

Das Scheidungsrisiko von Akademikerinnen

Gwendolin J. Blossfeld

Einleitung

In den letzten Jahrzehnten sind die Scheidungszahlen und damit das Risiko einer Scheidung in vielen modernen Gesellschaften stark gestiegen (de Graaf & Kalmijn, 2006; Diekmann & Engelhardt, 1999; Fischer & Liefbroer, 2006; Raley & Bumpass, 2003). Soziologen und Ökonomen führen diesen Anstieg des Scheidungsrisikos – neben anderen Faktoren – auf die höhere Bildung von Frauen sowie deren immer umfassendere (Erwerbs-)Karrieren zurück. Folglich haben sich bereits viele Forscher diesem Thema gewidmet und versucht, den Effekt der Bildung von Frauen auf das Scheidungsrisiko zu untersuchen. Bisher haben sich die Analysen in den meisten dieser Studien auf die Korrelation zwischen dem höchsten Bildungsniveau von Frauen und dem Scheidungsrisiko konzentriert (unter Kontrolle von weiteren Einflüssen). So zeigen beispielsweise Studien von De Rose (1992) und Hoem (1997), dass das Scheidungsrisiko mit dem Bildungsniveau der Frau steigt. Es gibt jedoch auch Studien, die genau das Gegenteil belegen. Zum Beispiel konnten Chan und Halpin (2005) zeigen, dass das Trennungsrisiko mit dem Bildungsniveau der Frauen sinkt. Das große Problem dieser Studien ist jedoch, dass sie nur das Bildungsniveau der Frauen in ihre Analysen aufgenommen haben. Bei Paaren handelt es sich jedoch um dyadische Konstellationen. Demzufolge sollten nicht nur die Eigenschaften eines Partners berücksichtigt werden. Vielmehr ist es auch wichtig, den anderen Partner mit in die Analysen aufzunehmen.

Es gibt bereits einige wenige Studien, die den Zusammenhang zwischen dem Bildungsniveau beider Partner und dem Scheidungsrisiko untersuchen (Bracher et al., 1993; Jalovaara, 2001; Rapp, 2008), diese kommen jedoch auch wieder zu sehr gegensätzlichen Ergebnissen. Zum Beispiel zeigen Ergebnisse für die nordischen Länder (Jalovaara, 2003; Lyngstad, 2004), Deutschland (Rapp, 2008) und die USA (Gihleb & Lifshitz, 2012; Tzeng & Mare, 1995), dass mit steigendem Bildungsniveau beider Partner das Trennungsrisiko sinkt. Andererseits zeigen Poortman und Kal-

mijn (2002) für die Niederlande, dass ein höheres Bildungsniveau der Frau in einem steigenden, ein höheres Bildungsniveau des Mannes jedoch in einem sinkenden Scheidungsrisiko resultiert.

Blossfeld (2015) konnte zeigen, dass diese widersprüchlichen Forschungsergebnisse aus dem Analysedesign dieser Scheidungsstudien resultieren. Sie konnte die Ergebnisse der vorliegenden Studien replizieren und zeigen, dass es nicht nur wichtig ist, das Bildungsniveau beider Partner in den Analysen zu berücksichtigen, sondern es vielmehr auch um den Bildungsmatch, also das Bildungsverhältnis innerhalb einer Beziehung, geht. So sind Ehen, in denen Frauen ein niedrigeres Bildungsniveau als ihre Partner haben, am stabilsten; gefolgt von Ehen, in denen beide Partner dasselbe Bildungsniveau haben – wobei die Stabilität hierbei auch noch mit höherem Bildungsniveau steigt. Am häufigsten werden Ehen geschieden, in denen Frauen ein höheres Bildungsniveau als ihr Ehemann aufweisen.

Im Mittelpunkt des vorliegenden Beitrags stehen Akademikerinnen, da diese nicht die Möglichkeit haben, einen höhergebildeten Mann zu heiraten. Wollen Akademikerinnen also eine Partnerschaft oder sogar eine Ehe eingehen, können sie entweder einen Partner mit demselben Bildungsniveau oder einem niedrigeren Bildungsniveau wählen. Der vorliegende Beitrag geht daher der folgenden Frage nach: Haben Akademikerinnen, die einen geringer gebildeten Partner geheiratet haben, ein höheres Scheidungsrisiko als Akademikerinnen, die einen gleichqualifizierten Partner geheiratet haben? Um die Forschungsfrage beantworten zu können, ist das Kapitel wie folgt strukturiert: Den allgemeinen theoretischen Bezugsrahmen bilden die ökonomische Theorie der Familie und der Doing-Gender-Ansatz. Daran schließt sich ein Überblick über die für die Analysen verwendeten Daten und Methoden an, um danach die durchgeführten Analysen und Ergebnisse vorzustellen. In einem letzten Schritt werden die Ergebnisse noch einmal zusammengefasst.

