalls in der Bundesrepublik) nicht nur auf die Altershomogenität in den Ausbildungsinstitutionen, sondern auch auf spezifische Veränderungen der Heiratsgelegenheiten nach dem Studium zurückzuführen. Eine allgemeine Feststellung läßt sich ferner dahingehend treffen, daß die Heiratsbarrieren in keinem Altersbereich sehr groß sind, wenn man von den hier zugrunde gelegten 5-Jahres-Altersgruppen ausgeht, die weit größere Altersabstände lassen als den durchschnittlichen 3-Jahres-Ab-

stand. Im Bereich des durchschnittlichen Erstheiratsalters, das 1985 für Männer bei 27 Jahren liegt, liegt der odds ratio-Wert unter 5 (in früheren Jahren sogar noch darunter) und steigt nur bei Akademikern infolge abgeschotteter Teilheiratsmärkte zwischenzeitlich an. Angesichts von odds ratios, die im Hinblick auf die Heiratsbeziehungen zwischen verschiedenen Bildungsschichten, zwischen den Konfessionen, zwischen Deutschen und Ausländern und zwischen anderen Gruppen der Gesellschaft weit höher liegen, kann von einer ausgeprägten Homogamiepräferenz in bezug auf das Alter nicht gesprochen werden.

6. Zusammenfassung und Ausblick

In bezug auf die methodische Isolierung individueller Handlungsperspektiven von gelegenheitsstrukturellen Vorgaben erscheint eine Verknüpfung ereignisanalytischer (competing risk-) Modelle mit traditionellen odds ratios sinnvoll: Die Konzeptualisierung der Partnerwahl als konkurrierende Risiken, einen Partner mit diesen oder jenen Merkmalen zu finden, nimmt unmittelbar auf den Heiratsmarkt und die dort bestehenden Alternativen Bezug. Sie berücksichtigt die Gleichzeitigkeit von Handlungsalternativen. In den alternativen Heiratsrisiken manifestieren sich sowohl die (gegenseitigen) Präferenzen wie die Gelegenheiten. Mit der Berechnung ereignisanalytischer odds ratios lassen sich die Gelegenheitsstrukturen recht einfach ausblenden.

Faßt man die empirischen Ergebnisse zusammen, so kann der Altersunterschied zwischen Ehepartnern in erster Linie den sich verändernden Handlungsgelegenheiten im Lebensverlauf zugeschrieben werden. Als wichtige Variablen, die mit dem individuellen Altersunterschied eng zusammenhängen, lassen sich vor allem das Bildungsniveau und das Alter des Mannes ausmachen. Dabei sind aber erstaunlicherweise nicht die mit beiden Faktoren verbundenen Einkommenserzielungsmöglichkeiten ausschlaggebend. Im Vordergrund stehen vielmehr die mit der Bildungsbiographie und dem Lebensverlauf verknüpften Handlungsgelegenheiten. So läßt beispielsweise bei Männern zunehmendes Alter und dabei zunehmendes Einkommen die (relative) Chance auf eine jüngere (gegenüber einer gleichalten) Frau steigen – dieser Effekt ist aber bei den unteren Bildungsschichten wegen des jüngeren Heiratsalters und der früheren Verengung des Heiratsmarkts ausgeprägter als in

höheren Bildungsschichten. Bei Hochschulabsolventen findet sogar nach Ausbildungsende ein Wechsel auf einen anderen Teilheiratsmarkt statt, der zu einer Abschottung von den Jüngeren beträgt, die noch in Ausbildung sind. Die Relevanz gelegenheitsstruktureller Mechanismen bei der *individuellen* 'Wahl' des Altersabstands bedeutet nicht zuletzt auch eine Untermauerung der These, daß der *durchschnittliche* Altersabstand in starkem Maße historisch perpetuiert wird. Vor diesem Hintergrund gibt der vorliegende Beitrag Anlaß, stärker auch die Handlungsgelegenheiten in die Erklärung familialen Verhaltens einzubeziehen.

Literatur

- Alba, R.D., 1987: Interpreting the Parameters of Log-Linear Models. *Sociological Methods & Research*, 16: 45–77.
- Alba, R.D., Golden, R.M., 1986: Patterns of Ethnic Marriage in the United States. *Social Forces*, 65: 202–223.
