

Sonderdruck aus:

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Petra Beckmann und Stefan Bender

Arbeitslosigkeit in ostdeutschen Familien

26. Jg./1993

2

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (MittAB)

Die MittAB verstehen sich als Forum der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. Es werden Arbeiten aus all den Wissenschaftsdisziplinen veröffentlicht, die sich mit den Themen Arbeit, Arbeitsmarkt, Beruf und Qualifikation befassen. Die Veröffentlichungen in dieser Zeitschrift sollen methodisch, theoretisch und insbesondere auch empirisch zum Erkenntnisgewinn sowie zur Beratung von Öffentlichkeit und Politik beitragen. Etwa einmal jährlich erscheint ein „Schwerpunktheft“, bei dem Herausgeber und Redaktion zu einem ausgewählten Themenbereich gezielt Beiträge akquirieren.

Hinweise für Autorinnen und Autoren

Das Manuskript ist in dreifacher Ausfertigung an die federführende Herausgeberin Frau Prof. Jutta Allmendinger, Ph. D. Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 90478 Nürnberg, Regensburger Straße 104 zu senden.

Die Manuskripte können in deutscher oder englischer Sprache eingereicht werden, sie werden durch mindestens zwei Referees begutachtet und dürfen nicht bereits an anderer Stelle veröffentlicht oder zur Veröffentlichung vorgesehen sein.

Autorenhinweise und Angaben zur formalen Gestaltung der Manuskripte können im Internet abgerufen werden unter http://doku.iab.de/mittab/hinweise_mittab.pdf. Im IAB kann ein entsprechendes Merkblatt angefordert werden (Tel.: 09 11/1 79 30 23, Fax: 09 11/1 79 59 99; E-Mail: ursula.wagner@iab.de).

Herausgeber

Jutta Allmendinger, Ph. D., Direktorin des IAB, Professorin für Soziologie, München (federführende Herausgeberin)
Dr. Friedrich Buttler, Professor, International Labour Office, Regionaldirektor für Europa und Zentralasien, Genf, ehem. Direktor des IAB
Dr. Wolfgang Franz, Professor für Volkswirtschaftslehre, Mannheim
Dr. Knut Gerlach, Professor für Politische Wirtschaftslehre und Arbeitsökonomie, Hannover
Florian Gerster, Vorstandsvorsitzender der Bundesanstalt für Arbeit
Dr. Christof Helberger, Professor für Volkswirtschaftslehre, TU Berlin
Dr. Reinhard Hujer, Professor für Statistik und Ökonometrie (Empirische Wirtschaftsforschung), Frankfurt/M.
Dr. Gerhard Kleinhenz, Professor für Volkswirtschaftslehre, Passau
Bernhard Jagoda, Präsident a.D. der Bundesanstalt für Arbeit
Dr. Dieter Sadowski, Professor für Betriebswirtschaftslehre, Trier

Begründer und frühere Mitherausgeber

Prof. Dr. Dieter Mertens, Prof. Dr. Dr. h.c. mult. Karl Martin Bolte, Dr. Hans Büttner, Prof. Dr. Dr. Theodor Ellinger, Heinrich Franke, Prof. Dr. Harald Gerfin, Prof. Dr. Hans Kettner, Prof. Dr. Karl-August Schäfer, Dr. h.c. Josef Stingl

Redaktion

Ulrike Kress, Gerd Peters, Ursula Wagner, in: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit (IAB), 90478 Nürnberg, Regensburger Str. 104, Telefon (09 11) 1 79 30 19, E-Mail: ulrike.kress@iab.de: (09 11) 1 79 30 16, E-Mail: gerd.peters@iab.de: (09 11) 1 79 30 23, E-Mail: ursula.wagner@iab.de: Telefax (09 11) 1 79 59 99.

Rechte

Nachdruck, auch auszugsweise, nur mit Genehmigung der Redaktion und unter genauer Quellenangabe gestattet. Es ist ohne ausdrückliche Genehmigung des Verlages nicht gestattet, fotografische Vervielfältigungen, Mikrofilme, Mikrofotos u.ä. von den Zeitschriftenheften, von einzelnen Beiträgen oder von Teilen daraus herzustellen.

Herstellung

Satz und Druck: Tümmels Buchdruckerei und Verlag GmbH, Gundelfinger Straße 20, 90451 Nürnberg

Verlag

W. Kohlhammer GmbH, Postanschrift: 70549 Stuttgart; Lieferanschrift: Heßbrühlstraße 69, 70565 Stuttgart; Telefon 07 11/78 63-0; Telefax 07 11/78 63-84 30; E-Mail: waltraud.metzger@kohlhammer.de, Postscheckkonto Stuttgart 163 30. Girokonto Städtische Girokasse Stuttgart 2 022 309. ISSN 0340-3254

Bezugsbedingungen

Die „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ erscheinen viermal jährlich. Bezugspreis: Jahresabonnement 52,- € inklusive Versandkosten: Einzelheft 14,- € zuzüglich Versandkosten. Für Studenten, Wehr- und Ersatzdienstleistende wird der Preis um 20 % ermäßigt. Bestellungen durch den Buchhandel oder direkt beim Verlag. Abbestellungen sind nur bis 3 Monate vor Jahresende möglich.

Zitierweise:

MittAB = „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ (ab 1970)
Mitt(IAB) = „Mitteilungen“ (1968 und 1969)
In den Jahren 1968 und 1969 erschienen die „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ unter dem Titel „Mitteilungen“, herausgegeben vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit.

Internet: <http://www.iab.de>

Arbeitslosigkeit in ostdeutschen Familien

Der Einfluß des Familienkontexts auf das individuelle Arbeitslosigkeitsrisiko

Petra Beckmann und Stefan Bender*

Die Frage, welche Personen in Ostdeutschland von Arbeitslosigkeit besonders betroffen sind, fand bisher nahezu ausschließlich auf individueller Ebene Beachtung. Aus der Tatsache, daß aber fast alle Arbeitslosen in einen Familienverband eingebunden sind, folgt notwendigerweise, daß sich Arbeitslosigkeit für die Mehrheit der Betroffenen nicht als ein rein individuelles Problem darstellt, sondern auch Auswirkungen auf andere Familienmitglieder haben kann und vice versa.

Diese Sichtweise wurde zwar schon verschiedentlich bei der Erklärung der hohen Frauenarbeitslosigkeit eingenommen, indem das hohe Arbeitslosigkeitsrisiko von Frauen neben den bekannten Arbeitsmarkthemmnissen wie Alter, Geschlecht und Qualifikation vor allem auf familienkontextbedingte Erklärungsvariablen – und hier insbesondere auf das Vorhandensein von kleineren Kindern – zurückgeführt wurde, ohne jedoch bisher ausreichend empirisch überprüft worden zu sein.

Kern der hier vorliegenden Untersuchung war daher, die Arbeitslosigkeit eines Individuums in Zusammenhang zu bringen mit dem Familienkontext, in den der einzelne eingebunden ist. Auf diese Weise sollte zum einen dargestellt werden, wie groß der Kreis der durch die Arbeitslosigkeit eines Individuums direkt Betroffenen ist und wie sich dieser zusammensetzt. Zum anderen sollte untersucht werden, welchen Einfluß das Vorhandensein von Kindern tatsächlich auf das Arbeitslosigkeitsrisiko des einzelnen ausübt.

Die überdurchschnittlich hohe Arbeitslosenquote bei den Alleinerziehenden und Alleinlebenden ließ bereits erkennen, daß man nicht generell von einem erhöhten Arbeitslosigkeitsrisiko von Familien mit Kindern im Unterschied zu Familien ohne Kinder sprechen kann. Dieser Befund wurde erhärtet durch die Ergebnisse der sich anschließenden Logit-Analyse, indem der zunächst festgestellte grundsätzliche Einfluß des Familienkontexts auf das Arbeitslosigkeitsrisiko letztendlich nicht auf das Vorhandensein von Kindern, sondern auf das Fehlen eines Partners im Haushalt zurückgeführt werden konnte.

Gliederung

- 1 Einleitung
- 2 Hypothese und Fragestellung
- 3 Datengrundlage
- 4 Methodisches Vorgehen
 - 4.1 Deskriptive Analyse
 - 4.2 Multivariate Analyse
- 5 Zusammenfassung und Schlußbetrachtung

Literatur

Anhang A

Anhang B

1 Einleitung

Die politische Wende im November 1989 leitete in Ostdeutschland einen in seiner Dauer und Intensität noch nicht absehbaren gesamtgesellschaftlichen Wandel ein, der mit dem Inkrafttreten der Währungs-, Wirtschafts- und Sozialunion zum 01. Juli 1990 auf ökonomischer Ebene einen völligen Zusammenbruch zur Folge hatte.

Der drastische Rückgang der Produktion ließ Kurzarbeit und Arbeitslosigkeit entstehen; der kontinuierliche Anstieg der Arbeitslosenzahlen seit 1990 – mit einem leichten Rückgang zum Jahresende 1992 – ist ein Indiz dafür, daß ein umfassender wirtschaftlicher Aufschwung noch nicht stattgefunden hat¹.

Die Frage, welche Personen in Ostdeutschland von Arbeitslosigkeit besonders betroffen² sind, fand bisher nahezu ausschließlich auf individueller Ebene Beachtung. So ist die Tatsache, daß es sich bei fast zwei Drittel aller arbeitslos Gemeldeten um Frauen handelt, ein wichtiger – wenn auch unerfreulicher – Befund in der Analyse von Erwerbsverläufen von Individuen, er sagt jedoch noch nichts darüber aus, wie groß der Kreis der durch die Arbeitslosigkeit eines Individuums direkt Betroffenen tatsächlich ist und wie sich dieser zusammensetzt. Führt man den Gedankengang am Beispiel arbeitsloser Frauen weiter, so läßt allein der Umstand, daß zwei Drittel verheiratet sind und mit ihrem Ehepartner zusammenleben, darauf schließen, daß sich Arbeitslosigkeit für die Mehrheit der Betroffenen nicht als ein rein individuelles Problem darstellt, sondern auch Auswirkungen auf andere Familien-

* Dipl.-Soz. Petra Beckmann und Dipl.-Soz. Stefan Bender sind Wiss. Mitarbeiter im IAB. Der Beitrag liegt in der alleinigen Verantwortung der Autoren.

¹ Arbeitslose in Ostdeutschland im Dezember 1990: 642.182, Juni 1992: 842.504, Dezember 1991: 1.037.709, Juli 1992: 1.123.202, Dezember 1992: 1.086.464 (vgl. Amtliche Nachrichten der Bundesanstalt für Arbeit: Arbeitsmarkt 1991; IAB-Werkstattberichte Nr. 1.7/15.07.92, Nr. 1.127 15.12.92).

Mit „Betroffenheit“ von Arbeitslosigkeit ist hier immer der Tatbestand gemeint, daß jemand zum Befragungszeitpunkt arbeitslos ist. Der Begriff „Betroffenheit“ wird daher hier anders verwendet als dies im IAB üblicherweise geschieht, indem Betroffenheit nicht als das Produkt aus dem Zugangsrisiko und der Dauer der Arbeitslosigkeit (Rudolph 1992, S. 152) definiert wird.

mitglieder haben wird. Die bisher zu diesem Thema vorliegenden empirischen Ergebnisse aus Untersuchungen in Westdeutschland bestätigen dies (vgl. z.B. Brinkmann 1984, Hess et al. 1991, Vaskowics 1991, Bundesanstalt für Arbeit 1992, S. 27 ff.).

Daß dieser Rückkopplungsprozeß zwischen dem Individuum und der Gemeinschaft, in der der einzelne lebt, nicht nur in dieser Hinsicht stattfindet und eine zentrale Rolle spielt, sondern bei allen wesentlichen Entscheidungsprozessen, die den Haushalts- oder Familienverband betreffen, sollte selbstverständlich sein. Um so erstaunlicher ist es, daß sich in der Literatur hierzu fast keine Hinweise bzw. Untersuchungsergebnisse finden, die diesen Aspekt berücksichtigen, von wenigen Ausnahmen abgesehen (vgl. z.B. Meyer 1992).