Theorie

Die ökonomische Theorie der Familie: Der Bildungsinvestitionseffekt

Die ökonomische Theorie der Familie geht auf den amerikanischen Ökonomen Gary S. Becker (1981) zurück. Ausgangspunkt seiner Arbeit ist zunächst die Annahme, dass familiäre Entscheidungen nach einem ökonomischen Kosten-Nutzen Kalkül erfolgen. Unverheiratete Männer und Frauen werden dabei als Tauschpartner angesehen, die sich dann zu einer Heirat entschließen, wenn sie sich dadurch jeweils besserstellen. Umgekehrt trennen sich Paare, wenn die Individuen alleine besser gestellt sind als mit einem Partner.

Die Grundlage dieses „Tauschgeschäfts“ ist, dass jeder der beiden Partner etwas anderes anzubieten hat. Aufgrund der geschlechtsspezifischen Sozialisationsprozesse in Deutschland, die sich historisch herausgebildet haben, entwickeln Männer oft größere Chancen der Einkommenserzielung auf dem Arbeitsmarkt, während Frauen häufig Vorteile bei der Kindererziehung und der Aufrechterhaltung des Haushaltes haben. Dieses Modell, das von Becker (1981) in den 1970er Jahren entwickelt wurde, hat also einen relativ traditionellen Geschlechterrollen-Bias. Mit einer Eheschließung maximieren die beiden Partner ihren gemeinsamen Nutzen vor allem dadurch, dass sie diese Spezialisierungen noch weiter vorantreiben und die Abläufe durch vertiefte Arbeitsteilung vervollkommen. Hieraus entsteht in der Familie eine wechselseitige Abhängigkeit der Partner voneinander.

Becker (1981) kommt auf der Grundlage seiner Theorie zu dem Schluss, dass steigende Ausbildungsinvestitionen und Erwerbstätigkeiten von Frauen die Neigung zur Eheschließung reduzieren, da eine geschlechtsspezifische Arbeitsteilung zunehmend weniger Vorteile bringt. Seine Haupthypothese ist deswegen, dass Frauen mit höherer (Bildungs-)Qualifikation und besseren Berufschancen die Heirat aufschieben oder sogar völlig darauf verzichten. Blossfeld und Huinik (1991) konnten allerdings in Westdeutschland bei den Geburtskohorten 1929 - 31, 1939 - 41 und 1949 - 51 für diese Hypothese keinen empirischen Beleg finden. Die Bildungsinvestitionen und Karriereressourcen der Frauen hatten dort keinen signifikanten Effekt auf das Heiratsalter. Das lässt sich

dadurch erklären, dass Frauen heute nach der Heirat nicht mehr wie früher ihre Erwerbstätigkeit unterbrechen und deswegen das Heiratereignis nur noch einen geringen Effekt auf das Erwerbsmuster der Frauen hat.

Fasst man die für diese Arbeit relevante zentrale Aussage des Ansatzes von Becker zusammen, so postuliert er einen Humankapitaleffekt beziehungsweise Bildungsinvestitionseffekt bezüglich der Neigung, eine Ehe aufrecht zu erhalten. Dieser Bildungsinvestitionseffekt ist dadurch gekennzeichnet, dass für Frauen mit höherer Ausbildung und der daraus resultierenden besseren Positionierung im Erwerbsleben und den daraus erwachsenden Opportunitätskosten Hausarbeit kostspieliger wird. Dieser Effekt sollte sich demnach insbesondere bei Akademikerinnen zeigen, da die Opportunitätskosten im Falle eines Rückzuges aus der Erwerbstätigkeit für sie deutlich höher sind als bei Frauen mit niedrigerem Bildungsniveau. In der Tat haben Blossfeld und Huinink (1991) für westdeutsche Frauen der oben genannten Geburtskohorten gezeigt, dass dann, wenn Frauen ihre höhere Ausbildung in Karriereressourcen umsetzen können, es zu einem Konflikt zwischen Berufskarriere und Hausarbeit kommt. Dieser Konflikt wird von den Frauen dann in die Ehe getragen und wirkt sich negativ auf deren Stabilität aus. Es ist daher davon auszugehen, dass gerade hochqualifizierte Frauen einem erhöhten Scheidungsrisiko ausgesetzt sind.

Auf der anderen Seite bezieht die These über die Allokation von Zeit in Paarbeziehungen auch den Partner mit ein. Mit anderen Worten, es kommt auf die relativen Bildungsinvestitionen der Partner an, wenn es um die Frage geht, wer zu Hause bleibt. Nach der ökonomischen Theorie der Familie, die im Prinzip geschlechtsneutral ist, sollte derjenige Partner zu Hause bleiben, der das geringere Einkommenspotenzial hat. Da das Einkommen sehr stark mit dem Bildungsniveau korreliert, sollte der geringer qualifizierte Partner die Erwerbstätigkeit unterbrechen. Demgegenüber haben Blossfeld et al. (2001) in ihrer Analyse des Erwerbsverhaltens von Ehepartnern in Westdeutschland auf der Grundlage des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP) gezeigt, dass Erwerbsunterbrechungen unabhängig vom relativen Bildungsniveau beider Partner im Grunde nur von Frauen vorgenommen werden. Das bedeutet, dass auch bei den Paaren, wo die Ehefrauen ein höheres Einkommenspoten-

tial haben als ihre Ehemänner, vor allem die Frauen ihre Erwerbstätigkeit unterbrechen und nicht die Männer (Blossfeld & Drobnič, 2001). Diese empirischen Ergebnisse widersprechen also den Vorhersagen der ökonomischen Theorie der Familie und es ist zu erwarten, dass diese Ehen instabiler sind.