- Alt, C., 1991: Stichprobe und Repräsentativität der Survey-Daten. S. 497–531 in: H. Bertram (Hg.), Familie in Westdeutschland: Stabilität und Wandel familialer Lebensformen. Opladen: Leske-Budrich.
- Atkinson, M.P., Glass, B.L., 1985: Marital Age Heterogamy and Homogamy 1900 to 1980. *Journal of Marriage and the Family*, 47: 685–691.
- Bayer, A.E., 1972: College Impact on Marriage. *Journal of Marriage and the Family*, 34: 600–609.
- Bean, F.P., Aiken, L.H., 1976: Intermarriage and Unwanted Fertility in the United States. *Journal of Marriage and the Family*, 38: 61–72.
- Becker, G.S., 1973: A Theory of Marriage: Part I. *Journal of Political Economy*, 81: 813–846.
- Becker, G.S., 1976: The Economic Approach to Human Behavior. Chicago: University of Chicago Press.
- Becker, G.S., 1981: A Treatise on the Family. Cambridge/London: Harvard University Press.
- Becker, G.S., Landes, E.M. & Michael, R.T., 1977: An Economic Analysis of Marital Instability. *Journal of Political Economy*, 85: 1141–1187.
- Berardo, F.M., Appel, J. & Berardo, D.H., 1993: Age Dissimilar Marriages: Review and Assessment. *Journal of Aging Studies*, 7: 93–106.
- Berardo, F., Vera H. & Berardo, D. H., 1983: Age-Discrepant Marriages. *Medical Aspects of Human Sexuality*, 17: 57–76.
- Bertram, H. (Hg.), 1991: Die Familie in Westdeutschland. Stabilität und Wandel familialer Lebensformen. Opladen: Leske + Budrich.
- Bertram, H. (Hg.), 1992: Die Familie in den neuen Bundesländern. Opladen: Leske + Budrich.
- Besanceney, P. H., 1964: On Reporting Rates of Intermarriage. *American Journal of Sociology*, 70: 717–721.
- Bitter, R. F., 1986: Late Marriage and Marital Instability: The Effects of Heterogeneity and Inflexibility. *Journal of Marriage and the Family*, 48: 631–640.
- Blau, P.M., 1977: Inequality and Heterogeneity. New York: Free Press.
- Blau, P.M., Beeker, C. & Fitzpatrick, K.M., 1984: Intersecting Social Affiliations and Intermarriage. *Social Forces*, 62: 585–605.
- Blau, P.M., Blum, T.C. & Schwartz, J.E., 1982: Heterogeneity and Intermarriage. *American Sociological Review*, 47: 45–62.
- Blau, P.M., Schwartz, J.E., 1984: Crosscutting Social Circles: Testing a Macrostructural Theory of Intergroup Relations. New York: Academic Press.
- Blood, R.O., Wolfe, D.M., 1960: Husbands and Wives. The Dynamics of Married Living. New York: The Free Press.
- Blossfeld, H.P., Huinink, J., 1991: Human Capital Investment or Norms of Role Transition? How Women's Schooling and Career Affects the Process of Family Formation. *American Journal of Sociology*, 97: 143–168.
- Blossfeld, H.-P., Hamerle, A. & Mayer, K.U., 1986: Ereignisanalyse: Statistische Theorie und Anwendung in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften. Frankfurt a.M., New York: Campus.
- Blossfeld, H.-P., Huinink, J., 1989: Die Verbesserung der Bildungs- und Berufschancen von Frauen und ihr Einfluß auf den Prozeß der Familiengründung. *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft*, 15: 383–404.
- Borkenau, P., 1993: Reicher Mann und schöne Frau? Zwei Studien zu Geschlechtsunterschieden in der Partnerpräferenz. *Zeitschrift für Sozialpsychologie*, 24: 289–297.
- Bossard, J.H.S., 1932/33: The Age Factor in Marriage: A Philadelphia Study, 1931. *The American Journal of Sociology*, 38: 536–547.
- Boudon, R., 1973: Mathematical Structures of Social Mobility. London: Elsevier.
- Bourdieu, P., 1976: Marriage Strategies as Strategies of Social Reproduction. S. 117–144 in: R. Forster, O. Ranum (Hg.), Family and Society: Selections from the Annales Economies, Sociétés, Civilisations. Baltimore/London: John Hopkins University Press.
