

Zeitschrift: Schweizerische Zeitschrift für Soziologie = Revue suisse de sociologie
= Swiss journal of sociology

Herausgeber: Schweizerische Gesellschaft für Soziologie

Band: 27 (2001)

Heft: 2

Artikel: Bildung und Ehestabilität : eine Untersuchung schweizerischer Familienbiographien mit den Methoden der Ereignisanalyse

Autor: Diekmann, Andreas / Schmidheiny, Kurt

DOI: <https://doi.org/10.5169/seals-814122>

Nutzungsbedingungen

Die ETH-Bibliothek ist die Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Zeitschriften und ist nicht verantwortlich für deren Inhalte. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern beziehungsweise den externen Rechteinhabern. [Siehe Rechtliche Hinweise.](#)

Conditions d'utilisation

L'ETH Library est le fournisseur des revues numérisées. Elle ne détient aucun droit d'auteur sur les revues et n'est pas responsable de leur contenu. En règle générale, les droits sont détenus par les éditeurs ou les détenteurs de droits externes. [Voir Informations légales.](#)

Terms of use

The ETH Library is the provider of the digitised journals. It does not own any copyrights to the journals and is not responsible for their content. The rights usually lie with the publishers or the external rights holders. [See Legal notice.](#)

Download PDF: 03.04.2025

ETH-Bibliothek Zürich, E-Periodica, <https://www.e-periodica.ch>

Bildung und Ehestabilität: Eine Untersuchung schweizerischer Familienbiografien mit den Methoden der Ereignisanalyse*

Andreas Diekmann, Kurt Schmidheiny**

1 Einleitung und Fragestellung

Parallel zur Bildungsexpansion ist in den meisten westlichen Ländern das Risiko, dass eine Ehe geschieden wird, drastisch gestiegen. Welchen Anteil haben hieran das wachsende Bildungsniveau von Männern und insbesondere von Frauen? Veränderungen der Bildungswege und der Länge der Ausbildung haben vielfältige demographische Konsequenzen. Zur Analyse von Bildungseffekten auf das Heiratsalter, Scheidungsrisiko und weitere demographische Merkmale müssen allerdings zwei Voraussetzungen erfüllt sein: Erstens benötigen wir quantitative familienbiographische Daten und zweitens geeignete multivariate Methoden zu ihrer Auswertung. Dabei sind die Methoden der Ereignisanalyse besonders auf das Problem der Analyse von Längsschnittdaten des «Familienzyklus» zugeschnitten.

Im Mittelpunkt der vorliegenden Untersuchung steht die Frage nach dem Einfluss der schulischen Bildung und Ausbildung von Frauen und Männern auf die Stabilität von Ehen. Daneben werden wir Ergebnisse zu den Einflüssen von Heiratsalter, Kohortenzugehörigkeit, Konfession und anderen sozialdemographischen Merkmalen auf das Scheidungsrisiko berichten, die in der multivariaten Analyse als «Kontrollvariablen» Berücksichtigung finden.

Bei der Analyse der Bildungseffekte kommt uns besonders zustatten, dass im verwendeten Datensatz die Bildung beider Ehepartner (und nicht nur des Befragten) erhoben wurde, so dass die Effekte spezifischer Bildungskonstellationen auf das Scheidungsrisiko geschätzt werden können. Über die Ermittlung der Niveaueffekte des Bildungsstatus hinaus können wir mithin der Frage nachgehen, in welchem Ausmass die Bildungshomogamie von Ehepartnern die Stabilität der Ehe befördert oder möglicherweise verringert. Erstmals stehen uns mit einem Bevölkerungssurvey, der eine umfangreiche Sozialdemographie enthält, schweizerische Daten zur Verfügung, die derartige Analysen ermöglichen.

* Für wertvolle Anregungen bedanken wir uns bei Klaus Neusser und den anonymen Gutachtern bzw. Gutachterinnen dieses Artikels.

** Prof. Dr. Andreas Diekmann, Universität Bern, Institut für Soziologie, Lerchenweg 36, 3000 Bern 9, Schweiz, Tel.: +41-31-6314812/11, Fax: +41-31-6314817; Kurt Schmidheiny, M.Sc. Econ. LSE, Universität Bern, Volkswirtschaftliches Institut, Gesellschaftsstrasse 49, 3012 Bern, Schweiz, Tel.: +41-31-631 47 75, Fax: +41-31-631 39 92.

Der Homogamie kommt bei der Partnerwahl eine herausragende Rolle zu. Merkmale der Ehepartner wie Alter, Konfession, Nationalität, regionale Herkunft und Bildung sind bekanntlich hoch miteinander korreliert (Jäckel, 1980; Teckenberg, 1999; Klein, 2001). Ruffer (2001) berichtet in einer neuen Studie Daten zur Bildungshomogamie für acht Länder. Unter Verwendung der drei Kategorien Grundbildung, mittlere und höhere Bildung ergeben sich Homogamiequoten zwischen 53% (Australien) und 72% (Irland). Nun kann Homogamie sowohl von Präferenzen als auch von strukturellen Effekten («Gelegenheiten») herrühren, denn für die Partnerwahl gilt zunächst einmal: «Who does not meet does not mate». Bildungsinstitutionen sind Teilheiratsmärkte, wobei die strukturell bedingte Ähnlichkeit durch bildungshomogene Präferenzen möglicherweise verstärkt wird (Klein und Lengerer, 2001; Ruffer, 2001). Wenn nun Ähnlichkeit der Bildung ein erwünschtes Merkmal der Partnersuche ist, sollten bildungshomogame Ehen stabiler sein als Ehen, bei denen die Partner einen unterschiedlichen Bildungsgrad aufweisen.