Gemessen an der sozial- und arbeitsmarktpolitischen Bedeutung des Themas Arbeitslosigkeit in Familien, was bspw. die wirtschaftlichen Folgen und die sozialen und psychischen Kosten von Arbeitslosigkeit angeht, sind die empirischen Ergebnisse für die Bundesrepublik Deutschland hierzu insgesamt als eher mager und sehr selektiv zu beurteilen, was nicht zuletzt darauf beruhen dürfte, daß das Thema für die empirische Sozialforschung allgemein schwer zugänglich ist.

Auch dieser Beitrag kann – nicht zuletzt wegen des zugrundeliegenden Datenmaterials – nur den quantitativen Aspekt des Problems Arbeitslosigkeit in Familien behandeln, für den bisher noch keine empirischen Ergebnisse für Ostdeutschland vorliegen. Entsprechendes gilt auch für die qualitative Analyse der individuellen psycho-sozialen Auswirkungen von Arbeitslosigkeit und deren Folgewirkungen auf den Familienverband (Partnerbeziehung, Verhältnis zu den Kindern), zumal die reine Übertragung westdeutscher Befunde auf die in vielerlei Hinsicht grundverschiedene Situation von Arbeitslosen im Osten Deutschlands zu kurz greifen dürfte.

2 Hypothese und Fragestellung

Das Thema Arbeitslosigkeit in ostdeutschen Familien soll in diesem Beitrag primär unter arbeitsmarktpolitischen Gesichtspunkten analysiert werden, indem die folgende Hypothese überprüft wird:

Es wird vermutet, daß Personen mit Kindern nicht so flexibel auf veränderte Anforderungen des Arbeitsmarktes reagieren können wie Personen ohne Kinder und damit einem erhöhten Risiko, arbeitslos zu werden und zu bleiben bzw. arbeitslos sein zu müssen, ausgesetzt sind. Dies gilt insbesondere für Alleinerziehende ohne Partner, die hinsichtlich ihrer Mobilitätsmöglichkeiten in hohem Maße von der Unterstützung durch öffentliche oder private Institutionen abhängen.

Diese Hypothese findet sich in der bisher zu dem Thema Arbeitslosigkeit in Ostdeutschland vorliegenden Literatur implizit immer wieder (Holst/Schupp 1991, S. 11;

Engelbrech 1991 S. 653; Schuldt 1992, S. 70 f.), ohne jedoch empirisch überprüft worden zu sein. So wird verschiedentlich auf das Arbeitsmarkthemmnis – oder besser gesagt das Wiedereinstellungshemmnis – Nummer Eins bei Frauen hingewiesen, die i.a.R. Alleinzuständigkeit für Familienpflichten, womit in erster Linie die Betreuung von Kindern gemeint ist, und dieses zur Erklärung der höheren Arbeitslosigkeit von Frauen herangezogen. Der Frage, ob diesem Faktor grundsätzlich die Bedeutung zukommt, die ihm vielfach beigemessen wird, soll in diesem Beitrag mit Hilfe einer multivariaten Analyse, d.h. unter Kontrolle aller anderen bekannten Arbeitsmarkthemmnisse – soweit diese zugänglich sind -, nachgegangen werden.

3 Datengrundlage

Grundlage der folgenden empirischen Analysen ist die im Oktober/November 1991 im Rahmen des IAB-Projekts 3/2-399 „Strukturen und Determinanten der Erwerbsbeteiligung von Frauen und Männern im Gebiet der ehemaligen DDR“ durchgeführte persönliche Befragung³. Insgesamt wurden 9.695 repräsentativ ausgewählte Personen im erwerbsfähigen Alter zwischen 15 und 60 Jahren in Ostdeutschland zu ihrem Erwerbsverhalten und ihren Erwerbswünschen befragt; Schüler, Studenten und Auszubildende gehörten nicht zur Grundgesamtheit⁴. Die Ausschöpfungsquote lag bei 54,7%.

Von den 9.695 Befragten waren 52% Frauen und 48% Männer. Bei diesen und allen nachfolgenden im Text genannten Zahlen handelt es sich um ungewichtete Daten. Vergleiche mit Eckdaten aus der amtlichen Statistik (Mikrozensus April 1991) ließen hinsichtlich einiger zentraler Stichprobenmerkmale (Geschlecht, Alter, allgemeinbildender Schulabschluß, Berufsabschluß, Haushaltsgröße) keine wesentlichen strukturellen Verzerrungen in der Stichprobe erkennen⁵, so daß auf eine Gewichtung der Daten verzichtet wurde⁶.

Auch im Hinblick auf das Erwerbsverhalten von Männern und Frauen bildet die zugrundeliegende Stichprobe bei ausreichender Fallzahl die Realität angemessen ab, wie aus Vergleichen mit amtlichen Daten der Bundesanstalt für Arbeit hervorgeht. Das kann am Beispiel der Arbeitslosen veranschaulicht werden (vgl. Tabelle 1 und Tabelle 2).

Einige wesentliche Strukturmerkmale der Arbeitslosen in der Befragung, für die noch keine Vergleichsmöglichkeiten mit amtlichen Daten vorliegen, enthält Tabelle A.1 im Anhang A.

Neben der Frage nach der Repräsentativität der Daten spielt die Tatsache, daß es sich bei allen Personengruppen einer Befragung zu einem bestimmten Stichtag grundsätzlich um Bestandsstichproben handelt, eine entscheidende Rolle im Hinblick auf die Fragestellung, die mit einem Personenbestand bearbeitet werden kann und der damit verbundenen Aussagefähigkeit der Ergebnisse einer Analyse.

Aufgrund des Bestandscharakters der zugrundeliegenden Befragung können die nachfolgenden Analysen daher nicht zu Aussagen über „die Arbeitslosen“ kommen, da Arbeitslosigkeit kein statischer Zustand ist, sondern durch ein hohes Maß an Dynamik geprägt ist. Es ist daher noch einmal deutlich hervorzuheben, daß es sich in diesem Beitrag nur um eine statische Betrachtung von Arbeitslosigkeit handeln kann, die demzufolge nur Analysen und Aussagen über die Arbeitslosenstruktur zu einem bestimmten Stichtag zuläßt.

³ Die Studie wurde im Auftrag des IAB durchgeführt und mit Mitteln des Europäischen Sozialfonds (ESF) gefördert.

⁴ Eine detaillierte Beschreibung der Stichprobenbildung, der Durchführung der Feldarbeit sowie der Datenbereinigung findet sich im Methodenbericht „Strukturen und Determinanten der Erwerbsbeteiligung in den Neuen Bundesländern“, EMNID-Institut, Bielefeld, Januar 1992.

⁵ Vgl. hierzu auch die Übersicht „Verteilung demographischer Merkmale im Vergleich“ als Anlage zum o.g. Methodenbericht.

⁶ Zu den Problemen der Gewichtung von Umfragedaten vgl. z.B. Rothe 1990, Schnell 1993.

Tabelle 1: Erwerbsstatus der Befragten

| | Insgesamt | | Männer | | Frauen | |
|--|-----------|-------|--------|-------|--------|-------|
| | n | % | n | % | n | % |
| Befragte insgesamt | 9695 | 100,0 | 4644 | 100,0 | 5051 | 100,0 |
| arbeitslos und arbeitslos gemeldet | 1207 | 12,4 | 462 | 9,9 | 745 | 14,7 |
| arbeitslos, aber nicht arbeitslos gemeldet | 96 | 1,0 | 35 | 0,8 | 61 | 1,2 |

Quelle: IAB-Projekt 3/2-399, 1991.

Tabelle 2: Arbeitslosenquoten und Frauenanteil an den Arbeitslosen

| | Befragung | | Bundesanstalt für Arbeit (nur arbeitslos Gemeldete) |
|----------------------------------|---------------------|---|--|
| | arbeitslos gemeldet | arbeitslos gemeldet/ nicht arbeitslos gemeldet | |
| Arbeitslosenquote | | | |
| insgesamt | 12,4 | 13,4 | 11,8 |
| Männer | 9,9 | 10,7 | 8,9 |
| Frauen | 14,7 | 15,9 | 14,7 |
| Frauenanteil an den Arbeitslosen | 61,7 | 61,9 | 61,6 |

Quellen: IAB-Projekt 3/2-399, 1991.

Amtliche Nachrichten der Bundesanstalt für Arbeit (1992): Arbeitsmarkt 1991, Nürnberg.

Auf die wichtigsten Charakteristika eines Arbeitslosenbestands sei an dieser Stelle nur stichwortartig hingewiesen (vgl. hierzu ausführlich Egle/Karr/Leupoldt 1980, Gramer/Karr/Rudolph 1986, Rudolph 1992):

- Nur rund ein Drittel der Arbeitslosen eines Jahres wird bei einer Bestandsstichprobe einbezogen, weil
- im Arbeitslosenbestand Arbeitslose mit Vermittlungsschwierigkeiten überrepräsentiert sind.
- Das hat zur Folge, daß die Struktur eines Bestandes eine nach verschiedenen Merkmalen einseitige Auswahl der Arbeitslosen darstellt, die zu einer Dauerverzerrung in Richtung Langzeitarbeitslose führt.
- Die Verzerrungen führen im einzelnen zu einer Überrepräsentanz an
 - Frauen,
 - Verheirateten,
 - Arbeitslosen mit gesundheitlichen Einschränkungen,
 - älteren Arbeitslosen (besonders über 50jährigen),
 - Arbeitslosen ohne abgeschlossene Berufsausbildung.

Es ist daher anzunehmen, daß auch der hier zu analysierende Arbeitslosenbestand durch ein hohes Verbleibsrisiko geprägt ist. Genauere Angaben hierzu können jedoch nicht gemacht werden, da keine Informationen über die Zugänge in und Abgänge aus Arbeitslosigkeit vorliegen. Wenn im folgenden vom Arbeitslosigkeitsrisiko die Rede sein wird, ist daher tendenziell immer das Risiko, in Arbeitslosigkeit zu verbleiben, gemeint.

⁷ Ist im folgenden daher die Rede von Kindern, so sind hiermit immer Kinder unter 16 Jahren gemeint.

4 Methodisches Vorgehen

4.1 Deskriptive Analyse

Die Operationalisierung der in Kapitel 2 beschriebenen Fragestellung erfordert zum einen eine Definition bzw. Typisierung der sozialen Gruppe „Familie“ und zum anderen die eines Indikators zur Messung des Arbeitslosigkeitsrisikos von Familien.

4.1.1 Die Familientypen der Analyse und ihre sozio-demographische Zusammensetzung

Die Differenzierung der Familientypen im Zusammenhang mit dem Problem Arbeitslosigkeit beruht zum einen auf familiensoziologischen Überlegungen und zum anderen auf o.g. arbeitsmarktpolitischen Erwägungen. So werden konventionelle Familienformen, wie Ehepaare mit und ohne Kinder, von anderen Formen des Zusammenlebens, wie unverheiratete Paare oder Alleinerziehende, unterschieden.

Im einzelnen lagen der Typisierung von Familien folgende Überlegungen zugrunde:

1. Berücksichtigt wurden nur Kinder unter 16 Jahren, da man hier i.d.R. davon ausgehen kann, daß diese noch im elterlichen Haushalt wohnen bzw. auf den Unterhalt durch ihre Eltern angewiesen sind⁷.
2. Familien mit Kindern wurden unterteilt in vollständige (Ehepaare mit Kindern) und unvollständige Familien (Alleinerziehende, d.h. verheiratete Getrenntlebende, Geschiedene, Verwitwete, Ledige mit Kindern).
3. Alleinerziehende sowie Befragte ohne Kinder wurden danach unterschieden, ob ein Partner im Haushalt lebt oder nicht. Ausgehend von der Annahme, daß sich die Struktur einer Lebens- und Wirtschaftsgemeinschaft (Familie) nicht am Familienstand ihrer Mitglieder

festmacht, sondern an den Familienmitgliedern per se, wurden kinderlose Paare inhaltlich mit kinderlosen Ehepaaren gleichgestellt und Alleinerziehende mit Partner mit Ehepaaren mit Kindern.