- Bumpass, L., Sweet, J.A., 1972: Differentials in Marital Instability: 1970. *American Sociological Review*, 37: 754–766.
- Burgess, E. W., Wallin, P., 1943: Homogamy in Social Characteristics. *The American Journal of Sociology*, 49: 109–124.
- Burkitt, B., Burkitt, B., 1981: Anelkogamy: A Case of Sexist Prejudice? *Women's Studies International Quarterly*, 4: 157–162.
- Bytheway, W. R., 1981: The Variation with Age of Age Differences in Marriage. *Journal of Marriage and the Family*, 43: 923–927.
- Carter, H., Glick P.C., 1978: Marriage and Divorce: A Social and Economic Study. Cambridge: Harvard University Press.
- Casterline, J.B., Williams, L. und McDonald, P., 1986: The Age-Difference between Spouses: Variations Among Developing Countries. *Population Studies*, 50: 353–374.

- Catapusan, B.T., 1938: Filipino Intermarriage Problems in the United States. *Sociology and Social Research*, 22: 265–272.
- Chudacoff, H.P., 1989: How Old Are You? Age Consciousness in American Culture. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Cobalti, A., 1988: Alternative Conceptual Frameworks for the Analysis of Mobility Tables and the Log-Linear Models. *Quality & Quantity*, 22: 31–47.
- Cobalti, A., 1989: A Relative Mobility Table. *Quality & Quantity*, 23: 205–220.
- Cox, P.R., 1970: International Variations in the Relative Ages of the Brides and Grooms. *Journal Biosocial Science*, 2: 111–121.
- Davis, J.A., 1978: Hierarchical Models for Significance Tests in Multivariate Contingency Tables: An Exegesis of Goodman's Recent Paper. S. 233–280 in: L.A., Goodman (Hg.), *Analyzing Qualitative/Categorial Data*. London, Amsterdam, Sydney, Tokyo: Addison-Wesley Publishing Company.
- Davis, K., 1941: Intermarriage in Caste Societies. *American Anthropologist*, 43: 376–395.
- Diekmann, A., 1987: Determinanten des Heiratsalters und Scheidungsrisikos. (unveröffentlichte Habilitationsschrift, Universität München).
- Diekmann, A., Mitter, P., 1984: Methoden zur Analyse von Zeitverläufen. Stuttgart: B.G. Teubner.
- Diekmann, A., Weick, S. (Hg.), 1993: Der Familienzyklus als sozialer Prozeß. Bevölkerungssoziologische Untersuchungen mit den Methoden der Ereignisanalyse. Berlin: Duncker & Humblot.
- Dorbritz, J., Menning, S., 1992: Wandel des generativen Verhaltens und der Familienbindung in den neuen Bundesländern. Graue Reihe Nr.602 der KSPW.
- Dressel, P.L., 1980: Assortative Mating in Later Life: Some Initial Considerations. *Journal of Family Issues*, 1: 379–396.
- Eckland, B.K., 1968: Theories of Mate Selection. *Eugenics Quarterly*, 15: 71–84.
- Edwards, J.N., 1969: Familial Behavior as Social Exchange. *Journal of Marriage and the Family*, 31: 518–526.
- Elder, G.H., Jr., Rockwell, R.C., 1976: Marital Timing in Women's Life Patterns. *Journal of Family History*, 1: 34–53.
- Feld, S.L., 1981: The Focused Organization of Social Ties. *American Journal of Sociology*, 86: 1015–1035.
- Fisher, L., Kanarek, P., 1974: Presenting Censored Survival Data when Censoring and Survival Times may not be independent. S. 303–326 in: F. Proschan, R.J. Serfling (Hg.), *Reliability and Biometry*. Philadelphia: SIAM.
- Fox, A.J., Bulusu, L. & Kinlen, L., 1979: Mortality and Age Differences in Marriage. *Journal of Biosocial Science*, 11: 117–131.
- Freiden, A., 1974: The U.S. Marriage Market. S. 352–371 in: T.W. Schultz (Hg.), *Economics of the Family*. Chicago: University of Chicago Press.
- Frenzel, H., 1995: Bildung und Partnerwahl. *ZUMA-Nachrichten*, 36: 61–88.
