

Daniel Lois

Einflüsse von Lebensstilmerkmalen auf den Übergang in die erste Ehe¹

Influences of lifestyle features on the transition into first marriage

Zusammenfassung

Es wird der Frage nachgegangen, inwieweit Lebensstilmerkmale wie eine Familien-, Freizeit- oder Berufsorientierung eigenständig den Übergang von der nichtehelichen Lebensgemeinschaft in die erste Ehe erklären können. Die Ergebnisse zeigen, dass die Lebensstilelemente im Hinblick auf das Heiratsverhalten weder einfache Reflexe anderer soziostruktureller Merkmale wie Alter, Bildung oder Erwerbsstatus darstellen, noch von diesen unabhängig sind. Zwischen einem häuslich-familienorientierten sowie religiösen Lebensstil und der Heiratswahrscheinlichkeit bestehen (geschlechtsunspezifisch) auch dann positive Zusammenhänge, wenn das Bildungsniveau, die formale Konfessionszugehörigkeit und weitere Merkmale kontrolliert werden. Die negativen Effekte eines berufs- und freizeitorientierten Lebensstils der Frau auf die Übergangsrate lassen sich dagegen durch das Bildungsniveau, den Erwerbsstatus und die Familiengründung erklären. Darüber hinaus ist relevant, wie bestimmte Lebensstilmerkmale innerhalb des Paares verteilt sind. Die Heiratswahrscheinlichkeit steigt tendenziell bei einer relativ zur Frau ansteigenden Berufsorientierung des Mannes. Sie sinkt dagegen, wenn sich die Familienorientierung der Partner unterscheidet.

Summary

This study examines the question to which extent lifestyle features, such as a family or career orientation, may independently predict the transition from cohabitation into the first marriage. The results have shown that regarding marriage behaviour the lifestyle features neither represent simple reflexes of other sociostructural factors such as age, education or professional status nor are they independent of those. A family-oriented and religious lifestyle is positively linked to the probability of marriage – even when controlling for education level, formal religious affiliation and other features. Negative effects of a career- and leisure-oriented lifestyle of the woman on the transition rate, however, can be explained by education, professional status and family formation. Furthermore, it is relevant to which extent certain lifestyle features are shared between the partners. The probability of marriage tends to increase with an increasing career orientation of the male cohabitor in relation to the female cohabitor. In contrast, it decreases if the partners' family orientation is different.

1 Der Autor bedankt sich bei Oliver Arránz-Becker, Ulrich Kohler und Johannes Kopp für Anregungen und Hinweise.

Schlagwörter: Nichteheliche Lebensgemeinschaft, Heirat, Lebensstil, Berufsorientierung, Religiosität *Key words:* cohabitation, marriage, lifestyle, work attitudes, religiosity

1. Problemstellung

Die generelle Zunahme nichtehelicher Lebensgemeinschaften (NEL) stellt grundsätzlich, zusammen mit dem Wandel des Fertilitätsverhaltens, eine der wichtigsten Veränderungen der privaten Lebensführung in den letzten 25 Jahren dar (vgl. Hill & Kopp 2006, S. 172f.). Die „Standardbiografie“ enthält heute fast wie selbstverständlich, zumindest als Übergangs-Phase, ein nichteheliches Zusammenleben (Brüderl & Klein 2003).²

Wie vor allem in den Bamberger Längsschnittstudien zu nichtehelichen Lebensgemeinschaften (Vaskovics & Rupp 1995; Vaskovics, Rupp & Hofmann 1997) gezeigt wurde, hat sich die NEL für die meisten Paare als Durchgangsstadium zwischen dem Kennenlernen und der Eheschließung etabliert. Eine spätere Heirat wird zum Zeitpunkt der Haushaltsgründung überwiegend nicht ausgeschlossen. Die Eheschließung wird jedoch meist solange verzögert, bis bestimmte biographische Weichen gestellt sind. Hierzu zählen vor allem die Geburt des ersten Kindes (z.B. Duvander 1999; Lauterbach 1999; Müller, Sommer & Timm 1999; Berrington 2001) und die Erwerbsintegration (Vaskovics, Rupp & Hofmann 1997, S. 254ff.; Müller, Sommer & Timm 1999).

Darüber hinaus zeigen empirische Studien zum Heiratsverhalten, dass die Geschwindigkeit des Übergangs in die erste Ehe mit klassischen soziodemografischen Merkmalen wie Bildung und Einkommen variiert. Nach Brüderl und Diekmann (1994) verzögert höhere Bildung geschlechtsunspezifisch die Heirat während der Ausbildungszeit (Institutioneneffekt). Hoch gebildete Frauen weisen auch nach der Ausbildung eine geringere Heiratswahrscheinlichkeit auf – vor allem deshalb, da sie in verringertem Maße zur Familiengründung tendieren (Humankapitaleffekt) (vgl. auch Diekmann 1990; Blossfeld & Jaenichen 1992; Müller, Sommer & Timm 1999). Das Humankapital des Mannes wirkt sich dagegen tendenziell positiv auf die Heiratsneigung aus, wobei sich dieser Effekt nach Brüderl & Diekmann (1994) über die Kohorten abschwächt. Forschungsergebnisse aus jüngster Zeit weisen zudem darauf hin, dass nichtehelich kohabitierende Frauen in Haushalten mit geringen ökonomischen Ressourcen eine niedrige Heirats- und eine hohe Trennungswahrscheinlichkeit aufweisen (Lichter, Qian & Mellot 2006).

Die Resultate einiger weiterer Studien deuten an, dass auch bestimmte Kernelemente des Lebensstils – verstanden als persönliches Arrangement, das die Lebensbereiche Arbeit, Familie und Freizeit umspannt – das Heirats-Timing vorhersagen können. So räumen insbesondere Frauen, die den Übergang in eine Ehe relativ

2 Eine nichteheliche Lebensgemeinschaft ist im Folgenden dadurch definiert, dass die Partner unverheiratet in einem gemeinsamen Haushalt zusammenleben. Nicht in diese Kategorie fallen Personen, die unverheiratet sind und in getrennten Haushalten leben („living apart together“).

schnell vollziehen, dem Lebensbereich Familie Priorität ein bzw. sind in erhöhtem Maße bereit, berufliche und familiäre Ambitionen miteinander zu vereinbaren (z.B. Vaskovics, Rupp & Hofmann 1997, S. 88ff.; Duvander 1999). Die Karriereorientierung der Frau korreliert dagegen nach den Ergebnissen von Clarkberg, Stolzenberg & Waite (1995) positiv mit der Wahrscheinlichkeit, dass die gewählte Lebensform nicht eine Ehe, sondern eine NEL ist. Clarkberg, Stolzenberg & Waite (1995) finden darüber hinaus für Männer einen negativen Effekt der Freizeitorientierung auf das Heiratsrisiko, den Duvander (1999) auch für Frauen berichtet. Als relativ gesicherte Erkenntnis gilt ferner, dass religiöse Personen eine höhere Übergangswahrscheinlichkeit in die erste Ehe aufweisen (z.B. Thornton, Axinn & Hill 1992; Vaskovics, Rupp & Hofmann 1997, S. 63ff.; Duvander 1999).

Die hier zusammengefassten Forschungsergebnisse machen insgesamt deutlich, dass die Anreizstruktur der nichtehelichen bzw. ehelichen Lebensform nicht universell gültig ist, sondern insbesondere von den Prioritäten einer Person in den konkurrierenden Lebensbereichen Arbeit, Familie und Freizeit modifiziert werden kann (Huinink 2005). Es fehlen jedoch multivariate Analysen zu der Fragestellung, inwieweit Lebensstilelemente wie eine Karriere- oder Familienorientierung eigenständige Beiträge zur Erklärung des Heiratsverhaltens liefern können. Eine konservative Sichtweise hierzu lautet, dass zentrale soziostrukturelle Merkmale wie Alter, Bildung oder Erwerbsstatus bereits gute Proxy-Variable für subjektive Präferenzen – z.B. die Erwerbsorientierung einer Person – sind. In diesem Fall wäre der Lebensstil als zusätzliche Analysekategorie bei Lebensformwahlprozessen zu vernachlässigen, da es sich bei ihm letztlich nur um einen Reflex der sozialen Lage des Akteurs handelt (Meyer 2001).

Vertreter der Lebensstilforschung weisen jedoch darauf hin, dass die Ungleichheit von ökonomischen Ressourcen nur eine mögliche Dimension der Sozialstruktur ist. Diese vernachlässigt jedoch andere bedeutsame Aspekte einer Gesellschaft, wie die Vorlieben und Präferenzen der Akteure; d.h. die subjektive Nutzung der gegebenen Ressourcen (Lebensstile) (vgl. Rössel 2005, S. 84). Aus dieser Perspektive sind Lebensstilindikatoren potentiell dazu geeignet, Unterschiede innerhalb von Bildungs- oder Erwerbsstatusgruppen zu erklären. Für die Existenz dieser Unterschiede sprechen auch empirische Ergebnisse aus der Methodenforschung, wonach Klassen, die allein auf der Grundlage von Merkmalen wie z.B. Bildung gebildet werden, nicht homogen sind (Schnell 1993).

In der vorliegenden Arbeit wird untersucht, inwieweit Lebensstilmerkmale den Übergang von der nichtehelichen Lebensgemeinschaft in die erste Ehe eigenständig erklären können. Dabei wird zunächst in Abschnitt 2 die Operationalisierung des verwendeten Lebensstilkonzeptes vorgestellt. In Abschnitt 3 werden die theoretischen Schnittpunkte zwischen den Lebensstilmerkmalen und der Lebensformwahl herausgearbeitet und in Abschnitt 4 mit Daten des Sozioökonomischen Panels (SOEP) empirisch getestet.

