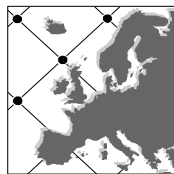


MANNHEIMER
ZENTRUM FÜR
EUROPÄISCHE
SOZIALFORSCHUNG



Komplexes Stichprobendesign und Ereignisanalyse

**Zur Notwendigkeit einer Gewichtung bei
disproportional geschichteter Stichprobenziehung**

Josef Hartmann

Arbeitsbereich I / Nr. 17
Mannheim 1997

ISSN 0948-0072

Arbeitspapiere

Working papers

Josef Hartmann

**Komplexes Stichprobendesign und
Ereignisanalyse:**

**Zur Notwendigkeit einer Gewichtung bei
disproportional geschichteter Stichprobenziehung**

Josef Hartmann:

Komplexes Stichprobendesign und Ereignisanalyse : Zur Notwendigkeit einer Gewichtung bei disproportional geschichteter Stichprobenziehung.

Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung (MZES).

Mannheim, 1997 (überarbeitete Version).

(Arbeitspapiere Arbeitsbereich I / 17)

ISSN 0948-0072

Deckblattlayout:

Uwe Freund

Nicht im Buchhandel erhältlich

Schutzgebühr: DM 5,-

Bezug:

Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung (MZES), Postfach, 68131 Mannheim

Redaktionelle Notiz:

Josef Hartmann war von 1991 bis 1997 wissenschaftlicher Mitarbeiter in dem von der Deutschen Forschungsgemeinschaft geförderten Projekt „Determinanten der Ehescheidung“, das im Arbeitsbereich I des Mannheimer Zentrums für Europäische Sozialforschung (MZES) an der Universität Mannheim unter der Leitung von Prof. Dr. Hartmut Esser (1991-1996) und Prof. Dr. Thomas Klein (1997) durchgeführt wurde. Das Arbeitspapier entstand im Rahmen der Vorbereitung der inhaltlichen Analysen mit den in diesem Projekt erhobenen Mannheimer Scheidungsdaten.

Inhalt:

1.	Problemstellung.....	1
2.	Einfache und geschichtete Zufallsstichproben.....	2
3.	Zusammenhangsanalysen bei disproportional geschichteter Stichprobenziehung	6
3.1	BIVARIATE ANALYSEN UND GESCHICHTETE STICHPROBENZIEHUNG.....	6
3.2	EREIGNISANALYTISCHE MODELLE MIT STETIGER ZEIT UND GESCHICHTETE STICHPROBENZIEHUNG	10
4.	Gewichtung des Datensatzes des Projektes "Determinanten der Ehescheidung".	21
4.1	STICHPROBENZIEHUNG UND INFERENZPOPULATION.....	21
4.2	BESTIMMUNG DER GEWICHTUNGSFAKTOREN	24
5.	Empirische Illustration: Ereignisanalyse und Gewichtung.....	29
6.	Zusammenfassung.....	41
	Literatur	43

Zusammenfassung

Die im Rahmen des Projekts "Determinanten der Ehescheidung" befragten Personen wurden durch eine nach den Kriterien Stabilität der ersten Ehe, Geschlecht und aktueller Wohnort disproportional ausgesteuerte Zufallsstichprobe ausgewählt. Bei einer derartigen Datenerhebung stellt sich die Frage, inwieweit das Stichprobendesign bei Analysen, vor allem bei dem für die Fragestellungen des Projektes zu präferierenden Analyseverfahren, der Ereignisanalyse, durch eine Designgewichtung zu berücksichtigen ist. Im Rahmen der Bearbeitung dieser Problemstellung wird zunächst aufgezeigt, warum sich die Gewichtungsproblematik überhaupt ergibt: Wenn die Grundgesamtheit vor der Stichprobenziehung in Teilpopulationen aufgeteilt wird und anschließend innerhalb der Schichten eine Zufallsauswahl stattfindet, dann ist eine Gewichtung erforderlich, sofern Aussagen beabsichtigt sind, die die Elemente aus mehreren Schichten zusammenfassen. Nur so können Verzerrungen sowohl hinsichtlich der Parameterschätzungen als auch bezüglich der Standardfehler der Stichprobenverteilung vermieden werden. Neben der Schätzung von deskriptiven univariaten Statistiken betrifft dies auch Zusammenhangsmaße und, wie gezeigt wird, auch die Parameterschätzungen bei ereignisanalytischen Verfahren. Vor diesem Hintergrund werden auf der Basis des Screening-Datensatzes, der bei der Ermittlung potentieller Zielpersonen für die Mannheimer Scheidungsstudie erhoben wurde, Gewichtungsfaktoren nach den unterschiedlichen Schichtungskriterien entwickelt. Anschließend werden die Konsequenzen einer Gewichtung durch die Überprüfung ereignisanalytischer Modelle mit den Mannheimer Scheidungsdaten exemplarisch vorgeführt.

1. Problemstellung¹

Bei einer Datenerhebung, die auf im Vergleich zu einer einfachen Zufallsauswahl komplexeren Verfahren beruht, stellt sich die Frage, inwieweit das Stichprobendesign informativ ist und daher bei Analysen berücksichtigt werden sollte. Während dies bei der Bestimmung von Populationsmittelwerten und -summen gängige Praxis ist, wird darauf erst in jüngerer Zeit bei multivariaten Analyseverfahren geachtet (Chambless/Boyle 1985: 1378). In dieser Arbeit steht die Problematik der Anwendung ereignisanalytischer Verfahren bei Daten, die durch ein geschichtetes Auswahlverfahren erhoben wurden, im Mittelpunkt: Inwiefern muß das Stichprobendesign bei Ereignisanalysen mit kontinuierlicher Zeit berücksichtigt werden und ist es notwendig, eine Gewichtung bei disproportional geschichteter Stichprobenziehung vorzunehmen? Dieses Problem stellt sich vor allem angesichts der Tatsache, daß bei dem auf den ersten Blick strukturell ähnlichen Verfahren der logistischen Regression sowohl bei exogener Schichtung (nach unabhängigen Variablen) als auch bei endogener Schichtung (nach der abhängigen Variablen) keine Gewichtung vorgenommen werden muß, wenn bestimmte Bedingungen erfüllt sind (vgl. Ben-Akiva/Lerman 1985: 236f; Maier/Weiss 1990: 209ff; Manski/Lerman 1977).

Im nächsten Abschnitt werden zuerst grundlegende Überlegungen zu Zufallsstichproben und zu geschichteten Stichproben dargestellt (2). Im dritten Abschnitt werden dann die Konsequenzen betrachtet, die sich für die Analyse von Zusammenhängen auf der Basis einer disproportional aufgeteilten Stichprobe ergeben. Hierbei wird zuerst kurz der bivariate Fall besprochen (3.1) und anschließend auf das Verfahren der Ereignisanalyse eingegangen (3.2). Ziel ist es hierbei, zu zeigen, daß sich Modelle mit gewichteten Daten von solchen mit ungewichteten Daten unterscheiden. Es wird dabei das Modell der Exponential-Verteilung der Ankunftszeiten verwendet, da hierbei die Maximum-Likelihood-Schätzer analytisch ableitbar sind, wenn keine Kovariate eingeführt werden, und eine einfache Form haben. Danach wird auf die Stichprobenziehung für die Studie des Projektes "Determinanten der Ehescheidung" eingegangen (4.1) und die Gewichtungsfaktoren werden geschätzt (4.2). Anschließend werden die Konsequenzen des Unterlassens bzw. der Vornahme einer Gewichtung für ereignisanalytische

¹ Für die sehr hilfreiche Diskussion des Problems und für Anmerkungen zu einer früheren Version sei Josef Brüderl, Siegfried Gabler und Götz Rohwer gedankt. Christian Babka von Gostomski, Hannah Brückner, Johannes Kopp, Walter Müller und Susanne Steinmann haben dankenswerterweise eine Vorversion des Textes gelesen und kritisiert.

Modelle vorgeführt (5). Im Schlußabschnitt werden dann die wichtigsten Ergebnisse zusammengefaßt (6).

2. Einfache und geschichtete Zufallsstichproben

Eine Zufallsstichprobe, also eine Wahrscheinlichkeitsauswahl, bei der für jedes Element der Grundgesamtheit die Wahrscheinlichkeit, in die Stichprobe zu gelangen, angegeben werden kann und größer als 0 ist (vgl. ausführlicher: Diekmann 1995: 330, 347ff; Kish 1965: 20, Schnell/Hill/Esser 1995: 253, 259ff), kann auf unterschiedliche Art gezogen werden.² Im folgenden werden zwei der möglichen Auswahlverfahren näher besprochen: Zum einen handelt es sich um die einfache Zufallsstichprobe, zum anderen um die geschichtete Stichprobenziehung.

Ein Unterscheidungskriterium stellt die Frage dar, ob alle Elemente der Grundgesamtheit die gleiche Wahrscheinlichkeit besitzen, in die Stichprobe zu gelangen (equal probability of selection method (EPSEM) vs. unequal probability sampling). Der grundlegende Auswahlmechanismus für eine Stichprobe mit gleicher Auswahlwahrscheinlichkeit für alle Einheiten der Grundgesamtheit ist die einfache Zufallsauswahl ("simple random sampling (srs)", Kish 1965: 21; Schnell/Hill/Esser 1995: 259ff). Dabei werden alle Elemente der Stichprobe in einem Auswahlvorgang gezogen. Wichtig ist, daß EPSEM zu sich selbst gewichtenden Stichproben führt (Kish 1965: 21; vgl. auch Henry 1990: 95), d.h. eine Gewichtung bei der Berechnung der Statistiken ist nicht notwendig.

Daneben kann zwischen nicht geschichteten und geschichteten Stichproben unterschieden werden. Die einfache Zufallsauswahl stellt eine nicht geschichtete Stichprobe dar. Von einer geschichteten Stichprobe spricht man dagegen, wenn zunächst je nach Ausprägung eines bestimmten Merkmals (oder einer Kombination von Merkmalen) eine Unterteilung der Grundgesamtheit in mehrere Teilgesamtheiten (Cochran 1972: 112), die als Schichten bezeichnet werden, vorgenommen wird und dann erst in einem zweiten Schritt die Auswahl der Stichprobenelemente pro Schicht durchgeführt wird. "Wird aus jeder Schicht eine einfache Zufallsstichprobe gezogen, so sprechen wir von *geschichteten Zufallsstichproben*" (Cochran 1972: 111; Hervorhebung im Original). Der Anteil der pro Schicht ausgewählten Elemente kann nun dem Anteil, den die entsprechende Subpopulation an der Grundgesamtheit ausmacht, entsprechen oder davon abweichen. Im ersten Fall spricht man von einer proportional geschichteten, im zweiten Fall von einer disproportional geschichteten Stichprobe. Bevor auf die Punkte eingegangen wird, die zu beachten sind, wenn es sich um eine geschichtete Stichprobe handelt, soll noch kurz angesprochen werden, warum eine geschichtete Stichprobenziehung manchmal einer einfachen Zufallsstichprobe vorzuziehen ist. Ein erster Vorteil ist in der Bereitstellung einer hinreichend großen Fallzahl in den einzelnen Schichten für detaillierte Analysen zu sehen. Daneben steigt durch eine Erhöhung des Stichprobenumfangs aus anteilmäßig schwachen Teilgesamtheiten die Wahrscheinlichkeit einer vollständigen Erfassung des Merkmalraums. Ein weiterer Vorzug einer Schichtung besteht in der Verringerung des Stichprobenfehlers, wobei das Ausmaß der Reduktion von der Variation zwischen den und der Homogenität innerhalb der Schichten abhängt: "(...) the

² Kish (1965: 20ff; vgl. auch Schnell/Hill/Esser 1995: 256, 259ff) unterscheidet fünf Kriterien, anhand derer er Typen von Zufallsstichproben ordnet, wobei durch Kombinationen weitere Alternativen auftreten können.

greater the difference between the means of the strata and the overall means, (...) and (...) the greater the similarity within the stratum the greater the gain" (Henry 1990: 102). Durch die Schichtung kann die eventuell sehr heterogene Gesamtpopulation in homogene Schichten unterteilt werden. Wenn eine Schicht homogen ist, dann reicht eine kleine Stichprobe aus, um den Mittelwert der Schicht genau schätzen zu können. Aus den einzelnen Schichtmittelwerten kann dann wiederum ein genauer Schätzwert des Parameters der heterogenen Grundgesamtheit berechnet werden. Wenn sich daneben die Schichten in der Homogenität der Meßwerte unterscheiden, so kann durch die Erhöhung des Stichprobenumfangs in der Schicht mit großer Standardabweichung der Standardfehler der Stichprobenverteilung reduziert werden.

Wenn die Auswahl der Stichprobenelemente innerhalb der Schichten durch eine einfache Zufallsauswahl erfolgt, dann können auf der Basis dieser Stichprobe die Parameter, die sich auf die entsprechende Teilgesamtheit beziehen, geschätzt werden. Will man dagegen Schätzungen für die Grundgesamtheit vornehmen oder für Teilgruppen, die sich aus mehreren Schichten zusammensetzen, dann würden sich bei Verwendung der Formeln für einfache Zufallsstichproben Verzerrungen ergeben. Daher müssen Gewichtungen vorgenommen werden.³ Dabei sind zwei Wege möglich.

Zum einen können in einem zweistufigen Vorgehen zuerst die Schichtstatistiken berechnet und dann zu einer Schätzung für die gesamte Stichprobe kombiniert werden. Hierbei sind die schichtspezifischen Gewichte $w_{sj} = N_j/N$ zu verwenden, wobei N der Umfang der Grundgesamtheit und N_j die Größe der j -ten Schicht in der Population ist.

Zum anderen kann ein einstufiges Verfahren gewählt werden, bei dem die Statistiken direkt aus den individuellen Werten berechnet werden. Dazu muß der Gewichtungsfaktor dann bei den Stichprobenelementen i ansetzen (Case-Weights), wobei hierbei noch einmal zwei Arten unterschieden werden können: Das erste ist das Expansionsgewicht und berücksichtigt die Auswahlwahrscheinlichkeit der einzelnen Elemente. Es nimmt für alle Einheiten i einer Schicht j den gleichen Wert an und ist als das Inverse der Auswahlwahrscheinlichkeit der n_j Elemente pro Schicht, d.h. als $w_{ei} = N_j/n_j$, definiert.⁴ Hierbei ist allerdings zu berücksichtigen, daß sich die Summe der Gewichte zu N summiert. Aus diesem Grund führt dieses Individualgewicht bei der Berechnung von Teststatistiken, zum Beispiel des Standardfehlers der Stichprobenverteilung, zu Fehlern und es muß zu deren Vermeidung eine Anpassung an die Stichprobengröße vorgenommen werden. Dies wird über die Multiplikation mit einer Konstanten, dem Verhältnis von Stichprobengröße und Zahl der Elemente in der Grundgesamtheit, erreicht. Somit berechnet sich das relative Gewicht, das natürlich ebenfalls für alle Einheiten i einer Schicht j gleich ist, als $w_{ri} = (n/N) \cdot (N_j/n_j)$.

³ Genau genommen, muß nur gewichtet werden, wenn zwischen der untersuchten Variable und der Variable, auf der die Schichteinteilung beruht, ein Zusammenhang besteht, da hierdurch die Möglichkeit einer Verzerrung gegeben ist (vgl. Smith 1989: 137).

⁴ Bei der Schätzung von Populationsparametern unter Berücksichtigung der Auswahlwahrscheinlichkeiten handelt es sich um die sogenannte Horvitz-Thompson-Schätzung (Stenger 1986: 201ff; vgl. auch Cochran 1972).

Am einfachsten gestaltet sich die Berechnung von Statistiken bei einer proportional geschichteten Stichprobe: Hier sind die einzelnen Schichten in der Stichprobe im gleichen Anteil wie in der Grundgesamtheit vertreten. Das ist gleichbedeutend damit, daß für alle Schichten der Anteil der Personen, die in die Stichprobe gelangen, identisch und gleich n/N ist. Es gilt also:

(1)

$$\frac{n_j}{n} = \frac{N_j}{N} \quad - \quad \frac{n_j}{N_j} = \frac{n}{N}$$

Da n_j/N_j als Auswahlatz pro Schicht für alle Schichten gleich ist, ist somit auch die Wahrscheinlichkeit der Auswahl für jedes Element in der gesamten Stichprobe gleich. Es handelt sich bei einer proportional geschichteten Stichprobe also um ein "equal probability sampling" und daher um eine "Stichprobe mit Selbstgewichtung" (Cochran 1972: 113), woraus folgt: "The calculation of the mean, proportions, and other statistics uses the same formulas as simple random sampling" (Henry 1990: 100).

Bei einer disproportional geschichteten Stichprobe können die Gewichtungsfaktoren dagegen nicht vernachlässigt werden, womit beispielsweise der Mittelwert auf eine der beiden in

Gleichung (2) angegebenen Arten berechnet werden muß. Die erste Variante basiert auf der Verwendung des Schicht-, die zweite auf der Benutzung des relativen Individualgewichts.⁵

(2)

$$\bar{x} = \sum_{j=1}^m w_{sj} \bar{x}_j = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n w_{ri} x_i$$

Wichtige Kennwerte neben den geschätzten Parametern sind die Standardfehler der Stichprobe. Sie sind notwendig, um Aussagen über die Intervalle machen zu können, in denen die Parameter mit einer gewissen Wahrscheinlichkeit liegen. Bei deren Bestimmung spielt die Gewichtung ebenfalls eine Rolle.⁶ Gleichung (3) zeigt die Berechnung des Standardfehlers (vgl. Henry 1990:

⁵ Da sich Expansionsgewicht und relatives Gewicht nur durch einen Proportionalitätsfaktor unterscheiden, werden sie hier nicht gesondert betrachtet.

⁶ Übrigens können bei der Berechnung des Standardfehlers auch bei einer proportional geschichteten Stichprobe - im Gegensatz zur Berechnung des Mittelwerts - die Gewichte nicht vernachlässigt werden (vgl. Frankel 1983: 40).