Es ergeben sich somit folgende *Familientypen*:

Familien mit Kindern

- (1) Verheiratete
- (2) Alleinerziehende mit Partner
- (3) Alleinerziehende ohne Partner

Familien ohne Kinder

- (4) Verheiratete
- (5) Personen mit Partner
- (6) Personen ohne Partner

In der Analyse werden die einzelnen Befragten entsprechend ihren Angaben zu Familienstand/Partnerbeziehung sowie Zahl und Alter der Kinder den o.g. Familientypen zugeordnet. Dementsprechend verbirgt sich im folgenden hinter der Betrachtung der Arbeitslosigkeit in Familien ausschließlich die Arbeitslosigkeit des Befragten, der einem bestimmten Familientyp angehört. Der Erwerbsstatus anderer erwachsener Familienmitglieder wird nicht berücksichtigt, da keine erschöpfenden Angaben hierzu vorliegen⁸.

Betrachtet man die demographische Zusammensetzung der einzelnen Arbeitslosen-Familientypen⁹ hinsichtlich einiger arbeitsmarktrelevanter Merkmale wie Geschlecht, Alter, Kinderzahl und Qualifikation, so zeigen sich folgende Unterschiede und Gemeinsamkeiten (vgl. Tabelle A.2 im Anhang A):

Den größten Frauenanteil weisen mit nahezu 75% die Arbeitslosen des Familientyps 'Alleinerziehende' auf; bei den Verheirateten liegt er zwischen 61% und 69% und bei den Kinderlosen zwischen 54% und 44%, so daß nur bei den Arbeitslosen des Typs 'kinderlos ohne Partner' die Männer überwiegen.

Das durchschnittliche Alter liegt mit 49 Jahren bei den Arbeitslosen des Familientyps 'Verheiratete ohne Kinder' (unter 16 Jahren) am höchsten und schwankt in den anderen Gruppen nur unwesentlich zwischen 32 und 35 Jahren.

Dem Familientyp entsprechend stellt sich auch die unterschiedliche Altersverteilung innerhalb der jeweiligen Gruppen dar. So ist der überwiegende Teil der Arbeitslosen mit Kindern zwischen 25 und 34 Jahren alt, wohingegen bei den Arbeitslosen ohne Kinder die 15-24jährigen prozentual am stärksten vertreten sind.

Von den Familien mit Kindern haben die Verheirateten durchschnittlich 1,7 Kinder, die Alleinerziehenden ohne Partner 1,6 Kinder und die Alleinerziehenden mit Partner 1,5 Kinder. Auffällig ist jedoch, daß etwa gleich „viele“ arbeitslose Verheiratete wie Alleinerziehende 3 und mehr Kinder haben.

⁸ Einschränkung muß hier erwähnt werden, daß in der Befragung keine detaillierte Haushaltsliste verwendet wurde, die Auskunft gibt über Alter, Geschlecht und Verwandtschaftsbeziehungen der Haushaltsmitglieder. Es kann daher nicht mit Sicherheit ausgeschlossen werden, daß z.B. die Kinder – auch unter 16 Jahren – die der Befragte angibt zu haben, nicht im Befragtenhaushalt leben, wie dies z. T. bei Geschiedenen der Fall ist.

⁹ Wenn im folgenden von Arbeitslosen die Rede ist, so sind hiermit immer die Befragten gemeint, die angeben, „arbeitslos und arbeitslos gemeldet“ oder „arbeitslos, aber nicht arbeitslos gemeldet“ zu sein.

Die Verteilung der schulischen Bildungsabschlüsse innerhalb der Familientypen spiegelt sich grundsätzlich so wider, wie aufgrund der Altersverteilung zu erwarten ist. Nahezu zwei Drittel der (jüngeren) Arbeitslosen in Familien mit Kindern besitzen einen Abschluß der 10. Klasse und stehen somit insgesamt als die „gebildeteste“ Gruppe hervor. Demgegenüber verfügt mehr als die Hälfte der (älteren) Verheirateten ohne Kinder nur über einen Abschluß der 8. Klasse bzw. einen Volksschulabschluß. Mit dem Alter nicht zu erklären ist jedoch der eher niedrige Bildungsgrad der kinderlosen Unverheirateten (Familientyp 5 und 6), von denen weniger als die Hälfte über einen Abschluß der 10. Klasse verfügt.

Dem Muster der Verteilung der schulischen Bildungsabschlüsse entspricht im großen und ganzen die Verteilung der Berufsabschlüsse. Die Tatsache, daß die schulisch geringer gebildeten (älteren) Verheirateten ohne Kinder bei den Berufsabschlüssen mit den (jüngeren) Arbeitslosen des Familientyps 'mit Kindern' (Familientyp 1, 2, 3) gleichziehen, dürfte mit dem allgemeinen Anstieg des Bildungsniveaus und den damit einhergehenden veränderten formalen Zugangsbedingungen in Berufe zu erklären sein.

Faßt man die Ergebnisse der deskriptiven Analyse im Hinblick auf die bei Arbeitslosen-Familien vorliegenden Arbeitsmarkthemmnisse zusammen und „addiert“ diese zu den bereits in der Arbeitshypothese formulierten, so ergeben sich für die einzelnen Familientypen folgende Konstellationen (vgl. Tabelle 3):

Arbeitslose des Familientyps 3 „Alleinerziehende ohne Partner“ vereinigen demnach die meisten Arbeitsmarkthemmnisse auf sich; die positive „Kontrastgruppe“ hierzu bilden die Arbeitslosen des Familientyps 5 'kinderlose Paare'. Dieser Tatbestand charakterisiert jedoch lediglich die Arbeitslosen-Familientypen hinsichtlich ihrer potentiellen Arbeitsmarkthemmnisse und sagt noch nichts darüber aus, wie häufig Arbeitslosigkeit innerhalb der jeweiligen Familientypen anzutreffen ist. Dieser Frage soll im nächsten Kapitel 4.1.2 nachgegangen werden.

4.1.2 Indikator zur Messung des Arbeitsloskeitsrisikos in Familien

Als zentraler Indikator zur Messung des Arbeitsloskeitsrisikos wird für jeden der o.g. sechs Familientypen eine Arbeitslosenquote berechnet, die Aufschluß gibt über die relative Häufigkeit von Arbeitslosen-Familien innerhalb des jeweiligen Familientyps.

In einem ersten Analyseschritt soll die Verteilung der Familientypen in der Gesamtpopulation (Tabelle 4, Spalte 1) der Verteilung der Familientypen in der Arbeitslosenpopulation (Spalte 2) gegenübergestellt und daraus eine Arbeitslosenquote (Spalte 3) für jeden Familientyp errechnet werden. Die geschlechtsspezifischen Arbeitslosenquoten errechnen sich analog hierzu; die einzelnen Zahlenwerte werden daher nicht aufgeführt.

Betrachtet man in Spalte 3 zunächst die Arbeitslosenquote für alle Befragten, so erkennt man, daß die Familientypen 3 und 6 signifikant über der durchschnittlichen Arbeitslosenquote von 13,4% liegen. Aus der geschlechtsspezifischen Arbeitslosenquote geht dann hervor, daß die erhöhte Arbeitslosenquote sowohl im Familientyp 3 (Alleinerziehende ohne Partner) als auch im Familientyp 6 (Personen ohne Kinder, ohne Partner) auf die überproportional hohe Betroffenheit der Männer zurückgeht.

Tabelle 3: Arbeitsmarkthemmnisse von Arbeitslosen nach Familientyp

| Arbeitsmarkthemmnis | Familientyp | | | | | |
|---|------------------------------------|--|---|------------------------------------|---|--|
| | (1) Verheiratete mit Kindern | (2) Alleinerziehende mit Partner | (3) Alleinerziehende ohne Partner | (4) Verheiratete ohne Kinder | (5) Personen ohne Kinder mit Partner | (6) Personen ohne Kinder ohne Partner |
| | % | % | % | % | % | % |
| (1) Hypothese | | | | | | |
| - Kind(er) | X | X | X | | | |
| - nur ein Erwachsener in der Familie | | | X | | | X |
| (2) Demograph. Merkmale | | | | | | |
| - überwiegend Frauen | X | X | X | X | | |
| - höheres Alter | | | | X | | |
| - geringere Bildung | | | | | X | X |

Quelle: IAB-Projekt 3/2-399, 1991.

Tabelle 4: Arbeitslosenquoten nach Familientyp

| Familientyp | Befragte insges. | | Arbeitslose insges. | | Arbeitslosenquoten | | |
|---------------------------------------|---------------------|-----|------------------------|-----|--------------------------|--------------------------|-------------|
| | n | % | n | % | insges. % | Männer % | Frauen % |
| (1) Verheiratete mit Kindern | 3466 | 36 | 454 | 35 | 13,1 | 8,8 | 16,7 |
| (2) Alleinerziehende mit Partner | 424 | 4 | 69 | 5 | 16,3 | 10,1 | 20,3 |
| (3) Alleinerziehende ohne Partner | 475 | 5 | 94 | 7 | 19,8¹⁾ | 20,6¹⁾ | 19,5 |
| (4) Verheiratete ohne Kinder | 3194 | 33 | 365 | 28 | 11,4 | 8,5 | 14,5 |
| (5) Personen ohne Kinder mit Partner | 451 | 5 | 57 | 4 | 12,6 | 11,2 | 14,2 |
| (6) Personen ohne Kinder ohne Partner | 1637 | 17 | 258 | 20 | 15,8¹⁾ | 16,6¹⁾ | 14,8 |
| Insgesamt | 9647 | 100 | 1297 | 100 | 13,4 | 10,7 | 16,0 |

Quelle: IAB-Projekt 3/2-399, 1991.

1) Abweichungen vom Durchschnitt signifikant auf dem 5%-Niveau.

Bezogen auf die Ausgangshypothese, weist dieses Ergebnis zum einen darauf hin, daß man nicht generell von einem erhöhten Arbeitslosigkeitsrisiko von Familien mit Kindern im Unterschied zu Familien ohne Kinder sprechen kann. Dies trifft zwar auf die Alleinerziehenden ohne Partner, nicht aber auf die Alleinerziehenden mit Partner und die Verheirateten mit Kindern zu, so daß hier zunächst nur die Spezifizierung der Hypothese Bestätigung findet. Zum anderen ist die hohe Arbeitslosenquote in diesen beiden Familientypen ein Anzeichen dafür, daß hier ein anderer als der vermutete Zusammenhang zwischen dem Arbeitslosigkeitsrisiko und dem Familientyp bestehen könnte, da sich beide Familientypen dadurch auszeichnen, daß kein Partner im Haushalt lebt.

Die Frage, ob sich Arbeitslose des Familientyps 'Alleinerziehende ohne Partner' evtl. hinsichtlich eines oder mehrerer demographischer Merkmale, die sich bekanntlich ebenfalls als Arbeitsmarkthemmnisse auswirken, wesentlich von den arbeitslosen Alleinerziehenden mit Partner und den Verheirateten unterscheiden, muß aufgrund der Ergebnisse der deskriptiven Analyse verneint werden. So

unterscheidet sich der Frauenanteil in allen drei Gruppen nicht signifikant voneinander. Außerdem sind Alleinerziehende ohne Partner mit 35 Jahren im Durchschnitt etwa genauso alt wie die o.g. Vergleichsgruppen und verfügen über eine ebenso hohe berufliche Qualifikation (vgl. Tabelle A.2 im Anhang A).

Weiterer Aufschluß über die Zusammenhänge zwischen dem Familienkontext bzw. dem Vorhandensein von Kindern – unter Berücksichtigung anderer Arbeitsmarkthemmnisse – und dem Arbeitslosigkeitsrisiko ist über die multivariate Analyse zu erwarten.

4.2 Multivariate Analyse¹⁰

An dieser Stelle soll nun – unter Berücksichtigung der bereits genannten Arbeitsmarkthemmnisse (vgl. 4.1) - untersucht werden, ob der theoretisch angenommene Einfluß des Familientyps auf das Arbeitslosigkeitsrisiko empirisch nachweisbar ist bzw. inwieweit sich die Ergebnisse der deskriptiven Analyse bestätigen lassen.