Im Rahmen der Familienökonomie (Becker, 1991; Becker, Landes und Michael, 1977; Meyer, 1987; Ott, 1998) kann dieser Zusammenhang abgeleitet werden, wenn Bildung als «komplementäres» Merkmal aufgefasst wird. Komplementär heisst, dass das Vorhandensein der gleichen Merkmalsausprägung bei beiden Partnern den Ehenutzen stärker erhöht als die Summe der Einzelnutzen dieser Eigenschaften oder Fähigkeiten. Spielen z. B. beide Partner gerne zusammen Tennis, dann sind ihre Fähigkeiten und Interessen für dieses Spiel komplementäre Merkmale. Da Bildung nun mit vielen komplementären Merkmalen wie Interessen, kulturellen Ansprüchen und Fähigkeiten für gemeinsame Aktivitäten korreliert ist, hat Bildung selbst in hohem Masse komplementären Charakter. Bildungshomogamie wird daher im Vergleich zu heterogamen Partnerschaften den Ehenutzen erhöhen.

Aus familienökonomischer Sicht hat Bildung aber noch eine weitere Eigenschaft, die normalerweise nicht komplementär ist. Bildung erhöht als beruflich verwertbares Humankapital die Fähigkeit, Einkommen auf dem Arbeitsmarkt zu erzielen. Wer daran durch häusliche Arbeit, die insbesondere bei der Betreuung jüngerer Kinder erforderlich ist, ganz oder teilweise gehindert wird, trägt Opportunitätskosten. Diese Kosten wachsen mit der Einkommenskapazität und folglich mit dem Bildungsgrad. Spezialisiert sich ein Ehepartner auf Marktarbeit, der andere auf Haushaltsarbeit, dann hat letzterer bei Bildungshomogamie und einer qualifizierten Ausbildung höhere Opportunitätskosten als im Falle einer bildungsheterogamen Partnerschaft. Mit Bezug auf die Einkommenskapazität ist Bildung ein substituierbares Merkmal. Bei solchen Merkmalen steigt der Ehenutzen mit der Unähnlichkeit der Merkmalsausprägungen, da bei Verschiedenheit substituierbarer Fähigkeiten von Spezialisierungsvorteilen Gebrauch gemacht werden kann. Kann z. B. die Ehefrau im Vergleich zu ihren Kochkünsten relativ besser Rasenmähen und der Ehemann relativ besser kochen, dann können sich

beide auf ihre (relativ) produktivsten Fertigkeiten konzentrieren. Unähnlichkeit bei substituierbaren Merkmalen erhöht wegen der Spezialisierungsvorteile den Ehenutzen. Hier gilt die Devise, dass sich «Gegensätze anziehen». Mit Blick auf die Dimension beruflich nutzbaren Humankapitals wächst der Ehegewinn bei Partnern mit ungleicher Bildung gegenüber bildungshomogenen Ehen.

Dieser Doppelcharakter von Bildung macht eine Prognose des Effekts auf die Ehestabilität schwierig. Überwiegen die komplementären Eigenschaften, wird Bildungshomogamie das Scheidungsrisiko verringern. Kommt dagegen dem arbeitsmarktbezogenen Humankapital das Hauptgewicht zu, wird umgekehrt Bildungshomogamie zu einem Anstieg des Scheidungsrisikos führen. Welcher Effekt überwiegt, ist letztlich eine empirisch zu beantwortende Frage.

Eine Antwort auf die Frage, ob Bildungshomogamie das Scheidungsrisiko positiv oder negativ beeinflusst, ist auch von Bedeutung, um die Auswirkungen der Bildungsexpansion auf den Anstieg des Scheidungsrisikos abschätzen zu können. Der Ausbau von Bildung seit den Sechzigerjahren hat ja nicht nur die Chance auf eine weitergehende Ausbildung drastisch erhöht, sondern durch das überproportionale Wachstum der Bildungsbeteiligung von Frauen zu einer Angleichung der geschlechtsspezifischen Bildungschancen geführt. Zugleich hat sich damit die Struktur des Heiratsmarktes verändert, da nun vermehrt bildungshomogene Partnerschaften eingegangen werden konnten. Hat Bildungshomogamie einen negativen Effekt auf die Ehestabilität, dann ginge ein Teil des Anstiegs der Scheidungsraten auf das Konto der unbeabsichtigten Folgen der Bildungsexpansion.

Wir haben bislang von Homogamie-, aber noch nicht von mutmasslichen Niveaueffekten des Bildungsstatus auf das Scheidungsrisiko gesprochen. Auch hier sind teilweise gegenläufige Effekte zu erwarten. So wächst die Familienstabilität mit dem Haushaltseinkommen und damit indirekt mit dem Bildungsstatus der Ehepartner. Auf der anderen Seite haben Frauen mit hohem Bildungsstatus höhere Opportunitätskosten, sofern in der Ehe die traditionelle Form geschlechtsspezifischer Arbeitsteilung besteht. Hinzu kommt, dass Frauen mit höherer Einkommenskazität durch eine Scheidung geringere materielle Einbussen erleiden. Man spricht auch vom «Unabhängigkeitseffekt», der dann mit der Einkommenskazität und dem Bildungsstatus von Frauen zunimmt (Ross und Sawhill, 1975). Diesen Argumenten zufolge sollte das Scheidungsrisiko mit dem Bildungsstatus des Mannes abnehmen, während die Richtung des Effekts der Bildung von Frauen auf das Scheidungsrisiko unbestimmt bleibt.

Vorliegende empirische Studien berichten meist positive Einflüsse des Bildungsstatus von Männern auf die Ehestabilität; bei den Frauen sind dagegen die Befunde weniger konsistent. (Hartmann, 1989; Rottleuthner-Lutter, 1989; Kopp, 1994; Gostomski, Hartmann und Kopp, 1999). Für die Schweiz existieren bislang keine multivariaten Analysen der sozialdemographischen Bestimmungsgründe von Scheidungsrisiken.

2 Daten und Methode

Unsere Untersuchung stützt sich auf die Sozialdemographie des Schweizerischen Umweltsurveys 1994,¹ die ausführliche familienbiographische Angaben enthält. Der Schweizerische Umweltsurvey 1994 ist eine Zufallsstichprobe aus der Schweizer Stimmbevölkerung und enthält Daten von 3019 telefonisch befragten Personen. Von 2891 Personen sind die Angaben zu Zivilstand, Geburtsjahr und Jahr der ersten Heirat vollständig. 2133 (74%) Personen waren mindestens einmal verheiratet. Nach Abzug fehlender Angaben in den Kovariablen umfasst die Stichprobe 1824 Ersthochzeiten. Davon wurden 241 (13%) bis zum Befragungszeitpunkt geschieden. Sämtliche nachfolgenden Analysen beziehen sich auf die Ersthochzeiten der Befragten.