100, 103), wobei w_{sj} das Schichtgewicht, s_j die schichtspezifische Standardabweichung und s_{xj} den schichtspezifischen Standardfehler darstellt.⁷

(3)

$$s_{\bar{x}} = \sqrt{\sum_{j=1}^m \frac{w_{sj}^2 * s_j^2}{n_j}} = \sqrt{\sum_{j=1}^m w_{sj}^2 * s_{xj}^2}$$

Aus Gleichung (3) wird erkennbar, warum durch eine disproportional geschichtete Stichprobenziehung der Standardfehler verringert werden kann: Da die Standardfehler zunächst für jede Schicht berechnet werden und dann daraus der gewichtete Durchschnitt gebildet wird, haben die Schichten mit dem höchsten Gewichtungsfaktor und dem größten Standardfehler den stärksten Einfluß auf den Gesamtstandardfehler. Indem man nun durch eine disproportionale Aufteilung den Stichprobenumfang der Schicht mit dem größten Standardfehler erhöht, kann man den Standardfehler innerhalb dieser Schicht und damit auch den gesamten Standardfehler reduzieren (vgl. Henry 1990: 103f).

Es kann somit festgehalten werden: Wenn bei einer geschichteten Stichprobe innerhalb der Schichten von einer einfachen Zufallsauswahl ausgegangen werden kann, insgesamt also von einer geschichteten Zufallsstichprobe, dann können die Statistiken innerhalb der Schicht nach den Formeln für die einfache Zufallsauswahl berechnet werden. Erst dann, wenn Aussagen beabsichtigt sind, die mehrere Schichten zusammen betreffen, ist eine Gewichtung erforderlich, um Verzerrungen sowohl hinsichtlich der Parameterschätzungen als auch der Standardfehler der Stichprobenverteilung zu vermeiden.

⁷ An dieser Stelle wird auf eine Endlichkeitskorrektur verzichtet, die eigentlich bei Stichprobenziehung aus einer endlichen Grundgesamtheit ohne Zurücklegen erforderlich wäre (vgl. Cochran 1972: 38ff; Henry 1990: 43, 98; Kish 1965: 43ff). Der Faktor für die Endlichkeitskorrektur $(1-n/N)$ führt zu einer Korrektur des Standardfehlers nach unten, d.h. ohne diesen wird der Standardfehler überschätzt. Man befindet sich bei Vernachlässigung dieser Korrektur also insofern auf der sicheren Seite, als hierdurch die Wahrscheinlichkeit der Beibehaltung der Null-Hypothese zunimmt. Allerdings ist sein Einfluß bei sehr großen Grundgesamtheiten oder kleinen Auswahlsätzen vernachlässigbar: Als Daumenregel wird angegeben, daß eine Endlichkeitskorrektur praktisch unterbleiben kann, wenn die Stichprobe weniger als 5% der Grundgesamtheit ausmacht (Cochran 1972: 40; Henry 1990: 44; Sachs 1992: 330). Cochran (1972: 40) führt sogar an, daß dies in vielen Fällen bei Auswahlsätzen bis zu 10% möglich ist. Außerdem ist anzumerken, daß die Verwendung des schichtspezifischen Gewichts anstelle des relativen Gewichts auf Individualebene hier insofern wichtig ist, als sich die Schätzungen für den Standardfehler bei beiden Verfahren gewöhnlich unterscheiden (vgl. für eine ausführlichere Diskussion und eine empirische

3. Zusammenhangsanalysen bei disproportional geschichteter Stichprobenziehung

Nach der kurzen Besprechung der Konsequenzen, die sich aus einer Schichtung für die univariate Deskription ergeben, soll in diesem Abschnitt auf die Probleme für die Untersuchung von Zusammenhängen zwischen verschiedenen Variablen eingegangen werden. Zunächst werden bivariate Analysen betrachtet, anschließend werden (multivariate) ereignisanalytische Modelle besprochen. Die Ausführungen orientieren sich dabei oft an der konkreten Problemstellung des Forschungsprojektes, bei der eine Schichtungsvariable die zu erklärende Variable ist (choice based sample, endogene Schichtung, vgl. z.B. Ben-Akiva/Lerman 1985; Maier/Weiss 1990): Mit einer Stichprobe, die auf der Basis der Information über die Stabilität der ersten Ehe disproportional nach (noch) verheiratet und bereits geschieden zusammengesetzt ist, soll eben diese Stabilität erklärt werden.

3.1 Bivariate Analysen und geschichtete Stichprobenziehung

Da es sich bei der Schichtungsvariable um eine dichotome kategoriale Variable handelt, werden die Konsequenzen einer Gewichtung im folgenden an einer Vier-Felder-Tafel exemplarisch verdeutlicht. Hierbei werden zwei wichtige Zusammenhangsmaße herangezogen: Es handelt sich zum einen um den Korrelationskoeffizienten r , der bei zweidimensionalen Tabellen mit dichotomen Variablen identisch ist mit der Produkt-Moment-Korrelation bzw. Pearson's r , zum anderen um das bei der Analyse kategorialer Variablen häufig verwendete "odds-ratio" oder auch "cross-product ratio" (Fienberg 1977: 17; vgl. auch Liebetrau 1983). Beide sind insofern als zentral anzusehen, als sie die Basis für eine Reihe weiterer Maßzahlen bilden (vgl. z.B. Liebetrau 1983; Reynolds 1977) und zudem wichtige multivariate Analyseverfahren auf ihnen aufbauen. In der folgenden 2x2-Kontingenztafel wird die Notation der Häufigkeiten, die in die Formeln zur Berechnung der Zusammenhangsmaße eingehen, verdeutlicht. Sowohl die Zeilenvariable X als auch die Spaltenvariable Y haben zwei Ausprägungen; daneben wird im folgenden angenommen, daß nach der Variable Y geschichtet wurde.

Tabelle 3.1: Notation der beobachteten Häufigkeiten in einer Vier-Felder-Tafel

		Y = j		
		1	2	
X = i	1	n_{11}	n_{12}	n_{1+}
	2	n_{21}	n_{22}	n_{2+}
		n_{+1}	n_{+2}	n

Im Falle einer Vier-Felder-Tafel kann f nach der in (4) dargestellten einfachen Formel berechnet werden (vgl. Opp/Schmidt 1976; Reynolds 1977).⁸

(4)

$$f = \frac{n_{11} n_{22} - n_{12} n_{21}}{\sqrt{n_{1+} n_{2+} n_{+1} n_{+2}}}$$

Berücksichtigt man allerdings, daß die Untersuchungseinheiten aus einer nach den Ausprägungen von Y disproportional geschichteten Stichprobe entstammen, und verwendet pro Schicht dementsprechende Gewichte (w_1 für $Y = 1$; w_2 für $Y = 2$), so führt dies zu den in Formel (5) dargestellten Veränderungen. Der Korrelationskoeffizient wird hier mit dem Subskript w gekennzeichnet, um zu verdeutlichen, daß er aus gewichteten Daten berechnet ist. Zu beachten ist vor allem, daß im Nenner die Zeilensummen n_{1+} und n_{2+} in die einzelnen Häufigkeiten der Zellen zerlegt werden müssen, da sie sich mit den beiden Kategorien der Schichtungsvariable schneiden und daher den einzelnen Zellen unterschiedliche Gewichte zugeordnet sind.

⁸ Anzumerken ist, daß es sich bei den vorgestellten, auf der Basis einer Stichprobe errechneten Zusammenhangsmaßen immer nur um Schätzer für den tatsächlichen Zusammenhang in der Grundgesamtheit handelt, wobei durch die in den Gleichungen vorgestellten Berechnungsarten die besten Schätzungen möglich sind (vgl. Hoem 1989; Liebetrau 1983). Außerdem ist darauf hinzuweisen, daß in der Literatur in den Formeln im Gegensatz zur hier gewählten Darstellung oft statt der absoluten die relativen Häufigkeiten verwendet werden, weil dies im Zusammenhang der Besprechung der Eigenschaften der Schätzer von Vorteil ist. Allerdings ist bei den jeweiligen Formeln auch leicht zu erkennen, daß beide Arten der Darstellung äquivalent sind, da die relativen Häufigkeiten jeweils berechnet werden, indem die absoluten Häufigkeiten durch die Stichprobengröße n dividiert werden: $p_{ij} = n_{ij}/n$.

⁹ (5)

$$\begin{aligned}
 \mathbf{f}_w &= \frac{(w_1 n_{11})(w_2 n_{22}) - (w_1 n_{21})(w_2 n_{12})}{\sqrt{[(w_1 n_{11}) + (w_2 n_{12})] \cdot [(w_1 n_{21}) + (w_2 n_{22})] \cdot (w_1 n_{+1}) \cdot (w_2 n_{+2})}} \\
 &= \frac{w_1 w_2 (n_{11} n_{22} - n_{21} n_{12})}{\sqrt{[w_1 n_{11} + w_2 n_{12}] \cdot [w_1 n_{21} + w_2 n_{22}] \cdot w_1 n_{+1} \cdot w_2 n_{+2}}} \\
 &= \frac{n_{11} n_{22} - n_{21} n_{12}}{\sqrt{\frac{(w_1 n_{11} + w_2 n_{12})(w_1 n_{21} + w_2 n_{22})}{w_1 w_2} n_{+1} n_{+2}}} \\
 &\quad \text{wobei } \mathbf{f} = \mathbf{f}_w,
 \end{aligned}$$

wenn $w_1 = w_2$

$$\text{oder wenn } \frac{(w_1 n_{11} + w_2 n_{12})(w_1 n_{21} + w_2 n_{22})}{w_1 w_2} = n_{1+} n_{2+} - \frac{w_1}{w_2} = \frac{n_{12} n_{22}}{n_{11} n_{21}}$$

Man erkennt daß \mathbf{f}_w und \mathbf{f} nur unter ganz bestimmten Bedingungen den gleichen Wert annehmen: Der triviale Fall, daß w_1 und w_2 identisch sind, impliziert, daß sie beide den Wert 1 haben, wenn die Gewichtungsfaktoren so bestimmt werden, daß die ursprüngliche Stichprobengröße erhalten bleibt, und entspricht einer proportional geschichteten Stichprobe.

Die Berechnung des odds-ratios \mathbf{f} ist in Gleichung (6) dargestellt. Der Wert von \mathbf{f} variiert zwischen 0 und $+\infty$, wobei der Wert 1 keinen Zusammenhang bedeutet. Man erkennt zudem, daß die Tatsache, ob \mathbf{f} einen Wert größer oder kleiner als 1 annimmt, davon abhängt, welches Produkt im Zähler steht. Daher wird stattdessen häufig der natürliche Logarithmus von \mathbf{f} ($= \ln \mathbf{f}$) verwendet, um die Vergleichbarkeit zu erleichtern: Da gilt $\ln \mathbf{f} = -\ln(1/\mathbf{f})$ kann die Stärke des Zusammenhangs dann direkt in ihrem Betrag verglichen werden. $\ln \mathbf{f}$ ist symmetrisch, sein Wert variiert zwischen $-\infty$ und $+\infty$ und nimmt bei Unabhängigkeit den Wert 0 an. In Gleichung (7) ist

⁹ Es sei angemerkt, daß die Gewichtung auch den Standardfehler von \mathbf{f} beeinflusst (vgl. zur Berechnung

zu erkennen, daß a - und damit auch a_w^* - unabhängig von einer Gewichtung ist, die Gewichte

(6)

$$a = \frac{n_{11} n_{22}}{n_{12} n_{21}}$$

(7)

$$a_w = \frac{(w_1 n_{11}) \bullet (w_2 n_{22})}{(w_2 n_{12}) \bullet (w_1 n_{21})} = \frac{n_{11} n_{22}}{n_{12} n_{21}} = a$$

kürzen sich heraus.¹⁰

Diese formalen Ergebnisse werden in Tabelle 3.2 mit Hilfe einer hypothetischen bivariaten Verteilung exemplarisch dargestellt. Angenommen wird wiederum, daß Y die Variable ist, nach der geschichtet wurde und daß die Gewichte für die Ausprägung '1' dieser Variable $w_1 = 1.8$ und für die Ausprägung '2' $w_2 = .2$ betragen. Die erste Tabelle zeigt die Daten vor der Gewichtung, die zweite danach, darunter sind jeweils die Werte von a und a_w angegeben. Während der Wert von a durch die Gewichtung von .41 auf .28 fällt, bleibt a_w mit einem Wert von 6 konstant.

Tabelle 3.2: a und a_w mit und ohne Gewichtung.

		Y		
		1	2	
X	1	40	20	60
	2	10	30	40
		50	50	100
		= 6		
		= .408		

		Y		
		1	2	
X	1	72	4	76
	2	18	6	24
		90	10	100
		= 6		
		= .281		

Dieses Resultat verweist auf die Möglichkeit, Analysen zur Erklärung der Ehestabilität mit Modellen für diskrete Zeit, z.B. Logit-Modellen oder log-linearen Raten-Modellen (Allison 1984: 17ff; Laird/Olivier 1981: 233ff; Yamaguchi 1991: 15ff) durchzuführen und bei der Bestimmung der Koeffizienten auf eine Gewichtung zu verzichten. Allerdings müssen die Standardfehler, wie

der asymptotischen Varianz von a_w^2 : Liebetrau 1983: 15).
¹⁰ Dies gilt allerdings nicht für den Standardfehler von a_w (vgl. zu dessen Berechnung: Liebetrau 1983, Hoem 1989).

bereits angemerkt, korrigiert werden. Zudem verzichtet man auf um so mehr Informationen, je größer die Zeitintervalle sind, zu denen die Daten aggregiert werden.

3.2 Ereignisanalytische Modelle mit stetiger Zeit und geschichtete Stichprobenziehung

Nach der Darstellung der bivariaten Betrachtung wird im folgenden auf die Überlegungen und Resultate zur Schichtungsproblematik im Zusammenhang mit dem hier, angesichts der vorliegenden Daten zu präferierenden Analyseverfahren, der Ereignisanalyse unter der Annahme stetiger Zeit, eingegangen. Zunächst werden kurz die wichtigsten Grundlagen des Verfahrens vorgestellt (vgl. ausführlicher z.B. Allison 1984; Andreß 1992; Blossfeld/Hamerle/Mayer 1986; Blossfeld/Rohwer 1995; Diekmann/Mitter 1984b; Kalbfleisch/Prentice 1980; Schneider 1991; Tuma/Hannan 1984; Yamaguchi 1991). Anschließend wird theoretisch das Problem der Gewichtung besprochen.

Ereignisanalysen tragen dem Umstand Rechnung, daß die zu erklärenden Phänomene, z.B. Ehescheidungen, über die Zeit verteilt auftreten und somit eine Querschnittsbetrachtung die Dynamik der untersuchten Prozesse nur ungenau erfassen kann. Ein wichtiger Aspekt ist zudem, daß nicht alle, sondern immer nur eine bestimmte Anzahl von Objekten, bei sozialwissenschaftlichen Fragestellungen in aller Regel Individuen, zu einem bestimmten Zeitpunkt überhaupt dem Risiko des Auftretens des interessierenden Ereignisses unterliegen, diese Gruppe wird als die Risikomenge bezeichnet (Blossfeld/Hamerle/Mayer 1986; Diekmann/Mitter 1984b). Außerdem können im Rahmen von Ereignisanalysen zensierte Beobachtungen berücksichtigt werden: Im vorliegenden Zusammenhang sind rechtszensierte Beobachtungen von Bedeutung, d.h. solche Fälle, für die während der gesamten Beobachtungszeit keine Veränderung eintritt, die also im Ausgangszustand verharren.

Um nun den beobachteten Prozeß ausreichend zu erfassen, sind drei Informationen notwendig: Es muß der Ausgangszustand, in dem sich die Individuen zu Beginn des Prozesses befinden, der Zielzustand, in den sie während des Beobachtungszeit gewechselt sind, und die Verweildauer im Ausgangszustand bis zum Wechsel in den Zielzustand bekannt sein. Das zentrale Konzept zur Beschreibung des Prozesses stellt die Hazardrate dar: "(...) it controls both the occurrence and

the timing of events" (Allison 1984: 16; vgl. auch Blossfeld/Rohwer 1995; Diekmann/Mitter 1984b). Die Definition der Rate zeigt folgende Gleichung.¹¹

(8)

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

$$= \lim_{t' \rightarrow t} \frac{\frac{\Pr(t \leq T < t')}{\Pr(T \geq t)}}{t' - t} = \lim_{t' \rightarrow t} \frac{\Pr(t \leq T < t')}{t' - t} \frac{1}{\Pr(T \geq t)} = \frac{f_{(t)}}{G_{(t)}} = \frac{f_{(t)}}{1 - F_{(t)}}$$

Bei T handelt es sich um eine Zufallsvariable, die die Verweildauer im Ausgangszustand bis zum Eintreten des interessierenden Ereignisses erfaßt. Im Zähler des Bruchs steht die (konditionale) Wahrscheinlichkeit, daß im Zeitintervall zwischen t und t' ($t < t'$) ein Ereignis eintritt, bedingt darauf, daß bis zum Zeitpunkt t kein Übergang stattgefunden hat. Der Grenzwert des Verhältnisses zwischen dieser bedingten Wahrscheinlichkeit und der Länge des entsprechenden Zeitintervalls ($t' - t$) für t' gegen t , also für ($t' - t$) gegen 0, wird nun als die Hazardrate bezeichnet: "Die Rate informiert damit über die Intensität der momentanen Neigung oder das Risiko zum Zustandswechsel" (Diekmann/Mitter 1984b: 38, Hervorhebung im Original).

Obwohl die Übergangsrate ein unbeobachtbares, abstraktes Konzept ist (Allison 1984: 16), steht sie in Verbindung mit beobachtbaren Quantitäten. Dies verdeutlicht die zweite Zeile von (8). Sie ist gleich dem Verhältnis aus Wahrscheinlichkeitsdichte $f(t)$ der Verweildauer zum Zeitpunkt t und Überlebenswahrscheinlichkeit $G(t)$ bis zum Zeitpunkt t . Die Überlebenswahrscheinlichkeit ist dabei komplementär zur (kumulierten) Verteilungsfunktion der Verweildauer $F(t)$, von der die Dichtefunktion die erste Ableitung darstellt. Somit kann festgehalten werden: "To calculate $r(t)$ one needs information about the local probability density for events at t , given by $f(t)$, and about the development of the process up to t , given by $G(t)$ " (Blossfeld/Rohwer 1995: 31).