2. Operationalisierung und Validierung des verwendeten Lebensstilansatzes

Im Gegensatz zu soziodemografischen Variablen wie Alter und Bildung hat der Begriff „Lebensstil“ eine größere Bedeutungsvielfalt. Die Operationalisierung des Lebensstils wird daher der Hypothesenbildung vorangestellt (Tabelle 1). Zusätzlich werden die identifizierten Lebensstilmerkmale durch korrelative Analysen mit den im SOEP zur Verfügung stehenden Zeitverwendungsindikatoren validiert (Tabelle 2).³

Der hier gewählte Ansatz lehnt sich an die in der Lebensstilforschung zentrale Unterscheidung zwischen einer expressiven Ebene und einer evaluativen Ebene an (Müller 1992). Der Lebensstil einer Person wird im Folgenden als eine Kombination von Einstellung und Handlung – d.h. der subjektiven Wichtigkeit einzelner Lebensbereiche (evaluative Ebene) und der Häufigkeit der Ausführung von verschiedenen Freizeitaktivitäten (expressive Ebene) – definiert. Die empirische Grundlage bilden insgesamt 17 Items zu diesen Merkmalen, die in der SOEP-Welle O (1998) abgefragt wurden. Durch eine Hauptkomponentenanalyse konnten fünf Faktoren identifiziert werden, die diesem Itempool zugrunde liegen (Tabelle 1). Sie kennzeichnen typische Grundstrukturen von Routinen und Alltagsmustern des Akteurs und tragen insbesondere seinen Präferenzen in den Lebensbereichen Arbeit, Familie und Freizeit Rechnung.

Die ersten beiden Komponenten bilden zwei Muster im Lebensbereich Freizeit ab. Erstens handelt es sich um das sog. Spannungsschema, womit Freizeitaktivitäten gekennzeichnet sind, die sich durch Bewegung, Abwechslung und starke Sinneseindrücke auszeichnen (Schulze 1992, S. 153ff.). Die zweite Komponente ist als Hochkulturschema (Schulze 1992, S. 142ff.) zu beschreiben, welches sich in einer Vorliebe für anspruchsvolle, „kulturell wertvolle“ ästhetische Angebote, z.B. einen Opern- oder Theaterbesuch, widerspiegelt. Die Korrelationen mit den Zeitverwendungsindikatoren zeigen, dass insbesondere das Spannungsschema zeitliche Ressourcen bindet. Zwischen diesem Merkmal und der an einem durchschnittlichen Werktag aufgewendeten Zeit für Freizeitaktivitäten und Hobbys bestehen – auch bei Kontrolle des Alters – positive Korrelationen von $r = .160$ (Männer) bzw. $r = .157$ (Frauen). Beim Hochkulturschema sind diese Zusammenhänge nicht zu beobachten (vgl. Tabelle 2).

Die dritte und fünfte Hauptkomponente entsprechen den beiden verbleibenden wesentlichen Lebensbereichen: Familie und Arbeit. Sie stehen untereinander und mit dem Lebensbereich Freizeit in Konkurrenz um zeitliche Ressourcen, was durch

3 Die Validierung mit dem Außenkriterium Zeitverwendung hat zwei Ziele: Zum einen soll anhand der Systematik der Korrelationen überprüft werden, ob die verschiedenen Lebensstildimensionen wie angenommen die Lebenspraxis der Akteure in bestimmter Weise systematisieren. Perfekte korrelative Zusammenhänge sind dabei grundsätzlich nicht zu erwarten, da der Lebensstil auch als Disposition interpretiert werden kann. Ein familienorientierter Lebensstil kann z.B. schon vor der Geburt des ersten Kindes herausgebildet werden. Zum anderen kann anhand der Korrelationsmuster das Konkurrenzverhältnis der Lebensbereiche um zeitliche Ressourcen analysiert werden. Um den „Nettoeffekt“ des Lebensstils auf die Zeitverwendung weiter einzugrenzen, werden partielle Korrelationen berechnet, bei denen die Drittvariableneinflüsse des Alters und des Bildungsniveaus kontrolliert werden.

die Ausprägungen der Faktorladungen und die Zusammenhangsanalysen mit den Zeitverwendungsindikatoren zum Ausdruck kommt. Die dritte Hauptkomponente (häuslich-familienorientierter Lebensstil) korreliert bei Frauen positiv mit der werktäglich aufgewendeten Zeit für Kinderbetreuung ($r = .175$) oder Hausarbeit ($r = .164$), dagegen negativ mit der verfügbaren Zeit für Freizeitaktivitäten bzw. Hobbys ($r = -.073$). Auch der berufsorientierte Lebensstil korreliert bei Frauen negativ mit dem Zeitbudget, das für Kinderbetreuung ($r = -.175$), Hausarbeit ($r = -.207$) oder Freizeitaktivitäten ($r = -.070$) zur Verfügung steht.

Einen separaten Faktor bildet schließlich ein religiöser Lebensstil (Komponente 4), der sich expressiv durch die Partizipation an religiösen Veranstaltungen und evaluativ durch die zentrale Stellung des Glaubens für die eigene Zufriedenheit äußert. Dieses Merkmal ähnelt bei Frauen – in Bezug auf die Zeitverwendung – tendenziell dem häuslich-familienorientierten Lebensstil.

Tabelle 1: Ergebnisse der Hauptkomponentenanalyse¹

	Hauptkomponente ²				
	1	2	3	4	5
<i>Expressive Ebene (Häufigkeit der Ausführung von Freizeitaktivitäten)</i>					
Besuch von Nachbarn und Freunden	.704				
Kino, Disco, Konzerte besuchen	.568	.357	-.312		
Essen, trinken gehen	.533		-.358		
Künstlerische Tätigkeiten		.677			
Oper, Theater etc. besuchen		.673			
Basteln, Gartenarbeit	-.305	.550	.332		
Ausflüge, Kurzreisen		.472			
Ehrenamtliche Tätigkeiten		.455			
Kirchgang, religiöse Veranstaltungen				.870	
<i>Evaluative Ebene (Wichtigkeit der Aspekte für die eigene Zufriedenheit)</i>					
Freunde	.712				
Freizeit	.542				
Wohnung			.744		
Familie			.619		
Einkommen			.580		.382
Glaube, Religion				.874	
Arbeit					.846
Beruflicher Erfolg					.821

1 N = 10.522 (Personen bis 55 Jahre); dargestellt sind Faktorladungen $> .30$; weitere methodische Anmerkungen siehe Abschnitt 4

2 Die Hauptkomponenten werden wie folgt benannt: 1 = Spannungsschema, 2 = Hochkulturschema, 3 = Häuslich-familienorientierter Lebensstil, 4 = Religiosität, 5 = Berufsorientierter Lebensstil

Quelle: SOEP (Welle O (1998), eigene Berechnungen)

Welche Funktionen die beschriebenen Lebensstilmerkmale für den Akteur erfüllen, ist bereits an anderer Stelle ausführlich theoretisch diskutiert worden (Lüdtke 1989; Otte 2004; Rössel 2005) und kann hier nur kurz skizziert werden. Die Grundidee besteht darin, dass jeder Mensch – orientiert an seinem Nutzenkalkül – Investitionen in eine bestimmte Art der Lebensführung vornimmt. Der Nutzen eines Lebensstils besteht dabei für Otte (2004, S. 99ff.), wie auch für Lüdtke (1989, S. 41), in seinen

drei Hauptfunktionen für die Befriedigung von Grundbedürfnissen. Zu diesen zählen u.a. die erfolgreiche Orientierung in einer komplexen Umwelt, die Gewinnung von sozialer Identität durch Anlehnung an Symbole und Praktiken sozialer Bezugsgruppen sowie die Erlangung von sozialer Wertschätzung. Der Lebensstil erleichtert nun erstens die Orientierung im Alltag durch Herausbildung von Handlungsrouninen, trägt zweitens durch die jeweilige subjektive Logik der Lebensführung zum Aufbau von personaler Identität bei und demonstriert drittens Zugehörigkeit und Distinktion in sozialen Interaktionen (soziale Identität).

Tabelle 2: Partielle Korrelationen zwischen Lebensstilmerkmalen und Zeitverwendungsindikatoren

	An einem durchschnittlichen Werktag aufgewendete Zeit für...				
	Berufstätigkeit, Lehre	Aus- und Weiterbildung	Hausarbeit	Kinderbetreuung	Hobbies, Freizeit
	Partielle Korrelationen (Kontrollvariable: Alter und Bildungsniveau ¹)				
<i>Lebensstilmerkmale Mann</i>					
Berufsorientiert	.167**	-.106**	-.044**	-.030*	-.093**
Häuslich-familienorientiert	.061**	-.132**	.037**	.171**	-.090**
Spannungsschema	-.043**	.063**	.011	-.128**	.160**
Hochkulturschema	.021*	.097**	.066**	.004	.012
Religiosität	.010	.050**	-.076**	.070**	-.040*
<i>Lebensstilmerkmale Frau</i>					
Berufsorientiert	.339**	-.036*	-.207**	-.175**	-.070**
Häuslich-familienorientiert	-.099**	-.138**	.164**	.175**	-.073**
Spannungsschema	-.048**	.091**	-.117**	-.099**	.157**
Hochkulturschema	-.004	.190**	-.074**	-.068**	.063**
Religiosität	-.148**	-.017	.170**	.113**	-.007

* $p \leq .05$; ** $p \leq .01$; ¹ Operationalisierung des Bildungsniveaus siehe Abschnitt 4

Quelle: SOEP (Welle O (1998), eigene Berechnungen); N= 5.006 (Mann) bzw. N = 5.131 (Frau)

3. Theoretische Schnittpunkte zwischen Lebensstilmerkmalen und der Lebensformwahl

In Anlehnung an das Konzept sozialer Produktionsfunktionen (z.B. Lindenberg 1990; Esser 1999, S. 91ff.) werden die Lebensformen nichteheliche Lebensgemeinschaft und Ehe im Folgenden als biographische Zustände verstanden, die für die Akteure Zwischenziele darstellen, mit denen sie indirekt wirtschaftlich-materielle (ökonomischer Nutzen) und/oder psycho-soziale (z.B. soziale Anerkennung) Wohlfahrt produzieren können (Huinink 2005). Weiterhin wird angenommen, dass die Instrumentalität der ehelichen bzw. nichtehelichen Lebensform für die Realisierung von Wohlfahrtszielen mit dem Lebensstil der Person systematisch variiert. Im Folgenden wird diese allgemeine Annahme für die Lebensstildimensionen Berufs-, Familien- und Freizeitorientierung sowie Religiosität konkretisiert.