Auch Teilzeitbeschäftigungslösungen scheinen für beide Partner nach der ökonomischen Theorie der Familie wegen der Betonung des Spezialisierungsmechanismus relativ unwahrscheinlich zu sein, denn der größte Vorteil einer Spezialisierung ergibt sich gerade daraus, dass sich der eine Partner vollkommen auf die Familie und den Haushalt und der andere Partner gänzlich auf die marktbezogene Erwerbstätigkeit konzentriert. Daher kann ohne Probleme mit den Bildungsniveaus der beiden Partner als Proxy für die Erwerbsbeteiligung gerechnet werden.

Der Doing-Gender-Ansatz

Während die ökonomische Theorie der Familie davon ausgeht, dass die Tätigkeiten im Rahmen der Arbeitsteilung in der Familie nach dem Spezialisierungsmechanismus zwischen den Partnern beliebig aufgeteilt werden können, unterstellt der Doing-Gender-Ansatz, dass das nicht so einfach geht. Nach dieser Theorie gibt es eine Widerständigkeit, die sich aus traditionellen geschlechtsspezifischen Rollen und Normen sowie Geschlechtsidentitäten ergibt, die sich nicht einfach überwinden lassen. Der Doing-Gender-Ansatz betont, dass die Tätigkeiten im Rahmen der Arbeitsteilung von Männern und Frauen zwei Dimensionen haben: eine produktive und eine geschlechtstypisierende Dimension (Fenstermaker et al., 1991; West & Zimmerman, 1987). Wenn eine Frau die Wäsche macht, dann produziert sie nicht nur etwas für den Haushalt, sondern sie zeigt auch, dass sie eine Frau ist („she is doing gender“). Wenn ein Mann Vollzeit erwerbstätig ist, dann verdient er nicht nur Geld für die Familie, sondern er demonstriert seine Ernährerrolle, das heißt, „he is doing gender“. Das Geschlecht ist nach dem Doing-Gender-Ansatz aber keine in der Biologie der Individuen verankerte Eigenschaft, sondern in erster Linie das Ergebnis kultureller Konstruktionen und sozialer Interaktionen. Die kulturell geprägten Geschlechtsrollen und die Geschlechtsidentitäten müssen in der alltäglichen sozialen Interaktion

ständig neu produziert und reproduziert werden. Die Geschlechtsdefinitionen lassen sich natürlich prinzipiell verändern, nur ist dies nicht so einfach, da damit tiefsitzende Geschlechtsrollenerwartungen und Geschlechtsidentitäten verbunden sind. Verletzungen der Geschlechternorm sind dabei regelmäßig erklärungs pflichtig, führen zu negativen Reaktionen im sozialen Umfeld und gefährden die Geschlechtsidentitäten. Die geschlechtsspezifische Dimension verändert sich im sozialen Wandel deswegen nur relativ langsam.

In unserem Kulturkreis ist die Tendenz noch immer stark, dass Frauen ihre Weiblichkeit demonstrieren, indem sie Hausarbeiten und die Kindererziehung übernehmen. Männer hingegen versuchen ihre Geschlechtsidentität vor allem durch die Erfüllung ihrer Ernährerrolle zu reproduzieren (Brines & Joyner, 1999). Damit kann die Hypothese formuliert werden, dass insbesondere Frauen – unabhängig von der individuellen Ressourcenkonstellation in einer Partnerschaft – ihre Erwerbstätigkeit unterbrechen, wenn Kinder ins Spiel kommen. Das heißt, dass es für die Erwerbsunterbrechung keine Rolle spielt, ob die Frauen hoch oder niedrig gebildet sind, oder ob der Partner starke oder weniger starke Einkommenspotentiale besitzt.

Darüber hinaus kann man mit Brines und Jones (1999) argumentieren, dass durch die zunehmende Erwerbstätigkeit der Ehefrauen die Ernährerrolle ihrer Ehemänner bedroht wird. Männer von erwerbstätigen Frauen können ihre Geschlechtsidentität daher nicht auch noch durch die Übernahme weiblicher Haushaltstätigkeiten zusätzlich in Frage stellen (Brines & Joyner, 1999). Durch dieses Argument ergibt sich eine andere Vorhersage für die Arbeitsteilung in der Familie als bei dem bereits oben diskutierten Ansatz. Während beispielsweise nach der ökonomischen Verhandlungstheorie die Männer tendenziell mehr im Haushalt mithelfen sollten, wenn ihre Frauen erwerbstätig werden, ergibt sich nach dem Doing-Gender-Ansatz die Hypothese, dass sich die Männer in diesem Fall sogar noch weiter aus der Hausarbeit zurückziehen, sodass für die Frauen eine Doppelbelastung durch Familie und Beruf bleibt. Schulz und Blossfeld (2012) haben in ihrer Untersuchung für Westdeutschland empirisch gezeigt, dass Ehepaare nach der Hochzeit in der Regel mit einer partnerschaftlichen Arbeitsteilung beginnen, aber nach der Geburt des ersten Kindes in eine traditionelle, ge-

schlechtsspezifische Arbeitsteilung zurückfallen. Die Geburt des ersten Kindes ist deswegen noch immer der entscheidende Auslöser für eine Traditionalisierung der Arbeitsteilung in den Familien. Frauen werden ab diesem Zeitpunkt mit der Doppelbelastung konfrontiert, welche die Ehen strapazieren kann und zu einem erhöhten Scheidungsrisiko führt.