Die abhängige Variable ist in unserer Untersuchung die Ehedauer in Jahren bzw. das Scheidungsrisiko (dazu weiter unten), zentrale unabhängige Variablen sind die Kombinationen der Bildungsgrade von Ehefrau und Ehemann. Daneben berücksichtigen wir eine Reihe weiterer sozialdemographischer Merkmale als «Kontrollvariablen» in der multivariaten Analyse. So ist aus zahlreichen Studien bekannt, dass das Heiratsalter invers mit dem Scheidungsrisiko verbunden ist, dass kinderlose Ehen ein höheres Scheidungsrisiko aufweisen und dass das Scheidungsrisiko mit der Religionszugehörigkeit variiert. Wohldokumentiert ist auch der Trend steigender Scheidungsrisiken, den wir durch die Aufnahme von «Heiratskohorten» in die Schätzgleichung kontrollieren. Zu einer genaueren Begründung der Auswahl der Kontrollvariablen und zu ihrer Wirkungsweise sei auf die Literatur verwiesen (Hartmann, 1989; White, 1990; Kopp, 1994).

Für den Bildungsabschluss wählen wir vier Kategorien: 1. Pflichtschulbildung, 2. Matura als höchster Abschluss, 3. Höhere Schule (Technikum, Höhere Fachschule und Berufsschule) und 4. abgeschlossenes Universitätsstudium. Eine weitere Ausdifferenzierung wäre wünschenswert, ist aber aus Gründen zu geringer Fallzahlen nicht möglich. Bereits bei den so gebildeten 16 Paarkombinationen sind einige der heterogenen Kategorien sehr schwach besetzt. So finden wir in der Kategorie «Ehemann Pflichtschule / Ehefrau Uni» gerade 5 Fälle. Informationen zum Abschluss einer Lehre liegen für den Befragten, nicht aber für den Ehepartner vor. Zumeist kann davon ausgegangen werden, dass sich an die Pflichtschule eine Berufslehre anschliesst. Mit einigen Einschränkungen können die Kategorien «Pflichtschule», «Matura und höhere Schule» und «Universitätsabschluss»

1 Die in diesem Beitrag benutzten Daten entstammen der Umfrage *Schweizer Umweltsurvey 1994*. Die Befragung wurde im Rahmen des Schwerpunktprogramms «Umwelt» vom Schweizerischen Nationalfonds finanziert. Zur Untersuchungsmethodik und Durchführung siehe Diekmann und Franzen (1994) unter Mitarbeit von Thomas Gautschi, Ruth Meyer Schweizer und Vincenza Trivigno. Die Daten sind beim Schweizerischen Informations- und Daten-Archivdienst für die Sozialwissenschaften sowie beim Zentralarchiv für empirische Sozialforschung in Köln erhältlich. Die vorgenannten Institutionen tragen für die Verwendung der Daten in diesem Beitrag keine Verantwortung.

Tabelle 1: Operationalisierung der Variablen und Anteilswerte bzw. Mittelwerte

Variable	Mittelwert ^{a)}
<i>Ehedauer</i>	
Dauer der ersten Ehe beim Befragungszeitpunkt oder bei der Scheidung	19,7
<i>Heiratskohorte</i>	
1921 – 55	0,16
1956 – 65	0,18
1966 – 75	0,23
1976 – 85	0,22
1986 – 93	0,21
<i>Heiratsalter</i>	
Heiratsalter jüngerer Partner	24,5
<i>Bildung der Ehefrau ^{b)}</i>	
Pflichtschule: Primar- und Sekundarschule	0,51
Matura: Gymnasium, Wirtschaftsmittelschule, Seminar	0,13
Höhere Schule: Technikum, höhere Fachschule, Berufsschule	0,32
Uni: Universität, ETH	0,04
<i>Bildung des Ehemannes ^{b)}</i>	
Pflichtschule: Primar- und Sekundarschule	0,39
Matura: Gymnasium, Wirtschaftsmittelschule, Seminar	0,09
Höhere Schule: Technikum, höhere Fachschule, Berufsschule	0,41
Uni: Universität, ETH	0,11
<i>Bildung der Eltern des befragten Ehepartners</i>	
Bildungsjahre Vater: Ausbildung umgerechnet in Jahre ^{c)}	10,9
Bildungsjahre Mutter: Ausbildung umgerechnet in Jahre ^{c)}	9,6
<i>Kind</i>	
1. Kind: zeitabhängig, 1 sobald das erste Kind geboren wurde, 0 sonst.	0,83
1. Kind * Mädchen: zeitabhängig, 1 wenn das erste Kind ein Mädchen ist	0,41
1. Kind * Kind vor Ehe: erstes Kind wurde vor der ersten Heirat geboren	0,04
<i>Religion, Herkunft und Sprachregion des befragten Ehepartners</i>	
Evangelisch: befragte Person ist evangelisch	0,45
Katholisch: befragte Person ist katholisch	0,45
Nicht evang./kath.: befragte Person ist weder katholisch noch evangelisch	0,10
Land: aufgewachsen in einem Dorf mit weniger als 5000 Einwohnern.	0,57
Grossstadt: aufgewachsen in einer Stadt mit mehr als 100'000 Einwohnern	0,14
Mittlere Stadt: aufgewachsen in einer Stadt mit 10'000-100'000 Einwohnern	0,16
Kleinstadt: aufgewachsen in einer Stadt mit 5000-10'000 Einwohnern	0,13
Deutschschweiz: lebt zum Befragungszeitpunkt in der Deutschschweiz	0,79
Romandie: lebt zum Befragungszeitpunkt in der französischsprachigen Schweiz	0,17
Tessin: lebt zum Befragungszeitpunkt im Kanton Tessin	0,04
N: Anzahl Beobachtungen ohne fehlende Angaben in den Schätzungen von Tabelle 2	1824
<i>Anmerkungen</i>	
a) Bei dichotomen, 0/1-kodierten Variablen entsprechen die Mittelwerte den Anteilswerten.	
b) Die Frage im Interview lautete: «Welchen höchsten allgemeinbildenden Schulabschluss oder Hochschulabschluss haben Sie? Ist dies ein Abschluss an der Primarschule (obligatorische Schule), Sekundarschule, Mittelschule (Bsp. WMB, Gymnasium, Seminar, etc.), an einem Technikum, höheren Fachschule, Berufsschule oder an einer Universität oder ETH?»	
c) Dabei entspricht kein Schulabschluss 7 Bildungsjahren, ein Primarschulabschluss 8 Jahren, ein Sekundarschulabschluss 9 Jahren, die Matura 12 Jahren, eine höhere Schule 15,5 Jahren und ein Universitätsabschluss 17,5 Jahren.	