- Glick, P. C., 1960: Intermarriage and Fertility Patterns among Persons in Major Religious Groups. *Eugenics Quarterly*, 7: 31–38.
- Glick, P. C., Landau, E., 1950: Age as a Factor in Marriage. *American Sociological Review*, 15: 517–529.
- Goldman, N., Westoff, C.F. & Hammerslough, C., 1984: Demography of the Marriage Market in the United States. *Population Index*, 50: 5–25.
- Goodman, L. A., 1969: How to Ransack Social Mobility Tables and Other Kinds of Cross-Classification Tables. *American Journal of Sociology*, 75: 1–40.
- Goodman, L. A., 1969: On the Measurement of Social Mobility: An Index of Status Persistence. *American Sociological Review*, 34: 831–850.
- Granovetter, M. S., 1973: The Strength of Weak Ties. *American Journal of Sociology*, 78: 1360–1380.
- Gunter, B. G., Wheeler, R. H., 1986: More Women are Marrying Younger Men in a Florida County. *Sociology and Social Research*, 71: 52–54.
- Guttentag, M., Secord, P. F., 1983: Too many Women? Beverly Hills: Sage.
- Habich, R., Krause, P. & Priller, E., 1991: Subjektives Wohlbefinden. In: G., Wagner, B., Rosenbladt v. D., Blaschke (Hg.), *An der Schwelle zur sozialen Marktwirtschaft. Ergebnisse aus der Basiserhebung des Sozio-ökonomischen Panels in der DDR im Juni 1990*. Nürnberg: Bundesanstalt für Arbeit.
- Hagestad, G.O., Neugarten, B.L., 1985: Age and the Life Course. In: R.H., Binstock, E., Shanas (Hg.), *Handbook of Aging and the Social Sciences*. New York: Van Nostrand Reinhold Company.
- Handl, J., 1985: Mehr Chancengleichheit im Bildungssystem. Erfolg der Bildungsreform oder statistisches Artefakt? *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 32: 698–722.
- Handl, J., 1988: Berufschancen und Heiratsmuster von Frauen: empirische Untersuchungen zu Prozessen sozialer Mobilität. Frankfurt/Main; New York: Campus.
- Heer, D.M., 1962: The Trend of Interfaith Marriages in Canada: 1922–1957. *American Sociological Review*, 27: 245–250.
- Heer, D.M., 1966: Negro-White Marriage in the United States. *Journal of Marriage and the Family*, 28: 262–273.
- Heer, D.M., A. Grossbard-Shechtman, 1981: The Impact of the Female Marriage Squeeze and the Contraceptive Revolution on the Sex Roles and the Women's Liberation Movement in the United States, 1969 to 1975. *Journal of Marriage and the Family*, 43: 49–65.
- Hendrickx, J., Schreuder, O. & Ultee, W.C., 1994: Die Konfessionelle Mischiehe in Deutschland (1901–1986) und den Niederlanden (1914–1986). *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 46: 619–645.
- Hill, P. B., Kopp, J., 1990: Theorien der Ehelichen Instabilität. *Zeitschrift für Familienforschung*, 2: 211–243.
- Hill, P. B., Kopp, J., 1995: *Familiensoziologie. Grundlagen und theoretische Perspektiven*. Stuttgart: B. G. Teubner.
- Hollingshead, A. B., 1950: Cultural Factors in the Selection of Marriage Mates. *American Sociological Review*, 15: 619–627.

- Hollingshead, A. B., 1951: Age Relationships and Marriage. *American Sociological Review*, 16: 492–499.
- Jäckel, U., 1980: Partnerwahl und Eheerfolg: eine Analyse der Bedingungen und Prozesse ehelicher Sozialisation in einem rollentheoretischen Ansatz. Stuttgart: Enke.
- Jedlicka, D., 1980: A Test of Psychoanalytic Theory of Mate Selection. *The Journal of Social Psychology*, 112: 295–299.
- Jedlicka, D., 1984: Indirect Parental Influence on Mate Choice: A Test of the Psychoanalytic Theory. *Journal of Marriage and the Family*, 46: 65–70.
- Jensen, A.R., 1978: Genetic and Behavioral Effects of Non-Random Mating. S. 51–105 in: R.T., Osborne, C. E. Noble, N. Weyl (Hg.), *Human Variation: The biopsychology of age, race, and sex*. New York: Academic Press.