Daten & Methodik

In diesem Abschnitt soll kurz auf den in den empirischen Analysen verwendeten Datensatz „Nationales Bildungspanel“ (NEPS) des Leibniz-Instituts für Bildungsverläufe e.V. eingegangen werden. Dann werden die für die Untersuchung verwendeten Methoden der Ereignisanalyse in ihren Grundzügen kurz dargestellt und zentrale Schritte der Datenaufbereitung beschrieben. Schließlich werden die in den empirischen Analysen verwendeten abhängigen und unabhängigen Variablen definiert.

Daten. Der in dem vorliegenden Beitrag verwendete Datensatz ist die Startkohorte der Erwachsenen (SC6) des „Nationalen Bildungspanels“ (NEPS)²⁷. Die Teilstudie startete bereits im Jahr 2007, somit also vor der Gründung des Nationalen Bildungspanels. Die Erwachsenenbefragung 2007/2008 (Welle 1) – damals noch „Arbeiten und Lernen im Wandel“ (ALWA) genannt – wurde vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) durchgeführt. Auf ALWA aufbauend wurde die erste Haupterhebung der Erwachsenenbefragung im Rahmen des Nationalen Bildungspanels von November 2009 bis Juni 2010 (Welle 2) durchgeführt. Seitdem folgen jährliche Wiederholungsbefragungen. Die Stichprobe basiert auf einer Zufallsauswahl aus den Registern der Einwohnermeldeämter. Zielgruppe waren damit Personen der Jahrgänge 1944 bis 1986, die ihren Hauptwohnsitz in Deutschland hatten. Im Rahmen der Retrospektivbefragung wurden neben allgemeinen demografischen Informationen zur Person auch detaillierte zeitbezogene Daten über

²⁷ Diese Arbeit nutzt Daten des Nationalen Bildungspanels (NEPS): Startkohorte Erwachsene, doi:10.5157/NEPS:SC6:6.0.1. Die Daten des NEPS wurden von 2008 bis 2013 als Teil des Rahmenprogramms zur Förderung der empirischen Bildungsforschung erhoben, welches vom Bundesministerium für Bildung und Forschung (BMBF) finanziert wurde. Seit 2014 wird NEPS vom Leibniz-Institut für Bildungsverläufe e.V. (LIßBi) an der Otto-Friedrich-Universität Bamberg in Kooperation mit einem deutschlandweiten Netzwerk weitergeführt.

ihre Wohngeschichte, ihre Ausbildungsgeschichte (Schule, Berufsvorbereitung, Aus- und Weiterbildung, Wehr- und Zivildienst), ihre Erwerbsgeschichte (alle Arten von Erwerbstätigkeiten, Arbeitslosigkeiten) sowie ihre Familiengeschichte (Partnerschaften, Ehen, Kinder) erhoben. Da der vorliegende Beitrag das Scheidungsrisiko von Frauen in Deutschland untersucht, greifen wir auf Informationen von 3.946 jemals verheirateten Frauen zurück.

Für eine weiterführende Beschreibung der NEPS-Daten sowie der Befragungskonzeption sei auf Blossfeld, Roßbach und von Maurice (2011) verwiesen.

Methodik. Es wird ein logit-Ereignisanalysemodell auf Basis von diskreter Zeit mit zeitkonstanten und zeitveränderlichen Kovariaten x_i berechnet (Yamaguchi, 1991)

$$r(t) = \frac{\exp(\alpha_1 \times x_1 + \alpha_2 \times x_2 + \dots + \alpha_n \times x_n)}{1 + \exp(\alpha_1 \times x_1 + \alpha_2 \times x_2 + \dots + \alpha_n \times x_n)}$$

Sobald die diskrete Übergangsrate $r(t)$ auf Basis eines spezifischen Ereignisanalysemodells berechnet worden ist, ist es möglich, eine Survivor-Funktion $G(t)$ für verschiedenste Konstellationen der Kovariaten zu kalkulieren.

$$G(t) = \prod_{l=1}^t (1 - (r(l)))$$

Abhängige Variable. Der vorliegende Beitrag untersucht die Scheidung der ersten Ehe von Akademikerinnen in Ost- und Westdeutschland. Eigentlich kann eine Scheidung zu jedem Zeitpunkt eintreten; das NEPS erhebt die Informationen zum Zeitpunkt von Statusübergängen jedoch nur auf einer monatlichen Basis. Startzeitpunkt unserer Analyse ist die erste Eheschließung der Frauen mit akademischem Bildungsniveau. Akademikerinnen, die bis zum Interviewzeitpunkt keine Scheidung erfahren haben beziehungsweise deren Partner gestorben sind, werden rechtszensiert.