3.1 Berufsorientierung

Im Rahmen der traditionellen Arbeitsteilung ist die eheliche Lebensform für die Frau ein Zwischenziel für die Produktion von ökonomischer Wohlfahrt. Da sie nicht bzw. in verringertem Maße am Arbeitsmarkt partizipiert, unterliegt ihr erwerbsspezifisches Humankapital einer Entwertungsgefahr. Dieser Nachteil kann teilweise dadurch kompensiert werden, dass die Dauerhaftigkeit der Austauschbeziehung der Partner durch die Eheschließung gestärkt wird (Ott 1989). Die ökonomischen Anreize der Eheschließung werden dabei für die Frau umso größer sein, je stärker das erwerbsspezifische Humankapital des Mannes mit dem haushaltsspezifischen Humankapital der Frau getauscht wird. Ein potentiell geeigneter Indikator hierfür ist die Verteilung der Lebensstildimension „Berufsorientierung“ zwischen den Lebenspartnern. Es wird erwartet, dass sich die Heiratswahrscheinlichkeit mit einer relativ zur Frau ansteigenden Berufsorientierung des Mannes erhöht.

Die Anreize der Eheschließung für die Frau schwächen sich dagegen ab, wenn sie selbst ökonomisch unabhängig ist. Die zunehmende Erwerbsbeteiligung der Frau gilt deshalb als eine der wichtigsten Ursachen für den zunehmenden Anteil nichtehelicher Lebensgemeinschaften sowie das gestiegene Heiratsalter (Hill & Kopp 1999). Die Berufstätigkeit verleiht der Frau nicht nur eine ökonomische Unabhängigkeit von der Ehe. Hinzu kommt, dass bei einer egalitären Arbeitsteilung die biographische Situation beider Partner, vor allem hinsichtlich der Erwerbsintegration, Unsicherheiten für die Lebensgestaltung des Paares mit sich bringt. Bei einer traditionellen Arbeitsteilung wird der Lebensstil des Paares hauptsächlich durch die männliche Berufskarriere determiniert. Bei einer Zwei-Karrieren-Beziehung werden dagegen Fragen, ob der Beruf einen Wechsel des Wohnortes erforderlich macht, ob hohe berufliche Anforderungen das Familienleben belasten können oder welcher Lebensstandard erreicht wird, potenziert (Oppenheimer 1988). In dieser Situation bietet die NEL – gegenüber der Ehe – Vorteile: Kohabitationsgewinne, die aus der sexuellen Intimität oder dem Ressourcenpooling resultieren, können realisiert und hochverbindliche Entscheidungen, die mit der Eheschließung verbunden sind, gleichzeitig temporär aufgeschoben werden (vgl. Vaskovics, Rupp & Hofmann 1997, S. 256ff.). Es ist daher zu erwarten, dass mit einem berufsorientierten Lebensstil der Frau eine verringerte Heiratswahrscheinlichkeit einhergeht.⁴

Eine empirische Frage ist, ob der negative Einfluss der Berufsorientierung der Frau auch dann stabil bleibt, wenn ihr Bildungsniveau oder Erwerbsstatus kontrolliert werden. Hier lässt sich das Argument anführen, dass die Humankapitalausstattung und der Erwerbsstatus nicht unmittelbar darüber Auskunft geben, wie nachhaltig die beruflichen Ambitionen ausgeprägt sind. Die Erwerbsbeteiligung der Frau kann einen temporären Charakter haben, wenn sie vor der Geburt des ersten Kindes solange etwas zum Haushaltseinkommen beiträgt, bis der Mann seine berufliche Position gefestigt hat und in der Lage ist, die Rolle des alleinigen Hauptverdieners zu

4 Die Berufsorientierung der Frau sollte sich darüber hinaus auch indirekt negativ auf die Heiratswahrscheinlichkeit auswirken, da sie nach den bisher vorliegenden Forschungsergebnissen mit einer verringerten Fertilitätsneigung einhergeht (im Überblick: Schröder 2005).

übernehmen (Oppenheimer 1988). Es wird daher erwartet, dass erst mit einer expliziten Erfolgs- bzw. Karriereorientierung der Frau, wie sie durch die fünfte Hauptkomponente gemessen wird (vgl. Tabelle 1), eine dauerhafte Verzögerung des Übergangs in die Ehe einhergeht.

Für die Berufsorientierung des Mannes ist schließlich ein positiver Effekt auf die Heiratswahrscheinlichkeit zu erwarten. Insbesondere die traditionelle Form der Arbeitsteilung setzt voraus, dass der Mann die ihm zugedachte Versorgungsrolle erfüllen kann. Die Erwerbsintegration des Mannes ist zentral für das Heirats-Timing, da sie es ermöglicht, einen finanziell unabhängigen Haushalt zu gründen (Oppenheimer 1988; Brüderl & Diekmann 1994). Empirisch wird auch hier zu überprüfen sein, inwiefern ein berufsorientierter Lebensstil des Mannes auch bei Kontrolle seines Bildungsniveaus bzw. Erwerbsstatus erklärungskräftig ist. So könnte die Berufsorientierung schon dann eine Einschätzung zukünftiger Eigenschaften des Mannes erlauben, bevor er strukturelle Veränderungen (z.B. die Erwerbsintegration oder den berufliche Aufstieg) vollzogen hat (Oppenheimer 1988).

3.2 Familienorientierung

Die Familiengründung sollte im Zusammenhang mit einer traditionellen Arbeitsteilung die Anreize einer Eheschließung vor allem deshalb erhöhen, weil die Frau in dieser Konstellation verstärkt auf die ökonomische Absicherungsfunktion der Ehe angewiesen ist (Hill & Kopp 1999). Es ist jedoch anzunehmen, dass auch die Spezialpopulation der Frauen, die sich für ein Kind entscheiden, nicht homogen ist. Der Wiedereinstieg der Frau in das Erwerbsleben kann relativ schnell nach der Familiengründung erfolgen, um negative Konsequenzen für die berufliche Laufbahn zu vermeiden (Ziefle 2004). Von einem häuslich-familienorientierten Lebensstil der Frau sollten dagegen nicht nur erhöhte Anreize für die Familiengründung ausgehen, weil die Opportunitätskosten, die in den konkurrierenden Lebensbereichen Arbeit und Freizeit zu tragen wären, relativ gering sind. Gleichzeitig ist zu erwarten, dass sich die Familienorientierung, die als Indikator für eine traditionelle Geschlechterrollenorientierung interpretiert werden kann, in längeren Erwerbspausen und/oder der Geburt weiterer Kinder äußert. In diesem Sinne handelt es sich um eine biographische Strategie, mit der die Frau Unsicherheiten in der Lebensplanung reduziert, indem sie die familiäre der beruflichen Option vorzieht (Friedman, Hechter & Kanazawa 1994). Es wird daher erwartet, dass der positive Effekt des häuslich-familienorientierten Lebensstils auf die Heiratswahrscheinlichkeit auch dann stabil bleibt, wenn die Familiengründung kontrolliert wird.

Zum Effekt von Partnerdifferenzen bezüglich der Familienorientierung können ferner konkurrierende Hypothesen formuliert werden. Im Rahmen der traditionellen Arbeitsteilung kann sie zum einen als Merkmal interpretiert werden, das die Partner tauschen. Daraus folgt die Hypothese, dass die Heiratswahrscheinlichkeit steigt, wenn die Familienorientierung der Frau stärker ausgeprägt ist als diejenige des Mannes. Da das Timing der Familiengründung jedoch die Lebensplanung beider Partner zumindest mittelfristig festlegt, setzen Fertilitätsentscheidungen in der Regel einen Konsens der Partner voraus (Corijn, Liebroer & Gierveld 1996). Zusätzlich

ist demzufolge auch eine Homogamiehypothese formulierbar. Die Wahrscheinlichkeit der Familiengründung und damit auch das Heiratsrisiko sollten steigen, wenn sich die Familienorientierung der Partner *absolut* gesehen nicht unterscheidet.

3.3 Freizeitorientierung

Ein freizeitorientierter Lebensstil sollte sich allgemein besser mit der nichtehelichen Lebensform vereinbaren lassen als mit der Ehe. Wenn das „Ausleben“ in der Freizeit individuell oder partnerschaftlich wertgeschätzt wird, kann die Geburt eines Kindes Opportunitätskosten mit sich bringen, weil sie die den Partnern zur Verfügung stehende (gemeinsame) Freizeit stark reduziert (Bost et al. 2002). Auch die Lebensbereiche Arbeit und Freizeit konkurrieren um zeitliche Ressourcen, was an den in Tabelle 2 dargestellten Korrelationsmustern zu erkennen ist. Insbesondere die „Erlebnisoffenheit“ des Spannungsschemas sollte nur schlecht mit den Erfordernissen der Kinderbetreuung oder des Erwerbslebens („morgens früh raus müssen“) vereinbar sein (vgl. Otte 2004, S. 111ff.). Es wird daher ein negativer Effekt des Spannungsschemas auf die Heiratswahrscheinlichkeit erwartet.

Die nichteheliche Lebensgemeinschaft sollte für freizeitorientierte Personen auch instrumenteller für die Erreichung von sozialer Anerkennung innerhalb ihrer *Peer*-Netzwerke sein als die Ehe. Personen, die hoch auf dem Spannungsschema laden, verbringen ihre Freizeit häufig mit Freunden und betrachten diese gleichzeitig evaluativ verstärkt als wichtig für ihre Zufriedenheit (vgl. Tabelle 1). Es ist zu erwarten, dass innerhalb der altershomogamen Netzwerke freizeitorientierter Personen der „kulturelle Code“ gilt, relativ ungebunden zu leben und sich in der Freizeit auszuleben. Die NEL als Lebensform mittlerer Verbindlichkeit sollte mit diesem Code besser zu vereinbaren sein als die Ehe, die u.a. aufgrund ihrer engen Verknüpfung mit der Familiengründung eine Reduzierung des Zeitbudgets, das mit *Peers* verbracht wird, signalisiert.

Es erscheint allerdings zweifelhaft, ob der negative Effekt der Freizeitorientierung auf die Heiratswahrscheinlichkeit erhalten bleibt, wenn strukturelle Bedingungen wie der Erwerbsstatus oder die Geburt des ersten Kindes kontrolliert werden, die das dem Akteur zur Verfügung stehende Freizeitbudget stark reglementieren.