¹¹ Die formalen Darstellungen orientieren sich an der Arbeit von Blossfeld und Rohwer (1995). Zur Vereinfachung wird im folgenden angenommen, daß der Beginn t_0 bei 0 liegt. Dies ist allerdings insofern unproblematisch, als es immer möglich ist, die Zeitachse so zu verschieben, daß der Prozeß bei 0 startet. Außerdem wird in den folgenden Ausführungen davon ausgegangen, daß nur ein Zielzustand existiert. Die Überlegungen lassen sich aber auch auf Modelle mit mehreren Zielzuständen übertragen. Aus Gründen der Genauigkeit ist noch auf den Unterschied zwischen Hazardrate und Übergangsrate hinzuweisen: Die Hazardrate stellt die Summe aller Übergangsraten von einem Ausgangszustand zu allen möglichen Zielzuständen dar (vgl. Diekmann/Mitter 1984b: 51; Tuma/Hannan 1984: 72). Wenn es allerdings nur einen Zielzustand gibt, sind Übergangsrate und Hazardrate identisch. Daher werden die beiden Begriffe

Bei der Besprechung der Gewichtung im Zusammenhang mit Ereignisanalysen wird eine Beschränkung auf zwei Modelle vorgenommen: Zunächst wird von dem einfachsten Ratenmodell ausgegangen, bei dem angenommen wird, daß die Übergangsrate über die Zeit konstant ist (Exponential-Modell). Da diese Annahme oft theoretisch als nicht sinnvoll erscheint, wird anschließend eine Erweiterung vorgenommen: Es wird das Exponential-Modell für in zeitlicher Hinsicht "stückweise konstante Übergangsraten" (Blossfeld/Klijzing/Pohl/Rohwer 1996: 38) untersucht. Bei diesem Modell wird die Zeitachse in einzelne Intervalle aufgeteilt und davon ausgegangen, daß die Rate pro Zeitintervall konstant ist, daß sie aber zwischen den einzelnen Intervallen variieren kann (vgl. Blossfeld/Rohwer 1995; Yamaguchi 1991). Die Beschränkung auf diese beiden Modelle ist vor allem technisch begründet: Bei diesen Modellannahmen läßt sich, wenn keine Kovariate berücksichtigt werden, der Maximum-Likelihood-Schätzer der Rate analytisch bestimmen und er nimmt eine einfache Form an, wodurch das Gewichtungsproblem leicht veranschaulicht werden kann.

Die Annahme der zeitlichen Invarianz der Rate ist gleichbedeutend mit einer exponentiellen Verteilung der Verweildauer, daher auch der Name Exponential-Modell. Ausgehend von dieser speziellen Funktion für $F_{(t)}$ lassen sich dann die anderen Funktionen aufgrund der oben angegebenen Definitionen ableiten (9): Man sieht, daß die Rate konstant den Wert a annimmt und damit von der Zeit unabhängig ist.

(9)

$$F_{(t)} = 1 - \exp(-at) \quad a > 0$$

$$f_{(t)} = a \exp(-at)$$

$$G_{(t)} = 1 - F_{(t)} = \exp(-at)$$

$$r_{(t)} = a$$

Das angemessene Verfahren zur Schätzung der Übergangsrate ist die Maximum-Likelihood-Methode: Hierzu formuliert man "die Likelihood-Funktion, die darüber Auskunft gibt, welche Plausibilität (Likelihood) unsere Beobachtungen (die Stichprobe von Ereignisdaten) bei

im folgenden synonym verwendet.

bestimmten 'wahren' Werten der Rate (der Modell-Parameter) in der Grundgesamtheit haben" (Diekmann/Mitter 1984b: 54). Diese Likelihood-Funktion wird für eine einfache Zufallsstichprobe von unabhängigen Individuen mit eventueller Rechtszensierung in Gleichung (10) formuliert (vgl. Blossfeld/Rohwer 1995: 82ff; Diekmann/Mitter 1984b: 52ff). Dabei wird angenommen, daß die Stichprobe den Umfang n hat und daß das interessierende Ereignis bei n_E Personen eingetreten ist, während $(n-n_E)$ Personen keinen Übergang im Beobachtungszeitraum erlebten, also rechtszensiert sind. Zudem wird - aus Gründen der formalen Darstellung - davon ausgegangen, daß die Daten so geordnet sind, daß die n_E Personen mit Ereignis am Anfang stehen. In Gleichung (10) ist zunächst zu erkennen, daß die Likelihood der gesamten Stichprobe das Produkt der Likelihood der individuellen Beobachtungen ist. Diese nimmt für die n_E Personen mit Ereignis den Wert der Wahrscheinlichkeitsdichte $f(t_i)$, zum Zeitpunkt t_i den Übergang zu erfahren, an. Für die zensierten Beobachtungen entspricht der Wert der Likelihood dem Wert der Survivor-Funktion $G(t_i)$, also der Wahrscheinlichkeit, den Zeitpunkt t_i zu erleben, ohne daß ein Ereignis eingetreten ist. Die zwei Produkte lassen sich zusammenfassen, wenn man die Indikatorvariable d_i einführt, die für Individuen mit Ereignis den Wert 1 und für zensierte Beobachtungen den Wert 0 annimmt.

(10)

$$\begin{aligned}
 L(r) &= \prod_{i=1}^n L_i = \prod_{i=1}^{n_E} f_{(t_i)} * \prod_{i=n_E+1}^n G_{(t_i)} = \prod_{i=1}^n f_{(t_i)}^{d_i} G_{(t_i)}^{1-d_i} = \prod_{i=1}^n \frac{f_{(t_i)}^{d_i} G_{(t_i)}}{G_{(t_i)}^{d_i}} \\
 &= \prod_{i=1}^n \left(\frac{f_{(t_i)}}{G_{(t_i)}} \right)^{d_i} G_{(t_i)} = \prod_{i=1}^n r^{d_i} G_{(t_i)} = \prod_{i=1}^n r^{d_i} \exp(-rt_i) \\
 &= r^{n_E} \exp(-rZ), \quad \text{wobei } n_E = \sum_{i=1}^n d_i, \quad Z = \sum_{i=1}^n t_i
 \end{aligned}$$

Durch einige weitere Umformungen und Einsetzen des Ausdrucks für die Überlebensfunktion aus (9) läßt sich dann für das Exponential-Modell die in der letzten Zeile angegebene einfache Funktion erreichen. In (10) wurde dabei bei r auf die Indizierung mit t verzichtet, um noch einmal deren Unabhängigkeit von der Zeit bei der gegebenen Verteilungsannahme zu verdeutlichen. Ziel des Maximum-Likelihood-Verfahrens ist es nun, die Parameter, hier die Übergangsrate, so zu wählen, daß diese Funktion maximiert wird. Bei der oben abgeleiteten einfachen Funktion ist es, anders als bei komplexeren, noch möglich, das Maximum analytisch zu bestimmen. Dies geschieht,

indem $L'_{(r)}$, also die erste Ableitung der Likelihood-Funktion nach der zu schätzenden Übergangsrate, gleich 0 gesetzt wird (11).

(11)

$$\begin{aligned} L'_{(r)} &= n_E r^{n_E-1} \exp(-rZ) + r^{n_E} (-Z) \exp(-rZ) - 0 \\ &= n_E \frac{r^{n_E}}{r} \exp(-rZ) = r^{n_E} Z \exp(-rZ) \\ &= \hat{r} = \frac{n_E}{Z} \end{aligned}$$

Man erkennt, daß der Maximum-Likelihood-Schätzer für die Übergangsrate bei einer Stichprobe mit n voneinander unabhängigen Beobachtungen bei Annahme einer Exponentialverteilung der Verweildauer einfach das Verhältnis der Summe der in der Stichprobe aufgetretenen Ereignisse (n_E) und der Summe der Verweildauern aller Individuen (Z), also der Zeit, in der sie dem Risiko eines Ereignisses ausgesetzt sind, ist (vgl. auch Andreß 1992: 100, 144; Laird/Olivier 1981: 233). Handelt es sich nun um eine Stichprobe mit disproportionaler Aufteilung, wobei die Schichteinteilung auf dem Auftreten bzw. Nichtauftreten des interessierenden Ereignisses beruht, so überlegt man sich leicht, daß sich bei Gewichtung die in (12) dargestellte Likelihood-Funktion ergibt. Das Subskript s verweist hier (und im folgenden) auf die Schichtung, das Subskript w bei r auf die Gewichtung und w_i ist das schichtspezifische Individualgewicht, wobei bei der Zusammenfassung dann w_E für die Personen mit und w_C für die ohne Ereignis verwendet wird. (12)

$$\begin{aligned} L_{(r_w)} &= \prod_{i=1}^n L_i^{w_i} = \prod_{i=1}^{n_{E,s}} f_{(t_i)}^{w_i} \prod_{i=n_{E,s}+1}^n G_{(t_i)}^{w_i} = \prod_{i=1}^n f_{(t_i)}^{w_i d_i} G_{(t_i)}^{w_i (1-d_i)} = \prod_{i=1}^n r_w^{w_i d_i} G_{(t_i)}^{w_i} \\ &= \prod_{i=1}^n r_w^{w_i d_i} \exp(-r_w w_i t_i) = r_w^{w_E n_{E,s}} \exp(-r_w (w_E Z_{E,s} + w_C Z_{C,s})), \end{aligned}$$

$$\text{wobei } n_{E,s} = \sum_{i=1}^n d_i, Z_{E,s} = \sum_{i=1}^{n_{E,s}} t_i, Z_{C,s} = \sum_{i=n_{E,s}+1}^n t_i \text{ und damit } Z_{E,s} + Z_{C,s} = Z$$

Wiederum erhält man durch Differenzieren und Gleichsetzen mit 0 den Maximum-Likelihood-Schätzer für die Rate (13). Es wird deutlich, daß sich der Schätzer der Übergangsrate mit Gewichtung von dem ohne unterscheidet, wenn die Gewichte für die Teilgruppen unterschiedlich

sind; er fällt niedriger aus, wenn gilt $w_E < w_C$, d.h. wenn die Schicht der Personen mit Ereignis innerhalb der Stichprobe durch die Gewichtung in ihrem Umfang reduziert wird.¹²

(13)

$$L'(r_w) = w_E n_{E_s} r_w^{w_E n_{E_s} - 1} \exp(-r_w (w_E Z_{E,s} + w_C Z_{C,s})) - r_w^{w_E n_{E_s}} (w_E Z_{E,s} + w_C Z_{C,s}) \exp(-r_w (w_E Z_{E,s} + w_C Z_{C,s})) - 0$$

$$- \frac{w_E n_{E_s}}{r_w} = w_E Z_{E,s} + w_C Z_{C,s}$$

$$- \hat{r}_w = \frac{w_E n_{E_s}}{w_E Z_{E,s} + w_C Z_{C,s}} = \frac{n_{E_s}}{Z_{E,s} + \frac{w_C}{w_E} Z_{C,s}} ne \hat{r} \text{ wenn } w_E ne w_C$$

Dieses Resultat kann auch durch die folgenden Überlegungen verdeutlicht werden. Die N Personen der Population derer, die dem Risiko eines Übergangs unterliegen, seien durch die Merkmale D_1, D_2, \dots, D_N und T_1, T_2, \dots, T_N gekennzeichnet. Weiter wird angenommen, daß diese Werte Realisationen unabhängiger, identisch verteilter Zufallsvariablen D_1, D_2, \dots, D_N und T_1, T_2, \dots, T_N sind. Konkret stellen dabei D_1, D_2, \dots, D_N jeweils Dummy-Variablen dar mit dem Wert 1 bei einem Übergang, sonst 0. T_1, T_2, \dots, T_N bezieht sich auf die Verweildauer. Die Verteilung dieser Zufallsvariablen wird als Superpopulation bezeichnet (vgl. Stenger 1986: 237ff). In der Stichprobe sollen d_i respektive t_i ($i=1,2,\dots,n$) die Realisationen der entsprechenden Variablen D beziehungsweise T für die n Stichprobenelemente bedeuten. Zunächst sei angenommen, daß die Stichprobe ohne vorherige Schichtung aus der Population durch eine einfache Zufallsstichprobe gezogen wird. Ganz allgemein gilt dann für eine Variable X mit den in der Stichprobe realisierten Werten x_i (vgl. Kish 1965: 64):

(14)

$$E(\sum_{i=1}^n x_i) = \frac{n}{N} \sum_{i=1}^N x_i$$

Bezeichnet man die Wahrscheinlichkeit eines Elementes, in die Stichprobe zu gelangen, also die Inklusions- oder Auswahlwahrscheinlichkeit, mit π_i , so läßt sich zeigen, daß bei einer einfachen Zufallsstichprobe der Erwartungswert der Summe der mit der inversen Auswahlwahrscheinlichkeit π_i ($= \pi_i/n$) gewichteten Stichprobenwerte von x_i der Summe der Werte in der Population entspricht (15).

(15)

¹² Der Fall identischer Gewichte liegt bei proportional aufgeteilter Stichprobe vor und man sieht, daß dann auf eine Gewichtung verzichtet werden kann.

$$E\left(\sum_{i=1}^n \frac{x_i}{p_i}\right) = E\left(\sum_{i=1}^n \frac{x_i}{p}\right) = \frac{1}{p} E\left(\sum_{i=1}^n x_i\right) = \frac{N}{n} \frac{n}{N} \sum_{i=1}^N x_i = \sum_{i=1}^N x_i$$

Nimmt man dagegen zunächst eine Schichtung und dann eine einfache Zufallsauswahl mit n_j Elementen jeweils aus der Schicht j vor, dann muß neben der Summierung über die n_j Stichprobenelemente auch noch über die j Schichten addiert werden. Bei der nun notwendigen Gewichtung mit der inversen Auswahlwahrscheinlichkeit pro Schicht ($w_j = n_j/N_j$) ergibt sich wiederum als Erwartungswert die Summe aller Werte in der Population.¹³

(16)

$$E\left(\sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^{n_j} \frac{x_i}{p_j}\right) = \sum_{j=1}^m E\left(\sum_{i=1}^{n_j} \frac{x_i}{p_j}\right) = \sum_{j=1}^m \left(\sum_{i=1}^{n_j} x_i\right) = \sum_{i=1}^N x_i$$

Überträgt man diese Überlegungen auf die beiden oben vorgestellten Variablen D und T , so kann folgendes festgehalten werden:¹⁴

(17)

$$E\left(\sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^{n_j} \frac{d_i}{p_j}\right) = \sum_{i=1}^N d_i = N^P$$

$$E\left(\sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^{n_j} \frac{t_i}{p_j}\right) = \sum_{i=1}^N t_i = Z^P$$

Man überlegt sich leicht, daß für die Schätzung der Rate bei einer einfachen Zufallsstichprobe auf die Gewichtung mit der inversen Auswahlwahrscheinlichkeit verzichtet werden kann, da der Faktor für alle Stichprobenelemente identisch ist und sich daher in dem in (11) vorgestellten Schätzer herauskürzt. Dagegen ist dies bei einer disproportional geschichteten Stichprobe mit unterschiedlichen Gewichten pro Schicht nicht der Fall.¹⁵ Die dargestellten Überlegungen zeigen, daß durch die Gewichtung unverzerrte Schätzer für die Summe der Merkmale in der Population

¹³ Anzumerken ist, daß der hier angesprochene Gewichtungsfaktor dem oben vorgestellten Expansionsgewicht entspricht. Man erkennt aber auch, daß die Verwendung des relativen Gewichts nur die zusätzliche Multiplikation mit der Konstanten n/N impliziert und daß das Resultat dann dem bei einer einfachen Zufallsstichprobe ohne Gewichtung entspricht (vgl. (14)).

¹⁴ 'P' verweist dabei auf die Population.

¹⁵ Allerdings kürzt sich bei der Schätzung der Rate der für alle Stichprobenelemente identische Faktor n/N , der beim relativen Gewicht für die Anpassung an den ursprünglichen Stichprobenumfang verwendet wird und der für die Gewährleistung angemessener Standardfehler notwendig ist, heraus.

erhalten werden. Anzumerken ist aber, daß für komplexere Funktionen, beispielsweise Quotienten, obwohl sie "component-wise unbiased" (Smith 1988: 439) sind, im strengen Sinne keine Erwartungstreue gegeben ist, allerdings sind sie "asymptotisch erwartungstreu" (Stenger 1986: 68). Es kann nun das Ziel in der Folgerung auf die Kennwerte der Population oder auf die der Superpopulation bestehen. Wenn man davon ausgeht, daß die in der Population beobachteten Werte Realisationen der Verteilung in der Superpopulation sind, also selbst Zufallsvariablen darstellen, dann kann man von der Stichprobe auch auf die Werte in der Superpopulation schließen (vgl. Chambless/Boyle 1985: 1382; Hoem 1989: 545; Stenger 1986: 238f). Dabei kann auf die Endlichkeitskorrektur verzichtet werden (Chambless/Boyle 1985: 1382), was zur Konsequenz hat, daß die Standardfehler größer und damit die Konfidenzintervalle breiter beziehungsweise die Ergebnisse seltener signifikant werden. Der Verzicht auf die Endlichkeitskorrektur und die Folgerung auf die Superpopulation bedeutet somit die Vornahme einer konservativen Schätzung. Eine prägnante Zusammenfassung der dargestellten Überlegungen nehmen Chambless und Boyle (1985: 1388) vor: "The important consideration is the structure of this population, not the finiteness. Thus, one might argue that finite population correction factors to variance estimates should be ignored. In this manner, inferences are made to an infinite superpopulation from which the 'finite population' is randomly selected. But to also ignore the sampling strata would imply inferences to a superpopulation with a structure like that of the probability sample".

Aufgrund des Widerspruchs zwischen Beobachtungen und der restriktiven Annahme der zeitlichen Konstanz der Rate werden oft Modelle präferiert, die eine Veränderlichkeit der Übergangsrates im Zeitverlauf zulassen.¹⁶ Dies kann beispielsweise durch eine einfache Verallgemeinerung des Exponential-Modells geschehen. Im Gegensatz zum bisher besprochenen einfachen Exponential-Modell wird beim Exponential-Modell abschnittsweiser konstanter Raten (vgl. Blossfeld/Rohwer 1995: 110ff) die Verweildauer des Individuums in m Intervalle P_j zerlegt, wobei zugelassen wird, daß die Rate zwischen diesen variiert. Innerhalb der Intervalle wird dann aber wieder von einer konstanten Hazardrate ausgegangen. In Anlehnung an (10) ergibt sich dann der in (18) dargestellte Beitrag eines Individuums zur Likelihood, (19) gibt die Likelihood der Stichprobe an. Die Zeit, die Individuum i in Periode j verbringt, wird mit t_{ij} bezeichnet und die Indikatorvariable

¹⁶ Zur Interpretation und zur Problematik der Annahme einer Rate in Abhängigkeit von der Prozesszeit vgl. Blossfeld und Rohwer (1995: 163ff, 238ff) und Tuma und Hannan (1984: 187ff).

d_{ij} gibt an, ob für Individuum i in Periode j ein Übergang stattfindet ($d_{ij}=1$) oder nicht ($d_{ij}=0$); r_j bezeichnet die Rate in dem entsprechenden Intervall.