Als abhängige Variable wird der Erwerbsstatus mit den beiden Ausprägungen 'erwerbstätig' und 'arbeitslos' verwendet (Fallzahl der Analyse: 8222). Zur Erklärung des Arbeitslosigkeitsrisikos werden zwei Logit-Modelle gerechnet¹¹, die Aufschlüsse über folgende Zusammenhänge geben sollen:

¹⁰ Wir danken Lutz Bellmann (Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung) und Wolfgang Karle (Universität Mannheim) für ihre wertvollen Anregungen zur Modellierung bzw. für die Validierung der Ergebnisse mit Hilfe der Statistikprogramme GLIM und GAUSS.

¹¹ Der Leser, der mit diesem Verfahren nicht vertraut ist, sei auf den Anhang B verwiesen.

Im ersten Modell (vgl. 4.2.1) wird der Einfluß des Familienzusammenhangs (Familientyp) auf das Arbeitslosigkeitsrisiko untersucht. Im zweiten Modell (vgl. 4.2.2) wird der Familienkontext (Familientyp) untergliedert in seine beiden Komponenten 'Kinder' und 'Partner', um so den spezifischen Einfluß des Vorhandenseins von Kindern analysieren zu können.

4.2.1 Der Einfluß des Familienkontexts auf das Arbeitslosigkeitsrisiko (Modell 1)

In das Logit-Modell 1 gehen die unabhängigen Variablen Geschlecht, Berufsabschluß, Alter und Familientyp als

- Geschlecht: – männlich
– weiblich
- Berufsabschluß: – kein Abschluß bzw. Teilfacharbeiterabschluß
– betriebliche Zusatzausbildung/Facharbeiterabschluß
– Meister- bzw. Technikerabschluß
– Fachschulabschluß
– Hochschulabschluß
- Alter: – 15–34 Jahre
– 35–49 Jahre
– 50–60 Jahre
- Familientyp: – 1 (Verheiratete mit Kindern)
– 2 (Alleinerziehende mit Partner)
– 3 (Alleinerziehende ohne Partner)
– 4 (Verheiratete ohne Kinder)
– 5 (Personen ohne Kinder mit Partner)
– 6 (Personen ohne Kinder ohne Partner)

Als Basiskategorie in Modell 1 soll gewählt werden:

- männlich
- ohne Berufsabschluß oder mit Teilfacharbeiterabschluß
- 15-34 Jahre
- verheiratet ohne Kinder.

Die Auswahl der o.g. Merkmale als Basiskategorie erlaubt, die Ergebnisse für die Personengruppe mit der geringsten Arbeitslosigkeit in Beziehung zu setzen zu den „Problemgruppen“ wie Frauen, Personen mit Kindern und Ältere.

In der Analyse werden die hypothetischen Einflußgrößen sukzessive in das Logit-Modell integriert, so daß für jedes neu eingeführte Merkmal der signifikante Zuwachs an Erklärungsleistung (Likelihood-Ratio-Test) ermittelt werden kann¹².

In einem ersten Schritt wird als Ausgangseinflußgröße das Merkmal Geschlecht gewählt und als zweiter Erklärungsfaktor für Arbeitslosigkeit der Berufsabschluß. Als Maß für den „Zugewinn“ an Erklärung soll die Differenz zwischen dem G^2 der ersten Modellstufe (nur Geschlecht) zum G^2 der zweiten Modellstufe (Geschlecht und Berufsabschluß) dienen. Die berechnete Differenz (Tabelle 5, Spalte 3) ist eine χ^2 -verteilte Größe, die auf einem gewählten Signifikanzniveau (hier: 5%) mit einer theoretischen Größe verglichen wird, um einen zufälligen von einem tatsächlichen Zuwachs an Erklärungsleistung unter-

¹² Die Analysen wurden mit dem Anwenderprogramm 'Logit' unter SYSTAT gerechnet.

In unserem Beispiel erhalten wir durch die Hinzunahme der Einflußgröße Berufsabschluß in das Modell mit einem Differenzwert von 143,5 (Spalte 2) bei 4 Freiheitsgraden (DF, Spalte 4) einen signifikanten Effekt (Spalte 5). Das Hinzufügen des jeweils neuen Merkmals wird in Spalte 1 der Tabelle entsprechend dargestellt. Die Erweiterung des Modells um die Merkmale Alter und Familientyp erfolgt analog zu dem oben beschriebenen Verfahren. Wie aus Tabelle 5 hervorgeht, erweisen sich auch diese beiden Merkmale als signifikante Einflußgrößen, so daß sich generell ein Einfluß des familialen Kontextes auf das Arbeitslosigkeitsrisiko feststellen läßt. Als ebenfalls signifikant erweist sich die Interaktion von Geschlecht und Familientyp; im Unterschied zu der Interaktion von Alter und Familientyp. Für die Interpretation bedeutet dies, daß das Geschlecht, im Gegensatz zum Alter, im Hinblick auf Arbeitslosigkeit in den einzelnen familialen Kontexten eine differenzierte Rolle spielt. Im Anschluß an obige Signifikanzprüfungen sollen nun die Haupteffekte und der Interaktionseffekt mittels eines Logit-Modells geschätzt werden (vgl. Tabelle 6). Für die Interpretation werden die Kreuzproduktverhältnisse (Odds Ratios) der einzelnen Merkmale herangezogen, wobei die Grenzen eines 95%-Konfidenzintervalls berücksichtigt werden. Fällt in dieses Konfidenzintervall der Ratio von 1,0, d.h. die betrachteten Größen sind unabhängig voneinander, so soll der Einfluß dieses Merkmals nicht interpretiert werden.

Tabelle 5: Signifikanz des Einflusses von Geschlecht, Berufsabschluß, Alter und Familientyp auf das Arbeitslosigkeitsrisiko

| | Log-Likelihood | G^2_{Diff} | DF_{Diff} | Signifikant |
|--------------------------------------|----------------|--------------|-------------|-------------|
| X1 = Geschlecht | - 3559,04 | 70,18 | 1 | ja |
| X2 = X1 + Ausbildung | - 3487,28 | 143,52 | 4 | ja |
| X3 = X2 + Alter | - 3479,92 | 14,72 | 2 | ja |
| X4 = X3 + Familientyp | - 3470,06 | 19,72 | 5 | ja |
| X5 = X4 + Geschlecht* Familientyp | - 3454,68 | 30,76 | 5 | ja |
| X6 = X5 + Alter* Familientyp | - 3449,15 | 11,06 | 10 | nein |

Quelle: IAB-Projekt 3/2-399, 1991.

Tabelle 6: Kreuzproduktverhältnisse und Konfidenzintervall für Modell 1

| Parameter | Kreuzproduktverhältnis | 95,0%-Konfidenzintervall | |
|------------------------|------------------------|--------------------------|---------------|
| | | obere Grenze | untere Grenze |
| weiblich | 1,761 | 2,219 | 1,398 |
| Facharbeiterabschluß | 0,539 | 0,632 | 0,459 |
| Meister-/Technikerab. | 0,307 | 0,553 | 0,170 |
| Fachschulabschluß | 0,290 | 0,384 | 0,219 |
| Hochschulabschluß | 0,245 | 0,347 | 0,173 |
| 35–49 Jahre | 0,754 | 0,941 | 0,605 |
| 50–60 Jahre | 0,794 | 1,011 | 0,623 |
| Familientyp 1 | 0,903 | 1,182 | 0,690 |
| Familientyp 2 | 1,016 | 1,758 | 0,587 |
| Familientyp 3 | 2,412 | 3,933 | 1,479 |
| Familientyp 5 | 1,123 | 1,778 | 0,710 |
| Familientyp 6 | 1,843 | 2,438 | 1,393 |
| weibl. * Familientyp 1 | 1,349 | 1,844 | 0,987 |
| weibl. * Familientyp 2 | 1,550 | 2,933 | 0,819 |
| weibl. * Familientyp 3 | 0,543 | 0,957 | 0,308 |
| weibl. * Familientyp 5 | 0,726 | 1,345 | 0,392 |
| weibl. * Familientyp 6 | 0,575 | 0,827 | 0,399 |

Quelle: IAB-Projekt 3/2-399, 1991.

Betrachtet man zunächst die demographischen Variablen in ihren Auswirkungen auf die Arbeitslosigkeit, so stellt man fest, daß Frauen an sich ein 1,76fach so hohes Risiko besitzen, arbeitslos zu sein wie Männer. Mit steigendem Qualifikationsniveau sinkt das Arbeitslosigkeitsrisiko; so verringert der Besitz eines Facharbeiterabschlusses das Arbeitslosigkeitsrisiko um nahezu die Hälfte (auf 0,54) gegenüber der Basiskategorie (kein Abschluß/Teilfacharbeiterabschluß). Bei einem Meister-, Techniker- oder Fachschulabschluß sinkt die Wahrscheinlichkeit, arbeitslos zu sein, weiter (0,31 bzw. 0,30) und beträgt bei einem Hochschulabsolventen schließlich nur noch ein Viertel (0,25) des Risikos der Basiskategorie.

Der Einfluß des Alters auf das Arbeitslosigkeitsrisiko ist nur für die Altersgruppe der 35-49jährigen signifikant, da bei den 50-60jährigen die Grenzen des Konfidenzintervalls den Wert 1,0 beinhalten und somit weder eine Zu- noch Abnahme des Arbeitslosigkeitsrisikos festgestellt werden kann. Bei den 35-49jährigen hingegen sinkt das Arbeitslosigkeitsrisiko um drei Viertel (0,75) gegenüber den Personen, die jünger als 35 Jahre sind (Basiskategorie)¹³.

Betrachtet man nun den Einfluß des Familientyps hinsichtlich des Arbeitslosigkeitsrisikos, so ist zunächst festzustellen, daß aus den bereits genannten Gründen die Kreuzproduktverhältnisse für die Familientypen 1, 2 und 5 nicht interpretierbar sind. Als signifikante Kategorien verbleiben somit nur der Familientyp 3 (Alleinerziehende ohne Partner), der gegenüber der Basiskategorie 'Verheiratete ohne Kinder' ein 2,4 mal so hohes Risiko besitzt, arbeitslos zu sein (2,41) und der Familientyp 6 (Kinderlose ohne Partner), dessen Arbeitslosigkeitsrisiko um das 1,8fache (1,84) höher liegt als das der Basiskategorie.

Bemerkenswert ist auch der signifikante Einfluß der beiden Familientypen 3 und 6 in der Interaktion mit dem Geschlecht. In beiden Familientypen verringert sich das Arbeitslosigkeitsrisiko von Frauen im Vergleich zu verheirateten Frauen ohne Kinder. Bei den Alleinerziehenden ohne Partner sinkt das Risiko um mehr als die Hälfte (0,54) und bei den Kinderlosen ohne Partner um das 0,58fache.

Das Arbeitslosigkeitsrisiko von Männern ist in diesen beiden Familientypen mit dem Faktor des Haupteffektes 'Familientyp' gleichzusetzen (2,41 bzw. 1,84). Bei den Frauen ergibt sich ein differenzierteres Bild, da sowohl die Haupteffekte Geschlecht und Familientyp als auch ein Interaktionseffekt zwischen Geschlecht und Familientyp vorliegen. Das Arbeitslosigkeitsrisiko von Frauen berechnet sich daher wie folgt (vgl. Anhang B):

Arbeitslosigkeitsrisiko von alleinerziehenden Frauen ohne Partner:

$$\ln(1,76) \text{ (weiblich)} + \ln(2,41) \text{ (Familientyp 3)} + \ln(0,54) \text{ (weiblich * Familientyp 3)} = \ln(\text{Arbeitslosigkeitsrisiko von Frauen im Familientyp 3})$$

$$\ln(1,76) * 1 + \ln(2,41) * 1 + \ln(0,54) * 1 = 0,57 * 1 + 0,88 * 1 - 0,62 * 1 = 0,83$$

Arbeitslosigkeitsrisiko von alleinerziehenden Frauen ohne Partner = $e^{0,83} = 2,29$

¹³ Aufgrund der Definition der abhängigen Variable, die die nicht erwerbstätigen Personen und damit alle Vorrüheständler sowie Bezieher von Altersübergangsgeld ausschließt, sind obige Aussagen nur für eine spezielle Gruppe unter den 50-60jährigen zutreffend.