3.4 Religiosität

Für einen religiösen Lebensstil kann schließlich ein positiver Effekt auf die Übergangsrate in die erste Ehe erwartet werden. Dies kann zunächst auf die spezifischen „mental Ehemodelle“ religiöser Personen zurückgeführt werden (Thornton, Axinn & Hill 1992; Schneider & Rüger 2007). Während der voreheliche Sex und das voreheliche Zusammenleben insbesondere von der katholischen Kirche normativ sanktioniert werden, hat die Ehe den Status eines Sakramentes. Religiöse Personen schreiben der Ehe daher verstärkt einen sakralen Charakter zu („bis dass der Tod euch scheidet...“). In diesem Zusammenhang sollten absolute Differenzen bei der Religiosität der Partner die Heiratswahrscheinlichkeit senken, da sie potentiell ein Indikator für unterschiedliche Einstellungen zur Institution Ehe sind.

Darüber hinaus sind bei konfessionell gebundenen Personen bestimmte Einstellungen und Werthaltungen wirksam, die sich positiv auf die Fertilität auswirken und die Heiratswahrscheinlichkeit damit indirekt erhöhen. Hierzu zählen vor allem ein erhöhter Traditionalismus, pronatalistische Ideologien oder auch eine tendenzielle Ablehnung von Maßnahmen der Geburtenkontrolle (Goldscheider & Mosher 1999).

Wichtig ist auch in diesem Zusammenhang, dass die formale Zugehörigkeit zu einer Konfession lediglich eine notwendige Bedingung für die unterstellten Mechanismen sein sollte. Eine hinreichende Bedingung ist dagegen wahrscheinlich erst eine explizite Religiosität, wie sie mit der vierten Hauptkomponente gemessen wird (vgl. Tabelle 1). Wie Thornton, Axinn und Hill (1992) erläutern, sind Effekte der Religiosität vor allem erwartbar, wenn die betreffende Person regelmäßig religiöse Veranstaltungen besucht, bei denen die entsprechenden Werte vermittelt werden. Damit ist nicht zuletzt auch das Verkehren in religiös homogamen sozialen Netzwerken verbunden, in denen der Übergang in die Ehe zur Befriedigung des Wohlfahrtsziels „soziale Anerkennung“ beitragen kann.

4. Daten, Methode und Ergebnisse

4.1 Datengrundlage

Die Datengrundlage für die folgende Auswertung ist das Sozioökonomische Panel (SOEP), eine seit 1984 in Westdeutschland und seit 1990 in Ostdeutschland jährlich durchgeführte Längsschnittuntersuchung von mittlerweile über 20.000 Personen. Die empirische Analyse bezieht sich auf den Beobachtungszeitraum 1998-2001 (Wellen O-P), da in der Welle O (1998) die Items abgefragt wurden, auf deren Basis die vorgestellten Lebensstildimensionen operationalisiert wurden.

In die Analyse gehen $N = 372$ Paare ein, die zu Beginn des Jahres 1998 unverheiratet in einem Haushalt zusammenleben und bei denen Informationen zum Partnerschaftsstatus zur Verfügung stehen.⁵ Personen mit Eheerfahrung, d.h. geschiedene oder verwitwete Personen, wurden aus der Analyse ausgeschlossen. Dies liegt darin begründet, dass in dieser Population nicht dieselben Mechanismen wirksam sind, durch die sich der Übergang in die Ehe vorhersagen lässt (Blossfeld & Lankuttis 2003; im Überblick: Coleman, Gangong & Fine 2000). Die Analyse des Heiratsverhaltens der Spezialpopulation der Personen mit Eheerfahrung erfordert daher andere theoretische Modelle und empirische Indikatoren, die den Rahmen des vorliegenden Artikels gesprengt hätten.

⁵ Nichteheliche Lebensgemeinschaften können im SOEP über zwei verschiedene Indikatoren identifiziert werden, die zu identischen Ergebnissen führen: Erstens über die folgenden beiden Fragen, die unverheirateten Personen gestellt wird: „Haben Sie derzeit eine feste Partnerschaft?“ und „Wohnt ihr Partner bzw. ihre Partnerin in ihrem Haushalt?“ Die andere Möglichkeit ergibt sich aus der Variable „Stellung zum Haushaltsvorstand“, die u.a. die Ausprägungen „Lebenspartner“ bzw. „Ehepartner“ des Haushaltsvorstandes annehmen kann.

4.2 Methode

Zunächst werden in Tabelle 3 die Anteils- bzw. Mittelwerte der in die Analyse eingehenden Variablen berichtet. Die nichtehelich kohabierenden Personen werden dabei mit den im SOEP befragten Personen verglichen, die im Jahr 1998 in einer Erstehe leben. Alle Anteils- bzw. Mittelwertsunterschiede zwischen den Gruppen Ehe und NEL werden auf Signifikanz getestet. Der Signifikanztest der Mittelwertsdifferenzen beruht auf einem T-Test für unabhängige Stichproben, während bei den Anteilswerten ein Chi-Quadrat-Test angewendet wird. Um beide Gruppen besser vergleichbar zu machen, wurden bei den Ehepaaren nur Personen bis zu einem Alter von 40 Jahren berücksichtigt. Darüber hinaus wurden die Mittelwerte der Lebensstilindikatoren auf die Gesamtheit der unverheirateten und verheirateten Paare zentriert. D.h., dass sie bezogen auf diese Population einen Mittelwert von 0 haben.

Der Übergang zur Erstehe wird unter Verwendung einer zeitdiskreten Ereignisdatenanalyse (z.B. Allison 1984; Yamaguchi 1991) untersucht, die für Paneldaten angemessen ist und Hazard-Raten-Modelle für zeitkontinuierliche Verlaufsdaten approximiert.⁶ In der zeitdiskreten Ereignisdatenanalyse ist die abhängige Variable binär und zeigt an, ob zwischen zwei Panelbeobachtungen beim abhängigen Prozess ein Ereignis eingetreten ist oder nicht. Das zentrale Konzept der Ereignisdatenanalyse ist die Übergangsrate, die in diesem Fall als bedingte Wahrscheinlichkeit für einen Zustandswechsel zum Zeitpunkt t interpretiert werden kann (\Pr), unter der Voraussetzung, dass die Untersuchungseinheit zum Zeitpunkt t noch der Risikomenge angehört ($T \geq t$), d.h. für sie bisher noch kein Ereignis beobachtet werden konnte.

$$r(t) = \Pr(T = t) | T \geq t$$

Zur Modellierung der Kovariateneinflüsse auf die Übergangsrate wird ein logistisches Regressionsmodell verwendet:

$$\text{Log} \left(\frac{P_j(t)}{1 - P_j(t)} \right) = a_j(t) + b_{j1}x_1 + b_{j2}x_{2t-1} + t \quad \text{mit } j=1 \text{ (Erstheirat)}$$

wobei:

$P_j(t)$ = Wahrscheinlichkeit, dass das Ereignis j zum Zeitpunkt t eintritt

$a_j(t)$ = Regressionskonstante⁷

b_j = Regressionsgewicht

x_1 = zeitkonstante Kovariate

x_{2t-1} = zeitabhängige Kovariate

t = Verweildauer im Ausgangszustand

⁶ Diese Verfahrensklasse wird Hazard-Raten-Modellen für zeitkontinuierliche Verlaufsdaten deshalb vorgezogen, da die Lebensstilelemente im SOEP nur in unregelmäßigen Abständen abgefragt werden und daher nicht für den gesamten Risikozeitraum bekannt sind. Die Variante des Episodensplittings, die bei der zeitdiskreten Ereignisdatenanalyse angewendet wird, ist bei dieser Datenstruktur angemessener als die Variante für zeitkontinuierliche Verlaufsdaten.

⁷ Die Regressionskonstante wird in den Tabellen nicht ausgewiesen.

Es handelt sich um ein Mehrepisodenmodell, bei dem die Personen bzw. Paare solange „als dem Risiko zum Zustandswechsel ausgesetzt“ definiert werden, bis das abhängige Ereignis eintritt oder eine Rechtszensur erfolgt. Die Daten wurden entsprechend so aufbereitet, dass jedes Befragungsjahr eine einzelne Episode darstellt (sog. Personengenerationen). Der Beobachtungszeitraum umfasst vier Panelwellen (1998-2001). Wenn ein Paar also in vier aufeinander folgenden Wellen nicht heiratet, gehen für dieses Paar vier rechtszensierte Episoden in den Datensatz ein. Der Beobachtungszeitraum endet mit der Erstheirat, im Falle von Panelmortalität oder bei einer Trennung der Partner. Im Beobachtungszeitraum haben sich insgesamt 123 Eheschließungen ereignet. Die Gesamtzahl der rechtszensierten Episoden beträgt 889.

Paare, die in einer NEL leben, sind – was den Status der Partnerschaft angeht – zwei konkurrierenden Risiken ausgesetzt: Trennung und Heirat. Im Rahmen dieser Arbeit ist nur der Effekt der Kovariaten auf die Heiratswahrscheinlichkeit von Interesse. Es wurde daher ein binomiales Logit-Modell (0 = Verbleib in NEL, 1 = Heirat) geschätzt, bei dem alle Episoden, in denen konkurrierende Ereignisse (hier: Trennung) eintreten, aus dem Datensatz entfernt wurden. Diese konditionale Maximum-Likelihood-Schätzung ergibt unverzerrte, konsistente und asymptotisch normal verteilte Schätzer. Die Ergebnisse weichen nur geringfügig von denen eines multinomialen Logitmodells ab (Begg & Gray 1984).

Aufgrund ihrer einfachen Interpretierbarkeit werden die exponierten Regressionskoeffizienten $\text{Exp}(B)$, die auch als „Odds-Ratio“ (Chancenverhältnis) bezeichnet werden, ausgewiesen. Ein positiver Effekt der Kovariate auf die Heiratswahrscheinlichkeit drückt sich in einem $\text{Exp}(B) > 1$ aus, ein negativer Zusammenhang bedeutet $\text{Exp}(B) < 1$. Ist $\text{Exp}(B) = 1$, besteht kein Zusammenhang. Der jeweils angegebene Wert gibt an, wie sich Übergangsrate verändert, wenn sich die jeweilige Kovariate um eine Einheit erhöht. Das zusätzlich berechnete Pseudo- R^2 nach Nagelkerke ist ein zwischen 0 und 1 (1=hoch) normiertes Maß für die Anpassungsgüte des Modells.