in eine Rangfolge gebracht werden, wobei «Matura und höhere Schule» zusammen eine Mittelstellung einnehmen. Tabelle 1 informiert über die in der Untersuchung berücksichtigten Variablen, ihre Operationalisierung und über die Mittelwerte bzw. Anteilswerte in den einzelnen Merkmalsausprägungen.

Zur Schätzung der Effekte der unabhängigen Variablen auf die Ehedauer könnte man die gewöhnliche Regressionsanalyse heranziehen. Dieses Verfahren würde allerdings zu teilweise stark verzerrten Schätzwerten führen, da die Ehedauer ja nur für diejenigen Befragten bekannt ist, deren Erstehe geschieden wurde. Bei allen noch verheirateten Befragten ist hingegen nur die Mindestehedauer bis zum Befragungszeitpunkt bekannt. Man spricht auch von «zensierten», im Sinne von abgeschnittenen, Beobachtungen. Ebenso handelt es sich um ein zensiertes Datum, wenn die Ehe durch den Tod des Partners beendet wurde. Mit den Methoden der Ereignisanalyse (Diekmann und Mitter, 1984a; Amemiya, 1985; Blossfeld und Rohwer, 1995) ist es nun möglich, die Effekte der unabhängigen Variablen auf das Scheidungsrisiko auch dann konsistent zu schätzen, wenn ein Grossteil der Beobachtungen zensiert ist.

In dem zu schätzenden Modell verwendet man aber nicht mehr die Ehedauer als abhängige Variable, sondern die so genannte Hazardrate, $r(t)$, die in unserem Fall als Scheidungsrisiko interpretiert werden kann. Die Hazardrate ist die bedingte Wahrscheinlichkeitsdichte, mit der ein Ereignis zu einer bestimmten Zeit t eintritt unter der Voraussetzung, dass bis t noch kein Ereignis stattgefunden hat. Wenn von 1000 Ehen zu Beginn des sechsten Ehejahres noch 800 bestehen und von diesen 40 im sechsten Ehejahr geschieden werden, dann beträgt die geschätzte Hazardrate bzw. das Scheidungsrisiko $r(6)$ ungefähr $40/800 = .05$. Genauer wird die Hazardrate wie folgt definiert:

$$r(t) = \lim_{t' \rightarrow t} \frac{\Pr(t \leq T < t' | T \geq t)}{t' - t} \quad (1)$$

wobei T die Zufallsvariable «Ehedauer bis zur Scheidung» mit Verteilungsfunktion $F(t) = \Pr(T < t)$ bezeichnet. Das Komplement zu $F(t)$ bezeichnet man als «Überlebensfunktion» $G(t) = 1 - F(t)$. Sie gibt in unserem Falle den Anteil der Ehen an, die nach t Jahren Ehedauer noch nicht geschieden wurden.

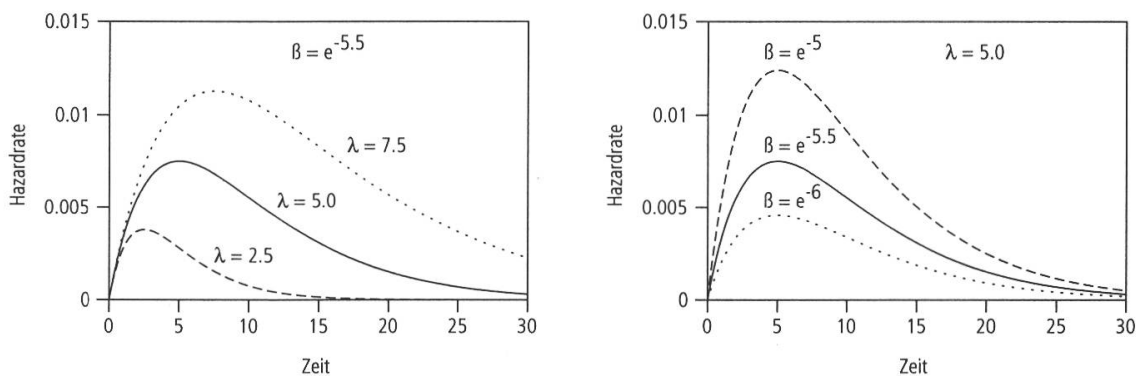
Das Scheidungsrisiko ist im Verlauf der Ehe nicht konstant, sondern wächst zunächst bis zu einem Maximum an und verringert sich dann wieder mit der Ehedauer. Dieser umgekehrt u-förmige oder «sichelförmige» Verlauf kann relativ gut durch eine einfache parametrische Funktion mit zwei empirisch zu schätzenden Parametern beschrieben werden (Diekmann und Mitter, 1984b):

$$r(t, x) = bte^{-t/l} \quad (2)$$

Wie Abbildung 1 zeigt, steigt das Risiko bis zum Maximum bei λ an, fällt dann konkav bis zum einzigen Wendepunkt bei 2λ und fällt dann konvex gegen Null. Der zweite Parameter b ist ein Ausdruck für die Intensität des Scheidungsrisikos. b wird loglinear mit den Kovariablen Bildung, Heiratskohorten usw. verbunden. Dies ist der einfachste Weg zur Berücksichtigung von Kovariablen im Sichelmodell und erlaubt eine relativ einfache Interpretation der empirisch geschätzten Effekte auf das Scheidungsrisiko:

$$\mathbf{b} = \exp(\mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1 x_1 + \dots + \mathbf{b}_k x_k) = \mathbf{a}_0 \mathbf{a}_1^{x_1} \dots \mathbf{a}_k^{x_k} \quad (3)$$