(18)

$$L_i = \prod_{j=1}^m r_j^{d_{ij}} \exp(-r_j t_{ij})$$

(19)

$$L_{(r_j)} = \prod_{i=1}^n L_i = \prod_{i=1}^n \prod_{j=1}^m r_j^{d_{ij}} \exp(-r_j t_{ij}) = \prod_{j=1}^m \prod_{i=1}^n r_j^{d_{ij}} \exp(-r_j t_{ij}) = \prod_{j=1}^m r_j^{n_{Ej}} \exp(-r_j Z_j),$$

$$\text{wobei } n_{Ej} = \sum_{i=1}^n d_{ij}, \quad Z_j = \sum_{i=1}^n t_{ij}$$

Durch Differenzieren dieser Funktion wird wiederum der Wert von r_j bestimmt, der die Likelihood-Funktion maximiert. In (20) ist zu erkennen, daß sich beim Differenzieren von L nach der Rate im Intervall k , r_k , und Gleichsetzen dieser ersten Ableitung $L'_{(r_k)}$ mit 0 die Faktoren, die sich auf die anderen Zeitintervalle beziehen, herauskürzen und daß sich als Schätzer für die Rate im Intervall k wieder die von oben bereits bekannte einfache Formel ergibt. Aufgrund der strukturellen Ähnlichkeit dieser Formel mit der für das einfache Modell bestimmten Gleichung kann an dieser Stelle auf die nochmalige Besprechung der Gewichtungproblematik verzichtet werden.

(20)

$$\begin{aligned} L'_{(r_k)} &= n_{Ek} r_k^{n_{Ek}-1} \prod_{j=1, j \neq k}^m r_j^{n_{Ej}} \prod_{j=1}^m \exp(-r_j Z_j) \\ &\quad + (-Z_k) * \exp(-r_k Z_k) * \prod_{j=1, j \neq k}^m \exp(-r_j Z_j) * \prod_{j=1}^m r_j^{n_{Ej}} = 0 \\ \Leftrightarrow \frac{n_{Ek}}{r_k} \prod_{j=1}^m r_j^{n_{Ej}} \exp(-r_j Z_j) &= Z_k * \prod_{j=1}^m r_j^{n_{Ej}} \exp(-r_j Z_j) \\ \Leftrightarrow \hat{r}_k &= \frac{n_{Ek}}{Z_k} \end{aligned}$$

Wie oben bereits angesprochen, kann die Höhe der Rate von anderen Merkmalen abhängen. Im folgenden wird kurz auf diese Problemstellung eingegangen. Grundlage ist wiederum das einfache Modell mit Exponentialverteilung der Verweildauer, wobei nun angenommen wird, daß die Rate von einer Kovariate, aus Gründen der Vereinfachung eine Dummy-Variable, abhängig ist. Als

Link-Funktion zwischen Rate und Kovariate wird die log-lineare Funktion gewählt (21): Diese hat den Vorteil, daß die durch das Modell geschätzte Rate nur positive Werte annehmen kann, die aber auch, anders als bei Wahrscheinlichkeiten, größer als eins sein können (vgl. Blossfeld/Rohwer 1995: 82; Tuma 1984: 158). Durch die Verwendung dieser Link-Funktion ist also garantiert, daß der Schätzer den gleichen Wertebereich wie das zu schätzende theoretische Konzept hat.

(21)

$$r_{(x)} = a = \exp(\mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1 x_1) = [\exp(\mathbf{b}_0)] [\exp(\mathbf{b}_1 x_1)] = [\exp(\mathbf{b}_0)] [\exp(\mathbf{b}_1)]^{x_1} = \mathbf{a}_0 \mathbf{a}_1^{x_1}$$

Es läßt sich nun zeigen (vgl. Diekmann/Mitter 1984b: 198ff), daß die Maximum-Likelihood-Schätzer für die β -Koeffizienten bei qualitativen Kovariaten durch folgende Formeln berechnet werden können:

(22)

$$\hat{\mathbf{a}}_0 = \frac{n_{E(x_1=0)}}{Z_{(x_1=0)}}$$

$$\hat{\mathbf{a}}_1 = \frac{n_{E(x_1=1)}}{Z_{(x_1=1)}} \frac{1}{\hat{\mathbf{a}}_0}$$

Aufgrund der strukturellen Ähnlichkeit des Schätzers von β_0 mit dem oben für die Ermittlung der Rate vorgestellten überlegt man sich leicht, wie er sich unter Hinzuziehung von Gewichtungsfaktoren verändert, und daher kann an dieser Stelle die Darstellung unterbleiben. Auf den Schätzer für β_1 soll allerdings im folgenden noch kurz näher eingegangen werden, da er das Produkt aus zwei Komponenten darstellt. In (23) wird er unter Berücksichtigung von Gewichtungsfaktoren vorgestellt, wobei zu beachten ist, daß ganz allgemein $Z = Z_E + Z_C$ gilt.

(23)

$$\hat{\mathbf{a}}_{1w} = \frac{w_E n_{E_s(x_j=1)}}{w_E Z_{E,s(x_j=1)} + w_C Z_{C,s(x_j=1)}} \bullet \frac{w_E Z_{E,s(x_j=0)} + w_C Z_{C,s(x_j=0)}}{w_E n_{E_s(x_j=0)}} =$$

$$\frac{n_{E_s(x_j=1)}}{n_{E_s(x_j=0)}} \bullet \frac{Z_{E,s(x_j=0)} + \frac{w_C}{w_E} Z_{C,s(x_j=0)}}{Z_{E,s(x_j=1)} + \frac{w_C}{w_E} Z_{C,s(x_j=1)}} ne \hat{\mathbf{a}}_1,$$

$$\text{wenn } w_C ne w_E \text{ oder } \frac{Z_{C,s(x_j=0)}}{Z_{C,s(x_j=1)}} ne \frac{Z_{E,s(x_j=0)}}{Z_{E,s(x_j=1)}}$$

Die in (23) vorgenommene Umformung zeigt, daß es bei einer Gewichtung nicht nur zu einer Veränderung der Konstanten β_0 kommt, sondern daß sich auch der Schätzer von β_1 von dem ohne Gewichtung unterscheidet. Man überlegt sich in einem nächsten Schritt auf der Basis der in (21) und (22) dargestellten Formeln leicht, wie die Rate für die beiden Personengruppen mit unterschiedlichen Ausprägungen auf der Kovariate aussieht.

Abschließend soll kurz auf den Standardfehler von β_1 eingegangen werden, der für die Beurteilung, ob sich der Koeffizient von 0 unterscheidet, wichtig ist. Dieser wird nach folgender Formel berechnet (vgl. Diekmann/Mitter 1984b: 130; Kalbfleisch/Prentice 1980: 52):

(24)

$$se(\hat{\mathbf{b}}_{(1)}) = \sqrt{\frac{n_{E(x_j=0)} + n_{E(x_j=1)}}{n_{E(x_j=0)} \bullet n_{E(x_j=1)}}}$$

Berücksichtigt man die Gewichtungsfaktoren auf Individualebene, so führt dies zu der in (25) dargestellten Formel. Man erkennt hierbei nach der Umformung, daß der Standardfehler auf der Basis der gewichteten Daten größer ist als der mit der ungewichteten Stichprobe berechnete, wenn der Gewichtungsfaktor für die Personen mit Ereignis (w_E) kleiner als eins ist.

(25)

$$se_w(\hat{\mathbf{b}}_{(1)}) = \sqrt{\frac{w_E n_{E(x_j=0)} + w_E n_{E(x_j=1)}}{w_E n_{E(x_j=0)} \bullet w_E n_{E(x_j=1)}}} = \sqrt{\frac{1}{w_E} \bullet \frac{n_{E(x_j=0)} + n_{E(x_j=1)}}{n_{E(x_j=0)} \bullet n_{E(x_j=1)}}}$$

Die bisherigen Ausführungen zusammenfassend kann festgehalten werden, daß unter Verwendung des Exponential-Modells gezeigt werden konnte, daß sich die Schätzungen der Parameter unterscheiden, je nachdem ob ungewichtete oder gewichtete Daten verwendet werden. Die Gewichtung erwies sich als notwendig, um korrekte Schätzungen für die Verteilung von Personen mit bzw. ohne Ereignis und der Ankunftszeiten zu erhalten. Der Schätzer für die Rate auf der Basis der gewichteten Daten fällt dabei niedriger aus als unter Verwendung ungewichteter Daten, wenn die Stichprobe der Personen mit Ereignis heruntergewichtet wird. Dagegen ergibt sich in diesem Fall in einem Ratenmodell mit einer qualitativen Kovariate ein höherer Wert für den Standardfehler des β -Koeffizienten. Insofern kommt es unter diesen Bedingungen durch die Gewichtung bei endogener Schichtung eher zur Ablehnung von Hypothesen über den Einfluß bestimmter Faktoren. Im folgenden werden die bisherigen Überlegungen nun durch ein konkretes Beispiel illustriert. Hierzu wird der durch Telefoninterviews erhobene Datensatz des Forschungsprojektes "Determinanten der Ehescheidung" herangezogen, bei dessen Stichprobenziehung insofern eine disproportionale Aufteilung vorgenommen wurde, als die Gruppe der in erster Ehe Geschiedenen stärker vertreten ist, als es ihrem Vorkommen in der Grundgesamtheit entspricht.

4. Gewichtung des Datensatzes des Projektes "Determinanten der Ehescheidung"

Ziel dieses Abschnitts ist die Bestimmung der Gewichtungsfaktoren für den Datensatz des Projekts "Determinanten der Ehescheidung".¹⁷ Hierzu ist es zunächst notwendig, die Stichprobenziehung zu beschreiben und die Inferenzpopulation abzuleiten (4.1). Auf dieser Basis werden dann in einem zweiten Schritt die schichtspezifischen Gewichte berechnet (4.2).

4.1 Stichprobenziehung und Inferenzpopulation

Die zu befragenden Personen wurden in einem zweistufigen Auswahlverfahren bestimmt, wobei zuerst nach einem Zufallsverfahren der Zielhaushalt, dann die Zielperson ausgewählt und

¹⁷ Die Stichprobe wurde außer nach der Stabilität der ersten Ehe auch nach den Merkmalen Geschlecht und Wohnort in den neuen vs. alten Bundesländern angesteuert. Dies wird bei der Ermittlung von Gewichtungsfaktoren ebenfalls berücksichtigt.

anschließend telefonisch befragt wurde.¹⁸ Hierbei bestand die Zielsetzung darin, Informationen zur Erklärung der Stabilität der ersten Ehe dieser Personen zu erhalten. An der Schnittstelle zwischen (inhaltlicher) Problemstellung und empirischer Bearbeitung mußten nun aber einige Kompromisse in Kauf genommen werden, die sich in Form von Einschränkungen bemerkbar machen. Bevor die Frage nach den Gewichtungsfaktoren beantwortet wird, erscheint es daher angebracht, kurz eine Bestimmung der Inferenzpopulation der vorliegenden Stichprobe vorzugenehmen: "Die Inferenzpopulation stellt (konzeptuell) die Grundgesamtheit dar, aus der die vorliegende Stichprobe tatsächlich eine Zufallsstichprobe darstellt" (Schnell/Hill/Esser 1995: 258).

Zunächst muß beachtet werden, daß die Erhebung nur auf dem Gebiet der Bundesrepublik Deutschland stattfand und somit nur solche Ehen, bei denen im Erhebungszeitraum mindestens ein Partner (noch) in der Bundesrepublik lebte, eine von 0 verschiedene Auswahlwahrscheinlichkeit haben. Zudem war ursprünglich intendiert, nur Partner aus Ehen, in denen beide Partner die deutsche Staatsangehörigkeit haben, zu erfassen, um ein Absinken der Fallzahl in einzelnen Subgruppen durch die zusätzliche Heterogenität nicht zu stark werden zu lassen. Angesichts der Sensibilität der Frage nach der Staatsangehörigkeit beider Partner gleich zu Beginn des Interviews wurde dieses Vorhaben dann allerdings aufgegeben und als diesbezügliches Inklusionskriterium wurde Deutschsprachigkeit gewählt. Da die Befragung telefonisch durchgeführt wurde, ergab sich als zusätzliche Bedingung, daß die Personen in einem Privathaushalt mit Telefonanschluß, der zudem im Telefonbuch eingetragen sein mußte, leben. Außerdem wurde, "einer bei repräsentativen Bevölkerungsumfragen weit verbreiteten Übung folgend" (Kirschner 1984: 117), eine Beschränkung auf volljährige, d.h. konkret für die hier berichtete Erhebung vor dem 01.01.1978 geborene Personen vorgenommen. Vor dem Hintergrund dieser Einschränkungen könnte man nun versucht sein, eine Definition der

¹⁸ Genaugenommen erfolgte die Auswahl des Haushalts durch das die Befragung durchführende Institut bereits in mehreren Schritten. Da dieses Verfahren "verzerrungsfreie Stichproben ohne Klumpeneffekte sicherstellt" (Infratest 1996: 6; vgl. ebenda für weitere Einzelheiten zur Realisierung der Zufallsauswahl und zur Durchführung der Befragung), wird dieser Punkt nicht weiter berücksichtigt. Zudem wurde, wenn die zuerst ausgewählte Person keiner der zu befragenden Zielgruppen angehörte oder wenn die entsprechende Vorgabe bereits erfüllt war, innerhalb des Haushalts nach Personen mit geschiedener Erstehe gefragt und, sofern vorhanden, dann aus dieser Gruppe wiederum zufällig eine zweite Zielperson ausgewählt und befragt. Da die folgenden Analysen allerdings nur auf Merkmale der ersten Zielperson Bezug nehmen, wird dieser Schritt ebenfalls vernachlässigt. Dabei muß man sich allerdings bewußt sein, daß das hier gewählte Vorgehen auf der Annahme beruht, daß sich geschiedene erste Zielpersonen nicht

Inferenzpopulation folgendermaßen zu formulieren: Alle Ehen, bei denen mindestens ein Partner zum ersten Mal verheiratet ist, bei denen mindestens ein Partner volljährig sowie deutschsprachig ist und bei denen mindestens ein Partner während des Erhebungszeitraums in einem Privathaushalt mit eingetragem Telefonanschluß in der Bundesrepublik Deutschland lebte.

Ein Problem dieser Definition besteht nun aber offensichtlich darin, daß sie sich nicht auf eine der beiden Zufallsstichproben, die Haushaltsstichprobe oder die Stichprobe der Zielperson, bezieht. Dadurch ergeben sich Probleme hinsichtlich der Bestimmung der Auswahlwahrscheinlichkeiten: So ist zunächst einmal anzunehmen, daß diese für eine geschiedene Ehe höher ist, wenn die beiden ehemaligen Partner in getrennten Haushalten (in der Bundesrepublik) leben. Eine Verschärfung dieses Unterschieds ist zudem zu erwarten, wenn Geschiedene eher in Haushalten mit einer geringeren Zahl von Haushaltsmitgliedern leben. Allerdings wird die Differenz wieder negativ beeinflusst von dem Ausmaß, in dem Ehen zwischen Erstheiratenden und bereits Geschiedenen stattfinden: Wenn beispielsweise im Extremfall alle Erstheiratenden nur Geschiedene heiraten, nähern sich die Auswahlwahrscheinlichkeiten an. Angesichts dieser Schwierigkeiten erscheint es geeigneter, folgende Bestimmung der Inferenzpopulation vorzunehmen: Alle *volljährigen, deutschsprachigen* Personen, die im *Erhebungszeitraum* in einem *Privathaushalt* mit *eingetragem Telefonanschluß* in der *Bundesrepublik Deutschland* lebten und die *mindestens einmal verheiratet* waren. Das inhaltliche Ziel besteht dann in der Untersuchung des Merkmals 'Stabilität der ersten Ehe' dieser Personen. Unter Verwendung der Terminologie von Zeh (1987; vgl. auch Schnell/Hill/Esser 1995) können die bisherigen Überlegungen zur Stichprobenziehung und Grundgesamtheit somit folgendermaßen zusammengefaßt werden: In einem zweistufigen Verfahren wurde über eine Auswahlinheit (den Haushalt) die Untersuchungseinheit (die zu befragende Zielperson) ermittelt, die als (Ex-)Ehepartner, über das konkrete Untersuchungsproblem, die Stabilität ihrer ersten Ehe, berichtet, wobei auf der Basis dieser Informationen auf die ersten Ehen aller Aussageeinheiten (der Inferenzpopulation) geschlossen werden soll.

Vor dem Hintergrund dieser Bestimmung der Inferenzpopulation ist es nun möglich, zur Entwicklung von Gewichtungsfaktoren auf die im Rahmen der Suche nach potentiellen

systematisch von geschiedenen zweiten (dritten etc.) Zielpersonen unterscheiden.

Die Person, die *mindestens* die angesprochenen Bedingungen erfüllen muß, ist natürlich genau die befragte Person.

Zielpersonen angefallenen Informationen über die Verteilung von nicht-ledigen Personen zurückzugreifen; der entsprechende Datensatz wird im folgenden als Screening-Datensatz bezeichnet.

4.2 Bestimmung der Gewichtungsfaktoren

Um die Bandbreite der Merkmale möglichst vollständig zu erfassen, war vorgegeben worden, daß der Datensatz jeweils 2.500 in erster Ehe verheiratete und geschiedene Befragte enthalten soll. Darüber hinaus wurde, um für Subgruppenanalysen genügend große Fallzahlen zur Verfügung zu haben, festgelegt, daß jeweils 500 aus diesen beiden Zielpersonengruppen, insgesamt also 1.000 zu befragende Personen, in den neuen Bundesländern wohnen sollen und daß alle Zellen jeweils zur Hälfte von Frauen und Männern besetzt sind. In Tabelle 4.1 sind die Sollvorgaben zusammengefaßt. Da die Auswahl des Haushalts und der Zielperson jeweils durch ein Zufallsverfahren stattfand, handelt sich aber "nicht etwa um eine 'Quotenstichprobe', sondern um eine nach Teilgruppen disproportional ausgesteuerte Random-Stichprobe" (Infratest 1996: 5).