Die Kovariaten wurden wie folgt operationalisiert:

- Es wurden zwei *Verweildauern* berücksichtigt: Die Altersabhängigkeit des Heiratsrisikos wird durch die Aufnahme eines linearen und quadratischen Terms modelliert. Hiermit wird dem glockenförmigen Verlauf des Zusammenhangs zwischen Alter und Heiratswahrscheinlichkeit (z.B. Brüderl & Diekmann 1994) Rechnung getragen, der mit den vorliegenden Daten repliziert werden konnte. Darüber hinaus wird die Kohabitationsdauer (in Jahren) berücksichtigt, die über die einzelnen Panelwellen rekonstruiert wurde, da für nichtehelich kohabitierende Personen – im Gegensatz zu Ehepaaren – keine entsprechenden Retrospektivdaten zur Verfügung stehen.
- Die Ausprägung der *Lebensstilmerkmale* wird durch Z-standardisierte Faktorwerte gemessen, die mit Hilfe der in Tabelle 1 dargestellten Faktorenanalyse berechnet wurden. Hierbei handelt es sich um eine Hauptkomponentenanalyse (Extraktionskriterium: Eigenwert > 1) mit Varimax-Rotation. Um die Ausfälle bei den Fallzahlen in Grenzen zu halten, wurden fehlende Werte bei Personen, die maximal drei der insgesamt 17 Items nicht beantwortet haben, durch den Mittelwert ersetzt.⁸

⁸ Der Itempool, aus dem die 17 verwendeten Items stammen, wurde in Welle O (1998) durch die beiden folgenden Fragestellungen erhoben: a) Freizeitaktivitäten: „Geben Sie bitte zu jeder Tätigkeit an, wie oft Sie das machen: täglich, mindestens 1mal pro Woche,

- Zur Operationalisierung des zeitabhängigen *Bildungsniveaus* wurden die folgenden Bildungsabschlüsse in Bildungsjahre umgerechnet: kein Abschluss = 8, Hauptschulabschluss = 9, Mittlere Reife/polytechnische Oberschule der DDR = 10, Fachhochschulreife = 12, Abitur = 13, Fachhochschulabschlüsse = 16, Hochschulabschlüsse = 18, noch in Schulausbildung = 12 Jahre (vgl. Brüderl & Diekmann 1994).
- Weiterhin wird das zeitabhängige *Haushaltsnettoeinkommen* (in EUR) kontrolliert, das nach dem Kriterium der im Haushalt lebenden Personen bedarfsgeichtet wurde (Gewichtung nach der neuen OECD-Skala: Haupteinkommensbezieher = 1,0, weitere Haushaltsmitglieder über 14 Jahre = 0,5, Haushaltsmitglieder unter 14 Jahre = 0,3). Da das Einkommen im SOEP Euro-genau gemessen wird, wurde das Haushaltseinkommen in den multivariaten Modellen aus optischen Gründen durch die Konstante 100 geteilt.
- Der *Erwerbsstatus* einer Person wird durch eine zeitabhängige Dummy-Variable erfasst, die aus dem Jahresverlauf generiert wurde. Sie nimmt die Ausprägung 1 an, wenn eine Person in der jeweiligen Episode nicht weniger als 9 Monate voll erwerbstätig ist. Die Kategorie „Vollzeiterwerbstätigkeit“ wird im SOEP u.a. von einer Teilzeiterwerbstätigkeit, einer Ausbildungsphase oder einer Nichterwerbstätigkeit unterschieden. Es handelt sich hierbei um die Selbsteinstufung der Befragten.
- Die zeitabhängige Dummy-Variable „*Erstes Kind*“ misst, ob das Paar die Familiengründung vollzogen hat. Sie nimmt dann die Ausprägung 1 an, wenn sich zu Beginn des Beobachtungszeitraums (1998) bereits mindestens ein Kind im entsprechenden Haushalt befindet, wenn die Frau in der jeweiligen Episode schwanger ist bzw. wenn ein Kind geboren wird.
- *Konfession*: In die Modelle geht eine (nicht zeitabhängige) Dummy-Variable ein, die den Wert 1 annimmt, wenn die betreffende Person konfessionslos ist.⁹ Die entsprechenden Informationen stammen aus den Wellen N (1997) und T (2003).

Dyadische Modelle: Da alle im SOEP gemessenen Personenmerkmale für beide Partner vorliegen, werden neben geschlechtsspezifischen auch dyadische Modelle berechnet. In letztere gehen gerichtete (Mann minus Frau) und ungerichtete (|Mann minus Frau|) Differenzscores von vier Merkmalen (Berufs- und Familienorientierung, Religiosität sowie Bildungsniveau) ein. Im Falle des berufsorientierten Lebensstils gilt ein positiver Wert des gerichteten Differenzscores z.B. als Indiz für eine traditionelle Ausrichtung des Paares. Ein Differenzwert von 0 entspricht hier einer egalitären und ein negativer Differenzwert einer antitraditionellen Ausrichtung.

mindestens 1mal pro Monat, seltener oder nie?“ b) Einstellungen: „Welche der nachfolgenden Bereiche sind für Ihr Wohlbefinden und Ihre Zufriedenheit sehr wichtig, wichtig, weniger wichtig oder ganz unwichtig.“ Die Auswahl der Items erfolgte nach dem Kriterium der Zuordenbarkeit zu einer der fünf theoretischen Dimensionen im Rahmen der Faktorenanalyse.

9 Es wurden zusätzlich Modelle berechnet, in denen zwischen einzelnen Konfessionen (Katholiken und andere Konfessionen) unterschieden wurde (nicht dargestellt). Da die entsprechenden Koeffizienten nicht signifikant wurden, wird nur das Merkmal Konfessionslosigkeit (ja/nein) berücksichtigt.

Zusätzlich zu den Differenzscores werden die Partnermittelwerte der jeweiligen Variablen als konditionale Haupteffekte berücksichtigt (Griffin et al. 1999).

5. Empirische Ergebnisse

5.1 Deskription

In Tabelle 3 werden die Anteils- und Mittelwerte der in die Analyse eingehenden Variablen und die entsprechenden Referenzwerte von Ehepaaren berichtet.¹⁰ Dabei wird zunächst allgemein deutlich, dass sich die Lebensstilmerkmale zum Teil deutlich zwischen den in nichtehelichen und ehelichen Lebensgemeinschaften lebenden Personen unterscheiden. Alle in den ersten fünf Zeilen der Tabelle ausgewiesenen Mittelwertdifferenzen sind nach Maßgabe des T-Tests auf dem 1%-Niveau signifikant – mit Ausnahme der Berufsorientierung des Mannes, die sich nicht lebensformspezifisch unterscheidet.

Die deskriptiven Ergebnisse zeigen, dass die eheliche Lebensform verstärkt mit einer traditionellen Arbeitsteilung einhergeht, während die nichteheliche Lebensform eher einen Zwei-Karrieren-Charakter hat. So sind die in einer NEL lebenden Frauen – im Vergleich zu Ehefrauen – höher gebildet (11,7 versus 10,9 Bildungsjahre), mehr als doppelt so häufig voll erwerbstätig (62,4% versus 25,7%) und laden signifikant höher auf der Lebensstildimension Berufsorientierung (0,39 versus -0,09). Auch die durchschnittliche gerichtete Differenz der Berufsorientierung der Partner liegt in Ehen signifikant über dem Wert für nichteheliche Lebensgemeinschaften (0,07 versus -0,30). Nichtehelich kohabitierende Paare sind also im Hinblick auf die Berufsorientierung homogamer.

Die jeweiligen Varianten der Arbeitsteilung korrespondieren mit der Relevanzstruktur in den verbleibenden Lebensbereichen. In den Haushalten verheirateter Paare befinden sich nicht nur mehr Kinder als bei unverheirateten Paaren; gleichzeitig sind die signifikant familienorientierter. Die deskriptiven Kennwerte sprechen zudem dafür, dass die relativ stärker ausgeprägte Familienorientierung verheirateter Paare mit Einschränkungen im Lebensbereich Freizeit einhergeht. Verheiratete Personen führen sowohl hochkulturelle, als auch „spannungsorientierte“ Freizeitaktivitäten signifikant seltener aus.

Ein weiterer lebensformspezifischer Unterschied ist schließlich im Hinblick auf die Religiosität zu beobachten. Verheiratete Personen sind signifikant religiöser als unverheiratete Personen und gehören auch formal häufiger einer Konfession an.

¹⁰ Es wird bei den Differenzscores aus Platzgründen nur die gerichtete Berufsorientierungsdifferenz ausgewiesen, da sich bei den anderen Kennwerten keine signifikanten Unterschiede zwischen den Lebensformen zeigen.