Unabhängige Variablen. Nachdem die statistischen Methoden und das Vorgehen bei der Datenaufbereitung beschrieben worden sind, sollen nun die unabhängigen Variablen systematisch vorgestellt werden.

- *Dauer der ersten Ehe (in Jahren):* „ ≤ 1 “, „ $> 1 \ \& \leq 3$ “, „ $> 3 \ \& \leq 5$ “, „ $> 5 \ \& \leq 8$ “, „ $> 8 \ \& \leq 10$ “, „ $> 10 \ \& \leq 15$ “, „ $> 15 \ \& \leq 20$ “ und „ > 20 “
- *Geburtskohorte:* „1944 - 1950 (Ref.)“, „1951 - 1960“, „1961 - 1970“ und „1971 - 1980“
- *Geburtsort:* „Westdeutschland (Ref.)“ und „Ostdeutschland“
- *Historische Periode:* „Periode bis 1990 (Ref.)“ und „Periode nach 1990“ sowie ein Interaktionseffekt „Ostdeutschland x Periode nach 1990“
- *Voreheliches Zusammenleben:* „voreheliches Zusammenleben“ und „nicht vor der Ehe zusammengelebt (Ref.)“
- *Schwangerschaft zum Zeitpunkt der Eheschließung:* „Schwangerschaft zum Zeitpunkt der Eheschließung“ und „Zum Zeitpunkt der Eheschließung nicht schwanger (Ref.)“
- *Geburt eines Kindes vor der Eheschließung:* „Geburt eines ersten Kindes vor der Eheschließung“ und „Keine Geburt eines Kindes vor der Eheschließung (Ref.)“

Tabelle 1: Ereignisanalyse des Scheidungsrisikos von Akademikerinnen, volles Modell

| Ehemann | Ehefrau |
|--|------------------------------|
| | <i>Universitätsabschluss</i> |
| <i>Kein Abschluss, Hauptschulabschluss oder Mittlere Reife ohne Ausbildung</i> | Hypogamie |
| <i>Hauptschulabschluss, Mittlere Reife mit Ausbildungsabschluss und Abitur mit/ohne Ausbildung</i> | Hypogamie |
| <i>Fachhochschulabschluss</i> | Hypogamie |
| <i>Universitätsabschluss</i> | Homogamie |

Quelle: Eigene Darstellung

- *Altersunterschied der Ehepartner*: „Ehefrau älter als der Ehemann“, „Frau und Ehemann haben das selbe Alter (Ref.)“ und „Ehefrau jünger als Ehemann“
- *Alter des jüngsten Kindes im Haushalt (in Jahren)*: „< 1“, „> 1 & ≤ 2“, „> 2 & ≤ 5“, „> 5 & ≤ 10“, „> 10 & ≤ 14“ und „> 14“
- *Bildungsniveau des ersten Ehemanns*: „kein Schulabschluss oder Hauptschulabschluss bzw. Mittlere Reife ohne Ausbildung“, „Hauptschulabschluss, Mittlere Reife mit Ausbildungsabschluss und Abitur mit/ohne Ausbildung“, „Fachhochschulabschluss“ oder „Universitätsabschluss“
- *Bildungsmatch*: „Hypogamie“ und „Homogamie (Ref.)“

Multivariate empirische Ergebnisse

Im Zuge der Bildungsexpansion haben sich die Bildungsabschlüsse von Frauen über Generationen hinweg immer weiter verbessert. Gekennzeichnet ist dieser Wandel durch eine längere Beteiligung der Frauen an den Institutionen des Bildungssystems (Mayer, 1990). Insbesondere haben Frauen heute deutlich höhere Universitätsabschlussquoten als ihre männlichen Kollegen. Somit ist das Scheidungsrisiko von jungen Akademikerinnen von großem Interesse. Wie bereits erwähnt sind Akademikerinnen nicht nur mit einem Decken-Effekt (keine Möglichkeit, einen höher qualifizierten Partner zu wählen) konfrontiert, was die Partnerwahl angeht. Vielmehr sind sie immer häufiger dazu gezwungen, einen niedriger qualifizierten Partner zu wählen, wenn sie nicht alleine bleiben wollen, da immer weniger gleichqualifizierte Männer in einer bestimmten Altersspanne zur Verfügung stehen. Hinzu kommt, dass diese wenigen Hochschulabsolventen noch immer traditionell sind und niedriger qualifizierte Frauen heiraten (Blossfeld & Timm, 1997). Somit stellt sich die Frage, ob hochqualifizierte Frauen mit einem höheren Scheidungsrisiko „gestraft“ sind? Modell 1 in Tabelle 1 zeigt die Effekte des Bildungsniveaus des Partners sowie der Dummy-Variable für bildungshypogame Ehen (Abwärtsheirat der Frau, bildungshomogame Ehen bilden die Referenzkategorie).