Arbeitslosigkeitsrisiko von kinderlosen Frauen ohne Partner:

$$\ln(1,76) \text{ (weiblich)} + \ln(1,84) \text{ (Familientyp 6)} + \ln(0,58) \text{ (weiblich * Familientyp 6)} = \ln(\text{Arbeitslosigkeitsrisiko von Frauen im Familientyp 6})$$

Arbeitslosigkeitsrisiko von kinderlosen Frauen ohne Partner = 1,90

Daraus folgt, daß Frauen – bedingt durch den Geschlechtseffekt – in diesen beiden Familientypen ein in etwa gleich hohes Arbeitslosigkeitsrisiko besitzen wie Männer. Im Hinblick auf die Arbeitshypothese kann an dieser Stelle bereits festgehalten werden, daß die obigen Ergebnisse diejenigen der deskriptiven Analyse bestätigen: Zum einen wirkt sich das Vorhandensein von Kindern – vermittelt über den Familientyp – nur bedingt auf das Arbeitslosigkeitsrisiko aus, nämlich nur bei Alleinerziehenden ohne Partner. Zum anderen zeichnet sich ein klarer Zusammenhang ab zwischen der „Partner-Komponente“ der Variablen Familientyp und dem Arbeitslosigkeitsrisiko, indem „Partnerlose“ einem deutlich höheren Arbeitslosigkeitsrisiko ausgesetzt sind als andere Familientypen. Ob sich diese beiden Einflußfaktoren letztendlich auf die vermutlich ausschlaggebende Größe 'Partner' reduzieren lassen, kann hier noch nicht entschieden werden. Diese Fragestellung soll Gegenstand eines zweiten Modells sein, welches im nächsten Kapitel erörtert wird.

4.2.2 Der Einfluß des Vorhandenseins von Kindern auf das Arbeitslosigkeitsrisiko (Modell 2)

In diesem zweiten Modell soll geklärt werden, ob das Vorhandensein von Kindern, bei Kontrolle der in Modell 1 bereits genannten demographischen Merkmale, einen Einfluß auf das Arbeitslosigkeitsrisiko besitzt. Dazu wird aus dem ersten Modell die Variable Familientyp herausgenommen und in ihre beiden Komponenten 'Kinder vorhanden' (im folgenden kurz: Kinder) und 'verheiratet/mit Partner zusammenlebend/ohne Partner' (im folgenden kurz: Partner) untergliedert.

In einem ersten Schritt soll analog zu dem Vorgehen in Modell 1 der Erklärungszugewinn dieser beiden Variablen für das Gesamtmodell ermittelt werden. Als Basiskategorie wird für die Variable Partner die Ausprägung 'verheiratet' und für die Variable Kinder die Ausprägung 'keine Kinder' gewählt, um eine direkte Vergleichbarkeit mit dem ersten Modell zu erzielen.

Tabelle 7: Signifikanz des Einflusses von Geschlecht, Berufsabschluss, Alter, Partner und Kinder auf das Arbeitslosigkeitsrisiko

| | Log-Likelihood | G ² Diff | DF _{Diff} | Signifikant |
|----------------------------------|----------------|---------------------|--------------------|-------------|
| X1 = Geschlecht | - 3559,04 | 70,18 | 1 | ja |
| X2 = X1 + Ausbildung | - 3487,28 | 143,52 | 4 | ja |
| X3 = X2 + Alter | - 3479,92 | 14,72 | 2 | ja |
| X4 = X3 + Partner | - 3471,88 | 16,08 | 2 | ja |
| X5 = X4 + Kinder | - 3471,38 | 1,00 | 1 | nein |
| X6 = X5 + Partner* Kinder | - 3470,24 | 3,28 | 3 | nein |
| X7 = X4 + Geschlecht* Partner | - 3461,13 | 21,5 | 2 | ja |

Quelle: IAB-Projekt 3/2-399, 1991.

Wie aus Tabelle 7 hervorgeht, ist die Variable 'Partner' von signifikanter Bedeutung für die Erklärung des Arbeitslosigkeitsrisikos. Nicht signifikant wirken sich dagegen die Einflussfaktoren 'Kinder vorhanden' und 'Partner und Kind vorhanden' aus. Da die Interaktion Geschlecht und Partner signifikant ist, wird im Modell 2 die komplexe Variable 'Familiientyp' durch die Komponente 'Partner' ersetzt.

Vergleicht man die Kreuzproduktverhältnisse des zweiten Modells (Tabelle 8) mit denen des ersten Modells, so fällt zunächst die recht hohe Stabilität der demographischen Variablen auf. Nur der Wert der Variablen Geschlecht erhöht sich nennenswert von 1,76 auf 2,07. Bei der Variablen Partner wird nur die Kategorie 'kein Partner im Haushalt' gegenüber der Basiskategorie 'verheiratet' signifikant (2,01). Dies bedeutet, daß Personen, die nicht mit einem Partner zusammenleben, mit einer zweimal so hohen Wahrscheinlichkeit arbeitslos sind wie Verheiratete. Der Interaktionseffekt von Geschlecht und Partner geht in die gleiche Richtung wie im ersten Modell: bei einer Frau, die ohne Partner lebt, vermindert sich das Arbeitslosigkeitsrisiko um den Faktor 0,51 im Vergleich zu verheirateten Frauen. Das Kreuzproduktverhältnis für den Haupteffekt entspricht also wieder dem Arbeitslosigkeitsrisiko der Männer. Das Arbeitslosigkeitsrisiko von Frauen ohne Partner errechnet sich wie folgt:

$$\ln(2,07) (\text{weiblich}) + \ln(2,01) (\text{ohne Partner}) + \ln(0,51) (\text{weiblich} * \text{ohne Partner}) = \ln(\text{Arbeitslosigkeitsrisiko von Frauen ohne Partner})$$

$$\text{Arbeitslosigkeitsrisiko von Frauen ohne Partner} = 2,12$$

Aufgrund des Geschlechtseffekts besitzen Frauen auch hier wieder ein ebenso hohes Arbeitslosigkeitsrisiko wie Männer.

Aufgrund der Konstanz der Faktoren und der nahezu gleichen Erklärungsleistung bei weniger Freiheitsgraden ist das zweite Modell dem ersten vorzuziehen. Folglich lassen sich die Familientypen im Zusammenhang mit Arbeitslosigkeit auf die Größe 'Partner' reduzieren. Dabei ist von entscheidender Bedeutung, ob überhaupt ein Partner vorhanden ist; institutionelle Regelungen der Partnerschaft spielen keine Rolle.

Diese Ergebnisse behalten auch dann ihre Stabilität, wenn man in Modell 2 die Variable 'Vorhandensein von Kindern'

nur für Kinder unter 6 Jahren definiert. Das Vorhandensein kleinerer Kinder erhöht das Arbeitslosigkeitsrisiko um das 1,3fache, womit dieser Effekt im Vergleich zu den Einflußgrößen 'Geschlecht', 'Ausbildung' und 'Partner vorhanden' immer noch wesentlich geringer ist.

5 Zusammenfassung und Schlußbetrachtung

Resümiert man die Ergebnisse aus univariater und multivariater Analyse und setzt diese in Beziehung zur Ausgangshypothese, so kommt man zu folgendem Schluß: Die ersten Anzeichen dafür, daß die überdurchschnittlich hohe Arbeitslosigkeit in einigen Familientypen nicht primär auf das Vorhandensein von Kindern und die damit einhergehenden Mobilitätseinbußen zurückführbar ist, fanden sich bereits in der deskriptiven Analyse. Diese vorläufigen Ergebnisse konnten mit Hilfe multivariater Analysen präzisiert und erhärtet werden. Nachdem zunächst grundsätzlich ein Einfluß des Familientyps auf das Arbeitslosigkeitsrisiko festgestellt wurde, kristallisierten sich zwei Familientypen heraus, bei denen ein signifikanter Einfluß nachgewiesen wurde: Alleinerziehende ohne Partner und Alleinlebende. In diesen beiden Familientypen sind nur in einem Fall Kinder vorhanden; beide Typen zeichnen sich jedoch dadurch aus, daß kein Partner im Haushalt lebt. Um überprüfen zu können, welcher Effekt nun letztendlich der ausschlaggebende ist, mußte der Familientyp untergliedert werden in seine beiden Komponenten 'Kinder' und 'Partner', so daß der Einfluß dieser beiden Variablen getrennt meßbar wurde. Dieser abschließende Analyseschritt erbrachte dann die Erkenntnis, daß nicht das Vorhandensein von Kindern, sondern das Fehlen eines Partners im Haushalt für ein höheres Arbeitslosigkeitsrisiko des einzelnen verantwortlich ist. Die Arbeitshypothese muß somit verworfen werden.

Die Frage, die sich unmittelbar an diese Ergebnisse anschließt, ist die nach der inhaltlichen Bedeutung der Kategorie 'Partner lebt im Haushalt'. Im folgenden sollen daher einige Interpretationsansätze aufgezeigt werden, die es an anderer Stelle zu überprüfen gilt – soweit dies möglich ist.

Eine der möglichen Interpretationen geht von dem Einfluß der ökonomischen Situation der Familien auf das Arbeitslosigkeitsrisiko des einzelnen aus.

Unterstellt man zunächst, daß auch Formen von freiwilliger Arbeitslosigkeit existieren, so ist notwendige Voraussetzung hierfür, daß der Arbeitslose zu seiner Existenzsicherung nicht auf ein eigenes Erwerbseinkommen angewiesen ist. Nimmt man darüber hinaus an, daß es sich bei den Arbeitslosen des hier untersuchten Bestandes zu einem großen Teil um Personen handelt, die freiwillig arbeitslos sind, so würde dies konkret bedeuten, daß Alleinerziehende ohne Partner und Alleinlebende gegenüber allen anderen Familientypen finanziell bessergestellt sein müssen. Dies ist auf Anheb – insbesondere was die Alleinerziehenden angeht – schwer vorstellbar, nicht zuletzt aus dem Grunde, weil die Mehrheit der Arbeitslosen mit Partner einen erwerbstätigen Partner hat (vgl. Tabelle A.2 im Anhang A). Ob die Erwerbstätigkeit des Partners jedoch notwendigerweise zur Konsequenz hat, daß sich die finanzielle Lage der gesamten Familie hierdurch wesentlich verbessert, bleibt nachzuprüfen.

Die Analyse der Einkommenssituation von Familien ist auch notwendige Voraussetzung für die Überprüfung einer weiteren Hypothese darüber, welcher Art der Zusammen-

Tabelle 8: Kreuzproduktverhältnisse und Konfidenzintervall für Modell 2

| Parameter | Kreuzproduktverhältnis | 95,0%-Konfidenzintervall | |
|-----------------------------------|------------------------|--------------------------|---------------|
| | | obere Grenze | untere Grenze |
| weiblich | 2,071 | 2,423 | 1,769 |
| Facharbeiterabschluß Meister-/ | 0,543 | 0,636 | 0,463 |
| Technikerabschluß | 0,309 | 0,556 | 0,172 |
| Fachschulabschluß | 0,291 | 0,384 | 0,220 |
| Hochschulabschluß | 0,247 | 0,349 | 0,174 |
| 35-49 Jahre | 0,808 | 1,001 | 0,652 |
| 50-60 Jahre | 0,791 | 0,996 | 0,629 |
| mit Partner | | | |
| zusammenlebend | 1,128 | 1,594 | 0,798 |
| ohne Partner | 2,012 | 2,508 | 1,615 |
| weibl. * mit Partner | 0,935 | 1,440 | 0,607 |
| weibl. * ohne Partner | 0,511 | 0,680 | 0,384 |

Quelle: IAB-Projekt 3/2-399, 1991.

hang zwischen der ökonomischen Situation und dem Arbeitslosigkeitsrisiko sein könnte.

Unterstellt wird hierbei, daß es den Arbeitslosen-Familien mit mindestens einem Erwerbstätigen finanziell besser geht als den alleinlebenden und alleinerziehenden Arbeitslosen. Eine bessere finanzielle Ausstattung ermöglicht grundsätzlich ein breiteres Handlungsspektrum in allen Lebensbereichen sowohl für die Familie als auch für den einzelnen. Für Familien mit Kindern würde dies z. B. bedeuten, daß auch finanzielle Ressourcen für evtl. anfallende Kinderbetreuungskosten zur Verfügung stehen, über die Alleinerziehende u.U. nicht verfügen. Die Befreiung von Kinderbetreuungspflichten gewährt dem einzelnen wiederum größere Unabhängigkeit und Mobilitätsmöglichkeit und damit bessere Chancen am Arbeitsmarkt.