Tabelle 3: Variablenbeschreibung und vergleichende deskriptive Statistik
(Personen in Ehen und nichtehelichen Lebensgemeinschaften, Anteils-
bzw. Mittelwerte)

	NEL ¹	Männer Ehe ²	T-Wert	NEL ¹	Frauen Ehe ²	T-Wert
<i>Lebensstildimensionen</i>						
Berufsorientiert ³	0,06	-0,01	-1,1	0,39	-0,09	-9,3**
Häuslich-familienorientiert ³	-0,42	0,09	8,5**	-0,42	0,09	8,5**
Spannungsschema ³	0,45	-0,10	5,0**	0,36	-0,08	-7,3**
Hochkulturschema ³	0,16	-0,04	-3,3**	0,26	-0,06	-5,1**
Religiosität ³	-0,44	0,10	11,5**	-0,44	0,10	10,7**
<i>Andere soziostrukturelle Merkmale</i>						
Alter (Jahre)	29,2	33,6	18,0**	27,3	31,7	16,6**
Bildungsjahre	11,6	10,9	-3,8**	11,7	10,9	-4,9**
			Chi ²			Chi ²
Vollzeit erwerbstätig (%)	79,5	90,3	27,9**	62,4	25,7	155,9**
Konfessionslos (%)	38,7	29,6	11,1**	34,9	24,8	15,3**
N	372	1.568		372	1.568	
	Paare in NEL ¹		Ehe-Paare ²		T-Wert	
Kohabitationsdauer (Jahre)	2,7		-		-	
Haushaltsnettoeinkommen	2.565		2.216		-5,7**	
<i>Gerichtete Partnerdifferenz (Mann-Frau)</i>						
Berufsorientierung ³	-0,30		0,07		-7,4**	
					Chi ²	
Keine Kinder im Haushalt (%)	81,9		19,1			
Ein Kind im Haushalt (%)	14,9		31,7		571,0**	
Zwei oder mehr Kinder (%)	3,2		49,2			
N	372		1.568			

1 NEL = Zu Beginn des Jahres 1998 in einer nichtehelichen Lebensgemeinschaft lebende Personen (ohne Eheerfahrung)

2 Ehe = Zu Beginn des Jahres 1998 in einer Erstehe lebende Personen bis 40 Jahre

3 Variable ist Z-standardisiert und zentriert auf die Gesamtheit der verheirateten und unverheirateten Personen bzw. Paare

Quelle: SOEP (Welle O (1998), eigene Berechnungen); * $p \leq .05$; ** $p \leq .01$

Obwohl sich somit im Querschnitt lebensformspezifische Unterschiede aufzeigen lassen, ist damit im Rahmen der vorliegenden Fragestellung noch nicht viel gewonnen. Es steht weiterhin in Frage, ob die Lebensstilmerkmale den Übergangsprozess erklären können. Es wäre denkbar, dass nicht Lebensstilpräferenzen, sondern Drittvariable ursächlich für die Wahl der Lebensform verantwortlich sind. Ein häuslich-familienorientierter Lebensstil könnte sich z.B. erst dann einstellen, nachdem Familiengründung und Eheschließung vollzogen wurden. In diesem Fall wäre der Lebensstil nicht als Vorbedingung, sondern als Folge des Übergangs zu interpretieren. Selbst bei gegebener Vorhersagekraft wäre zudem unklar, ob die Lebensstilmerkmale eigenständige Erklärungsbeiträge liefern können, oder nur Reflexe von strukturellen Bedingungen sind, die durch Merkmale wie Alter, Bildungsniveau oder Erwerbsstatus festgelegt werden. Um diese Fragestellungen zu beantworten, wird der Übergangsprozess im Folgenden im Längsschnitt analysiert, wobei getrennte Modelle für Männer und Frauen (Tabelle 4), sowie dyadische Modelle (Tabelle 5), geschätzt werden.

5.2 Ereignisdatenanalyse

Die Hypothese, dass die Erwerbsintegration des Mannes eine zentrale Rolle beim Heirats-Timing spielt, weil sie eine Voraussetzung für die ökonomische Unabhängigkeit des Paares ist, kann bestätigt werden. Eine Vollzeitwerbstätigkeit des Mannes steigert die Heiratschance fast um das dreifache (Tabelle 4, Modell 1, Odds Ratio von 1:2.7). Ein berufsorientierter Lebensstil des Mannes übt darüber hinaus jedoch keinen Effekt aus. Für die Berufsorientierung der Frau zeigt sich in Modell 2 (ohne Kontrollvariable) ein negativer Effekt auf die Heiratswahrscheinlichkeit. Dieser Effekt wird jedoch insignifikant, wenn das Bildungsniveau sowie der Erwerbsstatus der Frau kontrolliert werden (Modell 4). Dieses Ergebnis spricht dafür, dass der berufsorientierte Lebensstil keinen eigenständigen Erklärungsbeitrag liefert, sondern ein Reflex der Humankapitalausstattung sowie des Erwerbsstatus ist.

Tabelle 4: Übergang von der nichtehelichen Lebensgemeinschaft in die erste Ehe (zeitdiskrete Ereignisdatenanalyse) – Geschlechtsspezifische Modelle

	1	2	Modell		5	6
	Mann		3	4		
			Frau			
			Exp(B)			
<i>Lebensstilmerkmale</i>						
Berufsorientiert	.961	.686*	.683*	.762	.901	.943
Häuslich-familienorientiert	1.307*	1.335*	1.615**	1.565**	1.397*	1.400*
Spannungsschema	.910	.972	.753*	.776 ⁺	.821	.814
Hochkulturschema	1.241	1.136	1.141	1.256 ⁺	1.284 ⁺	1.277 ⁺
Religiosität	1.450*	1.634**	1.490*	1.420*	1.389*	1.377 ⁺
<i>Interaktionseffekt</i>						
Voll erwerbstätig x berufsorientiert	–	–	–	–	–	.512*
<i>Kontrollvariable</i>						
Alter (-16) ¹	1.260*	–	1.413**	1.547**	1.481**	1.501**
Alter (-16) quadriert ¹	.992*	–	.987**	.985**	.986**	.985**
Kohabitationsdauer (Jahre) ¹	.908*	–	–	.905*	.890*	.889*
Bildungsjahre ¹	1.027	–	–	.920*	.943	.947
Vollzeit erwerbstätig (ja) ¹	2.761**	–	–	.616*	.981	.993
Haushaltsnettoeinkommen/100 ¹	1.018 ⁺	–	1.029**	1.038**	1.045**	1.046**
Konfessionslos (ja)	.796	–	.514*	.598*	.564*	.550**
Erstes Kind (ja) ¹	3.890**	–	–	–	3.623**	3.802**
Heiratereignisse	115	114	113	113	113	113
Zensierte Episoden	812	829	814	814	808	808
Pseudo-R ² (Nagelkerke)	.151	.039	.114	.135	.176	.187

⁺ p ≤ .10; * p ≤ .05; ** p ≤ .01; ¹ Zeitabhängig

Quelle: SOEP (Wellen O bis R (1998-2001), eigene Berechnungen)

Der in Modell 6 berechnete Interaktionseffekt zwischen einer Vollzeitwerbstätigkeit der Frau und dem berufsorientierten Lebensstil wird jedoch auf dem 5%-Niveau signifikant.¹¹ Er kann in zwei Lesarten interpretiert werden: Erstens spricht dieser

¹¹ Die in einem nicht dargestellten Modell berechnete Wechselwirkung zwischen Bildungsniveau und Erwerbsstatus wird dagegen nicht signifikant.

Effekt für das Postulat, dass die Gruppe der voll erwerbstätigen Frauen im Hinblick auf die Heiratsneigung nicht homogen ist, da die Berufsorientierung auch innerhalb dieser Gruppe variiert. Zweitens könnte die Interaktion auch so gedeutet werden, dass der mit der Berufsorientierung verbundene Humankapitaleffekt erst dann wirksam wird, wenn der Einstieg ins Erwerbsleben vollzogen wurde (Institutioneneffekt, vgl. Brüderl & Diekmann 1994).

Zusätzlich ist relevant, wie sich das Merkmal Berufsorientierung innerhalb des Paares verteilt. Nach Modell 1 in Tabelle 5 steigt die Heiratswahrscheinlichkeit mit einer relativ zur Frau ansteigenden Berufsorientierung des Mannes tendenziell an – und zwar auch bei Kontrolle der Partnerdifferenzen beim Bildungsniveau. Dieser Befund spricht für die Hypothese, dass traditionell ausgerichtete Paare eine höhere Heiratswahrscheinlichkeit aufweisen. Diese ist auch darauf zurückzuführen, dass die Wahrscheinlichkeit der Familiengründung bei dieser Konstellation größer ist: Nach Kontrolle der Geburt des ersten Kindes in Modell 2 (Tabelle 5) wird der Effekt der Berufsorientierungsdifferenzen insignifikant.

Für einen freizeitorientierten Lebensstil, insbesondere für das Spannungsschema, war ebenfalls ein negativer Effekt auf die Heiratswahrscheinlichkeit erwartet worden. In den Modellen 1 und 2 (Tabelle 4) stehen das Spannungs- und Hochkulturschema bei Männern und Frauen in keinem signifikanten Zusammenhang mit der Übergangsrate. In Modell 3 übt das Spannungsschema bei Frauen dagegen einen signifikanten negativen Einfluss auf die Heiratsneigung aus (Exp(B): .753). Dieser Effekt, den auch Duvander (1999) berichtet, wurde in Modell 2 durch die Merkmale Alter, Haushaltseinkommen sowie Konfessionszugehörigkeit unterdrückt, die in Modell 3 kontrolliert wurden (Suppression). Bei zusätzlicher Kontrolle der Familiengründung in Modell 5 wird der Zusammenhang zwischen dem Spannungsschema und der Heiratswahrscheinlichkeit der Frau erneut insignifikant. Die Freizeitorientierung der Frau beeinflusst ihre Heiratsneigung also offenbar indirekt negativ, da sie ihre Fertilitätsneigung reduziert.¹²

Die Familiengründung hat selbst – übereinstimmend mit den eingangs zitierten Studien – einen starken positiven Effekt auf die Heiratswahrscheinlichkeit. Die partielle Varianzaufklärung dieser Variablen ist mit 4,1% größer als die Erklärungskraft aller hier analysierten Lebensstilmerkmale (der Frau) zusammengenommen (3,9%, vgl. Modell 2).¹³ Es kann jedoch die Hypothese bestätigt werden, dass der häuslich-familienorientierte Lebensstil auch bei Kontrolle der Familiengründung die Heiratswahrscheinlichkeit erhöht. Das Lebensstilmerkmal beeinflusst die Übergangsrate der Frau z.B. nach Modell 4 positiv (Exp(B): 1.565). Dieser Effekt wird zwar bei Kontrolle der Geburt des ersten Kindes in Modell 5 reduziert (Exp(B): 1.397), bleibt aber – genauso wie im entsprechenden Modell für den Mann (1) – sig-

12 Bei Männern lässt sich unabhängig von der Modellspezifikation kein signifikanter Zusammenhang zwischen dem Spannungsschema und der Heiratswahrscheinlichkeit nachweisen. Unerwartet und erklärungsbedürftig ist zudem das Ergebnis, dass Frauen, die hoch auf dem Hochkulturschema laden, tendenziell eine höhere Heiratswahrscheinlichkeit aufweisen.