- Johnson, R.A., 1980: Religious Assortative Mating in the United States. London: Academic Press.
- Johnson, R.C., 1984: Group Size and Group Income as Influences on Marriage Patterns in Hawaii. *Social Biology*, 31: 101–107.
- Jorgensen, S.R., Klein, D.M., 1979: Sociocultural Heterogamy, Dissensus, and Conflict in Marriage. *Pacific Sociological Review*, 22: 51–75.
- Jürgens, H. W., Pohl, K., 1985: Sexualproportion und Heiratsmarkt. *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft*, 11: 165–178.
- Kätsch, S., 1965: Teilstrukturen sozialer Differenzierung und Nivellierung in einer westdeutschen Mittelstadt. Köln und Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Kalbfleisch, J. D., Prentice, R. L., 1980: *The Statistical Analysis of Failure Time Data*. New York: John Wiley and Sons.
- Kalmijn, M., 1991: Shifting Boundaries: Trends in Religious and Educational Homogamy. *American Sociological Review*, 56: 786–800.
- Kalmijn, M., 1991: Status Homogamy in the United States. *American Journal of Sociology*, 97: 496–523.
- Kaufman, R. L., Schervish, P. G., 1987: Variations on a Theme. More Uses of Odds Ratios to Interpret Log-Linear Parameters. *Sociological Methods & Research*, 16: 218–255.
- Kaupp, P., 1968: Das Heiratsinserat im sozialen Wandel. Stuttgart: Enke.
- Kearl, M., Murgia, E., 1985: Age Differences of Spouses in Mexican American Intermarriages: Exploring the Cost of Minority Assimilation. *Social Science Quarterly*, 66: 453–460.
- Keeley, M. C., 1979: An Analysis of the Age Pattern of First Marriage. *International Economic Review*, 20: 527–544.
- Kirkpatrick, C., 1937/38: Factors in Marital Adjustment. *American Journal of Sociology*, 43: 170–283.
- Klein, R., 1991: Modelle der Partnerwahl. S. 31–61 in: M. Amelang, H.J. Ahrens & H. W. Bierhoff (Hg.), *Partnerwahl und Partnerschaft*. Göttingen: Hogrefe.
- Klein, T., 1988: Zur Abhängigkeit zwischen konkurrierenden Mortalitätsrisiken. *Allgemeines Statistisches Archiv*, 72: 248–258.
- Klein, T., 1990: Wiederheirat nach Scheidung in der Bundesrepublik. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 42: 60–80.
- Klein, T., 1992: Zum Einfluß einer verlängerten Ausbildungsphase auf den Prozeß der Familienbildung. *Zeitschrift für Familienforschung*, 4: 5–21.
- Klein, T., 1993: Marriage Squeeze und Heiratsverhalten. S. 234–258 in: A. Diekmann, S. Weick (Hg.), *Der Familiencyklus als sozialer Prozeß: bevölkerungssoziologische Untersuchungen mit den Methoden der Ereignisanalyse*. Berlin: Duncker und Humblot.
- Klein, T., 1995: Heiratsmarkt und 'Marriage Squeeze'. S. 357–367 in: B. Nauck; C. Onnen-Isemann (Hg.), *Familie im Brennpunkt von Wissenschaft und Forschung*. Neuwied Kriftel Berlin: Luchterhand.
- Klein, T., Wunder, E., 1996: Regionale Disparitäten und Konfessionswechsel als Ursache konfessioneller Homogamie. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 48: 96–125.
- Klinger-Vartabedian, L., Wispe, L., 1989: Age Differences in Marriage and Female Longevity. *Journal of Marriage and the Family*, 51: 195–202.
- Kohli, M., 1985: Die Institutionalisierung des Lebenslaufs. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 37: 1–29.
- Lewis, R.A., Spanier, G.B., 1979: Theorizing about the Quality and Stability of Marriage. S. 268–294 in: W.R., Burr, R. Hill, F.I., Nye & I.L. Reiss (Hg.), *Contemporary theories about the family* (Vol. 2). New York: The Free Press.
- Lienert, G.A., 1978: Verteilungsfreie Methoden in der Biostatistik, II. Meissenheim: Anton Hain.