Abbildung 1: Das Sichelmodell mit verschiedenen Parameterwerten



Die Kovariablen bestimmen nur das Niveau der Hazardrate (proportionales Hazardratenmodell). Maximum und Wendepunkt sind per Modellannahme für alle Kovariablenausprägungen identisch. Im Sichelmodell ist $(\alpha_i - 1) \times 100\%$ die prozentuale Änderung des Scheidungsrisikos bei der Änderung einer Kovariable um eine Einheit. Für das Heiratsalter des jüngeren Partners z. B. beträgt der geschätzte Wert des α -Parameters im Sichel-Modell 0,90 (Tabelle 2). $(\alpha - 1) \times 100$ ist also -10% . Pro Altersjahr bei Eheschliessung sinkt demnach das Scheidungsrisiko um 10%. Oder: Der geschätzte Wert für die Heiratskohorte 1966–75 ist 2,82. Im Vergleich mit der Referenzgruppe «Heiratskohorte 1921–55» ist das Scheidungsrisiko um $(2,82 - 1) \times 100 = 182\%$ höher (Faktor 2,82).

Die Parameter β und λ des Sichel-Modells werden mit der Maximum-Likelihood Methode unter Einschluss der zensierten Beobachtungen geschätzt.²

2 Wir verwenden für alle Schätzverfahren Götz Rohwers Statistikprogramm TDA (Rohwer, 1994). Zur komfortableren Anwendung von TDA haben wir mit einer selbst entwickelten Oberfläche für Windows gearbeitet (von den Autoren beziehbar).

Dieser Maximum-Likelihood Schätzer ist konsistent, asymptotisch effizient und normalverteilt. Wir können deshalb asymptotische Signifikanztests durchführen.

Es empfiehlt sich nun, zur Prüfung der Robustheit der Ergebnisse eine alternative Modellschätzung vorzunehmen. Dafür verwenden wir das semi-parametrische Cox-Modell. Hier wird der Zusammenhang zwischen Kovariablen und der Hazardrate parametrisch spezifiziert, während die Form der Zeitabhängigkeit der Hazardrate offen gelassen wird. Auf diese Weise können die Resultate der vollparametrischen Schätzungen kontrolliert werden. Man befindet sich auf der sicheren Seite, wenn beide Methoden zu relativ übereinstimmenden Ergebnissen kommen.

Eine Komplikation sind zeitabhängige Kovariablen, deren Werte sich während des Prozesses, bei unserer Anwendung also im Verlauf der Ehe, ändern können. So ist die Kovariable «erstes Kind in der Ehe» zeitabhängig. Den Effekt dieser Variablen können wir im Sichelmodell und der Cox-Regression mit der Methode des «Episodensplitting» schätzen (dazu z. B. Blossfeld und Rohwer 1995).

3 Ergebnisse und Diskussion

Wie erwartet ist ein starker Anstieg des Scheidungsrisikos in der Abfolge der Heiratskohorten zu erkennen, der auch bei Einbezug der anderen Kovariablen klar erhalten bleibt (Tabelle 2). Es existiert demnach ein «eigenständiger» Kohorteneffekt, ein Trend zu höheren Scheidungsrisiken, der durch unabhängige Variablen wie Bildung, Kinderlosigkeit, Urbanisierung etc. nicht erklärbar ist. Wären nämlich die Effekte der Heiratskohorten, die den Trend zunehmender Scheidungsrisiken widerspiegeln, dadurch erklärbar, dass parallel der Anteil kinderloser Ehen zugenommen hat oder mehr Menschen in städtischen Agglomerationen leben, dann sollten die Kohorteneffekte unter Kontrolle dieser Variablen in der multivariaten Analyse geringere Werte aufweisen. Der Vergleich der Kohorteneffekte mit und ohne Einbezug der Kovariablen (Spalten 2 und 3 in Tabelle 2) zeigt hingegen, dass sich diese Erwartung nicht erfüllt. Die Kohorteneffekte weisen in der multivariaten Analyse unverändert starke, bei den jüngeren Kohorten sogar noch etwas stärkere Einflüsse auf. Von der ältesten (Eheschliessung vor 1956) bis zur jüngsten Kohorte (Heiratsjahrgänge 1986–93) erhöht sich das Scheidungsrisiko um den Faktor 6,5; bis zur zweitjüngsten Kohorte (1976–85) um den Faktor 3,7. Letztere Schätzung dürfte etwas robuster sein, da die Ehen in dieser Kohorte über eine längere Zeit beobachtet wurden als in der jüngsten Kohorte.

Die Schätzungen mit dem Sichelmodell und der Cox-Regression stimmen fast überein, so dass wir darauf verzichten können, die zur Kontrolle durchgeführten Schätzungen mit der Cox-Regression nochmals in Tabelle 2 gesondert aufzuführen. Gehen wir nun unserer Hauptfrage nach, nämlich dem Einfluss der Bil-