Tabelle 4.1: Sollvorgaben für die Interviews

	Geschiedene	Verheiratete	Gesamt
neue Bundesländer	250 Frauen 250 Männer	250 Frauen 250 Männer	1.000
alte Bundesländer	1.000 Frauen 1.000 Männer	1.000 Frauen 1.000 Männer	4.000
Gesamt	2.500	2.500	5.000

In folgenden soll das relative Gewicht für die Befragten der einzelnen Schichten, das bereits im zweiten Abschnitt vorgestellt wurde, berechnet werden. Um die Problemstellung zu verdeutlichen, wird die Formel noch einmal in (26) dargestellt und eine Umstellung vorgenommen.

(26)

$$rw_i = \frac{n}{N} \frac{N_j}{n_j} = \frac{n}{n_j} \frac{N_j}{N}$$

Das Verhältnis der Stichprobengröße n zur Anzahl der Personen in der jeweiligen Schicht der Stichprobe n_j ergibt sich direkt aus den Daten der Studie. Somit besteht das eigentliche Problem in der Schätzung von Werten für N und N_j bzw. in der Schätzung des Anteils der Schicht in der Grundgesamtheit (N_j/N). Hierzu kann nun auf die Daten des Screening-Verfahrens zur Identifikation von Personen, die die Kriterien zur Teilnahme an der Studie erfüllen, zurückgegriffen werden. Denn, obwohl die Hauptstudie eine nach Teilgruppen disproportional ausgesteuerte Stichprobe darstellt, wurden alle ersten Zielpersonen, durch eine mehrstufige Zufallsauswahl bestimmt. Zur Realisierung der geforderten 5.000 Interviews wurden im Rahmen des Screening-Verfahrens insgesamt 112.255 Telefonnummern angewählt. Nach Abzug der qualitätsneutralen Ausfälle in Höhe 9.535 Nummern betrug die bereinigte Bruttostichprobe 102.720 Telefonnummern, davon konnte bei 52.508 Telefonnummern eine Bestimmung der Stabilität der ersten Ehe der Zielperson erfolgen (Infratest 1996: 12). Zur Berechnung der Schichtgewichte wurden von diesen 52.508 im Rahmen des Screenings befragten ersten Zielpersonen zunächst die entfernt, die nie verheiratet waren. Übrig blieben dann alle Personen ($n = 37.716$), die aktuell in erster Ehe verheiratet sind oder deren erste Ehe durch Scheidung oder den Tod des Partners endete. Da es sich bei der Telefonstichprobe allerdings um eine Haushaltsstichprobe handelt, wurde noch eine Transformation in eine Personenstichprobe vorgenommen, indem über die Multiplikation mit der Zahl der potentiellen Zielpersonen im Haushalt die Auswahlwahrscheinlichkeit berücksichtigt wurde. Auf der Basis dieser Daten konnte dann eine Klassifikation der Befragten nach den relevanten Merkmalen 'Ausgang der ersten Ehe', Geschlecht und Wohngebiet vorgenommen werden, Tabelle 4.2 zeigt die entsprechende Verteilung. In der ersten Hälfte der Tabelle ist die bivariate Verteilung nach Ehestabilität und Geschlecht respektive Wohnort dargestellt, die zweite Hälfte gibt die Verteilung unter Berücksichtigung aller drei Merkmale wieder. Erwartungsgemäß ist der Anteil Geschiedener in den neuen Bundesländern höher als in den alten. Auffällig, allerdings mit den Ergebnissen aus anderen Untersuchungen übereinstimmend ist, daß bei jeder Betrachtung der Anteil von Frauen

Hier sei noch einmal ausdrücklich darauf hingewiesen, daß nur die Informationen über die Verteilung der im ersten Schritt auf Haushaltsebene ermittelten Zielpersonen, der jeweils ersten Zielpersonen also, verwendet wurden, da nur für sie von einer einfachen Zufallsauswahl innerhalb des Haushalts ausgegangen werden kann.

Durch zusätzliche Multiplikation mit einem konstanten Faktor, dem Inversen der mittleren Haushaltsgröße (= Zahl der Haushalte/Summe aller potentiellen Zielpersonen in den Haushalten) wurde anschließend wieder eine Anpassung an die ursprüngliche Gesamtzahl in Höhe von 37.716 vorgenommen.

mit geschiedener Erstehe höher als der von Männern ist. Inwiefern dies auf eine schwierigere Erreichbarkeit, auf eine geringere Teilnahmebereitschaft oder auf andere Selektionsmechanismen, z.B. eine höhere Mortalität von Männern, zurückzuführen ist, kann hier nicht beantwortet werden.

Tabelle 4.2: Verteilung der in allen Screening-Interviews ermittelten ersten, jemals verheirateten Zielpersonen (nach Transformation in eine Personenstichprobe)

N Spalten-%	Geschlecht		Bundesländer	
	Frau	Mann	neue	alte
verheiratet/verwitwet	19.305 90.2%	15.079 92.5%	5.826 88.3%	28.559 91.8%
geschieden	2.109 9.8%	1.223 7.5%	769 11.7%	2.562 8.2%
gesamt N %	21.414 56.8%	16.302 43.2%	6.595 17.5%	31.121 82.5%

N Spalten-%	Bundesländer				gesamt N %
	neue		alte		
	Frau	Mann	Frau	Mann	
verheiratet/verwitwet	3.334 86.9%	2.492 90.3%	15.972 90.9%	12.587 92.9%	34.384 91.2%
geschieden	503 13.1%	267 9.7%	1.606 9.1%	956 7.1%	3.332 8.8%
gesamt N	3.837	2.759	17.578	13.543	37.716

¹⁹ Da bei jeder Scheidung sowohl eine Frau als auch ein Mann beteiligt sind, stellt dieses Resultat dann kein Problem dar, wenn man annimmt, daß es keine systematischen Verzerrungen hinsichtlich des Antwortverhaltens zwischen Frauen und Männern gibt. Im Rahmen von Vorstudien durchgeführte Analysen zur Reliabilität retrospektiv erhobener Daten sprechen bezüglich bestimmter Bereiche für diese Annahme (vgl. Babka von Gostomski/Hartmann 1997: 137f), während allerdings bei gewissen anderen Fragen, z.B. zur Haushaltsarbeitsteilung, geschlechtsspezifische Wahrnehmungs- und Antwortunterschiede festzustellen sind (vgl. Babka von Gostomski 1997: 102ff; Benin/Agostinelli 1988: 352; Höpflinger 1986: 70; Künzler 1995a; 1995b; Thiessen/Rohlinger 1988). Um Sicherheit zu erreichen, wurden Gewichtungsfaktoren mit und ohne Berücksichtigung der Schichtungsvariable Geschlecht entwickelt und die entsprechenden Modelle miteinander verglichen. Hierbei ergaben sich praktisch keine Unterschiede, wobei dies aber auch mit den in den Modellen verwendeten Variablen in Zusammenhang stehen kann.

Wenn in den folgenden Tabellen ausgewiesene Summen von Häufigkeiten von der durch Addition der einzelnen Summanden berechneten Häufigkeiten abweichen, ist dies auf Rundungsfehler zurückzuführen. Dies kann bei gewichteten Daten auch absolute Häufigkeiten betreffen.

Weiterhin wurde in einem alternativen Vorgehen nur auf einen Teil des Screening-Datensatzes zurückgegriffen: Es wurden nur die Personen berücksichtigt, die interviewt worden waren, bevor zum ersten Mal eine der Sollvorgaben (vgl. Tabelle 4.1) in den Vollinterviews erfüllt war. Auf die Darstellung der entsprechenden Verteilungen wird hier verzichtet, allerdings werden die resultierenden Gewichtungsfaktoren an entsprechender Stelle berichtet.

Neben diesen Verteilungen ist für die Bestimmung der schichtspezifischen Gewichte die Verteilung im Datensatz der Hauptstudie wichtig; diese wird für die tatsächlich realisierten 5.020 Vollinterviews in Tabelle 4.3 vorgestellt.

Tabelle 4.3: Verteilung der Befragten des Datensatzes der Hauptstudie

		Geschlecht		Bundesländer	
		Frau	Mann	neue	alte
verheiratet + verwitwet		1.258	1.246	503	2.001
geschieden		1.272	1.244	501	2.015
gesamt		2.530	2.490	1.004	4.016
		n			
		50.4%	49.6%	20.0	80.0%

	Bundesländer				gesamt
	neue		alte		
	Frau	Mann	Frau	Mann	
verheiratet + verwitwet	254	249	1.004	997	2.504
geschieden	257	244	1.015	1.000	2.516
gesamt	511	493	2.019	1.997	5.020

Die aus den Verteilungen abgeleiteten relativen Gewichte für die einzelnen Merkmalskombinationen sind in Tabelle 4.4 wiedergegeben, dabei sind die Gewichte unter Verwendung des Teildatensatzes bis zur ersten Erfüllung einer Sollvorgabe kursiv gesetzt. Unter Verwendung des gesamten Screening-Datensatzes entspricht das Expansionsgewicht N_j/n_j dem Quotienten aus den sich entsprechenden Zellenbesetzungshäufigkeiten in Tabelle 4.2 und Tabelle 4.3, während durch

Tatsächlich wurden einige Zeit danach ohne erkennbaren Grund noch zwei Interviews mit Personen aus der entsprechenden Teilgruppe, konkret verheirateten Frauen aus den alten Bundesländern,

die Multiplikation dieses Quotienten mit dem konstanten Faktor ($n/N = 5020/37716$ für den gesamten Screening-Datensatz bzw. $5020/2441$ beim Datensatz bis zur ersten Erfüllung einer Sollvorgabe) die Rückgewichtung auf die ursprüngliche Stichprobengröße erreicht wird (vgl. Abschnitt 2). Ein Beispiel soll die Berechnung verdeutlichen: Für geschiedene Frauen aus den alten Bundesländern hat das Expansionsgewicht den Wert 1,582 ($= 1606/1015$), das relative Gewicht beträgt 0,211 ($= 1,582 * 5020/37716$). Der erste Teil von Tabelle 4.4 enthält jeweils die Gewichtungsfaktoren, wenn nur die Kombination aus zwei Merkmalen (Ehestand und Geschlecht bzw. Bundesländer) berücksichtigt wird. Im zweiten Teil sind die Gewichte für die Kombination aller drei Merkmale dargestellt. Außerdem sind dort die Gewichtungsfaktoren angegeben, die auf einer ausschließlichen Berücksichtigung des Ehestands basieren (Spalte 'gesamt').

Tabelle 4.4: Relative Gewichte nach dem Ehestand, Geschlecht und Gebiet (kursiv: Gewichte unter Verwendung des Teildatensatzes bis zur ersten Erfüllung einer Sollvorgabe)

	Geschlecht		Bundesländer	
	Frau	Mann	neue	alte
verheiratet/verwitwet	2,043 <i>2,138</i>	1,611 <i>1,442</i>	1,542 <i>1,611</i>	1,900 <i>1,838</i>
geschieden	0,221 <i>0,263</i>	0,131 <i>0,159</i>	0,204 <i>0,279</i>	0,169 <i>0,195</i>

	neue Bundesländer		alte Bundesländer		gesamt
	Frau	Mann	Frau	Mann	
verheiratet/verwitwet	1,747 <i>1,980</i>	1,332 <i>1,236</i>	2,117 <i>2,179</i>	1,680 <i>1,494</i>	1,828 <i>1,792</i>
geschieden	0,261 <i>0,333</i>	0,146 <i>0,221</i>	0,211 <i>0,246</i>	0,127 <i>0,144</i>	0,176 <i>0,212</i>

durchgeführt. Diese Tatsache wurde hier aber nicht berücksichtigt.

Neben diesen Gewichten wurden für die neuen und alten Bundesländer getrennt Gewichtungsfaktoren nach dem Ehestand und dem Geschlecht entwickelt. Diese sind hier nicht wiedergegeben, sie unterscheiden sich aber nur geringfügig von den im zweiten Teil von Tabelle 4.4 vorgestellten Gewichtungsfaktoren. Ihre Verwendung ist angebracht, wenn die Analysen getrennt für neue und alte Bundesländer durchgeführt werden.

Nach diesen Ausführungen sollen nun die Konsequenzen, die sich aus der Verwendung unterschiedlicher Gewichtungsfaktoren ergeben, durch die Überprüfung verschiedener Modelle illustriert werden.

5. Empirische Illustration: Ereignisanalyse und Gewichtung

In einem ersten Schritt werden die ereignisanalytischen Modelle jeweils ohne Kovariate mit den Daten der Hauptstudie unter Verwendung unterschiedlicher Gewichtungsfaktoren überprüft.

Alle folgenden Modelle wurden mit dem Programmpaket TDA geschätzt (vgl. Blossfeld/Rohwer 1995; Rohwer 1994). Bereits in den Modellen ohne Kovariate werden nur die Personen berücksichtigt, deren Informationen auch in die Modelle mit Kovariaten eingehen. Der Zeitveränderlichkeit von Kovariaten wird durch Episodensplitting Rechnung getragen. Bei der Gewichtung wurde auf die Normierung auf die ungewichtete Episodenzahl verzichtet. Dies erscheint angesichts der hier verfolgten methodischen Zielsetzung angebracht, da die entsprechende Normierung keinen Einfluß auf die Parameterschätzungen hätte; allerdings würden die Standardfehler größer ausfallen, weil hierdurch die Episodenzahl jeweils verringert würde. Die Befragten aus den neuen und den alten Bundesländern werden in allen folgenden Analysen in einem Modell berücksichtigt. Dieses Vorgehen erscheint hier angebracht, da der methodische Aspekt im Vordergrund steht und es in erster Linie um die Veränderung der Koeffizienten je nach verwendeten Gewichtungsfaktoren geht. Unter rein inhaltlichen Aspekten erschiene dagegen eine getrennte Betrachtung sinnvoll; im folgenden wird daher auch auf eine inhaltliche Interpretation weitgehend verzichtet. Verwitwungen wurden als zensierte Beobachtungen betrachtet; ihre Berücksichtigung als separater Übergang hätte allerdings auf die Schätzung der Kovariateneffekte bezüglich des Ereignisses Scheidung keinen Einfluß.

Daneben besteht die Möglichkeit, verwitwete Ehen als solche mit unendlicher Dauer zu betrachten. Daher wurde in einem zweiten Schritt für diese Ehen von einer Verweildauer von 70 Ehejahren ausgegangen, einer Dauer also, die länger als die höchste tatsächlich beobachtete ist. Die Resultate bei diesem Vorgehen unterscheiden sich aber praktisch nicht von den hier berichteten.

Tabelle 5.1: Modelle ohne Kovariate

		Einfaches Exponential-Modell				
		I	II	III	IV	V
Konstante	A	-3.5115 (0.0204)	-5.5050 (0.0486)	-5.5126 (0.0486)	-5.3130 (0.0443)	-5.3194 (0.0444)

		Exponential-Modell mit stückweise konstanter Rate				
		I	II	III	IV	V
Periode 1	A _{P1}	-3.3730 (0.0248)	-5.2174 (0.0590)	-5.2258 (0.0591)	-5.0290 (0.0537)	-5.0379 (0.0540)
Periode 2	A _{P2}	-3.7503 (0.0359)	-5.9283 (0.0856)	-5.9312 (0.0854)	-5.7349 (0.0783)	-5.7325 (0.0779)

		Sichel-Modell				
		I	II	III	IV	V
Konstante	A	-4.1550 (0.0363)	-5.8852 (0.0872)	-5.8983 (0.0874)	-5.6951 (0.0796)	-5.7142 (0.0797)
	B	2.0767 (0.0226)	1.9296 (0.0472)	1.9344 (0.0473)	1.9289 (0.0432)	1.9389 (0.0433)
Episoden		4879	4953	4954	4949	4951
Ereignisse		2400	424	423	509	508

- I Ungewichtete Daten
- II Gewichtungsfaktoren auf der Basis aller Screening-Interviews nach der Stabilität der ersten Ehe, Geschlecht und aktuellem Wohnort.
- III Gewichtungsfaktoren auf der Basis aller Screening-Interviews nach der Stabilität der ersten Ehe.
- IV Gewichtungsfaktoren auf der Basis der Screening-Interviews bis zur ersten Erfüllung einer Sollvorgabe nach der Stabilität der der ersten Ehe, Geschlecht und aktuellem Wohnort.
- V Gewichtungsfaktoren auf der Basis der Screening-Interviews bis zur ersten Erfüllung einer Sollvorgabe nach der Stabilität der der ersten Ehe.