Tabelle 2: Ereignisanalyse des Scheidungsrisikos von Akademikerinnen, gekürztes Modell

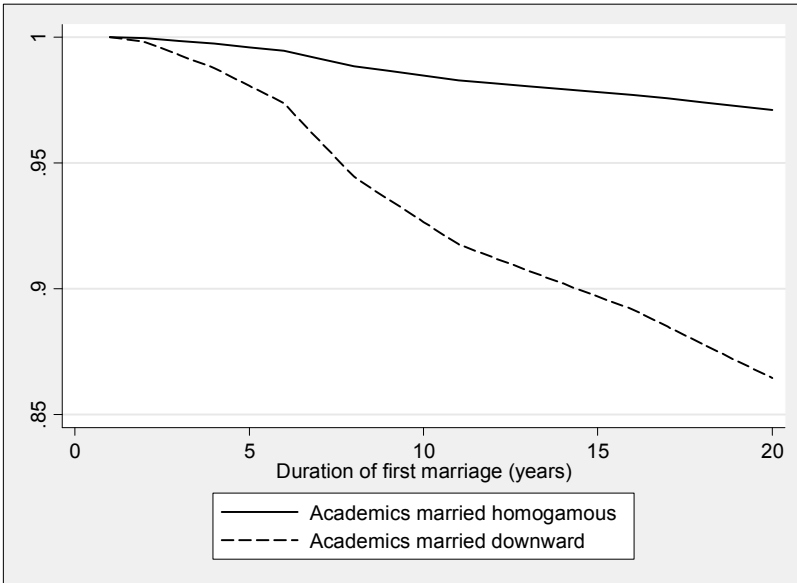
| Variablen | Modell 1 |
|---|-----------|
| Kontrollvariablen (vgl. Tabelle A.1) | |
| ... | |
| <i>Bildung</i> | |
| Bildungsniveau des 1. Ehemannes | 0,090 |
| <i>Bildungsmatch</i> | |
| Hypogamie | 1,599 *** |
| Homogamie (Ref.) | |
| Log likelihood | -537,88 |
| Anzahl der Ereignisse | 70 |
| Anzahl der Subepisoden | 93.272 |
| Chi2 | 3.186,67 |
| Freiheitsgrade | 27 |

* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p > 0.001$; $n = 837$; Eigene Berechnungen basierend auf den NEPS:SC6:6.0.1-Daten

Für die Effekte der Kontrollvariablen in diesem Modell sei der Leser/die Leserin auf den Anhang dieses Beitrags verwiesen.

Die Ergebnisse aus Modell 1 in Tabelle 1 zeigen, dass es keinen signifikanten Effekt des Bildungsniveaus des ersten Ehemannes auf das Scheidungsrisiko von Akademikerinnen gibt. Mit anderen Worten, das Scheidungsrisiko hängt nicht vom Bildungsniveau des Ehemanns ab. Vielmehr zeigen sich Effekte des Bildungsverhältnisses der Partner. So zeigen die Ergebnisse, dass Ehen, in denen Akademikerinnen einen Partner mit einem niedrigeren Bildungsniveau geheiratet haben, signifikant weniger stabil sind als Ehen, in denen die Frauen einen Partner mit dem selben Bildungsniveau geheiratet haben. Diese Ergebnisse unterstreichen meine Hypothesen aus dem Doing-Gender-Ansatz. Wenn Akademikerinnen in Deutschland einen weniger qualifizierten Mann heiraten, handeln sie gegen die sozial vorherrschenden Normen.

Abbildung 1: Survivor-Funktionen für Akademikerinnen, die homogam bzw. abwärts geheiratet haben



Quelle: Eigene Berechnungen basierend auf den NEPS:SC6:6.0.1-Daten

und Werte innerhalb der Gesellschaft und werden eher stigmatisiert. Außerdem sind sie dem Risiko negativer Reaktionen von Freunden, Verwandten und Bekannten ausgesetzt, was gewissermaßen die Geschlechtsidentitäten der Männer gefährdet (Fenstermaker et al., 1991; West & Zimmerman, 1987). Diese Umstände scheinen die Wahrscheinlichkeit einer zufriedenstellenden Ehe zu reduzieren und die Neigung zur Scheidung zu erhöhen.

Abbildung 1 zeigt die geschätzte Survivor-Funktion (basierend auf Modell 1 der Tabelle 2) sowohl für Akademikerinnen, die einen niedriger gebildeten Mann geheiratet haben, also auch für jene, die einen gleichqualifizierten Mann geheiratet haben. Es zeigt sich, dass bildungshypogame Ehen (jene, in denen Frauen einen geringer qualifizierten Partner geheiratet haben) wesentlich häufiger geschieden werden. Nach 20 Ehejahren sind nur drei Prozent der bildungshomogamen Ehen ge-

schieden, während bereits 14 Prozent der bildungshypogamen Ehen geschieden worden sind. Auf den ersten Blick scheinen also gerade Akademikerinnen, die gegen die traditionellen Normen in Deutschland geheiratet haben und mit einem geringer gebildeten Partner eine Ehe eingegangen sind, für ihre Besserqualifikation bestraft zu werden. Vergleicht man diese Ergebnisse jedoch mit den durchschnittlichen Scheidungsraten in Ost- (20,8 Prozent) und Westdeutschland (18,2 Prozent) (Statistisches Bundesamt, 2015), dann zeigt sich ein anderes Bild. Akademikerinnen führen insgesamt wesentlich stabilere Ehen, wobei jene unter Akademikern am stabilsten sind. Die Schlussfolgerung ist daher, dass gut ausgebildete Frauen nicht in Form von höheren Scheidungsraten benachteiligt werden.