13 Bezogen auf den Mann liegt die Varianzerklärung aller betrachteten Lebensstilmerkmale mit 3,1% noch etwas niedriger.

nifikant. Dieser Befund korrespondiert mit der Sichtweise, dass auch die Teilpopulation, die sich für ein Kind entscheidet, im Hinblick auf die Familienorientierung nicht homogen ist.¹⁴

Tabelle 5: Übergang von der nichtehelichen Lebensgemeinschaft in die erste Ehe (zeitdiskrete Ereignisdatenanalyse) – Paarmodelle

	1	Modell 2 Paar Exp(B)	3
<i>Konditionale Haupteffekte</i> ¹			
Berufsorientiert	.860	.914	.818
Häuslich-familienorientiert	1.626**	1.503*	1.615**
Religiosität	1.942**	1.996**	2.160**
<i>Gerichtete Partnerdifferenz</i> ²			
Berufsorientiert	1.307*	1.235	–
Häuslich-familienorientiert	.941	.981	–
Religiosität	1.135	1.070	–
<i>Ungerichtete Partnerdifferenz</i> ³			
Berufsorientiert	–	–	.940
Häuslich-familienorientiert	–	–	.518**
Religiosität	–	–	.884
<i>Kontrollvariable</i>			
Durchschnittsalter (-16) ⁴	2.068**	1.915**	2.146**
Durchschnittsalter (-16) quadriert ⁴	.977**	.978**	.975**
Kohabitationsdauer (Jahre) ⁴	.891*	.872**	.886*
Bildungsjahre ^{1 4}	.991	1.004	.990
Gerichtete Bildungsdifferenz ⁴	1.047	1.051	–
Haushaltsnettoeinkommen/100 ⁴	1.022*	1.044**	1.026*
Erstes Kind (ja) ⁴	–	3.577**	–
Heiratsereignisse	108	108	108
Zensierte Episoden	748	748	748
Pseudo-R ² (Nagelkerke)	.127	.175	.145

⁺ p ≤ .10; * p ≤ .05; ** p ≤ .01

¹ Partnermittelwert ² Mann-Frau ³ | Mann-Frau | ⁴ Zeitabhängig

Quelle: SOEP (Wellen O bis R (1998-2001), eigene Berechnungen)

¹⁴ Der in einem nicht dargestellten Modell berechnete Interaktionseffekt „Erstes Kind x Häuslich-familienorientierter Lebensstil“ zeigt zwar bei Frauen in die erwartete Richtung, wonach die Heiratswahrscheinlichkeit auch innerhalb der Gruppe der (werdenden) Mütter mit der Familienorientierung steigt, wird aber nicht signifikant. Die Ergebnisse in Modell 5 zeigen zudem, dass der negative Effekt des Bildungsniveaus und einer Vollzeitwerbstätigkeit der Frau auf die Heiratswahrscheinlichkeit durch die Familiengründung erklärt werden (Humankapitaleffekt, vgl. z.B. Blossfeld & Jaenichen 1992). Nach Modell 4 reduziert sich die Chance, dass das Heiratsereignis eintritt, mit jedem Bildungsjahr der Frau um 8% (Exp(B): .920). Dieser Effekt wird bei Kontrolle der Familiengründung in Modell 5 – genauso wie der Einfluss der Vollzeitwerbstätigkeit – insignifikant.

Zum Effekt von Partnerdifferenzen bei der Familienorientierung waren konkurrierende Hypothesen formuliert worden: Die erste Möglichkeit bestand darin, dass dieses Lebensstilmerkmal – ähnlich wie die Berufsorientierung – von den Partnern getauscht wird. In diesem Fall sollte die Heiratswahrscheinlichkeit steigen, wenn die Frau relativ zum Mann familienorientierter ist. Dieser Effekt kann nicht nachgewiesen werden (Tabelle 5, Modell 1, Exp(B): .941). Die konkurrierende zweite Hypothese lautete, dass eine Homogamie der Partner beim familienorientierten Lebensstil die Heiratsneigung indirekt erhöht, weil bei dieser Konstellation eher ein Konsens der Partner über das „Ob“ und „Wann“ der Familiengründung zu erwarten ist. Diese Hypothese wird bestätigt, da sich die Heiratswahrscheinlichkeit mit steigenden ungerichteten Differenzen bei der Familienorientierung der Partner reduziert (Tabelle 5, Modell 3, Exp(B): .518).

Schließlich kann – in Übereinstimmung mit den Resultaten von Thornton, Axinn & Hill (1992) oder Duvander (1999) – ein positiver Zusammenhang zwischen der Religiosität und der Heiratswahrscheinlichkeit von Männern und Frauen nachgewiesen werden. Dieser Effekt bleibt auch bei Kontrolle der formalen Konfessionszugehörigkeit und weiterer Merkmale signifikant (Tabelle 4).

Darüber hinaus war postuliert worden, dass absolute Differenzen bei der Religiosität der Partner die Heiratswahrscheinlichkeit senken, da sie ein Indikator für unterschiedliche Einstellungen zur Ehe sind. Diese Hypothese wird durch die Ergebnisse nicht unterstützt, da der entsprechende Differenzterm zwar in die erwartete Richtung zeigt, aber nicht signifikant wird (Tabelle 5, Modell 3, Exp(B): .884).

6. Zusammenfassung und Diskussion

Die Ergebnisse der vorliegenden Arbeit zeigen, dass der Übergang von der nichtehelichen Lebensgemeinschaft in die erste Ehe eng mit den Prioritäten der Akteure in den konkurrierenden Lebensbereichen Arbeit, Freizeit und Familie zusammenhängt. Der Übergang wird beschleunigt, wenn das Paar die traditionelle Variante der Arbeitsteilung wählt, in der die Eheschließung speziell für die Frau mit ökonomischen Anreizen verbunden ist. Diese Konstellation ist vor allem dann gegeben, wenn sie über ein eher niedriges Bildungsniveau verfügt und (relativ zu ihrem Lebenspartner) weniger berufsorientiert ist. Darüber hinaus trägt auch ein häuslich-familienorientierter Lebensstil dazu bei, dass die Frau eher zur Familiengründung tendiert, als berufliche Ambitionen zu verfolgen. Die Heiratsneigung sinkt dagegen, wenn kein Konsens der Partner über die Perspektive der Partnerschaft und die damit verbundene Aufgabenverteilung – hinsichtlich der Familiengründung – herrscht. Dafür spricht der negative Effekt absoluter Differenzen bei der Familienorientierung auf die Übergangsrate.

Nichtehelich kohabitierende Personen zeichnen sich typischerweise durch ihre geringe Identifikation mit religiösen Werten aus. Gravierende lebensformspezifische Unterschiede bestehen jedoch vor allem im Hinblick auf die Arbeitsteilung. Bei nichtehelichen Lebensgemeinschaften handelt es sich nach den vorliegenden Ergebnissen häufig um eher egalitär ausgerichtete Zwei-Karrieren-Beziehungen. Diese

Konstellation wird durch ein hohes Bildungsniveau, eine Vollzeitberufstätigkeit sowie einen berufsorientierten Lebensstil der Frau begünstigt. Bei einer egalitären Arbeitsteilung ist die Frau nicht nur in verringertem Maße auf die ökonomische Absicherung durch die Ehe angewiesen. Darüber hinaus ist von Verzögerungseffekten auszugehen: Die Unsicherheiten der Lebensplanung werden umso größer sein, wenn nicht nur der Mann, sondern beide Partner berufliche Ambitionen haben, den Einstieg ins Erwerbsleben schaffen müssen oder Mobilitätsanforderungen ausgesetzt sind. Die NEL als Lebensform mittlerer Verbindlichkeit sollte in dieser Situation die größeren Anreize bieten, weil sie temporär einen Aufschub langfristiger bindender Festlegungen erlaubt (Oppenheimer 1988).

Viele der bisher berichteten Resultate sind nicht neu, sondern schon im Rahmen der eingangs zitierten Studien diskutiert worden. Die vorliegende Arbeit liefert jedoch neue Erkenntnisse zu der Fragestellung, inwieweit Lebensstilmerkmale das Heiratsverhalten eigenständig erklären können. Hier zeigt sich, dass es unbedingt notwendig ist, zu differenzieren. Einerseits bestehen zwischen einem häuslich-familienorientierten sowie religiösen Lebensstil und der Heiratswahrscheinlichkeit auch bei Kontrolle des Bildungsniveaus, der formalen Konfessionszugehörigkeit und einer Reihe weiterer Merkmale noch positive Zusammenhänge. Dies deutet darauf hin, dass der individuelle Gestaltungsspielraum bezüglich religiöser Aktivitäten angestiegen ist. Allein auf Basis der Konfessionszugehörigkeit sind daher vermutlich nur in sehr begrenztem Ausmaß Aussagen über individuelle Werthaltungen, die für das Heiratsverhalten relevant sind, möglich. Auch bei den Personen, die sich für ein Kind entscheiden, kann nicht automatisch auf einen häuslich-familienorientierten Lebensstil, der die Übergangsrate in die erste Ehe speziell bei der Frau erhöht, geschlossen werden.

Andererseits zeigen die Befunde, dass bestimmte Lebensstilelemente in ihrem Zusammenhang mit dem Heiratsverhalten nicht unabhängig von den soziostrukturellen Rahmenbedingungen gesehen werden dürfen. So ließ sich der negative Effekt des berufsorientierten Lebensstils der Frau auf die Heiratsneigung durch das Bildungsniveau und den Erwerbsstatus erklären. Auch der negative Einfluss des Spannungsschemas auf die Übergangsrate wurde bei Kontrolle der Familiengründung insignifikant. Insofern leisten die Berufs- und Freizeitorientierung zwar keine eigenständigen Erklärungsbeiträge und sollten daher auch in zukünftigen Studien nicht unbedingt direkt erhoben werden. Sie verbessern jedoch unser Verständnis der Prozesse, durch die das Heiratsverhalten gesteuert wird. Die Konfundierung von Bildungsniveau, Erwerbsstatus und berufsorientiertem Lebensstil bestätigt, dass insbesondere auf den beruflichen Erfolg fokussierte Frauen zum nichtehelichen Zusammenleben tendieren. Zudem kann als relativ neues Erkenntnis festgehalten werden, dass eine Freizeitorientierung der Frau im Sinne des Spannungsschemas das Übergangstempo in die erste Ehe offenbar indirekt – über eine verringerte Fertilitätsneigung – senkt.