Ein zweiter Interpretationsansatz für die unterschiedlich starke Betroffenheit der Familientypen zielt auf die Persönlichkeitsebene. Unterschiede in der Persönlichkeitsstruktur der Arbeitslosen könnten sich bspw. in einem mangelnden Problembewußtsein, die eigene Lage richtig einzuschätzen, manifestieren. Anzeichen hierfür finden sich in einer Studie der Technischen Hochschule Merseburg zu Situation, Verhalten und Zukunftserwartungen von arbeitslosen Frauen in den neuen Bundesländern, die sich in beruflicher Fortbildung und Umschulung befinden (Ladensack et al. 1993, S. 32 ff.). So wäre es bspw. denkbar, daß Arbeitslose mit einem erwerbstätigen Partner über den Partner vermittelt einen besseren Einblick in die veränderten Arbeitsmarktbedingungen erhalten und infolgedessen ihre eigene Situation realistischer beurteilen und dementsprechend handeln. Sollten hier Unterschiede bestehen, so müßten diese in der Analyse der Angaben zur Einschätzung der Chancen am Arbeitsmarkt und in dem daraus resultierenden Handeln, der Arbeitsplatzsuche, zum Ausdruck kommen. Welche Rolle diese Komponente bei der Erklärung des unterschiedlichen Arbeitslosigkeitsrisikos von Familien spielt, ist daher die zweite zentrale Fragestellung, die hier ebenfalls noch offenbleiben muß.

Schließlich wäre eine dritte Interpretationsmöglichkeit denkbar, die auf die Wirksamkeit von sozialen Gesichtspunkten bei Entlassungen und Einstellungen abstellt. Abweichend von der westdeutschen betrieblichen Personalpraxis wäre es in Ostdeutschland denkbar, daß Entscheidungen über Arbeitsplatzbesetzungen nicht immer zugunsten von Familienvätern, sondern manchmal auch zugunsten von „Familienmüttern“ ausfallen. Diese Annahme läßt sich mit dem vorhandenen Datenmaterial allerdings nicht überprüfen.

Literatur

- Amtliche Nachrichten der Bundesanstalt für Arbeit (1992): Arbeitsmarkt 1991. Nürnberg
- Agresti, A. (1990): Categorical Data Analysis. New York: Wiley
- Brinkmann, Ch. (1984): Die individuellen Folgen langfristiger Arbeitslosigkeit. Ergebnisse einer repräsentativen Längsschnittuntersuchung. In: MittAB 4, S. 454-472
- Bundesanstalt für Arbeit, Unterabteilung Aus- und Fortbildung des Personals – Referat Vb4 – (Hrsg.) (1992): Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen. Nürnberg
- Cramer, U./ Karr, W./ Rudolph, H. (1986): Über den richtigen Umgang mit der Arbeitslosen-Statistik. In: MittAB 3, S. 330-335
- Dillon, W.R./ Goldstein, M. (1984): Multivariate Analysis: Methods and Applications. New York: Wiley
- Egle, F./ Karr, W./ Leupoldt, R. (1980): Strukturmerkmale der Arbeitslosen für Ströme und Bestände sowie Analyse der Vermittlungstätigkeit. In: MittAB 1, S. 105-115
- Engelbrech, G. (1991): Vom Arbeitskräftemangel zum gegenwärtigen Arbeitskräfteüberschuß: Frauen und Erwerbsarbeit in den neuen Bundesländern. In: MittAB 4, S. 648-657
- Fienberg, S.E. (1979): The Analysis of Cross-Classified Categorical Data. Cambridge: MIT Press
- Goodman, L.A. (1991): Measures, Models, and Graphical Display in the Analysis of Cross-Classified Data, in: Journal of the American Statistical Association, Vol. 86, No. 146, S. 1085-1138
- Hess, D./ Hartenstein, W./ Smid, M. (1991): Auswirkungen von Arbeitslosigkeit auf die Familie. In: MittAB 1, S. 178-192, Nürnberg
- Holst, E./ Schupp, J. (1991): Frauenerwerbstätigkeit in den neuen und alten Bundesländern – Befunde des Sozio-ökonomischen Panels. Diskussionspapier Nr. 37, Berlin
- Hosmer, D.W./ Lemeshow, S. (1989): Applied Logistic Regression. New York: Wiley
- IAB-Werkstattbericht Nr. 1.7/15. 07. 1992: Aktuelle Daten vom Arbeitsmarkt, Stand Juli 1992.
- IAB-Werkstattbericht Nr. 1.12/15. 12. 1992: Aktuelle Daten vom Arbeitsmarkt, Stand Dezember 1992.
- Ladensack, K./ Buchholz, L./ Buchholz, K./ Schulz, U. (1993): Arbeitslose Frauen der neuen Bundesländer in der Fortbildung und Umschulung- Situation, Verhalten und Zukunftserwartungen. Technische Hochschule Merseburg, Institut für Unternehmensführung
- Meyer, W. (1992): Sektorale Differenzierung der Erwerbchancen durch den wirtschaftlichen Umbau. In: Informationsdienst Sozialer Indikatoren (ISI), Nr. 8, S. 6-9, ZUMA, Mannheim
- Rothe, G. (1990): Wie (un)wichtig sind Gewichtungen? Eine Untersuchung am ALLBUS 1986, in: ZUMA-Nachrichten Nr. 26, S. 31-55, Mannheim
- Rudolph, H. (1992): Struktur und Dynamik der Langzeitarbeitslosigkeit in der Bundesrepublik Deutschland 1980-1990. In: BeitrAB 163, S. 147-188, Nürnberg
- Schnell, R. (1993): Die Homogenität sozialer Kategorien als Voraussetzung für „Repräsentativität“ und Gewichtungungsverfahren. In: ZfS, Jg. 22, Heft 1, S. 16-32.
- Schuldt, K. (1992): Arbeitszeiten als Determinanten weiblicher Erwerbsarbeit, in: G. Engelbrech/S. Schenk/P. Wagner (Hrsg.), Bedingungen der Frauenerwerbsarbeit im deutsch-deutschen Einigungsprozeß. BeitrAB 167, S. 64-73, Nürnberg
- Tabachnik, B.G./ Fidell, L.S. (1989): Using Multivariate Statistics. New York: Harper & Row
- Vaskowics, L.(1991): Arbeitslosigkeit und Familienarmut. In: Soziale Probleme, Heft 1, S. 3-16

Anhang A

Tabelle A.1: Strukturmerkmale der Arbeitslosen*)

| Merkmal | Arbeitslose | | |
|--|----------------|-------------|-------------|
| | insgesamt % | Männer % | Frauen % |
| <i>Insgesamt (n = 100%)</i> | 1303 | 497 | 806 |
| <i>Alter</i> | | | |
| 15–24 Jahre | 13 | 13 | 14 |
| 25–34 Jahre | 29 | 29 | 29 |
| 35–44 Jahre | 27 | 27 | 27 |
| 45–54 Jahre | 25 | 24 | 25 |
| 55–60 Jahre | 6 | 7 | 5 |
| <i>Familienstand</i> | | | |
| verheiratet | 63 | 57 | 67 |
| verheiratet, getrennt lebend | 2 | 2 | 2 |
| geschieden | 13 | 13 | 12 |
| verwitwet | 2 | 2 | 2 |
| ledig | 20 | 26 | 17 |
| <i>Zahl der Kinder</i> | | | |
| keine Kinder | 22 | 34 | 15 |
| 1 Kind | 31 | 26 | 33 |
| 2 Kinder | 33 | 27 | 36 |
| 3 Kinder | 11 | 10 | 11 |
| 4 und mehr Kinder | 4 | 2 | 5 |
| <i>Kinder unter 16 Jahren</i> | | | |
| kein Kind | 52 | 63 | 46 |
| 1 Kind | 23 | 17 | 27 |
| 2 Kinder | 19 | 15 | 22 |
| 3 und mehr Kinder | 5 | 5 | 6 |
| <i>Kinder unter 6 Jahren</i> | | | |
| kein Kind | 75 | 83 | 71 |
| 1 Kind | 17 | 11 | 21 |
| 2 Kinder | 7 | 6 | 7 |
| 3 und mehr Kinder | 1 | 1 | 1 |
| <i>Schulbildung</i> | | | |
| kein Abschluß | 2 | 3 | 1 |
| Volksschulabschluß/8. Klasse | 35 | 33 | 36 |
| Abschluß 10. Klasse | 52 | 47 | 55 |
| Abitur | 10 | 15 | 7 |
| anderer Abschluß | 2 | 1 | 2 |
| <i>höchster Berufsabschluß</i> | | | |
| kein Abschluß/Teilfacharbeiter Facharbeiter/ | 18 | 18 | 18 |
| betriebl. Zusatzausbildung | 73 | 73 | 73 |
| Meister/Techniker | 1 | 2 | 1 |
| Fachschulabschluß | 6 | 4 | 7 |
| Hochschulabschluß | 3 | 4 | 3 |
| <i>letzte Stellung im Beruf</i> | | | |
| ungelernter Arbeiter | 11 | 9 | 11 |
| Facharbeiter | 44 | 43 | 45 |
| Meister | 3 | 3 | 3 |
| Ang. mit einf. Tätigkeit | 8 | 8 | 9 |
| Ang. m. schwierig. Tätigkeit | 17 | 18 | 16 |
| Ang. m. verantw. Tätigkeit | 13 | 15 | 12 |
| Beamter, Richter, Berufs- soldat | 1 | 2 | 1 |
| Selbständiger, mithelfender Familienangehöriger | 3 | 2 | 3 |

| Merkmal | Arbeitslose | | |
|-----------------------------------|----------------|-------------|-------------|
| | insgesamt % | Männer % | Frauen % |
| <i>letzte Branche</i> | | | |
| Landwirtschaft | 9 | 8 | 10 |
| Bergbau | 2 | 3 | 2 |
| Bauwirtschaft | 6 | 10 | 3 |
| Metall/Elektro | 18 | 28 | 13 |
| Verarbeitendes Gewerbe | 24 | 22 | 26 |
| Handel | 14 | 6 | 19 |
| Verkehr/Bahn/Post | 4 | 6 | 2 |
| Banken/Versicherungen | 1 | – | 1 |
| andere Dienstleistungen | 22 | 16 | 26 |
| <i>Haushalts-Nettoeinkommen</i> | | | |
| bis unter 500 DM | 6 | 7 | 5 |
| 500 bis unter 1000 DM | 14 | 19 | 11 |
| 1000 bis unter 1500 DM | 26 | 30 | 23 |
| 1500 bis unter 2000 DM | 22 | 18 | 24 |
| 2000 bis unter 2500 DM | 21 | 15 | 25 |
| 2500 DM und mehr | 12 | 11 | 12 |
| <i>Erwerbsstatus des Partners</i> | | | |
| kein Partner | 28 | 35 | 23 |
| erwerbstätig | 54 | 41 | 62 |
| arbeitslos | 11 | 15 | 9 |
| nicht erwerbstätig | 7 | 10 | 6 |

Quelle: IAB-Projekt 3/2-399, 1991.

*) Ausgewiesen sind jeweils nur gültige Zahlenwerte.
Geringfügige Abweichungen der angegebenen Werte von 100 Prozent
beruhen auf Rundungsfehlern.