- Locke, H.J., 1968: Predicting Adjustment in Marriage: A Comparison of a Divorced and a Happily Married Group. New York: Greenwood Press, Publishers.
- Mare, R.D., 1991: Five Decades of Educational Assortative Mating. *American Sociological Review*, 56: 15–32.
- McKenzie, R.B., Tullock, G., 1984: *Homo Oeconomicus: Ökonomische Dimensionen des Alltags*. Frankfurt/Main, New York: Campus.
- Mensch, B., 1986: Age Differences Between Spouses in First Marriages. *Social Biology*, 33: 229–240.
- Merton, R. K., 1941: Intermarriage and Social Structure: Fact and Theory. *Psychiatry*, 4: 361–374.
- Momeni, D.A., 1976: Husband-Wife Age Differentials in Shiraz, Iran. *Social Biology*, 23: 341–348.
- Monahan, T.P., 1953: Does Age at Marriage Matter in Divorce. *Social Forces*, 32: 81–87.
- Monahan, T.P., 1970: Are Interracial Marriages Less Stable? *Social Forces*, 48: 461–473.
- Morgan, B.S., 1981: A Contribution to the Debate on Homogamy, Propinquity, and Segregation. *Journal of Marriage and the Family*, 43: 909–921.
- Müller, K.V., 1950: Das Konnubium als Maß der psychischen und sozialen Einwurzelung von Flüchtlingsgruppen. *Raumforschung und Raumordnung*, 10: 72–74.
- Muhsam, H.V., 1974: The Marriage Squeeze. *Demography*, 11: 291–299.
- Murstein, B.I., 1986: *Paths to Marriage*. Beverly Hills London: Sage.

- Nauck, B., 1989: Individualistische Erklärungsansätze in der Familienforschung: die rational-choice Basis von Familienökonomie, Ressourcen- und Austauschtheorien. S. 45–61 in: R. Nave-Herz, M. Markefka (Hg.), *Handbuch der Familien- und Jugendforschung*, Bd. 1: Familienforschung. Neuwied, Frankfurt a.M.: Luchterhand.
- Norton, A.J., Glick, P.C., 1976: Marital Instability: Past, Present and Future. *Journal of Social Issues*, 32: 5–20.
- Oppenheimer, V. K., 1988: A Theory of Marriage Timing. *American Journal of Sociology*, 94: 563–91.
- Panunzio, C., 1941/42: Intermarriage in Los Angeles, 1924–33. *American Journal of Sociology*, 47: 690–701.
- Parkman, M. A., Sawyer, J., 1967: Dimensions of Ethnic Intermarriage in Hawaii. *American Sociological Review*, 32: 593–607.
- Patterson, C., Pettijohn, T., 1982: Age and Human Mate Selection. *Psychological Reports*, 51: 70.
- Presser, H., 1975: Age differences between spouses: Trends, Pattern, and Social Implications. *American Behavioral Scientist*, 19: 190–207.
- 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: 482–495.
- Reiss, P.J., 1965: The Trend in Interfaith Marriages. *Journal for the Scientific Study of Religion*, 5: 64–67.
- Riley, M.W., Waring, J., 1976: Age and Aging. In: R.K. Merton, R. Nisbet (Hg.), *Contemporary Social Problems*. New York: Harcourt Brace Jovanovich.
- Roloff, J., 1995: Sozio-ökonomische Rahmenbedingungen generativer Verhaltensentscheidungen. Materialien zur Bevölkerungswissenschaft 82b.
- Romney, K. A., 1971: Measuring Endogamy. S. 191–213 in: P. Kay (Hg.), *Explorations in Mathematical Anthropology*. Cambridge: MIT Press.
- Rückert, G.-R., Lengsfeld, W. & Henke, W., 1979: Partnerwahl. Boppard am Rhein: Bold.
- Rytina, S., Blau, P.M., Blum, T. & Schwartz, J., 1988: Inequality and Intermarriage: A Paradox of Motive and Constraint. *Social Forces*, 66: 645–675.
- Schoen, R., 1983: Measuring the Tightness of a Marriage Squeeze. *Demography*, 20: 61–78.
- Schoen, R., 1986: A Methodological Analysis of Intergroup Marriage. *Sociological Methodology*, 16: 49–78.