Die Modelle ohne Kovariate sind in Tabelle 5.1 dargestellt. Es werden zum einen die aus dem gesamten und aus dem reduzierten (bis zur ersten Erfüllung der Sollvorgaben) Screening-Datensatz abgeleiteten Gewichte benutzt, die alle drei Schichtungskriterien berücksichtigen. Zum anderen werden die Gewichtungsfaktoren verwendet, die sich nur auf die Stabilität der ersten Ehe

Bei den angegebenen Parametern handelt es sich in allen folgenden Modellen jeweils um den natürlichen Logarithmus der in den Formeln verwendeten Terme, z.B. gilt beim Sichel-Modell $A = \ln(a)$ bzw. $\exp(A) = a$. Bei Kovariateneffekten sind dementsprechend die $-$ Koeffizienten wiedergegeben.

beziehen. Zunächst werden das einfache Exponential-Modell und das Exponential-Modell mit abschnittsweise konstanter Rate überprüft. In den Modellen mit abschnittsweise konstanten Raten werden zwei Perioden unterschieden, wobei die erste die ersten 13 Ehejahre umfaßt und die zweite die restlichen. Daneben wird ein weiteres Modell, das sogenannte Sichelmodell, überprüft, das die Annahme eines nicht-monotonen, glockenförmigen Ratenverlaufs ermöglicht (vgl. Diekmann/Mitter 1984b: 152f). Dieses Modell erwies sich als sehr gute Approximation des empirisch über die Zeit beobachteten Ratenverlaufs (Diekmann/Mitter 1984a). Die Modellierung der Rate wird dabei durch (27) wiedergegeben, Kovariate werden durch die log-lineare Link-Funktion im a-Term berücksichtigt (vgl. hierzu Gleichung (21)):

(27)

$$r_{(t,x)} = a t \exp\left(-\frac{t}{b}\right) \quad a, b > 0$$

Man erkennt in Tabelle 5.1, daß in den Modellen mit den ungewichteten Daten (Modelle I) die Rate höhere Werte annimmt als in den Modellen mit den gewichteten Daten. Dies war angesichts der stärkeren Repräsentation von Geschiedenen im ungewichteten Datensatz zu erwarten. Bei Verwendung der Gewichte aus dem reduzierten Screening-Datensatz (Modelle IV und V) ergibt sich eine höhere Zahl von Geschiedenen als bei Zugrundelegung aller Screening-Interviews (Modelle II und III). Dementsprechend nimmt die Rate im zuerst genannten Fall auch höhere Werte an. Dagegen sind zwischen den Modellen II und III respektive IV und V, bei denen die Gewichtungsfaktoren jeweils auf derselben Datenbasis (vollständiger bzw. reduzierter Screening-Datensatz) beruhen, praktisch keine Unterschiede feststellbar. Dies ist natürlich auch zu erwarten, da die Schätzungen jeweils auf derselben Zahl Geschiedener basieren und da keine Kovariaten berücksichtigt werden. Weiterhin zeigt sich, daß die Konstanten in allen Modellen signifikant von 0 verschieden sind. Die Ergebnisse in Tabelle 5.1 bestätigen noch eine weitere Erwartung: In den Modellen mit gewichteten Daten sind die Standardfehler aller Koeffizienten größer und damit die t-Werte kleiner als in den Modellen mit ungewichteten Daten. Somit befindet man sich bei der Einstufung der Signifikanz der Effekte auf der sicheren Seite. Als inhaltliches Resultat ist beim Exponential-Modell mit stückweise konstanter Rate erwartungskonform festzustellen, daß die Rate in den ersten 13 Ehejahren in allen Modellen jeweils höher als in den späteren Jahren ist.

Die tatsächlich festgestellte Differenz zwischen den Fallzahlen ist dabei auf Rundungsfehler zurück-

Im folgenden werden multivariate Modelle zur Erklärung der Ehestabilität überprüft, wobei in der Literatur gut bestätigte Einflußfaktoren des Scheidungsrisikos herangezogen werden. Zunächst wird kurz auf diese Prädiktoren und die theoretischen Erwartungen hinsichtlich ihrer Einflußnahme eingegangen.

Urbanisierungsgrad: In der Literatur werden verschiedene Gründe für den Einfluß des Stadt-Land-Unterschieds auf das Scheidungsrisiko angeführt: So werden das sozial-normative Milieu, die geringere soziale Eingebundenheit in Großstädten, aber auch Selektivitätseffekte insofern, als "Angehörige von Berufsgruppen, die auf dem Lande von besonderer Bedeutung sind (Landwirte und mithelfende Familienangehörige), sich fast nie scheiden lassen" (Hartmann 1989: 92). Wenn man als Indikator für den Urbanisierungsgrad die Einwohnerzahl verwendet, dann kann folgende Hypothese formuliert werden:
H1: In Orten mit geringerer Einwohnerzahl ist das Scheidungsrisiko niedriger.

Scheidung der Eltern: Für den positiven Einfluß der Scheidung der Eltern auf das Scheidungsrisiko ihrer Kinder werden im Rahmen der Transmissionshypothese als potentielle Mechanismen beispielsweise der durch die Scheidung entstehende Streß, der vor allem heranwachsende Scheidungswaisen zwingt, frühzeitig Erwachsenen-Rollen zu übernehmen, unzureichende soziale Kontrolle durch das verbliebene Elternteil, das "Modell-Lernen" von bestimmten Konfliktlösungsstrategien, über die Erfahrung der potentiellen Instabilität vermittelt fehlendes Vertrauen in die Dauerhaftigkeit einer Ehe mit den Folgen unzureichender Investitionen in ehespezifisches Kapital oder auch die ökonomische Deprivation infolge der Scheidung der Eltern angeführt (vgl. Diekmann/Engelhardt 1995, Glenn/Kramer 1987, McLanahan/Bumpass 1988). Auch sind die aus den elterlichen Einflußversuchen gegen eine Scheidung resultierenden sozialen und/oder emotionalen Scheidungskosten für Personen mit geschiedenen Eltern wohl geringer. Somit ist zu erwarten:

H2: Paare mit Scheidungserfahrung aus dem Elternhaus unterliegen einem größeren Scheidungsrisiko als die anderen Paare.

Scheidungserfahrung des Partners: Der das Scheidungsrisiko erhöhende Einfluß (vgl. Martin/Bumpass 1989; White 1990) der Scheidungserfahrung kann zum Teil über ähnliche Mechanismen begründet werden wie bei den Eltern: Sowohl die Auffassung von Scheidung als Konfliktlösungsstrategie als auch das fehlende Vertrauen in die Dauerhaftigkeit einer Ehe mit den Folgen unzureichender Investitionen in ehespezifisches Kapital wirken destabilisierend. Gleichzeitig kann die erlebte Möglichkeit der Wiederheirat zu einer verstärkten Wahrnehmung von Alternativen zur bestehenden Ehe führen. Somit kann formuliert werden:

H3: Wenn der Partner vorher bereits geschieden war, ist das Scheidungsrisiko höher.

Kirchliche Trauung, katholische Homogamie: Kirchliche Trauung und die katholische Konfessionszugehörigkeit werden als Indikatoren für die Bedeutung, die einer Ehe zugeschrieben wird, verwendet. Es wird erwartet:

H4a: Kirchlich getraute Paare haben ein niedrigeres Scheidungsrisiko als 'nur' standesamtlich getraute.

H4b: Wenn beide Partner katholisch sind, ist das Scheidungsrisiko geringer.

Heiratsalter: Hinsichtlich der Wirkung des Heiratsalters werden ebenfalls verschiedene Argumente vorgebracht (vgl. z.B. Booth/Edwards 1985, Dyer 1986, Kopp 1994, Morgan/Rindfuss 1985): Zunächst

zuführen.

²⁰ Daneben könnten auch andere, in die gleiche Richtung zielende Indikatoren, wie beispielsweise die Häufigkeit von Gottesdienstbesuchen, herangezogen werden. Hierbei ist retrospektiv allerdings mit größeren Meßproblemen zu rechnen als bei den beiden hier verwendeten Indikatoren.

wird auf die mangelhafte Rollenperformanz sowie auf die fehlende emotionale und soziale Reife in jungen Ehen verwiesen. Außerdem wird mit unterschiedlichen Erfahrungen bezüglich der Entscheidung für einen Lebensstil und bei der Partnerwahl argumentiert und es wird angeführt, daß unterschiedliche lebenszyklische Ereignisse je nach Heiratsalter parallel zur ehelichen Beziehung auftreten, was zu Doppelbelastungen führen kann. Daneben ist eine frühe Heirat häufig mit einer Schwangerschaft oder vorehelichen Geburt verbunden, wodurch es zu einer übereilten Heirat kommen kann. Zudem wird ein höheres Heiratsalter als Indikator für eine längere und intensivere Suche aufgefaßt, aus der eine bessere Qualität der Paarbildung und damit ein höherer Ehenutzen resultiert (vgl. Becker 1991). Alle diese Argumente führen zu folgender Erwartung:

H5: Je höher das Heiratsalter ist, um so geringer ist das Scheidungsrisiko.

Bildungshomogamie: Die Bildungshomogamie wird als Indikator für die Übereinstimmung der Partner hinsichtlich ihrer Interessen verwendet. Es wird erwartet, daß die Interessen von Partnern mit gleicher Schulbildung einander ähnlicher sind als die von Partnern mit unterschiedlicher Bildung. Dies führt zu einer besseren Ehequalität und erhöht somit die Ehestabilität.

Somit gilt:

H6: Bei Paaren mit gleicher Schulbildung der Partner ist die Wahrscheinlichkeit einer Ehescheidung niedriger als bei Paaren mit unterschiedlicher Schulbildung.

Voreheliche Kohabitation: Ein immer wieder festgestelltes Ergebnis der Scheidungsforschung besteht darin, daß Paare, die vor der Ehe bereits zusammengelebt hatten, mit höherer Wahrscheinlichkeit geschieden werden (vgl. DeMaris/Rao 1992; Teachman/Polonko 1990; Trussell/Rao 1989). Daher wird folgende Vermutung überprüft:

H7: Wenn die Partner vorehelich zusammenlebten, ist das Scheidungsrisiko höher.

Vorhandensein von Kindern: Die Existenz von Kindern nimmt über mindestens zwei Mechanismen Einfluß auf die Ehestabilität. Zum einen erhöhen sie den in einer Ehe erzielbaren Nutzen und hierdurch auch die Wahrscheinlichkeit der Stabilität (vgl. z.B. Becker 1976, Lillard/Waite 1993). Zum anderen stellen sie insofern eine Investition in ehespezifisches Kapital dar, als die Möglichkeit zur positiv bewerteten Interaktion mit ihnen durch die Trennung der Eltern zumindest für einen Partner stark eingeschränkt wird. Abgesehen von Unterhaltsverpflichtungen stellen damit Kinder zumindest für diesen Partner einen bei der Entscheidung bezüglich einer Ehescheidung zu berücksichtigenden Kostenfaktor dar. Einschränkend ist allerdings anzumerken, daß die stabilitätsfördernde Wirkung vor allem für jüngere Kinder zutrifft (vgl. White/Booth/Edwards 1986). Ein in der Literatur immer wieder zu findendes Ergebnis besteht im negativen Zusammenhang zwischen dem Vorhandensein von Kindern und der Ehequalität (vgl. Engfer/Gavranidou/Heinig 1988; Johnson/White/Edwards/Booth 1986; White/Booth/Edwards 1986; Schneewind et al. 1992): Als Ursachen für die Verringerung der ehelichen Qualität im Zusammenhang mit Kindern werden beispielsweise die Verringerung des den Partnern für ihre dyadische Interaktion zur Verfügung stehenden Zeitbudgets, die Erhöhung des Konfliktpotentials, weil die Kinder zu neuen Verpflichtungen führen und daher auch eine Veränderung der bisherigen Arbeitsteilung bewirken,

²¹ Ein weiteres Argument, die mit steigendem Alter abnehmende Größe des Heiratsmarktes mit der Konsequenz hierdurch erhöhter Suchkosten und den relativ unattraktiven, auf dem Markt verbliebenen potentiellen Partnern, spricht für eine Umkehrung des Einflusses ab einem gewissen Alter: Insgesamt wäre dann ein u-förmiger Einfluß des Heiratsalters auf das Scheidungsrisiko zu vermuten (Becker/Landes/Michael 1977). Diese Hypothese wird in den folgenden Analysen allerdings nicht überprüft.

²² Auch hier, wie bereits bei der Scheidungserfahrung des Partners bzw. aus dem Elternhaus, ist die Wechselwirkung zwischen der Antizipation ehelicher Instabilität und dem Ehenutzen zu erkennen: Zum einen verringert die Einschätzung, daß die Ehe instabil ist, die Wahrscheinlichkeit einer Entscheidung für ein Kind, zum anderen bedeutet dies einen Verzicht auf die Realisierung bestimmter, mit der Ehe verbundener Vorteile (und umgekehrt).

und/oder eventuell auftretende finanzielle Belastungen angeführt. Diese negativen Effekte sind nun vor allem dann noch viel eher zu erwarten, wenn es sich nicht um gemeinsame Kinder handelt. Darüber hinaus können nicht geplante Kinder in die gleiche Richtung wirken, wobei hier davon ausgegangen wird, daß dies vor allem für voreheliche Kinder zutrifft. Folgende Hypothesen werden daher überprüft:

H8a: Paare mit gemeinsamen Kindern haben ein geringeres Scheidungsrisiko als die anderen Paare.

H8b: Paare mit nicht-gemeinsamen Kindern haben ein höheres Scheidungsrisiko als die anderen Paare.

H8c: Paare mit vorehelich geborenen Kindern haben ein höheres Scheidungsrisiko als die anderen Paare.

Wohneigentum: Materieller Besitz stellt einen Indikator für den Wohlstand dar. Sofern es sich um gemeinsamen Besitz handelt, ist zu erwarten, daß er über seine Wirkung als Barriere ehestabilisierend wirkt. Dagegen ist zu vermuten, daß alleiniger Besitz die Unabhängigkeit und damit das Scheidungsrisiko erhöht. Es werden folgende Hypothesen formuliert

H9a: Wenn die Partner gemeinsam Wohneigentum besitzen, ist das Scheidungsrisiko geringer.

H9b: Wenn mindestens ein Partner allein Wohneigentum besitzt, ist das Scheidungsrisiko höher.

Berufsausbildung: Hier ist zwischen Männern und Frauen zu unterscheiden.

Männer: Eine Berufsausbildung ist über höheres Einkommen mit einem höheren Ehenutzen verknüpft.

Frauen: Zum einen ist über den gleichen Mechanismus wie bei Männern ein höherer Ehenutzen zu erwarten. Zum anderen kann es insofern, als berufliche Ausbildung einen Indikator für auf dem Arbeitsmarkt verwertbares Humankapital darstellt, sein, daß bei gemeinsamer Haushaltsführung mögliche Spezialisierungsgewinne nicht realisiert werden, wodurch ein geringerer Ehenutzen vorherzusagen ist (vgl. Becker 1976, 1991, Diekmann/Klein 1991). Somit gilt:

H10a: Je höher die berufliche Ausbildung des Ehemannes ist, um so geringer ist die Wahrscheinlichkeit einer Ehescheidung.

H10b: Hinsichtlich der Wirkung der Berufsausbildung der Frau ist keine eindeutige Vorhersage möglich.

Erwerbstätigkeit: Hier ist wiederum zwischen Männern und Frauen zu unterscheiden.

Männer: Erwerbstätigkeit hat über die Erzielung von Einkommen einen positiven Einfluß auf den Ehenutzen.

Frauen: Zum einen ist über den gleichen Mechanismus wie bei Männern ein höherer Ehenutzen und damit ein geringeres Scheidungsrisiko erwartbar. Zum anderen kann es über die fehlende Realisierung von Spezialisierungsgewinnen einer gemeinsamen Haushaltsführung (vgl. die Argumentation hinsichtlich der beruflichen Ausbildung), über die Doppelbelastung durch Erwerbs- und Haushaltsarbeit, über die fehlende Zeit für gemeinsame Unternehmungen und/oder über die größere finanzielle Unabhängigkeit der Frau zu einer Erhöhung des Risikos kommen (vgl. für eine ausführliche Diskussion Hill/Kopp 1994). Somit gilt:

H11a: Erwerbstätige Männer haben ein geringeres Scheidungsrisiko als nichterwerbstätige.

H11b: Hinsichtlich der Wirkung der Erwerbstätigkeit der Frau ist keine eindeutige Vorhersage möglich.

Heiratskohorte: Kohortenzugehörigkeit wird als Proxy-Indikator für den Wandel der gesellschaftlichen und wirtschaftlichen Rahmenbedingungen, denen die Paare der entsprechenden Kohorte in ähnlicher Weise ausgesetzt sind und die die Handlungsentscheidungen beeinflussen, aufgefaßt. Als Hypothese wird daher formuliert:

H12: Je jünger die Heiratskohorte ist, um so höher ist das Scheidungsrisiko.

Neben diesen Variablen, für die theoretisch begründet ein Einfluß auf die Ehestabilität vermutet wird, werden alle Modelle unter Kontrolle der Schichtungsvariablen berechnet. Außerdem wird kontrolliert, ob beide Partner die deutsche Staatsbürgerschaft haben und ob die Ehe in der ehemaligen DDR geschlossen wurde. Der Zeitveränderlichkeit bestimmter Kovariate (Hausbesitz, Kinder, Berufstätigkeit) wurde durch Episodensplitting Rechnung getragen. Die Exponential-

Modelle sind in Tabelle 5.2, die Sichel-Modelle in Tabelle 5.3 dargestellt; zum Vergleich wurde in jeder Tabelle das ungewichtete Modell (I) wiedergegeben.

Tabelle 5.2: Exponential-Modelle

Daneben wurden auch Modelle mit abschnittsweise konstanter Rate berechnet. Da die Ergebnisse, denen der einfachen Exponential-Modelle sehr ähnlich sind, wird auf ihre Darstellung verzichtet. In einem weiteren Schritt wurden die Modelle II und IV jeweils ohne Kontrolle der beiden Schichtungsvariablen Geschlecht und Wohnort überprüft. Auch hierdurch ergaben sich praktisch keine Veränderungen. Referenzkategorien in allen Modellen sind: 'mehr als 100.000 Einwohner', 'nicht beide deutsch', 'nicht beide katholisch', 'Eltern nicht geschieden', 'Partner nicht geschieden', 'keine kirchliche Trauung', 'unterschiedlicher Schulabschluß', 'kein voreheliches Zusammenleben', 'keine voreheliche Geburt', 'kein nicht gemeinsames Kind', 'kein gemeinsames Kind', 'kein alleiniger Hausbesitz', 'kein gemeinsamer Hausbesitz', 'Frau: ohne Berufsausbildung', 'Mann: ohne Berufsausbildung', 'Frau: ohne Fachhochschul-/Hochschulabschluß', 'Mann: ohne Fachhochschul-/Hochschulabschluß', 'Frau: nicht vollzeit erwerbstätig', 'Mann: nicht vollzeit erwerbstätig', 'Kohorte bis 1960', 'Heirat nicht in der DDR', 'alte Bundesländer' und 'Frau befragt'.