Tabelle 2: Schätzung multivariater Modelle des Scheidungsrisikos

	Sichel-Modell	
<i>Heiratskohorte</i>		
1921–55	1	1
1956–65	1,39	1,37
1966–75	3,02***	2,82***
1976–85	3,49***	3,74***
1986–93	6,07***	6,50***
<i>Heiratsalter</i>		
Heiratsalter jüngerer Partner		0,90***
<i>Bildung des Ehepaars (Mann / Frau)</i>		
Pflichtschule / Pflichtschule		1
Pflichtschule / Matura		0,57
Pflichtschule / Höhere Schule		1,02
Pflichtschule / Uni		1,15
Matura / Pflichtschule		0,72
Matura / Matura		0,69
Matura / Höhere Schule		0,66
Matura / FH oder Uni		1,07
Höhere Schule / Pflichtschule		0,93
Höhere Schule / Matura		0,23**
Höhere Schule / Höhere Schule		0,52**
Höhere Schule / Uni		0,84
Uni / Pflichtschule		0,94
Uni / Matura		0,53
Uni / Höhere Schule		0,41*
Uni / Uni		0,58
<i>Bildung der Eltern des befragten Ehepartners</i>		
Bildungsjahre Vater		1,06*
Bildungsjahre Mutter		1,05
<i>Kind</i>		
1. Kind		0,35***
1. Kind * Mädchen		0,74
1. Kind * Kind vor Ehe		2,27**
<i>Religion, Herkunft und Sprachregion des befragten Ehepartners</i>		
Evangelisch		1
Katholisch		1,01
Nicht evang./kath.		2,05***
Land		1
Grossstadt		1,25
Mittlere Stadt		0,87
Kleinstadt		1,36
Deutschschweiz		1
Romandie		0,98
Tessin		1,00
Konstante α_0	0,0012***	0,0115***
Konstante λ	10,07***	12,13***
N (Splits)	1824	1824 (3168)
<i>Anmerkung</i>		
<p>Angegeben sind die α-Parameter der Maximum-Likelihood Schätzung des Sichel-Modells. α ist das relative Scheidungsrisiko und $(\alpha-1) \times 100\%$ die prozentuale Veränderung des Scheidungsrisikos gegenüber der Referenzgruppe. Die Referenzgruppen sind mit einem relativen Risiko von 1 bezeichnet. Parameter mit (***, **, *) sind auf dem 1%o resp. 1%, 5% - Niveau signifikant von 1 verschieden. N ist die Anzahl der Ehen ohne fehlende Angaben. Splits ist die Anzahl Episoden beim Episodensplitting. Kontrollrechnungen mit der Cox-Regression lieferten nahezu übereinstimmende Schätzwerte.</p>		

dungsabschlüsse von Ehefrau und Ehemann auf das Scheidungsrisiko. Zur besseren Übersichtlichkeit haben wir die Schätzungen in Tabelle 2 in Prozenteffekte umgerechnet und in Tabelle 3 gesondert ausgewiesen. In Klammern sind die absoluten Fallzahlen aufgeführt. Es fällt sofort auf, dass die Hauptdiagonale am stärksten besetzt ist. Auf die vier bildungshomogamen Kategorien entfallen 61% aller Ehen. Werden «Matura» und «Höhere Schule» derselben Kategorie zugeordnet, liegt die Homogamiequote bei 68%. Es gibt also eine klare Tendenz zur Bildungshomogamie. Entsprechend den Erwartungen kommen Ehen, bei denen der Mann den höheren Abschluss hat als die Ehefrau, häufiger vor als Ehen mit einer Bildungsdifferenz zugunsten der Ehefrau (25% versus 7%). Dabei wurden die beiden mittleren Bildungsabschlüsse, die nicht in eine Rangfolge gebracht werden können, wiederum zusammengefasst. Es fragt sich nun, in welchem Zusammenhang die Bildungsabschlüsse der Ehepartner mit der Ehestabilität stehen.

Im Vergleich zur Referenzgruppe «Pflichtschulbildung beider Ehepartner» weisen drei Bildungskombinationen ein signifikant geringeres Scheidungsrisiko auf. Wenn der Ehemann eine höhere Schule und die Ehefrau die Matura oder eine höhere Schule absolviert hat, verringert sich das Scheidungsrisiko um 77% bzw. 48% (Tabelle 3). Hat der Ehemann einen Universitätsabschluss und die Ehefrau einen höheren Schulabschluss, ist das Risiko um 59% geringer. Der Tendenz nach gilt für die Bildungsniveaus oberhalb der Pflichtschule: Bei Bildungshomogamie oder näherungsweise Übereinstimmung der Bildungsabschlüsse der Ehepartner (Differenz von einer Stufe) ist das Scheidungsrisiko geringer als bei beidseitiger Pflichtschule. Dagegen ist die Ehe nicht stabiler, wenn zwischen Mann und Frau ein prägnantes Bildungsgefälle besteht. Hat der Ehemann einen Universitätsabschluss und die Ehefrau einen Abschluss auf dem Niveau der Pflichtschule, dann weist die Ehe ungefähr das gleiche Risiko auf wie bei beidseitiger Pflichtschule. Bildung als substituierbares Merkmal hat damit keinen ausschlaggebenden Einfluss auf die Ehestabilität. Würden die Spezialisierungsvorteile die Hauptrolle spielen, dann sollten ja Ehen mit möglichst ungleicher Bildung der Partner am stabilsten sein. Diese Erwartung steht jedoch nicht im Einklang mit den empirischen Befunden.

Auf der anderen Seite ist aber auch kein unabhängig vom Bildungsniveau operierender Homogamieeffekt nachweisbar. Einen ehestabilisierenden Homogamieeffekt finden wir bei den höheren Bildungsniveaus, hingegen nicht bei einem niedrigen Bildungsabschluss. Das Muster der geschätzten Werte in Tabelle 3 lässt sich erklären, wenn wir zwei Arten von Einflüssen unterscheiden: Erstens einen Niveaueffekt und zweitens einen Homogamieeffekt der Bildung. Ein Bildungsabschluss, der über die Pflichtschule hinausgeht, wirkt sich positiv auf die Stabilität der Ehe aus. Darüber hinaus reduziert Homogamie bzw. ein nicht zu grosser Bildungsabstand zwischen den Partnern das Scheidungsrisiko. In ähnlicher Weise lassen sich auch die anhand deutscher Daten erzielten Befunde von Gostomski, Hartmann und Kopp (2000, 57) interpretieren. Gleiche

Tabelle 3: Relatives Scheidungsrisiko und Bildung

Bildungsabschluss Ehemann	Bildungsabschluss Ehefrau			
	<i>Pflichtschule</i>	<i>Matura</i>	<i>Höhere Schule</i>	<i>Uni</i>
<i>Pflichtschule</i>	0 (595)	-43% (42)	2% (62)	15% (5)
<i>Matura</i>	-28% (74)	-31% (64)	-34% (29)	+7% (4)
<i>Höhere Schule</i>	-7% (216)	-77%** (93)	-48%** (412)	-16% (23)
<i>Uni</i>	-6% (43)	-47% (39)	-59%* (76)	-42% (47)

Anmerkungen

Angegeben ist $(\alpha-1) \times 100\%$ im geschätzten Sichelmodell (vgl. Tabelle 2). Er zeigt die prozentuale Veränderung des Scheidungsrisikos gegenüber der Referenzkategorie, in der beide Ehepartner die obligatorische Schulpflicht abgeschlossen haben. In Klammern steht die Anzahl Ehepaare in der Kategorie. (*),(**) bedeutet signifikant auf dem 1%- bzw. 5%-Niveau von 0 verschieden.