Tabelle A.2: Strukturmerkmale der Arbeitslosen nach Familientyp*)

| Merkmal | Familientypen | | | | | |
|---|---|--|---|---|--|---|
| | (1) Verheiratete mit Kindern % | (2) Alleinerzie- hende mit Partner % | (3) Alleinerzie- hende ohne Partner % | (4) Verheiratete ohne Kinder % | (5) Personen ohne Kinder mit Partner % | (6) Personen ohne Kinder ohne Partner % |
| <i>Insgesamt (n = 100%)</i> | 454 | 69 | 94 | 365 | 57 | 258 |
| <i>Geschlecht</i> | | | | | | |
| männlich | 31 | 25 | 28 | 39 | 46 | 56 |
| weiblich | 69 | 75 | 72 | 61 | 54 | 44 |
| <i>Alter</i> | | | | | | |
| 15–24 Jahre | 8 | 23 | 16 | 2 | 36 | 31 |
| 25–34 Jahre | 47 | 49 | 42 | 4 | 25 | 24 |
| 35–44 Jahre | 37 | 20 | 30 | 21 | 23 | 19 |
| 45–54 Jahre | 7 | 4 | 12 | 57 | 14 | 21 |
| 55–60 Jahre | 1 | 3 | 1 | 15 | 2 | 5 |
| <i>Altersdurchschnitt (Jahre)</i> | 35 | 32 | 35 | 49 | 33 | 35 |
| <i>Familienstand</i> | | | | | | |
| verheiratet | 100 | – | – | 100 | – | – |
| verheiratet, getrennt lebend | | 12 | 11 | | 7 | 2 |
| geschieden | | 45 | 55 | | 26 | 24 |
| verwitwet | | 1 | 3 | | 4 | 9 |
| ledig | | 42 | 31 | | 63 | 65 |
| <i>Kinder unter 16 Jahren</i> | | | | | | |
| kein Kind | – | – | – | 100 | 100 | 100 |
| 1 Kind | 45 | 64 | 56 | | | |
| 2 Kinder | 44 | 28 | 31 | | | |
| 3 und mehr Kinder | 11 | 9 | 13 | | | |
| <i>Durchschnittliche Kinderzahl</i> | 1,7 | 1,5 | 1,6 | | | |
| <i>Schulbildung</i> | | | | | | |
| kein Abschluß | 1 | – | 2 | 2 | 2 | 5 |
| Volksschulabschluß/8. Klasse | 21 | 25 | 25 | 56 | 39 | 34 |
| Abschluß 10. Klasse | 66 | 65 | 62 | 32 | 46 | 48 |
| Abitur | 10 | 9 | 10 | 9 | 14 | 11 |
| anderer Abschluß | 2 | 1 | 2 | 1 | – | 2 |
| <i>höchster Berufsabschluß</i> | | | | | | |
| kein Abschluß/Teilfacharbeiter | 13 | 19 | 14 | 18 | 16 | 27 |
| Facharbeiter/betriebl. Zusatzausbildung | 76 | 71 | 76 | 73 | 64 | 64 |
| Meister/Techniker | 1 | 1 | – | 2 | 2 | – |
| Fachschulabschluß | 8 | 6 | 7 | 4 | 13 | 5 |
| Hochschulabschluß | 3 | 3 | 3 | 3 | 5 | 4 |
| <i>letzte Stellung im Beruf</i> | | | | | | |
| ungelernter Arbeiter | 8 | 12 | 13 | 13 | 17 | 10 |
| Facharbeiter | 47 | 61 | 48 | 38 | 44 | 42 |
| Meister | 4 | – | – | 3 | 4 | 4 |
| Ang. m. einf. Tätigkeit | 9 | 3 | 9 | 9 | 2 | 10 |
| Ang. m. schwierig. Tätigkeit | 15 | 15 | 18 | 18 | 15 | 18 |
| Ang. m. verantw. Tätigkeit | 13 | 5 | 11 | 15 | 17 | 13 |
| Beamter, Richter, Berufssoldat | 2 | – | – | 1 | 2 | 1 |
| Selbst., mithelfender Familienangehöriger | 3 | 3 | 1 | 3 | – | 2 |
| <i>Erwerbsstatus des Partners</i> | | | | | | |
| erwerbstätig | 83 | 71 | | 66 | 73 | |
| arbeitslos | 13 | 19 | | 18 | 18 | |
| nicht erwerbstätig | 5 | 10 | | 16 | 9 | |

Quelle: IAB-Projekt 3/2-399, 1991.

*) Ausgewiesen sind jeweils nur gültige Zahlenwerte. Geringfügige Abweichungen der angegebenen Werte von 100 Prozent beruhen auf Rundungsfehlern.

Anhang B

Im folgenden sollen einige der in der Analyse verwendeten statistischen Begriffe geklärt werden¹. Zunächst wird auf ein spezielles Assoziationsmaß für 2*2-Tabellen eingegangen, das Kreuzproduktverhältnis (Odd Ratio). Dann soll exemplarisch eine Logit-Analyse durchgeführt werden. Hierbei wird auf die Verwendung eines speziellen Gütemaßes für das Gesamtmodell, auf das Modell im allgemeinen, die Schätzung von Modellparametern und ihre Verbindung zu Kreuzproduktverhältnissen eingegangen werden.

B.1 Kreuzproduktverhältnis als Assoziationsmaß für eine 2*2-Tabelle

Im folgenden soll eine 2*2-Tabelle betrachtet werden²:

Tabelle B.1: Übersicht der verwendeten Parameter und Laufindizes

| | B ₁ | B ₂ | Summe |
|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| A ₁ | f ₁₁ | f ₁₂ | f _{1.} |
| A ₂ | f ₂₁ | f ₂₂ | f _{2.} |
| Summe | f _{.1} | f _{.2} | f _{..} |

Ausgangsfrage für die Assoziation ist, ob die in einer Tabelle beobachteten Merkmale unabhängig voneinander sind oder ob ein systematischer Zusammenhang vorliegt. Formal läßt sich Unabhängigkeit in einer Tabelle durch folgende Hypothese

$$H_0: f_{ij} = f_{i.} f_{.j}, \quad i, j = 1, 2$$

darstellen. Liegt keine Assoziation zwischen den beiden Variablen vor, so muß folgendes Verhältnis gelten:

$$\frac{f_{11}}{f_{12}} = \frac{f_{21}}{f_{22}}$$

Umgeformt ergibt sich dann:

$$\frac{f_{11} f_{22}}{f_{12} f_{21}} = 1$$

Das Kreuzproduktverhältnis ist für eine 2*2-Tabelle als

$$\Theta = \frac{f_{11} f_{22}}{f_{12} f_{21}}$$

definiert und hat folgende Eigenschaften:

- Das Kreuzproduktverhältnis kann Werte zwischen 0 und ∞ annehmen.
- Bei Unabhängigkeit der Spalten bzw. Reihen nimmt das Kreuzproduktverhältnis den Wert 1,0 an.
- Das Kreuzproduktverhältnis ist invariant gegenüber dem Stichprobenumfang.

¹ Als kurze Einführung bieten sich die entsprechenden Kapitel in Lehrbüchern zu multivariaten Analysemethoden an (z. B. Dillon/Goldstein 1984, Tabachnik/Fidell 1989), auf denen im wesentlichen auch der vorliegende kurze Abriss basiert. Grundlagen vermittelt z. B. der „Klassiker“ von Fienberg (1979). Vertiefungen bieten u. a. Agresti (1990) und Hosmer/Lemeshow (1989).

² Bei der nachfolgenden Darstellung wird vom Vorliegen einer Stichprobe ausgegangen. Aus Gründen der Übersichtlichkeit wird auf die gesonderte Ausweisung von Schätzwerten verzichtet.

³ In den nachfolgenden Gleichungen wird Geschlecht mit A (A₁ = männlich, A₂ = weiblich) und Erwerbsstatus mit B (B₁ = erwerbstätig, B₂ = arbeitslos) abgekürzt.

Daher läßt sich die Hypothese von Unabhängigkeit in einer 2*2-Tabelle als

$$H_0: \Theta = 1$$

darstellen. Allerdings haben bei der Bestimmung der Kreuzproduktverhältnisse Transformationen der Randhäufigkeiten keinen Einfluß auf das Ergebnis. Diese Eigenschaft ist auch der entscheidende Unterschied zu den auf X²-basierenden Maßen (vgl. Goodman 1991).

Es kann gezeigt werden, daß bei großen Stichproben das geschätzte logarithmierte Kreuzproduktverhältnis folgende Varianz besitzt:

$$\sigma_{\infty}^2(\ln\Theta) = \frac{1}{f_{11} + f_{12} + f_{21} + f_{22}}.$$

Da das geschätzte logarithmierte Kreuzproduktverhältnis asymptotisch normalverteilt ist, kann man folgendes Konfidenzintervall

$$\ln\Theta - Z_{\alpha/2} \sigma_{\infty} \ln\Theta \leq \ln\Theta \leq \ln\Theta + Z_{\alpha/2} \sigma_{\infty} \ln\Theta$$

berechnen.

Im folgenden sollen die theoretischen Aussagen anhand des vorliegenden Datensatzes an konkreten Beispielen verdeutlicht werden. So sollen in einer 2*2-Tabelle Erwerbsstatus und Geschlecht betrachtet werden (Tabelle B.2)³.

Tabelle B.2: Beobachtete Häufigkeiten von Erwerbsstatus und Geschlecht

| Geschlecht | Erwerbstätig | Arbeitslos | Summe |
|------------|--------------|------------|-------|
| männlich | 3510 | 497 | 4007 |
| weiblich | 3409 | 806 | 4215 |
| Summe | 6919 | 1303 | 8222 |

Als Kreuzproduktverhältnis ergibt sich:

$$\Theta = \frac{3510 \cdot 806}{3409 \cdot 497} = 1,67$$

Im obigen Fall wurden die erwerbstätigen Männer und arbeitslosen Frauen in Beziehung zu den erwerbstätigen Frauen und arbeitslosen Männern gesetzt. Würde Gleichheit zwischen diesen Größen bestehen, so hätte man die gleichen Verhältnisse im Zähler wie im Nenner. Die Folge wäre ein Kreuzproduktverhältnis von 1,0. Da allerdings arbeitslose Frauen gegenüber arbeitslosen Männern überrepräsentiert sind, wird das Kreuzproduktverhältnis größer als 1,0. Man kann daher schließen, daß in der bivariaten Betrachtung Frauen eine um 1,67fach höhere Wahrscheinlichkeit besitzen, arbeitslos zu sein als Männer.

Die Varianz des geschätzten logarithmierten Kreuzpro-

$$\sigma_{\infty}^2(\ln\Theta) = \frac{1}{3510 + 497 + 3409 + 806} = \frac{1}{8222}.$$

Damit ergibt sich folgendes Konfidenzintervall (bei $\alpha = 0,01$) für den logarithmierten Zusammenhang zwischen Geschlecht und Erwerbsstatus:

$$0,51 - 2,58 \cdot \sqrt{\frac{1}{8222}} \cdot 0,51 \leq \ln\Theta \leq 0,51 + 2,58 \cdot \sqrt{\frac{1}{8222}} \cdot 0,51$$

$$0,495 \leq \ln\Theta \leq 0,525$$

Bedingt durch die hohe Fallzahl, ist das 99%-Konfidenzintervall der Schätzung sehr klein, d. h. der errechnete Wert von 1,67 streut im Bereich von 1,64 und 1,69.

B.2 Logit-Analyse

B.2.1 Der Likelihood-Ratio-Test

Es stellt sich die Frage nach der Güte der Anpassung eines gewählten Modells. Hierzu soll der Likelihood-Ratio-Test als mögliches Gütemaß herangezogen werden.

Üblicherweise wird für den Zusammenhang in einer Kreuztabelle der χ^2 -Wert ermittelt:

$$\chi^2 = \sum_{ij} (f_0 - f_e)^2 / f_e,$$

mit $i = 1, \dots, I$ und $j = 1, \dots, J$,

wobei f_0 die beobachteten und f_e die unter Unabhängigkeit erwarteten Häufigkeiten in jeder Zelle der Kreuztabelle zwischen den beiden Variablen darstellen.

Allerdings ermöglicht die χ^2 -Statistik keine Trennung von überlappenden Varianzen und hat demnach keine Zerlegungseigenschaften. Somit können mögliche Effekte nicht trennscharf ermittelt werden. Daher ist eine eindeutige Interpretation von Ergebnissen, die auf der χ^2 -Statistik basieren, nicht möglich.