	I		II		III	
	Std.- Fehler		Std.- Fehler		Std.- Fehler	
Konstante	-1.5911	0.2053	-1.8692	0.5135	-1.9446	0.5170
Wohnortgröße bis 100.000	-0.2850	0.0436	-0.3606	0.1041	-0.3790	0.1041
beide deutsch	-0.0081	0.0737	0.1096	0.1782	0.1132	0.1784
beide katholisch	-0.0701	0.0538	-0.0450	0.1325	-0.0384	0.1296
Eltern geschieden	0.1206	0.0582	0.2484	0.1392	0.2895	0.1398
Partner geschieden	0.5317	0.0870	0.9697	0.2128	0.9696	0.2154
kirchliche Trauung	-0.4070	0.0490	-0.5967	0.1175	-0.6031	0.1173
Frau: Heiratsalter	-0.0406	0.0068	-0.0641	0.0172	-0.0671	0.0171
Mann: Heiratsalter	-0.0237	0.0057	-0.0374	0.0135	-0.0370	0.0137
gleicher Schulabschluß	-0.2148	0.0559	-0.3330	0.1340	-0.3200	0.1345
vorehel. Zusammenleben	0.2592	0.0478	0.3766	0.1163	0.3985	0.1161
voreheliche Geburt	-0.0900	0.0795	-0.0627	0.1886	-0.1422	0.1932
nicht gemeinsames Kind ^a	0.3011	0.1054	0.2855	0.2561	0.3426	0.2609
gemeinsames Kind ^a	-0.0671	0.0487	-0.1898	0.1156	-0.2405	0.1149
alleiniger Hausbesitz ^a	0.2140	0.0726	0.1822	0.1755	0.1798	0.1727
gemeinsamer Hausbesitz ^a	-0.0743	0.0549	-0.2801	0.1321	-0.2546	0.1306
Frau: Berufsausbildung	-0.1045	0.0533	-0.0921	0.1321	-0.1219	0.1301
Mann: Berufsausbildung	-0.2053	0.0698	-0.4706	0.1644	-0.3375	0.1710
Frau: Uni-/FH-Abschluß	-0.0875	0.0813	0.0246	0.1975	-0.0687	0.1984
Mann: Uni-/FH-Abschluß	-0.4884	0.0839	-0.8506	0.2020	-0.6807	0.2069
Frau: vollzeit beschäftigt ^a	0.3125	0.0457	0.4549	0.1096	0.3888	0.1086
Mann: vollzeit beschäftigt ^a	-0.5185	0.0731	-0.7827	0.1688	-0.7301	0.1749
Kohorte 61-70	0.7776	0.0661	0.9884	0.1574	1.0131	0.1577
Kohorte 71-80	1.0165	0.0676	1.1871	0.1600	1.2083	0.1610
Kohorte 81-96	1.2507	0.0736	1.2153	0.1751	1.2245	0.1758
Ort der Heirat: DDR	0.3447	0.0927	0.3956	0.2280	0.4411	0.2300
neue Bundesländer	-0.5860	0.0938	-0.5735	0.2301	-0.9394	0.2338
Mann befragt	0.0468	0.0415	-0.2185	0.1028	0.0481	0.0990
Zahl der Personen	4879		4953		4954	
Zahl der Ereignisse	2400		424		423	
Zahl der Episoden	12512		13945		13921	

Fortsetzung ...

Fortsetzung ...

	I		IV		V	
	Std.-Fehler		Std.-Fehler		Std.-Fehler	
Konstante	-1.5911	0.2053	-1.8262	0.4685	-1.8367	0.4700
Wohnortgröße bis 100.000	-0.2850	0.0436	-0.3613	0.0950	-0.3745	0.0949
beide deutsch	-0.0081	0.0737	0.1023	0.1646	0.1038	0.1626
beide katholisch	-0.0701	0.0538	-0.0472	0.1228	-0.0409	0.1181
Eltern geschieden	0.1206	0.0582	0.2230	0.1268	0.2790	0.1275
Partner geschieden	0.5317	0.0870	0.9407	0.1939	0.9461	0.1960
kirchliche Trauung	-0.4070	0.0490	-0.5847	0.1077	-0.5930	0.1070
Frau: Heiratsalter	-0.0406	0.0068	-0.0624	0.0157	-0.0657	0.0156
Mann: Heiratsalter	-0.0237	0.0057	-0.0366	0.0123	-0.0364	0.0125
gleicher Schulabschluß	-0.2148	0.0559	-0.3200	0.1222	-0.3152	0.1227
vorehel. Zusammenleben	0.2592	0.0478	0.3702	0.1058	0.3917	0.1059
voreheliche Geburt	-0.0900	0.0795	-0.0649	0.1700	-0.1388	0.1761
nicht gemeinsames Kind ^a	0.3011	0.1054	0.3056	0.2311	0.3413	0.2374
gemeinsames Kind ^a	-0.0671	0.0487	-0.1845	0.1056	-0.2320	0.1049
alleiniger Hausbesitz ^a	0.2140	0.0726	0.1729	0.1613	0.1825	0.1576
gemeinsamer Hausbesitz ^a	-0.0743	0.0549	-0.2789	0.1212	-0.2476	0.1192
Frau: Berufsausbildung	-0.1045	0.0533	-0.0949	0.1214	-0.1210	0.1186
Mann: Berufsausbildung	-0.2053	0.0698	-0.4731	0.1510	-0.3305	0.1557
Frau: Uni-/FH-Abschluß	-0.0875	0.0813	0.0289	0.1800	-0.0686	0.1808
Mann: Uni-/FH-Abschluß	-0.4884	0.0839	-0.8492	0.1847	-0.6711	0.1884
Frau: vollzeit beschäftigt ^a	0.3125	0.0457	0.4407	0.1004	0.3850	0.0991
Mann: vollzeit beschäftigt ^a	-0.5185	0.0731	-0.7791	0.1546	-0.7175	0.1595
Kohorte 61-70	0.7776	0.0661	0.9573	0.1433	1.0032	0.1439
Kohorte 71-80	1.0165	0.0676	1.1672	0.1455	1.2001	0.1470
Kohorte 81-96	1.2507	0.0736	1.2113	0.1594	1.2274	0.1604
Ort der Heirat: DDR	0.3447	0.0927	0.3699	0.2047	0.4357	0.2093
neue Bundesländer	-0.5860	0.0938	-0.4545	0.2056	-0.9214	0.2127
Mann befragt	0.0468	0.0415	-0.0491	0.0936	0.0481	0.0903
Zahl der Personen	4879		4949		4951	
Zahl der Ereignisse	2400		509		508	
Zahl der Episoden	12512		13906		13860	

I Ungewichtete Daten

II Gewichtungsfaktoren auf der Basis aller Screening-Interviews nach der Stabilität der ersten Ehe, Geschlecht und aktuellem Wohnort.

III Gewichtungsfaktoren auf der Basis aller Screening-Interviews nach der Stabilität der ersten Ehe.

IV Gewichtungsfaktoren auf der Basis der Screening-Interviews bis zur ersten Erfüllung einer Sollvorgabe nach der Stabilität der der ersten Ehe, Geschlecht und aktuellem Wohnort.

V Gewichtungsfaktoren auf der Basis der Screening-Interviews bis zur ersten Erfüllung einer Sollvorgabe nach der Stabilität der der ersten Ehe.

^a Zeitveränderliche Kovariate

Tabelle 5.3: Sichel-Modelle

		I		II		III	
			Std.- Fehler		Std.- Fehler		Std.- Fehler
Konstante	A	-2.2986	0.2108	-2.2645	0.5250	-2.3566	0.5293
	B	2.5469	0.0422	2.2466	0.0747	2.2600	0.0758
Wohnortgröße bis 100.000		-0.2805	0.0436	-0.3572	0.1043	-0.3746	0.1042
beide deutsch		0.0088	0.0739	0.1076	0.1783	0.1167	0.1785
beide katholisch		-0.0657	0.0538	-0.0446	0.1326	-0.0401	0.1296
Eltern geschieden		0.1148	0.0583	0.2484	0.1393	0.2915	0.1399
Partner geschieden		0.5358	0.0880	0.9415	0.2137	0.9371	0.2167
kirchliche Trauung		-0.3892	0.0489	-0.5721	0.1174	-0.5804	0.1172
Frau: Heiratsalter		-0.0419	0.0068	-0.0627	0.0171	-0.0661	0.0170
Mann: Heiratsalter		-0.0259	0.0057	-0.0394	0.0134	-0.0388	0.0137
gleicher Schulabschluß		-0.2491	0.0561	-0.3574	0.1343	-0.3494	0.1349
vorehel. Zusammenleben		0.2654	0.0479	0.3695	0.1158	0.3911	0.1157
voreheliche Geburt		-0.0015	0.0790	-0.0014	0.1877	-0.0826	0.1921
nicht gemeinsames Kind ^a		0.1788	0.1054	0.2066	0.2551	0.2704	0.2599
gemeinsames Kind ^a		-0.4116	0.0491	-0.4542	0.1166	-0.5049	0.1158
alleiniger Hausbesitz ^a		0.0855	0.0733	0.1561	0.1767	0.1482	0.1742
gemeinsamer Hausbesitz ^a		-0.2460	0.0564	-0.3054	0.1354	-0.2866	0.1339
Frau: Berufsausbildung		-0.1236	0.0533	-0.0944	0.1320	-0.1260	0.1302
Mann: Berufsausbildung		-0.2242	0.0699	-0.4987	0.1646	-0.3593	0.1712
Frau: Uni-/FH-Abschluß		-0.0977	0.0814	0.0325	0.1977	-0.0582	0.1988
Mann: Uni-/FH-Abschluß		-0.5323	0.0842	-0.8885	0.2027	-0.7151	0.2075
Frau: vollzeit beschäftigt ^a		0.3500	0.0457	0.4890	0.1095	0.4314	0.1084
Mann: vollzeit beschäftigt ^a		-0.5716	0.0730	-0.8564	0.1689	-0.8043	0.1752
Kohorte 61-70		0.7090	0.0671	0.8003	0.1585	0.8229	0.1588
Kohorte 71-80		0.9403	0.0707	0.8851	0.1645	0.9062	0.1656
Kohorte 81-96		1.3989	0.0798	1.0613	0.1865	1.0766	0.1874
Ort der Heirat: DDR		0.3816	0.0940	0.4001	0.2298	0.4490	0.2326
neue Bundesländer		-0.6172	0.0954	-0.5745	0.2323	-0.9481	0.2367
Mann befragt		0.0600	0.0415	-0.2106	0.1030	0.0568	0.0992
Zahl der Personen		4879		4953		4954	
Zahl der Ereignisse		2400		424		423	
Zahl der Episoden		12512		13945		13921	

Fortsetzung ...

Fortsetzung ...

		I		IV		V	
		Std.-Fehler		Std.-Fehler		Std.-Fehler	
Konstante	A	-2.2986	0.2108	-2.2154	0.4785	-2.2620	0.4812
	B	2.5469	0.0422	2.2426	0.0679	2.2708	0.0698
Wohnortgröße bis 100.000		-0.2805	0.0436	-0.3588	0.0951	-0.3699	0.0950
beide deutsch		0.0088	0.0739	0.1001	0.1647	0.1078	0.1627
beide katholisch		-0.0657	0.0538	-0.0471	0.1229	-0.0421	0.1182
Eltern geschieden		0.1148	0.0583	0.2222	0.1269	0.2807	0.1276
Partner geschieden		0.5358	0.0880	0.9147	0.1947	0.9158	0.1973
kirchliche Trauung		-0.3892	0.0489	-0.5603	0.1076	-0.5704	0.1069
Frau: Heiratsalter		-0.0419	0.0068	-0.0611	0.0156	-0.0648	0.0155
Mann: Heiratsalter		-0.0259	0.0057	-0.0387	0.0123	-0.0382	0.0124
gleicher Schulabschluß		-0.2491	0.0561	-0.3423	0.1225	-0.3445	0.1230
vorehel. Zusammenleben		0.2654	0.0479	0.3629	0.1055	0.3850	0.1055
voreheliche Geburt		-0.0015	0.0790	-0.0037	0.1692	-0.0782	0.1751
nicht gemeinsames Kind ^a		0.1788	0.1054	0.2260	0.2302	0.2658	0.2366
gemeinsames Kind ^a		-0.4116	0.0491	-0.4497	0.1066	-0.5000	0.1057
alleiniger Hausbesitz ^a		0.0855	0.0733	0.1459	0.1625	0.1465	0.1589
gemeinsamer Hausbesitz ^a		-0.2460	0.0564	-0.3030	0.1241	-0.2853	0.1222
Frau: Berufsausbildung		-0.1236	0.0533	-0.0973	0.1213	-0.1261	0.1186
Mann: Berufsausbildung		-0.2242	0.0699	-0.5004	0.1512	-0.3518	0.1559
Frau: Uni-/FH-Abschluß		-0.0977	0.0814	0.0348	0.1802	-0.0596	0.1812
Mann: Uni-/FH-Abschluß		-0.5323	0.0842	-0.8861	0.1853	-0.7053	0.1890
Frau: vollzeit beschäftigt ^a		0.3500	0.0457	0.4729	0.1003	0.4274	0.0989
Mann: vollzeit beschäftigt ^a		-0.5716	0.0730	-0.8532	0.1547	-0.7909	0.1597
Kohorte 61-70		0.7090	0.0671	0.7693	0.1443	0.8171	0.1449
Kohorte 71-80		0.9403	0.0707	0.8674	0.1495	0.9069	0.1512
Kohorte 81-96		1.3989	0.0798	1.0557	0.1696	1.0915	0.1711
Ort der Heirat: DDR		0.3816	0.0940	0.3739	0.2064	0.4443	0.2117
neue Bundesländer		-0.6172	0.0954	-0.4529	0.2076	-0.9305	0.2155
Mann befragt		0.0600	0.0415	-0.0398	0.0937	0.0573	0.0905
Zahl der Personen		4879		4949		4951	
Zahl der Ereignisse		2400		509		508	
Zahl der Episoden		12512		13906		13860	

I Ungewichtete Daten

II Gewichtungsfaktoren auf der Basis aller Screening-Interviews nach der Stabilität der ersten Ehe, Geschlecht und aktuellem Wohnort.

III Gewichtungsfaktoren auf der Basis aller Screening-Interviews nach der Stabilität der ersten Ehe.

IV Gewichtungsfaktoren auf der Basis der Screening-Interviews bis zur ersten Erfüllung einer Sollvorgabe nach der Stabilität der der ersten Ehe, Geschlecht und aktuellem Wohnort.

V Gewichtungsfaktoren auf der Basis der Screening-Interviews bis zur ersten Erfüllung einer Sollvorgabe nach der Stabilität der der ersten Ehe.

^a Zeitveränderliche Kovariate

In inhaltlicher Hinsicht fällt zunächst auf, daß in allen Modellen die sich als signifikant auszeichnenden Effekte den Erwartungen entsprechen. Bezüglich der Indikatoren für das Einkommenspotential mit den nicht eindeutig formulierten Hypothesen für die Ehefrau fällt vor allem der Einfluß der Berufstätigkeit auf: Es zeigt sich durchgängig der scheidungsrisikofördernde Effekt weiblicher Erwerbstätigkeit.

Unter dem methodischen Aspekt ist bemerkenswert, daß in den Modellen mit wenigen Ausnahmen dieselben inhaltlichen Merkmale als (mindestens auf 10%-Niveau) signifikante Einflußfaktoren identifiziert werden. Eine Ausnahme stellt der alleinige Hausbesitz dar, der im Exponential-Modelle mit den ungewichteten Daten als signifikant ausgewiesen wird, nicht jedoch in den anderen Modellen. Eine weitere Ausnahme bildet das Merkmal 'gemeinsame Kinder', welches beim Exponential-Modell nur in den Modellen III, IV und V einen signifikant stabilisierenden Effekt hat. Bemerkenswert sind die relativ geringen Unterschiede sowohl zwischen den unterschiedlich gewichteten Modellen des gleichen Typs, als auch zwischen den beiden Modelltypen bei gleichem Gewichtungsfaktor. Weiterhin fällt bei näherer Betrachtung auf, daß die Standardfehler bei Verwendung der gewichteten Daten immer höher ausfallen als bei Benutzung der ungewichteten. Fast immer führt dies auch zu geringeren t-Werten und damit zu einem geringeren Signifikanzniveau der einzelnen Parameter. Sofern dies nicht der Fall ist, liegt es daran, daß neben dem Standardfehler auch der Parameterwert größer wird. Dabei wird in den

Der Einfluß des aktuellen Wohnortes scheint allerdings mit der speziellen Verteilung der Stichprobe zusammenzuhängen: Die Ehen von Personen, die in den neuen Bundesländern leben, sind durch eine höhere Ehedauer gekennzeichnet und gehören häufiger zu älteren Heiratskohorten. Dieses Resultat ist zumindest teilweise wohl auch auf die höhere Mobilität vor kurzem Geschiedener zurückzuführen. Allerdings ist hier bezüglich der Interpretation insofern Vorsicht angebracht, als es auch gute Gründe gibt, von einer umgekehrten Kausalrichtung, somit also von einer Wechselwirkung zwischen Frauenerwerbstätigkeit und der Ehestabilität auszugehen. Diekmann vermutet, "daß der Wandel der Institution 'Familie' von einem beständigen System wechselseitigen Austauschs und ökonomischer Sicherheit zu einem riskanten Unternehmen mit erheblichen Konkurschancen auch mit tiefgreifenden Veränderungen im Bildungs-, Ausbildungs- und Erwerbsverhalten der Frauen verbunden ist" (Diekmann 1994: 83) und daher "mit steigendem perzipiertem Ehescheidungsrisiko in der aktuellen Ehe (...) das Ausmaß der Arbeitsmarktaktivitäten von Ehefrauen, insbesondere der Erwerbstätigkeit, anwachsen" (Diekmann 1994: 88; vgl. auch Hartmann 1997: 202ff) wird.

Hinsichtlich der Kinder scheinen weitere Differenzierungen notwendig: So ist beispielsweise, wie oben bereits angemerkt, bei gemeinsamen Kindern zu bedenken, daß sie ab einem gewissen Alter ihren stabilisierenden Effekt verlieren können (vgl. White/Booth/Edwards 1986). Daneben könnten Interaktionseffekte berücksichtigt werden, zum Beispiel könnte jeweils bei der vorehelichen und bei der ehelichen Geburt unterschieden werden, ob es sich um ein gemeinsames Kind mit dem Partner

Sichel-Modellen kein inhaltlich erörterter Effekt signifikant, der es bei Verwendung der ungewichteten Daten nicht ebenfalls bereits war. Bei den Exponential-Modellen weisen dagegen die beiden zeitveränderlichen Kovariate 'gemeinsame Kinder' und 'gemeinsamer Hausbesitz' nur in den Modellen mit gewichteten Daten signifikante Effekte auf, während für diese beiden Faktoren in allen Sichel-Modellen von Null verschiedene Einflußstärken ausgewiesen werden. Das Exponential-Modell nimmt in dieser Hinsicht allerdings auch im Vergleich mit anderen, hier nicht dargestellten Raten-Modellen (Cox-Regression, log-logistisches und generalisiertes log-logistisches Modell, Weibull-Modell) eine Ausnahmestellung ein: Mit den Daten der Befragten, die in den alten Bundesländern leben, werden in all diesen Modellen, die eine Zeitveränderlichkeit der Rate zulassen, für die beiden angesprochenen Faktoren signifikant von Null verschiedene Effekte errechnet, während sich im Exponential-Modell keine signifikante Wirkung ergibt (vgl. Babka von Gostomski/Hartmann/Kopp 1997). Dies läßt vermuten, daß die Annahme der über die Zeit konstanten Rate wohl doch sehr restriktiv ist.