Schulabschlüsse vermindern gemäss ihrer Studie das Scheidungsrisiko ebenso wie ein Hochschulabschluss des Ehemannes (nicht aber der Ehefrau). Das Ergebnis spricht gleichfalls für einen (allerdings asymmetrischen) Niveaueffekt und einen zusätzlichen Homogamieeffekt.³

Kommen wir noch kurz auf die Resultate für die übrigen Kovariablen zu sprechen (Tabelle 2). Gemäss den Erwartungen nimmt mit dem Heiratsalter das Risiko einer Ehescheidung ab. Pro Altersjahr vermindert sich das Scheidungsrisiko um 10%. Dieser Wert stimmt relativ gut mit vorliegenden Analysen ausländischer Daten überein. So berichten Diekmann und Engelhardt (1999) auf der Grundlage des Deutschen Familiensurveys Schätzwerte für verschiedene Geburtskohorten von 7–10% Risikominderung pro Jahr. Wird in einer Ehe ein erstes Kind geboren, ist das Scheidungsrisiko um mehr als zwei Drittel geringer als in kinderlosen Ehen.⁴ Der entsprechende Schätzwert mit dem deutschen

3 Bei unseren Schätzungen finden sich keine konsistenten Belege für einen asymmetrischen Niveaueffekt. Beispielsweise reduzieren die Kombinationen «Ehemann Matura/Ehefrau Pflichtschule» und «Ehefrau Matura/Ehemann Pflichtschule» der Tendenz nach in beiden Fällen das Scheidungsrisiko gegenüber der Referenzgruppe (wobei die Schätzwerte aber nicht signifikant sind). Für die interessante Kombination «Ehefrau Uni / Ehemann Pflichtschule» liegen uns allerdings wegen der geringen Fallzahl keine interpretierbare Schätzwerte vor.

4 Genau genommen verringert sich das Risiko gegenüber kinderlosen Paaren um 65%, wenn das erste Kind ein Sohn ist, und um 74%, wenn das erste Kind eine Tochter ist. Allerdings ist die Risikodifferenz nach dem Geschlecht des Kindes nicht signifikant. Auch wenn ein Kind vor der Heirat geboren wurde, ist das Scheidungsrisiko geringer als bei kinderlosen Ehepaaren (aber höher als bei Geburt nach Eheschliessung). Der Effekt beträgt: $2,27 \times 0,35 = 0,79$. Ein

Familiensurvey ergibt ein um 56% verringertes Scheidungsrisiko für die Geburt eines Kindes in der Ehe. Vor einigen Jahren erregte eine amerikanische Studie mit dem Befund Aufsehen, dass Ehen mit Söhnen stabiler seien als Ehen mit Töchtern (Morgan, Lye und Condran 1988). Dieses Ergebnis kann in unserer Studie nicht reproduziert werden. Anders als bei Morgan, Lye und Condran (1988) hat das Geschlecht des Kindes keinen signifikanten Einfluss auf die Ehestabilität. Unerwartet ist, dass das Bildungsniveau der Eltern das Scheidungsrisiko in der nachfolgenden Generation erhöht. Als mögliche Erklärung lässt sich anführen, dass die Scheidung einer unbefriedigenden Ehe leichter vollzogen wird, wenn die Eltern über grössere Ressourcen verfügen.⁵ Schliesslich zeigt sich, wird für sozialdemographische Merkmale kontrolliert, dass zwischen der Deutschschweiz, der Romandie und dem Tessin keine Unterschiede im Risiko einer Ehescheidung bestehen und die Scheidungsrisiken von Katholiken und Protestanten in der Schweiz nicht verschieden sind.⁶

Welche Auswirkungen hatte nun die Expansion höherer Bildung⁷ auf die Entwicklung des Ehescheidungsrisikos? Zur Beantwortung der Frage können wir allerdings nicht sämtliche direkten und indirekten Folgen gegeneinander aufrechnen. Insbesondere lassen wir einen möglichen mittelbaren Einfluss über die Zunahme der Erwerbstätigkeit von Frauen unberücksichtigt (White 1990; Gostomski, Hartmann und Kopp, 1999). Dennoch deuten die empirischen Ergebnisse insgesamt darauf hin, dass die Bildungsexpansion den Anstieg des Scheidungsrisikos nicht beschleunigt hat. Erstens führte die Bildungsexpansion zu einer Zunahme des Heiratsalters (Brüderl und Diekmann, 1995), was einen positiven Einfluss auf die Ehestabilität hat. Zweitens sollte der Anstieg bei den höheren Bildungsabschlüssen das Scheidungsrisiko vermindert haben. Und drittens haben im Zuge der Angleichung gymnasialer Bildungschancen von Frauen und Männern die Homogamiequoten für die oberen Bildungsränge zugenommen. Auch dieser Effekt dürfte sich positiv auf die Ehestabilität ausgewirkt haben. Die Frage, ob die Bildungsexpansion zum Anstieg des Scheidungsrisikos beigetragen hat, lässt sich demnach wohl verneinen.

vor der Ehe geborener Sohn würde damit das Scheidungsrisiko im Vergleich zu einer kinderlosen Ehe immer noch um 21% reduzieren, eine Tochter um 41% ($2,27 \times 0,35 \cdot 0,74 = 0,59$), wobei der Geschlechtsunterschied, wie erwähnt, nicht signifikant ist.