Eine Alternative zum χ^2 -Wert ist die Likelihood-Ratio-Statistik (G^2). Die Likelihood-Ratio-Statistik ist eine asymptotisch χ^2 -verteilte Größe. Unter bestimmten Bedingungen ermöglicht der G^2 eine Addition der Effekte. Für eine 2*2-Tabelle gilt:

$$G_T^2 = G_A^2 + G_B^2 + G_{AB}^2.$$

D. h. der Test der Gesamt-Assoziation einer Tabelle (G_T^2) ist die Summe aus den Haupteffekt-Tests (G_A^2 und G_B^2) und den Interaktion-Tests (G_{AB}^2). Allgemein ermittelt man den G^2 -Wert über folgende Gleichung⁴:

$$G^2 = 2 \sum (f_0) \ln (f_0 / f_e).$$

Für das Beispiel (vgl. Tabelle B.2) soll obige Kreuztabelle um die Variable Berufsabschluß erweitert werden (vgl. Tabelle B.3).

Tabelle B.3: Beobachtete Häufigkeiten von Erwerbsstatus, Berufsabschluß und Geschlecht

| | Berufsabschluß | männlich | weiblich | Summe |
|--------------|----------------|----------|----------|-------|
| erwerbstätig | ja | 3275 | 3116 | 6391 |
| | nein | 235 | 293 | 528 |
| arbeitslos | ja | 413 | 670 | 1083 |
| | nein | 84 | 136 | 220 |
| | Summe | 4007 | 4215 | 8222 |

Um die erwartete Häufigkeit bei Unabhängigkeit pro Zelle zu ermitteln, muß die Gesamtzahl der Personen ($N = 8222$) durch die Anzahl der Zellen (in unserem Beispiel = 8) geteilt werden. Bei Unabhängigkeit sind ca. 1028 Personen pro Zelle zu erwarten. Die Abweichung von dieser Annahme wird, wie oben erwähnt, über den G^2 -Wert ermittelt:

$$\begin{aligned} G^2 &= 2 [3275 \ln (3275/1028) + 413 \ln (413/1028) + \\ & 235 \ln (235/1028) + 84 \ln (84/1028) + \\ & 3116 \ln (3116/1028) + 670 \ln (670/1028) + \\ & 293 \ln (293/1028) + 136 \ln (136/1028)] \\ &= 2 \cdot (3795 - 377 - 347 - 210 + 3455 - 287 - 368 - 275) \\ &= 10\,774 \end{aligned}$$

⁴ Die Literatur ist in diesem Punkt nicht einheitlich. Nachfolgende Gleichung ist auch als Definition für Devianz zu finden.

Bei 7 Freiheitsgraden und einem kritischen χ^2 -Wert (Signifikanzniveau von 5%) von 14,07 ist die Hypothese der Unabhängigkeit zwischen Berufsabschluß, Geschlecht und Arbeitslosigkeit zu verwerfen.

Zu fragen ist nun, wie hoch die Abweichungen in den einzelnen Variablen Geschlecht, Berufsabschluß und Erwerbsstatus sind. Als Beispiel soll die Variable Geschlecht herangezogen werden. Dazu müssen die einzelnen G^2 -Werte berechnet werden, die man über die Randhäufigkeiten aus Tabelle B.3 ermittelt. Für die Geschlechterverteilung ergibt sich folgender G^2 -Wert:

$$\begin{aligned} G_A^2 &= 2 [4007 \ln (4007/4111) + 4215 \ln (4215/4111)] \\ &= 5,26 \quad df = 1. \end{aligned}$$

Da der kritische χ^2 -Wert bei einem Signifikanzniveau von 5% bei 3,84 liegt, ist beim Merkmal Geschlecht ein systematischer Effekt feststellbar.

Als Beispiel für einen Interaktionseffekt soll das Verhältnis von Geschlecht * Arbeitslosigkeit berechnet werden. Dazu wird normalerweise in einem ersten Schritt aus Tabelle B.3 eine 2*2-Tabelle mit den vorhandenen Größen erstellt (vgl. Tabelle B.2). In einem zweiten Schritt werden die erwarteten Häufigkeiten unter der Annahme der Unabhängigkeit berechnet. Für jede Zelle wird hierfür die Spalten- mit der Zeilenhäufigkeit multipliziert und dies durch die Gesamtzahl der Fälle geteilt (vgl. Tabelle B.4).

Tabelle B.4: Erwartete Häufigkeiten von Erwerbsstatus und Geschlecht

| Geschlecht | Erwerbstätig | Arbeitslos | Summe |
|------------|--------------|------------|-------|
| männlich | 3372 | 635 | 4007 |
| weiblich | 3547 | 668 | 4215 |
| Summe | 6919 | 1303 | 8222 |

Der G^2 -Wert läßt sich dann wie folgt berechnen:

$$\begin{aligned} G_{(A \cdot B)}^2 &= 2 [3510 \ln (3510/3372) + 497 \ln (497/635) \\ & + 3409 \ln (3409/3547) + 806 \ln (806/668)] \\ &= 70,17 \quad df = 1 \end{aligned}$$

Somit ist die Interaktion von Geschlecht * Erwerbsstatus signifikant. Der gleiche Wert findet sich auch in Tabelle 5 im Text, so daß der G^2 -Wert für das erste Modell noch einmal „per Hand“ bestätigt wurde. Allerdings müssen Tests für schwierigere Partialassoziationen mit Hilfe eines Iterationsprozesses durchgeführt werden (vgl. z. B. Tabachnik/Fidell 1989, S. 246–250).

B.2.2 Das Modell

Die Hypothese der Unabhängigkeit einer Kreuztabelle kann man durch (vgl. Kapitel B.1)

$$f_{ij} = f_i \cdot f_j, \quad i, j = 1, 2$$

ausdrücken. Daraus ergibt sich für die erwarteten Häufigkeiten (Erwartungswert der Häufigkeiten)

$$f_e = n \cdot f_{ij} = n \cdot f_i \cdot f_j.$$

In einem Logit-Modell wird eine additive Regressionsgleichung für den natürlichen Logarithmus des Verhältnisses der beiden Gruppen in Abhängigkeit der modellierten Effekte geschrieben (ohne Interaktion):

$$\begin{aligned} \ln f_{eij} &= - \ln n + \ln f_i + \ln f_j \\ &= \theta + \lambda_{A_i} + \lambda_{B_j} \quad (*) \end{aligned}$$

Aus einem multiplikativen Zusammenhang wird durch die Transformation mit dem Logarithmus ein additiver Zusammenhang. Der wesentliche Unterschied zwischen einem loglinearen Modell und einem Logit-Modell ist in der Verteilung der abhängigen Variablen zu sehen. So ist die abhängige Variable im Logit-Modell dichotom verteilt.

Ein saturiertes Modell beinhaltet alle möglichen Effekte. Daher besitzt ein saturiertes Modell eine perfekte Datenanpassung, und die durch das Modell berechneten (erwarteten) Häufigkeiten sind identisch mit den beobachteten Häufigkeiten. Ziel einer Modellierung ist allerdings, ein nicht saturiertes Modell zu finden, das möglichst exakt die beobachteten Häufigkeiten wiedergibt. Will man sich zwischen verschiedenen nicht saturierten Modellen, die die Daten in ansprechender Form widerspiegeln, entscheiden, so bietet sich die Differenz zweier G^2 an, die wiederum

$$G^2_{\text{Modell}_1} - G^2_{\text{Modell}_2} = G^2_{\text{Diff}}$$

B.2.3 Parameterschätzung

Erwartete Häufigkeiten für ein Modell können in Anteile (P) überführt werden, indem die erwarteten Häufigkeiten für jede Zelle durch die Gesamtanzahl der Fälle (N) pro Zelle geteilt und in einem zweiten Schritt die Anteile in den natürlichen Logarithmus transferiert werden. So ergibt sich z. B. für männliche Erwerbstätige folgender Wert (vgl.

$$\begin{aligned} \ln(P_{ij}) &= \ln(f_{e_{ij}}/2055,5) \\ &= \ln(3372/2055,5) \\ &= 0,495 \end{aligned}$$

Tabelle B.5: Erwartete logarithmierte Häufigkeiten für die Variablen Geschlecht und Erwerbsstatus

| Geschlecht | Erwerbstätig | Arbeitslos |
|------------|--------------|------------|
| männlich | 0,495 | - 1,175 |
| weiblich | 0,546 | - 1,124 |

Die Werte in Tabelle B.5 sind der Startpunkt für einige Berechnungen, wobei als Endprodukt Parameterschätzungen des Logit-Modells stehen. In einem ersten Schritt werden das Gesamtmittel und die Mittelwerte für jeden modellierten Haupteffekt bzw. Interaktionseffekt bestimmt.

Das Gesamtmittel wird durch folgende Gleichung berechnet (wobei r die Anzahl der Reihen und s die Anzahl der

$$\begin{aligned} x_{..} &= (1/rs) \sum_{ij} \ln(P_{ij}) \\ &= (1/4) [0,495 - 1,175 + 0,546 - 1,124] \\ &= - 0,315 \end{aligned}$$

Der Mittelwert für Arbeitslosigkeit ergibt sich dann durch:

$$\begin{aligned} x_{.2} &= (1/s) \sum_j \ln(P_{ij}) \\ &= (1/2) [- 1,175 - 1,124] \\ &= - 1,150 \end{aligned}$$

Der Mittelwert für Frauen ist:

$$\begin{aligned} x_{2.} &= (1/r) \sum_i \ln(P_{ij}) \\ &= (1/2) [0,546 - 1,124] \\ &= - 0,289 \end{aligned}$$

Aufgrund der niedrigen Dimension der Tabelle B.5 sind die Interaktionen erster Ordnung unmittelbar ablesbar.

Der zweite Schritt ist die Schätzung der Parameter, die man durch einfaches Subtrahieren des Gesamtmittels von den einzelnen Mittelwerten erhält. So ergibt sich für den Frauenanteil folgender Effekt:

$$\begin{aligned} \lambda_{A_2} &= x_{2.} - x_{..} \\ &= - 0,289 + 0,315 \\ &= 0,026 \end{aligned}$$

Das konstante Glied der Grundgleichung (*) des logistischen Modells (θ) ist die Konversion des Gesamtmittels von den Anteilen zu den Häufigkeiten. Dazu muß zu dem vorhandenen Wert $\ln(N)$ addiert werden:

$$\begin{aligned} \theta &= x_{..} + \ln(2055,5) \\ &= 7,31 \end{aligned}$$

Die durch das Modell generierten erwarteten Häufigkeiten sind dann das Ergebnis der oben genannten Grundgleichung. Als Beispiel sollen hier die weiblichen Arbeitslosen dienen (ohne Interaktion)⁶:

$$\begin{aligned} \ln f_{e_{22}} &= \theta + \lambda_{A_2} + \lambda_{B_2} \\ &= 7,31 - 0,026 - 0,835 \\ &= 6,45 \approx \ln(632) \end{aligned}$$

Bei einer Modellierung der Haupteffekte ‚Geschlecht‘ und ‚Arbeitslosigkeit‘ werden ca. 632 Personen in der Zelle ‚arbeitslos und weiblich‘ erwartet. Wie in Tabelle B.2 ersichtlich, sind es tatsächlich 806 Personen. Diese Differenz zwischen beobachteten und im Modell erwarteten Zellbesetzungen läßt sich durch das nicht saturierte Modell erklären. Hätte man zusätzlich zur Schätzung den Interaktionseffekt ‚Geschlecht * Erwerbsstatus‘ zugelassen, wären erwartete und beobachtete Zellbesetzungen identisch.

Die Beziehung zwischen dem Kreuzproduktverhältnis und den geschätzten Parametern ist durch folgende Gleichung gegeben:

$$\Theta = e^\lambda$$

So erhält man für das Kreuzproduktverhältnis von arbeitslosen Frauen folgenden Wert (vgl. Tabelle 8 im Text):

$$\Theta_{A \cdot B} = e^{0,728} = 2,07.$$

Frauen besitzen ein Arbeitslosigkeitsrisiko, das um das 2,07fache höher ist als das der Männer. Es ist jederzeit möglich, geschätzte Parameter aus einer Logit-Analyse in Kreuzproduktverhältnisse zu transferieren. Auch sind dann oben genannte Konfidenzintervalle für ein Kreuzproduktverhältnis berechenbar.

⁵ Die Modelle sollten hierarchisch bzw. nested sein.

⁶ Aufgrund von Rundungen entspricht der durch das Modell berechnete Wert nicht exakt dem Wert der erwarteten Häufigkeiten in Tabelle B.4.