6. Zusammenfassung

Das vorrangige Ziel dieser Arbeit bestand in der Beantwortung des Gewichtungproblems bei disproportional geschichteter Stichprobe unter Verwendung ereignisanalytischer Verfahren. Hierzu wurde zunächst aufgezeigt, warum sich die Gewichtungsproblematik überhaupt ergibt: Wenn die Grundgesamtheit vor der Stichprobenziehung in Teilpopulationen aufgeteilt wird und anschließend innerhalb der Schichten eine Zufallsauswahl stattfindet, dann ist eine Gewichtung erforderlich, sofern Aussagen beabsichtigt sind, die mehrere Schichten zusammenfassen. Nur so können Verzerrungen sowohl hinsichtlich der Parameterschätzungen als auch bezüglich der Standardfehler der Stichprobenverteilung vermieden werden. Neben der Schätzung von deskriptiven univariaten Statistiken betrifft dies auch Zusammenhangsmaße und die Parameterschätzungen bei ereignisanalytischen Verfahren.

Vor diesem Hintergrund wurden auf der Basis des Screening-Datensatzes, der bei der Ermittlung potentieller Zielpersonen für die Hauptstudie des Projekts "Determinanten der Ehescheidung" erhoben wurde, Gewichtungsfaktoren nach den unterschiedlichen Schichtungskriterien Stabilität

der ersten Ehe, Geschlecht und aktueller Wohnort entwickelt. Es wurden dabei jeweils zwei Gewichtungsfaktoren für unterschiedliche Kombinationen der Schichtungsmerkmale bestimmt: Der erste basiert auf der Verteilung der Zielpersonen in allen Screening-Interviews, der zweite beruht auf der Verteilung der Personen bis zur ersten Erfüllung einer Sollvorgabe im Datensatz der Vollinterviews. Daneben wurden für die neuen und alten Bundesländer getrennt Gewichtungsfaktoren entwickelt, die nur die jeweilige Verteilung der Ehestabilität und des Geschlechts berücksichtigen. Diese sind dann von Bedeutung, wenn die Analysen getrennt für neue und alte Bundesländer vorgenommen werden. Angesichts der unterschiedlichen Verteilung hinsichtlich der Ehedauer zwischen alten und neuen Bundesländern scheint ein solches separates Vorgehen angeraten, wobei der Ort der Eheschließung kontrolliert werden sollte.

Durch die Überprüfung von Modellen auf der Basis unterschiedlich gewichteter Daten wurden die theoretischen Überlegungen zur Notwendigkeit einer Gewichtung bei Ereignisanalysen illustriert. Abschließend sei festgestellt, daß es sinnvoll erscheint, die Gewichte auf der Basis aller Screening-Interviews zu verwenden, da ihre Schätzung aufgrund der größeren Zahl von Befragten eine breitere Grundlage besitzt. Allerdings zeigten sowohl die hier berichteten Ergebnisse als auch in diesem Beitrag nicht dargestellte, getrennt für neue und alte Bundesländer durchgeführte Analysen, daß die Parameterschätzungen sich praktisch nicht in Abhängigkeit von den verwendeten Gewichtungsfaktoren verändern.

Literatur

- Allison, Paul D., 1984: Event History Analysis: Regression for Longitudinal Data. Sage University Paper Series on Quantitative Applications in the Social Sciences, 07-046. Beverly Hills: Sage.
- Andreß, Hans-Jürgen, 1992: Einführung in die Verlaufsdatenanalyse. Statistische Grundlagen und Anwendungsbeispiele zur Längsschnittanalyse kategorialer Daten. Köln: Zentrum für Historische Sozialforschung. Supplement No. 5.
- Babka von Gostomski, Christian, 1997: Übereinstimmung und Konsistenz von Proxy- und Beziehungsangaben. S. 85-111 in: Johannes Kopp (Hrsg.): Methodische Probleme der Familienforschung. Zu den praktischen Schwierigkeiten bei der Durchführung einer empirischen Untersuchung. Frankfurt/New York: Campus.
- Babka von Gostomski, Christian, Hartmann, Josef, 1997: Zur Problematik von Retrospektivbefragungen. S. 113-145 in: Johannes Kopp (Hrsg.): Methodische Probleme der Familienforschung. Zu den praktischen Schwierigkeiten bei der Durchführung einer empirischen Untersuchung. Frankfurt/New York: Campus.
- Babka von Gostomski, Christian, Hartmann, Josef, Kopp, Johannes, 1997: Soziostrukturelle Bestimmungsgründe der Ehescheidung. Eine empirische Überprüfung einiger Hypothesen der Familienforschung. Manuskript. Mannheim.
- Becker, Gary S., 1976: A Theory of Marriage. S. 205-250 in: Gary S. Becker: The Economic Approach to Human Behavior. Chicago: The University of Chicago Press.
- Becker, Gary S., 1991: A Treatise on the Family. Enlarged Edition. Cambridge, London: Harvard University Press.
- Becker, Gary S., Landes, Elisabeth M., Michael, Robert T., 1977: An Economic Analysis of Marital Instability. *Journal of Political Economy* 85: 1141-1187.
- Beck-Gernsheim, Elisabeth, 1981: Der geschlechtsspezifische Arbeitsmarkt. Frankfurt/New York: Campus.
- Ben-Akiva, Moshe, Lerman, Steven R., 1985: Discrete Choice Analysis: Theory and Application to Travel Demand. Cambridge, Mass.: MIT Press.
- Benin, Mary Holland, Agostinelli, Joan, 1988: Husbands' and Wives' Satisfaction with the Division of Labor. *Journal of Marriage and the Family* 50: 349-361.
- Blossfeld, Hans-Peter, Hamerle, Alfred, Mayer, Karl Ulrich, 1986: Ereignisanalyse. Statistische Theorie und Anwendung in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften. Frankfurt/New York: Campus.
- Blossfeld, Hans-Peter, Klijzing, Erik, Pohl, Katharina, Rohwer, Götz, 1996: Modellierung paralleler und interdependenter Prozesse in der Bevölkerungswissenschaft. *Konzepte und Methoden am Beispiel der Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 21: 29-56.
- Blossfeld, Hans-Peter, Rohwer, Götz, 1995: Techniques of Event History Modeling. *New Approaches to Causal Analysis*. Mahwah, N.J.: Lawrence Erlbaum Associates.
- Booth, Alan, Edwards, John, 1985: Age at Marriage and Marital Instability. *Journal of Marriage and the Family* 47: 67-75.
- Brüderl, Josef, Diekmann, Andreas, 1994: Bildung, Geburtskohorte und Heiratsalter. Eine vergleichende Untersuchung des Heiratsverhaltens in Westdeutschland, Ostdeutschland und den Vereinigten Staaten. *Zeitschrift für Soziologie* 23: 56-73.
- Chambless, Lloyd E., Boyle, Kerrie E., 1985: Maximum Likelihood Methods for Complex Sample Data: Logistic Regression and Discrete Proportional Hazards Models. *Communications in Statistics - Theory and Methods* 14: 1377-1392.
- Cochran, William G., 1972: Stichprobenverfahren. Berlin: de Gruyter.
- DeMaris, Alfred, Rao, Vaninadha, 1992: Premarital Cohabitation and Subsequent Marital Stability in the United States: A Reassessment. *Journal of Marriage and the Family* 54: 178-190.
- Diekmann, Andreas, 1994: Hat das steigende Ehescheidungsrisiko das berufliche Engagement von Frauen gefördert? *Soziale Welt* 45: 83-97.
- Diekmann, Andreas, 1995: Empirische Sozialforschung. Grundlagen, Methoden, Anwendungen. Reinbek: Rowohlt.

- Diekmann, Andreas, Engelhardt, Henriette, 1995: Die soziale Vererbung des Scheidungsrisikos. Eine empirische Untersuchung der Transmissionshypothese mit dem deutschen Familiensurvey. *Zeitschrift für Soziologie* 24: 215-228.
- Diekmann, Andreas, Klein, Thomas, 1991: Bestimmungsgründe des Ehescheidungsrisikos. Eine empirische Untersuchung mit den Daten des sozioökonomischen Panels. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 43: 271-290.
- Diekmann, Andreas, Mitter, Peter, 1984a: A Comparison of the 'Sickle Function' with Alternative Stochastic Models of Divorce Rates. Pp. 123-153 in: Andreas Diekmann, Peter Mitter (eds.): *Stochastic Modelling of Social Processes*. Orlando: Academic Press.
- Diekmann, Andreas, Mitter, Peter, 1984b: *Methoden zur Analyse von Zeitverläufen*. Stuttgart: Teubner.
- England, Paula, Farkas, George, 1986: *Households, Employment, and Gender. A Social, Economic, and Demographic View*. New York: Aldine.
- Dyer, Everett D., 1986: Scheidung und Scheidungsfolgen in den USA. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 38: 581-600.
- Engfer, Anette, Gavranidou, Maria, Heinig, Lind, 1988: Veränderungen in Ehe und Partnerschaft nach der Geburt von Kindern: Ergebnisse einer Längsschnittstudie. *Verhaltensmodifikation und Verhaltensmedizin* 9: 297-311.
- Fienberg, Stephen, 1977: *The Analysis of Cross-Classified Categorical Data*. Cambridge, Mass.: MIT Press.
- Forschungsprojekt "Migrationspotentiale" (Esser, Hartmut, Kalter, Frank), 1994: *Beispiele bisheriger inhaltlicher Analysen - Anlage zum Zwischenbericht*. Universität Mannheim.
- Frankel, Martin, 1983: Sampling Theory. S. 21-67 in: Peter H. Rossi, James D. Wright, Andy B. Anderson (eds.): *Handbook of Survey Research*. New York: Academic Press.
- Glenn, Norval D., Kramer, Kathryn B., 1987: The Marriages and Divorces of the Children of Divorce. *Journal of Marriage and the Family* 49: 811-825.
- Hartmann, Josef, 1997: Die Messung der subjektiven Einschätzung der ehelichen Instabilität. Übertragung und Überprüfung eines Meßvorschlages. S. 177-209 in: Johannes Kopp (Hrsg.): *Methodische Probleme der Familienforschung. Zu den praktischen Schwierigkeiten bei der Durchführung einer empirischen Untersuchung*. Frankfurt/New York: Campus.
- Hartmann, Peter H., 1989: *Warum dauern Ehen nicht ewig? Eine Untersuchung zum Scheidungsrisiko und seinen Ursachen*. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Henry, Gary T., 1990: *Practical Sampling*. Newbury Park: Sage.
- Hill, Paul B., Kopp, Johannes, 1994: Frauenerwerbstätigkeit und Ehescheidung. S. 398-421 in: Petra Beckmann, Gerhard Engelbrech (eds.): *Arbeitsmarkt für Frauen 2.000 - Ein Schritt vor oder ein Schritt zurück? Kompendium zur Erwerbstätigkeit von Frauen*. Nürnberg: Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (BeitrAB 179).
- Hoem, Jan M., 1989: The Issue of Weights in Panel Surveys of Individual Behavior. Pp. 539-565 in: Daniel Kasprzyk, Greg Duncan, Graham Kalton, M.P. Singh (eds.): *Panel Surveys*. New York: John Wiley & Sons.
- Höpflinger, François, 1986: Die Wahrnehmung familialen Verhaltens im Paarvergleich. Ergebnisse einer Schweizer Paarbefragung. *Zeitschrift für Soziologie* 15: 68-74.
- Infratest Burke Sozialforschung, 1996: *Determinanten der Ehescheidung. Methodenbericht*. München.
- Kalbfleisch, John D., Prentice Ross L., 1980: *The Statistical Analysis of Failure Time Data*. New York: John Wiley & Sons.
- Johnson, David R., White, Lynn K., Edwards, John N., Booth, Alan, 1986: Dimensions of Marital Quality. Toward Methodological and Conceptual Refinement. *Journal of Family Issues* 7: 31-49.
- Kirschner, Hans-Peter, 1984: ALLBUS 1980: Stichprobenziehung und Gewichtung. S. 114-182 in Karl Ulrich Mayer, Peter Schmidt (Hrsg.): *Allgemeine Bevölkerungsumfrage in den Sozialwissenschaften*. Frankfurt: Campus.
- Kish, Leslie, 1965: *Survey Sampling*. New York: John Wiley & Sons.
- Kopp, Johannes, 1994: *Scheidung in der Bundesrepublik. Zur Erklärung des langfristigen Anstiegs der Scheidungsraten*. Wiesbaden: Deutscher Universitäts-Verlag.

- Künzler, Jan, 1995a: Familiäre Arbeitsteilung in der Bundesrepublik Deutschland 1988. S.149-169 in: Uta Gerhardt, Stefan Hradil, Doris Lucke, Bernhard Nauck (Hrsg.): Familie der Zukunft. Lebensbedingungen und Lebensformen. Opladen: Leske + Budrich.
- Künzler, Jan, 1995b: Geschlechtsspezifische Arbeitsteilung: Die Beteiligung von Männern im Haushalt im internationalen Vergleich. Zeitschrift für Frauenforschung 13: 115-132.
- Laird, Nan, Olivier, Donald, 1981: Covariance Analysis of Censored Survival Data Using Log-Linear Analysis Techniques. Journal of the American Statistical Association 76: 231-240.
- Liebetrau, Albert, M., 1983: Measures of Association. Sage University Paper Series on Quantitative Applications in the Social Sciences, 07-032. Beverly Hills: Sage.
- Lillard, Lee A., Waite, Linda J., 1993: A Joint Model of Marital Childbearing and Marital Disruption. Demography 30: 653-681.
- Maier, Gunther, Weiss, Peter, 1990: Modelle diskreter Entscheidungen: Theorie und Anwendung in den Sozial- und Wirtschaftswissenschaften. Wien, New York: Springer.
- Manski, Charles F., Lerman, Steven R., 1977: The Estimation of Choice Probabilities from Choice Based Samples. Econometrica 45: 1977-1988.
- Martin, Teresa Castro, Bumpass, Larry L., 1989: Recent Trends in Marital Disruption. Demography 26: 37-51.
- McLanahan, Sara, Bumpass, Larry, 1988: Intergenerational Consequences of Family Disruption. American Journal of Sociology 94: 130-152.
- Morgan, S. Philip, Rindfuss, R.R., 1985: Marital Disruption: Structural and Temporal dimensions. American Journal of Sociology 90: 1050-1077.
- Opp, Karl Dieter, Schmidt, Peter, 1976: Einführung in die Mehrvariablenanalyse. Reinbek: rororo.
- Petersen, Trond, 1995: Analysis of Event Histories. Pp. 453-517 in: Gerhard Arminger, Clifford C. Clogg, Michael E. Sobel (eds.): Handbook of Statistical Modeling for the Social and Behavioral Sciences. New York/London: Plenum Press.
- Reynolds, H.T., 1977: Analysis of Nominal Data. Sage University Paper Series on Quantitative Applications in the Social Sciences, 07-007. Beverly Hills: Sage.
- Rohwer, Götz, 1994: TDA Working Papers. Bremen: Universität Bremen.
- Sachs, Lothar, 1992: Angewandte Statistik. Anwendung statistischer Methoden. 7. Auflage. Berlin: Springer.
- Schneewind, Klaus, Vaskovics, Laszlo A., Backmund, Veronika, Buba, Hanspeter, Rost, Harald, Schneider, Norbert, Sierwald, Wolfgang, Vierzigmann, Gabriele, 1992: Optionen der Lebensgestaltung junger Ehen und Kinderwunsch. (Verbundstudie). Studie im Auftrag des Bundesministeriums für Familie und Senioren. Stuttgart: Kohlhammer.
- Schneider, Hilmar, 1991: Verweildaueranalyse mit GAUSS. Frankfurt/New York: Campus.
- Schnell, Rainer, Hill, Paul B., Esser, Elke, 1995: Methoden der empirischen Sozialforschung. 5. Auflage. München/Wien: Oldenbourg.
- Smith, T.M.F., 1988: To Weight or not to Weight, That is the Question. S. 437-446 in: J.M. Bernardo, M.H. DeGroot, D.V. Lindley, A.F.M. Smith (eds.): Bayesian Statistics 3. Oxford: Clarendon Press.
- Smith, T.M.F., 1989: Introduction to Part B. S. 135-147 in: C.J. Skinner, D. Holt, T.M.F. Smith (eds.): Analysis of Complex Surveys. Chichester: John Wiley & Sons.
- Stenger, Horst, 1986: Stichproben. Heidelberg/Wien: Physica-Verlag.
- Teachman, Jay D., Polonko, Karen A., 1990: Cohabitation and Marital Stability in the United States. Social Forces 69: 207-220.
- Thiessen, Victor, Rohlinger, Harald, 1988: Die Verteilung von Aufgaben und Pflichten im ehelichen Haushalt. Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 40: 640-658.
- Trussell, James, Rao, K. Vaninadha, 1989: Feedback: Premarital Cohabitation and Marital Stability: A Reassessment of the Canadian Evidence. Journal of Marriage and the Family 51: 535-540.
- Tuma, Nancy Brandon, Hannan, Michael T., 1984: Social Dynamics. Models and Methods. Orlando: Academic Press.
- White, Lynn K., 1990: Determinants of Divorce: A Review of Research in the Eighties. Journal of Marriage and the Family 53: 904-912.

- White, Lynn K., Booth Alan, Edwards, John N., 1986: Children and Marital Happiness. Why the Negative Correlation? *Journal of Family Issues* 7: 131-147.
- Yamaguchi, Kazuo, 1991: *Event History Analysis*. Newbury Park: Sage.
- Zeh, Jürgen, 1987: Stichprobenbildung bei Telefonumfragen. *Angewandte Sozialforschung* 14: 337-347.