- Schoen, R., Cohen, L. E., 1980: Ethnic Endogamy among Mexican American Grooms: A Reanalysis of Generational and Occupational Effects. *American Journal of Sociology*, 86: 359–366.
- Schoen, R., Thomas, B., 1990: Religious Intermarriage in Switzerland, 1969–72 and 1979–82. *European Journal of Population*, 6: 359–376.
- Schoen, R., Woolredge, J., 1989: Marriage Choices in North Carolina and Virginia, 1969–71 and 1979–81. *Journal of Marriage and the Family*, 51: 465–481.
- Scott, J. F., 1965: The American College Sorority: Its Role in Class and Ethnic Endogamy. *American Sociological Review*, 30: 514–527.
- Simmel, G., 1955: Conflict and the Web of Group Affiliations. Glencoe, III: Free Press.
- 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: 440–451.
- Stevens, G. & Schoen, R., 1988: Linguistic Intermarriage in the United States. *Journal of Marriage and the Family*, 50: 267–279.
- Strauss, D.J., 1977: Measuring Endogamy. *Social Science Research*, 6: 225–45.
- Strohmeier, K.P., Schulze, H.-J., 1995: Erwerbstätigkeit und Familienbildungsprozess im gesellschaftlichen Umbruch. *Materialien zur Bevölkerungswissenschaft* 82c.
- Teckenberg, W., 1991: Sozialstruktur als differentielle Assoziation. Der Wandel der durch Bildungs- und Berufsstatus geprägten Heiratsbeziehungen in der Bundesrepublik Deutschland zwischen 1978 und 1987. Universität Heidelberg: Habilitationsschrift.
- Thibaut, J.W., Kelley, H.H., 1959: *The Social Psychology of Groups*. New York: John Wiley & Sons, Inc..
- Tölke, A., 1991: Partnerschaften und Eheschließung. Wandlungstendenzen in den letzten fünf Jahrzehnten. S. 113–157 in: H. Bertram (Hg.), *Familie in Westdeutschland: Stabilität und Wandel familiarer Lebensformen*. Opladen: Leske-Budrich.
- Tucker, M. B., Mitchell-Kernan, C., 1990: New Trends in Black American Interracial Marriage: The Social Structural Context. *Journal of Marriage and the Family*, 52: 209–218.
- Tzeng, M.-S., 1992: The Effects of Socioeconomic Heterogamy and Changes on Marital Dissolution for First Marriages. *Journal of Marriage and the Family*, 54: 609–619.
- Udry, J. R., 1974: *The Social Context of Marriage*. Philadelphia New York Toronto: J. P. Lippincott Company.
- Veevers, J.E., 1983: Age Discrepant Marriages in Canada: An Analysis of Incidence and Trends. Department of Sociology, The University of Victoria (Manuskript).
- Veevers, J.E., 1984: Age-Discrepant Marriages: Cross-National Comparisons of Canadian-American Trends. *Social Biology*, 31: 18–27.
- Vera, H., Berardo, D.H. & Berardo, F. M., 1985: Age Heterogamy in Marriage. *Journal of Marriage and the Family*, 47: 553–566.
- Vera, H., Berardo, F.M. & Vandiver, J., 1991: Age Irrelevance in Society: The Test of Mate Selection. *Journal of Aging Studies*, 14: 81–96.
- Weber, M., 1976: *Wirtschaft und Gesellschaft. Grundriß der verstehenden Soziologie*. 1. Halbband. Tübingen: J.C.B. Mohr (Paul Siebeck).
- Wheeler, R. H., Gunter, B. G., 1987: Change in Spouse Age Difference in Marriage: A Challenge to Traditional Family and Sex Roles? *The Sociological Quarterly*, 28: 411–421.
- Williams, K. M., Kuhn, R. P., 1973: Remarriages. *Vital and Health Statistics*, Serie 21: 25.
- Winch, R. F., 1958: *Mate Selection. A Study of Complementary Needs*. New York: Harper.
- Yasuda, S., 1964: A Methodological Inquiry into Social Mobility. *American Sociological Review*, 29: 16–23.
- Ziegler, R., 1985: Bildungsexpansion und Partnerwahl. S. 85–106 in: S. Hradil (Hg.), *Sozialstruktur im Umbruch*. Opladen: Leske.