5 Den Erklärungsvorschlag verdanken wir einem anonymen Gutachter bzw. einer Gutachterin.

6 Dies steht im Kontrast zu Deutschland. Dort ist das Scheidungsrisiko der katholischen Ehen deutlich geringer als das Risiko protestantischer Ehen. Vgl. zu diesen und weiteren Befunden anhand deutscher Daten Diekmann und Engelhardt (1999); Brüderl, Diekmann und Engelhardt (1997) sowie Klein und Kopp (1999). Zu einem Überblick empirischer Scheidungsursachenforschung in den USA siehe Whyte (1990).

7 Vgl. Lamprecht und Stamm (1996) zur Entwicklung der Bildungsbeteiligung in der Schweiz.

Literaturverzeichnis

- Amemiya, Takeshi (1985), *Advanced Econometrics*, Cambridge: Harvard University Press.
- Becker, Gary S. (1991), *A Treatise on the Family*, 2. Auflage, Cambridge: Harvard University Press.
- Becker, Gary S.; Elizabeth M. Landes und Robert T. Michael (1977), An Economic Analysis of Marital Instability, *Journal of Political Economy*, 85, 1141–1187.
- Blossfeld, Hans-Peter und Götz Rohwer (1995), *Techniques of Event History Modelling. New Approaches to Causal Analysis*, Mahwah: Lawrence Erlbaum.
- Brüderl, Josef und Andreas Diekmann (1995), The Log-logistic Rate Model: Two Generalizations with an Application to Demographic Data, *Sociological Methods and Research*, 24, 158–186.
- Brüderl, Josef; Andreas Diekmann und Henriette Engelhardt (1997), Erhöht eine Probeehe das Scheidungsrisiko? Eine empirische Untersuchung mit dem Familiensurvey, *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 49, 205–222.
- Bundesamt für Statistik (1985), *Die Scheidungen in der Schweiz seit 1967*, Bern: Bundesamt für Statistik.
- Bundesamt für Statistik (1998), *Mikrozensus Familie in der Schweiz 1994/95. Präsentation, kommentierte Ergebnisse und Tabelle*, Bern: Bundesamt für Statistik.
- Diekmann, Andreas und Henriette Engelhardt (1999), The Social Inheritance of Divorce. Effects of Parent's Family Type in Postwar Germany, *American Sociological Review*, 64, 783–793.
- Diekmann, Andreas und Axel Franzen (1994) unter Mitarbeit von Thomas Gautschi, Ruth Meyer Schweizer und Vincenza Trivigno, *Der Schweizer Umweltsurvey 1994*, Codebuch, Universität Bern.
- Diekmann, Andreas und Peter Mitter (1984a), *Methoden zur Analyse von Zeitverläufen*, Stuttgart: Teubner.
- Diekmann, Andreas und Peter Mitter (1984b), A Comparison of the Sickle Function With Alternative Stochastic Models of Divorce Rates, in: Andreas Diekmann und Peter Mitter, Hrsg., *Stochastic Modelling of Social Processes*, Orlando: Academic Press.
- Gostomski, Christian Babka von; Josef Hartmann und Johannes Kopp (1999), Soziostrukturelle Bestimmungsgründe der Ehescheidung. Eine empirische Überprüfung einiger Hypothesen der Familienforschung, in: Klein, Thomas und Johannes Kopp, Hrsg. (1999), *Scheidungsursachen aus soziologischer Sicht*, Würzburg: Ergon, 43–62.
- Klein, Thomas, Hrsg. (2001), *Partnerwahl und Heiratsmuster*, Opladen: Leske und Budrich.
- Klein, Thomas und Johannes Kopp, Hrsg. (1999), *Scheidungsursachen aus soziologischer Sicht*, Würzburg: Ergon.
- Klein, Thomas und Andrea Lengerer (2001), Gelegenheit macht Liebe – die Wege des Kennenlernens und ihr Einfluss auf die Muster der Partnerwahl, in: Thomas Klein, Hrsg., *Partnerwahl und Heiratsmuster*, Opladen: Leske und Budrich, 265–285.
- Kopp, Johannes (1994), *Scheidung in der Bundesrepublik. Zur Erklärung des langfristigen Anstiegs der Scheidungsraten*, Wiesbaden: Deutscher Universitätsverlag.
- Jäckel, Ursula (1980), *Partnerwahl und Eheerfolg*, Stuttgart: Enke.
- Lamprecht, Markus und Hanspeter Stamm unter Mitarbeit von Urs Meier (1996), *Soziale Ungleichheit im Bildungswesen*, Bern: Bundesamt für Statistik.
- Meyer, Willi (1987), Was leistet die ökonomische Theorie der Familie? in: Horst Todt, Hrsg., *Die Familie als Gegenstand sozialwissenschaftlicher Forschung*, Berlin: Duncker und Humblot.
- Morgan, S. Philip; Diane Lye und Gretchen Condran (1988), Sons, Daughters, and the Risk of Marital Disruption, *American Journal of Sociology*, 94, 1055–1077.

- Ott, Notburga (1998), Der familienökonomische Ansatz von Gary S. Becker, in: Ingo Pies und Martin Leschke, Hrsg., *Gary Beckers ökonomischer Imperialismus*, Tübingen: Mohr Siebeck, 63–90.
- Ross, H. L. und J. V. Sawhill (1975), *Time of Transition*, Washington: Urban Institute.
- Rohwer, Götz (1994), *TDA Working Papers: Version 2*, Bremen, Unveröffentlichtes Programmhandbuch.
- Rottleuthner-Lutter, Margarete (1989): Ehescheidung, in: Rosemarie Nave-Herz und Manfred Markefka, Hrsg., *Handbuch der Familien- und Jugendforschung, Bd. I. Familienforschung*, Neuwied, 607–624.
- Rüffer, Wolfgang (2001), Bildungshomogamie im internationalen Vergleich – die Bedeutung der Bildungsverteilung, in: Thomas Klein, Hrsg., *Partnerwahl und Heiratsmuster*, Opladen: Leske und Budrich, 99–131.
- Teckenberg, Wolfgang (1999), *Wer heiratet wen? Sozialstruktur und Partnerwahl*, Leske und Budrich: Opladen.
- Whyte, Lynn K. (1990), Determinants of Divorce. A Review of Research in the Eighties, *Journal of Marriage and the Family*, 52, 904–912.