Zusammenfassung

Das Ziel des vorliegenden Beitrags ist es gewesen, das Scheidungsrisiko von Akademikerinnen empirisch zu überprüfen. Soziologen und Ökonomen führen diesen Anstieg des Scheidungsrisikos – neben anderen Faktoren – auf die höhere Bildung von Frauen, sowie deren immer umfangreichere (Erwerbs-)Karrieren zurück. Zudem ist die Auswahl an möglichen Partnern für Akademikerinnen beschränkt, da sie nur gleichqualifizierte oder geringer qualifizierte Partner heiraten können. Die Ergebnisse des vorliegenden Beitrags zeigen eindeutig, dass gerade Akademikerinnen, die einen geringer qualifizierten Partner geheiratet haben, ein höheres Scheidungsrisiko haben als jene Akademikerinnen, die einen gleichqualifizierten Partner zum Mann gewählt haben. Vergleicht man diese Ergebnisse jedoch mit den offiziellen Zahlen des Statistischen Bundesamtes zu Scheidungsquoten in Deutschland, so zeigt sich – entgegen der theoretisch hergeleiteten Hypothesen – dass Akademikerinnen, trotz ihres hohen Bildungsniveaus, kein erhöhtes, sondern vielmehr ein geringeres Scheidungsrisiko haben. Dies gilt für beide Fälle – homogame und hypogame – Ehen. Höherqualifizierte Frauen werden also nicht mit einem erhöhten Scheidungsrisiko „bestraft“.

Literatur

- Becker, G. S. (1981). *A Treatise on the Family*. Cambridge (MA): Harvard University Press.
- Blossfeld, G. J. (2015). *Education, Work and Family Events in Women's Lives: Long-Term Trends and Recent Developments in East and West Germany*. DPhil Thesis. Oxford: University of Oxford.
- Blossfeld, H. & Timm, A. (1997). Das Bildungssystem als Heiratsmarkt: eine Längsschnittdanalyse der Wahl von Heiratspartnern im Lebenslauf.
- Blossfeld, H.-P. & Drobnič, S. (2001). *Careers of couples in contemporary societies: From male-breadwinner to dual-earner families*. Oxford: Oxford University Press.
- Blossfeld, H.-P. & Huinink, J. (1991). Human Capital Investments or Norms of Role Transition? How Women's Schooling and Career Affect the Process of Family Formation. *American Journal of Sociology*, 97 (1), 143 - 168.
- Blossfeld, H.-P., Roßbach, H.-G. & von Maurice, J. (2011). Education as a Lifelong Process. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft*, 14(S2), 1 - 4.
- Bracher, M., Santow, G., Morgan, S. P. & Trussell, J. (1993). Population Investigation Committee Marriage Dissolution in Australia: Models and Explanations. *Population Studies*, 47(3), 403 - 425.
- Brines, J. & Joyner, K. (1999). The Ties That Bind: Principles of Cohesion in Cohabitation and Marriage. *American Sociological Review*, 64(3), 333 - 355.
- Chan, T. W. & Halpin, B. (2005). The instability of divorce risk factors in the United Kingdom. *Sociology Working Papers*, 1 - 27. Retrieved from www.sociology.ox.ac.uk/swp.html
- de Graaf, P. M. & Kalmijn, M. (2006). Change and Stability in the Social Determinants of Divorce: A Comparison of Marriage Cohorts in the Netherlands. *European Sociological Review*, 22(5), 561 - 572.
- de Rose, A. (1992). Socio-economic factors and family size as determinants of marital dissolution in Italy. *European Sociological Review*, 8(1), 71 - 91.