Abschließend ist zu erwähnen, dass die vorliegende Arbeit einigen Restriktionen unterlag. Da im Sozioökonomischen Panel vergleichsweise wenige Lebensstilitems erhoben werden, musste die Operationalisierung des Lebensstils relativ grob gehalten werden. Die Verwendung von Faktorwerten anstelle von Lebensstilgruppen hat sich jedoch als fruchtbar erwiesen, da sie die eindeutige Interpretation von Zusam-

menhängen zwischen eindimensional gemessenen Konstrukten und der Heiratswahrscheinlichkeit ermöglichte (vgl. Rössel 2005: 144). Eine weitere Restriktion ergab sich daraus, dass die Lebensstilitems im SOEP nur in sehr unregelmäßigen Abständen abgefragt werden. Dadurch konnten Aspekte der zeitlichen Veränderbarkeit des Lebensstils und auch Anpassungsprozesse zwischen den Partnern nicht berücksichtigt werden.

Literatur

- Allison, Paul D. (1984). *Event history analysis. Regression for longitudinal event data*. Beverly Hills, London, New Dehli: Sage.
- Begg, C. & Gray, R. (1984). Calculation of polychotomous logistic regression parameters using individualized regressions. *Biometrika*, 71(1), pp. 11-18.
- Berrington, Ann (2001). Entry into parenthood and the outcome of cohabiting partnerships in Britain. *Journal of Marriage and Family*, 63(1), pp. 80-96.
- Blossfeld, H.P. & Jaenichen, U. (1992). Educational expansion and changes in women's entry into marriage and motherhood in the Federal Republic of Germany. *Journal of Marriage and the Family*, 54(2), pp. 302-315.
- Blossfeld, H.P. & Lankuttis, T. (2003). Determinanten der Wiederheirat nach der ersten Scheidung in der Bundesrepublik Deutschland. *Zeitschrift für Familienforschung*, 15(1), S. 5-24.
- Bost, K.K., Cox, M.J., Burchinal, M.R. & Payne, C. (2002). Structural and supportive changes in couples' family and friendship networks across the transition to parenthood. *Journal of Marriage and the Family*, 64(2), pp. 517-531.
- Brüderl, J. & Diekmann, A. (1994). Bildung, Geburtskohorte und Heiratsalter. Eine vergleichende Untersuchung des Heiratsverhaltens in Westdeutschland, Ostdeutschland und den Vereinigten Staaten. *Zeitschrift für Soziologie*, 23(1), S. 56-73.
- Brüderl, J. & Klein, T. (2003). Die Pluralisierung partnerschaftlicher Lebensformen in Westdeutschland, 1960-2000. In Bien, W. (Hrsg.), *Partnerschaft und Familiengründung*. Opladen: Westdeutscher Verlag, S. 189-217.
- Clarkberg, M., Stolzenberg, R. M. & Waite, L. J. (1995). Attitudes, values, and entrance into cohabitational versus marital unions. *Social Forces*, 74(2) , pp. 609-632.
- Coleman, M., Gangong, L. & Fine, Marc (2000). Reinvestigating remarriage: Another decade of progress. *Journal of Marriage and the Family*, 62(4), pp. 1288-1307.
- Corijn, Martine, Liefbroer, Aart C. & de Jong Gierveld, Jenny (1996). It takes two to tango, doesn't it? The influence of couple characteristics on the timing of the birth of the first child. *Journal of Marriage and the Family*, 58, pp. 117-126.
- Diekmann, A. (1990). Der Einfluß schulischer Bildung und die Auswirkungen der Bildungsexpansion auf das Heiratsverhalten. *Zeitschrift für Soziologie*. 19(4), S. 265-277.
- Duvander, A.-Z. E. (1999). The transition from cohabitation to marriage. A longitudinal study of the propensity to marry in Sweden in the early 1990s. *Journal of Family Issues*, 20(5), pp. 698-717.
- Esser, H. (1999). *Soziologie. Spezielle Grundlagen. Bd. 1: Situationslogik und Handeln*. Frankfurt am Main, New York: Campus.
- Friedman, D., Hechter, M. & Kanazawa, Satoshi (1994). A theory of the value of children. *Demography*, 31, pp. 375-401.
- Goldscheider, C. & Mosher, W.D. (1999). Patterns of contraceptive use in the United States: The importance of religious factors. *Studies in Family Planning*, 22(2), pp. 102-115.

- Griffin, D., Murray, S. & Gonzalez, R. (1999). Difference score correlations in relationship research: A conceptual primer. *Personal Relationships*, 6, pp. 505-518.
- Hill, P. B. & Kopp, J. (1999). Nichtehele Lebensgemeinschaften – theoretische Aspekte zur Wahl von Lebensformen. In T. Klein, T. & W. Lauterbach (Hrsg.), *Nichtehele Lebensgemeinschaften. Analysen zum Wandel partnerschaftlicher Lebensformen*. Opladen: Leske + Budrich. S. 11-33.
- Hill, P. B. & Kopp, J. (2006). *Familiensoziologie. Grundlagen und theoretische Perspektiven*. Wiesbaden: VS-Verlag (4. Auflage).
- Huinink, J. (2005). Räumliche Mobilität und Familienentwicklung. Ein lebenslauftheoretischer Systematisierungsversuch. In A. Steinbach (Hrsg.), *Generatives Verhalten und Generationenbeziehungen. Festschrift für Bernhard Nauck zum 60. Geburtstag*. Wiesbaden: VS-Verlag, S. 61-84.
- Lauterbach, W. (1999). Die Dauer Nichtehele Lebensgemeinschaften. Alternative oder Vorphase zur Ehe? In T. Klein & W. Lauterbach (Hrsg.), *Nichtehele Lebensgemeinschaften. Analysen zum Wandel partnerschaftlicher Lebensformen*. Opladen: Leske + Budrich, S. 269-307.
- Lichter, D. T., Qian, Z. & Mellott, L. M. (2006). Marriage or dissolution? Union transitions among poor cohabiting woman. *Demography*, 43(2), pp. 223-240.
- Lindenberg, S. (1990). Rationalität und Kultur. Die verhaltenstheoretische Basis des Einflusses von Kultur auf Transaktionen. In: H. Haferkamp (Hrsg.). *Sozialstruktur und Kultur*. Frankfurt/M: Suhrkamp. S. 249-287.
- Lüdtkke, Hartmut (1989). *Expressive Ungleichheit. Zur Soziologie der Lebensstile*. Opladen: Leske + Budrich.
- Meyer, T. (2001). Das Konzept der Lebensstile in der Sozialstrukturforschung – eine kritische Bilanz. *Soziale Welt*, 52, S. 255-272.
- Müller, H.-P. (1992). *Sozialstruktur und Lebensstile. Der neuere theoretische Diskurs um soziale Ungleichheit*. Frankfurt am Main: Suhrkamp.
- Müller, R., Sommer, T. & Timm, A. (1999). Nichtehele Lebensgemeinschaft oder Ehe? Einflüsse auf die Wahl der Partnerschaftsform beim ersten Zusammenzug im Lebensverlauf. Bremen: Universität Bremen (Arbeitspapier Nr. 53 des Sonderforschungsbereichs 186 der Universität Bremen).
- Oppenheimer, V.K. (1988). A theory of marriage timing. *American Journal of Sociology*, 94, pp. 563-591.
- Ott, N. (1989). Familienbildung und familiale Entscheidungsfindung aus verhandlungstheoretischer Sicht. In G. Wagner, N. Ott & H.-J. Hoffmann-Nowotny (Hrsg.), *Familienbildung und Erwerbstätigkeit im demographischen Wandel*. Berlin, Heidelberg: Springer. S. 97-116.
- Otte, G. (2004). *Sozialstrukturanalysen mit Lebensstilen. Eine Studie zur theoretischen und methodischen Neuorientierung der Lebensstilforschung*. Wiesbaden: VS-Verlag.
- Rössel, J. (2005). *Plurale Sozialstrukturanalyse. Eine handlungstheoretische Rekonstruktion der Grundbegriffe der Sozialstrukturanalyse*. Wiesbaden: VS-Verlag.
- Schneider, N. F. & Rüger, H. (2007). Value of Marriage. Der subjektive Sinn der Ehe und die Entscheidung zur Heirat. *Zeitschrift für Soziologie*, 36(2), S. 131-152.
- Schnell, R. (1993). Die Homogenität sozialer Kategorien als Voraussetzung für „Repräsentativität“ und Gewichtungungsverfahren. *Zeitschrift für Soziologie*, 22(1), 16-32.
- Schröder, J. (2005). *Der Zusammenhang zwischen Erwerbstätigkeit und Fertilität: Ein Überblick über den Forschungsstand*. Mannheim: MZES (Arbeitspapier Nr. 89 des Mannheimer Zentrums für Europäische Sozialforschung).
- Schulze, G. (1992). *Die Erlebnisgesellschaft: Kultursoziologie der Gegenwart*. Frankfurt am Main, New York: Campus.

- Thornton, A., Axinn, W. G. & Hill, D. H. (1992). Reciprocal effects of religiosity, cohabitation and marriage. *American Sociological Review*, 98(3), pp. 628-651.
- Vaskovics, L. A. & Rupp, M. (1995). *Partnerschaftskarrieren. Entwicklungspfade nichtehelicher Lebensgemeinschaften*. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Vaskovics, L. A.; Rupp, M. & Hofmann, B. (1997). *Lebensverläufe in der Moderne: Nichteheliche Lebensgemeinschaften. Eine soziologische Längsschnittstudie*. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Yamaguchi, K. (1991). *Event history analysis*. Newbury Park, London, New Delhi: Sage.
- Ziefle, Andrea (2004). Die individuellen Kosten des Erziehungsurlaubs. Eine empirische Analyse der kurz- und längerfristigen Folgen für den Karriereverlauf von Frauen. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 56(2), S. 213-232.

Eingereicht am/Submitted on: 12.06.2007

Angenommen am/Accepted on: 05.11.12007

Anschrift des Autors/Address of the author:

Daniel Lois, M.A.

Technische Universität Chemnitz
Institut für Soziologie
D-09107 Chemnitz

E-mail: daniel.lois@phil.tu-chemnitz.de