- Diekmann, A. & Engelhardt, H. (1999). The Social Inheritance of Divorce. *American Sociological Review*, 64(6), 783 - 793.
- Fenstermaker, S. West, C., & Zimmerman, D. H. (1991). Gender Inequality. New Conceptual Terrain. In R. L. Blumberg (Ed.), *Gender, Family and Economy*. Newbury Park, CA: Sage.
- Fischer, T. & Liefbroer, A. C. (2006). For Richer, for Poorer: The Impact of Macroeconomic Conditions on Union Dissolution Rates in the Netherlands 1972-1996. *European Sociological Review*, 22(5), 519 - 532.
- Gihleb, R. & Lifshitz, O. (2012). Dynamic Model of the Effects of Educational Match on Married Women's Labor Supply. *ESPE Conference Paper*.
- Hoem, J. M. (1997). Educational Gradients in Divorce Risks in Sweden in Recent Decades. *Population Studies*, 51(1), 19 - 27.
- Jalovaara, M. (2001). Socio-economic status and divorce in first marriages in Finland 1991-93. *Population Studies*, 55(2), 119 - 133.
- Jalovaara, M. (2003). The Joint Effects of Marriage Partners' Socioeconomic Positions on the Risk of Divorce. *Demography*, 40(1), 67 - 81.
- Lyngstad, T. H. (2004). The impact of parent's and spouses' education on divorce rates in Norway. *Demographic Research*, 10, 121 - 142.
- Mayer, K. U. (1990). *Lebensverläufe und sozialer Wandel*. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Poortman, A.-R. & Kalmijn, M. (2002). Women's Labour Market Position and Divorce in the Netherlands: Evaluating Economic Interpretations of the Work Effect. *European Journal of Population/Revue Européenne de Démographie*, 18(2), 175 - 202.
- Raley, R. K. & Bumpass, L. (2003). The topography of the divorce plateau. *Demographic Research*, 8, 245 - 260.
- Rapp, I. (2008). Wann werden Ehen getrennt? *KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie Und Sozialpsychologie*, 60(3), 500 - 527.
- Schulz, F. & Blossfeld, H.-P. (2012). The division of housework in the family: Results from a longitudinal analysis. In U. Müller & M. Oechsle (Eds.), *Father and late Modernity*. Opladen & Farmington Hills: Barbara Budrich.

- Statistisches Bundesamt (2015). *Statistisches Jahrbuch: Deutschland und Internationales 2015*. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt.
- Tzeng, J. M. & Mare, R. D. (1995). Labor Market and Socioeconomic Effects on Marital Stability. *Social Science Research*, 24(4), 329 - 351.
- West, C. & Zimmerman, D. H. (1987). Doing Gender. *Gender & Society*, 1(2), 125 - 151.
- Yamaguchi, K. (1991). *Event History Analysis*. Newbury Park, CA: Sage.

Appendix

Tabelle A.1: Ereignisanalyse des Scheidungsrisikos von Akademikerinnen, volles Modell

| Variablen | Modell 1 |
|---|------------|
| <i>Dauer der 1. Ehe (in Jahren)</i> | |
| ≤ 1 | -9,413 *** |
| > 1 & ≤ 3 | -7,468 *** |
| > 3 & ≤ 5 | -7,080 *** |
| > 5 & ≤ 8 | -7,269 *** |
| > 8 & ≤ 10 | -7,468 *** |
| > 10 & ≤ 15 | -7,795 *** |
| > 15 & ≤ 20 | -7,742 *** |
| > 20 | -7,985 *** |
| <i>Geburtskohorte</i> | |
| 1944-1950 (Ref.) | |
| 1951-1960 | -0,110 |
| 1961-1970 | 0,028 |
| 1971-1980 | -0,294 |
| <i>Geburtsort</i> | |
| Westdeutschland (Ref.) | |
| Ostdeutschland | 0,198 |
| <i>Historische Periode</i> | |
| Periode bis 1990 (Ref.) | |
| Periode nach 1990 | -0,224 |
| Ostdeutschland x Periode nach 1990 | -0,542 ** |
| <i>Voreheliches Zusammenleben, Geburt oder Schwanger-</i> | |

| | |
|--|-----------|
| <i>schaft</i> | |
| Voreheliches Zusammenleben | 0,516 *** |
| Schwangerschaft zum Zeitpunkt der Eheschließung | -0,052 |
| Geburt vor der Eheschließung | 0,206 |
| <i>Junge oder späte Heirat</i> | |
| Junge Heirat | 0,396 *** |
| Fortsetzung Tabelle A.1: | |
| <i>Späte Heirat (Ref.)</i> | |
| <i>Altersunterschied der Ehepartner</i> | |
| Ehefrau älter als der Ehemann | 0,239 * |
| Ehefrau und Ehemann haben das selbe Alter (Ref.) | |
| Ehefrau jünger als Ehemann | -0,011 |
| <i>Alter des jüngsten Kindes im Haushalt (in Jahren)</i> | |
| Kein Kind (Ref.) | |
| ≤ 1 | -0,214 |
| > 1 & ≤ 2 | 0,240 |
| > 2 & ≤ 5 | 0,679 *** |
| > 5 & ≤ 10 | 0,620 *** |
| > 10 & ≤ 14 | 0,770 *** |
| > 14 | 0,478 * |
| <i>Bildung</i> | |
| Bildungsniveau des 1. Ehemanns | 0,090 |
| <i>Bildungsmatch</i> | |
| Hypogamie | 1,599 *** |
| Homogamie (ref.) | |
| Log likelihood | -5,890.05 |
| Anzahl der Ereignisse | 70 |
| Anzahl der Subepisoden | 953,462 |
| Chi2 | 36,126.52 |
| Freiheitsgrade | 28 |

*p<0.05; *p<0.01; ***p>0.001; n=837; Eigene Berechnungen basierend auf den

NEPS:SC6:6.0.1-Daten