

Sonderdruck aus:

# Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Lutz C. Kaiser, Thomas Siedler

Die Dauer von Arbeitslosigkeit in Deutschland  
und Großbritannien: Ein internationaler Vergleich  
(1990-1995)

## **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 „Schwerpunkt-Heft“, 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](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](mailto: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 Schäffer, 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](mailto:ulrike.kress@iab.de): (09 11) 1 79 30 16, E-Mail: [gerd.peters@iab.de](mailto:gerd.peters@iab.de): (09 11) 1 79 30 23, E-Mail: [ursula.wagner@iab.de](mailto: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](mailto: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>

# Die Dauer von Arbeitslosigkeit in Deutschland und Großbritannien: Ein internationaler Vergleich (1990-1995)

Lutz C. Kaiser und Thomas Siedler\*

In dieser Studie wird die Verweildauer in Arbeitslosigkeit von Frauen und Männern in der Bundesrepublik Deutschland und Großbritannien für den Zeitraum von 1990-1995 auf der Basis des EPAG-Datensatzes untersucht. Die Ergebnisse zeigen, dass die Verweildauer in Arbeitslosigkeit von Frauen in Ost- und Westdeutschland länger war als die von Männern. Zugleich stellte sich heraus, dass die mittlere Verweildauer von Arbeitslosigkeit sowohl von Frauen als auch von Männern in Ostdeutschland deutlich höher war im Vergleich zu Arbeitslosigkeitsphasen in Westdeutschland. Für Großbritannien konnte das Gegenteil festgestellt werden. Die durchschnittliche Verweildauer in Arbeitslosigkeit von britischen Frauen war im Zeitraum von 1991-1995 signifikant geringer als die der britischen Männer. Die wichtigsten Unterschiede und Gemeinsamkeiten der vorliegenden Analyse zwischen Deutschland und Großbritannien lassen sich wie folgt zusammenfassen:

- (i) Verheiratete arbeitslose britische Männer und Frauen haben eine signifikant höhere Wechselwahrscheinlichkeit in Erwerbstätigkeit als Arbeitslose, die nicht verheiratet sind.
- (ii) In Großbritannien und Westdeutschland weisen Ausländerinnen signifikant niedrigere Übergangswahrscheinlichkeiten in Erwerbstätigkeit im Vergleich zu britischen und westdeutschen Frauen auf.
- (iii) Der Bezug von Arbeitslosengeld resultiert in beiden Ländern in niedrigeren Übergangswahrscheinlichkeiten in Beschäftigung.
- (iv) Die Teilnahme an Weiterbildungsmaßnahmen in Deutschland führt zu einer höheren Wahrscheinlichkeit, in Erwerbstätigkeit zu wechseln.
- (v) Britische arbeitslose Akademikerinnen und Akademiker weisen signifikant höhere Wechselwahrscheinlichkeiten in Erwerbstätigkeit auf. Für Deutschland konnte mit Ausnahme von Frauen in Ostdeutschland keine höhere Übergangswahrscheinlichkeit in Beschäftigung für Arbeitslose mit höherer Bildung festgestellt werden.
- (vi) Die Ergebnisse deuten auf die Existenz einer *lagged duration dependency* von Arbeitslosigkeitsphasen in beiden Ländern sowohl für Frauen als auch für Männer hin.

## Gliederung

1 Einleitung

2 Institutionelle Hintergründe

2.1 Sozial- und Wirtschaftsordnung

2.2 Institutionelle Unterschiede am Beispiel der Arbeitsmarktpolitik

2.3 Entwicklung der Arbeitsmarktp Performanz mit Blick auf die Arbeitslosigkeit

3 Theoretische Implikationen

4 Ökonometrische Modellierung

4.1 Multiple ArbeitslosigkeitssPELLS

4.2 Competing-Risk Modell

4.3 Unbeobachtete Heterogenität

5 Die Datenbasis

6 Analysen und Ergebnisse

6.1 Arbeitsmarktstatus

6.2 Die Dauer der Arbeitslosigkeit

7 Deskriptive Statistik

8 Ergebnisse des Cox-Proportional Hazard Modells

9 Schlussfolgerungen

10 Literatur

11 Anhang

## 1 Einleitung

Arbeitslosigkeit ist eines der wichtigsten sozialen und ökonomischen Probleme in der Europäischen Union. Während der neunziger Jahre (1990-1996) waren pro Jahr im Durch-

\* Lutz C. Kaiser und Thomas Siedler sind wissenschaftliche Mitarbeiter des DIW-Berlin, Abteilung „Längsschnittdaten und Mikroanalyse“. Der Beitrag liegt in der alleinigen Verantwortung der Autoren. Gedankt sei Joachim R. Frick, John P. Haisken-DeNew, Birgit Otto und drei anonymen Gutachtern für hilfreiche Kommentare.

Der Artikel basiert auf Analysen des britischen und des deutschen EPAG-Datensatzes, welcher aus dem deutschen Sozio-ökonomischen Panel (GSOEP) und dem Britischen Haushaltspanel (BHPS) zusammengestellt wurde. Die Daten wurden mit Genehmigung der jeweiligen Datenproduzenten genutzt, welchen keinerlei Verantwortung für den Inhalt des Artikels zukommt. Die Analysen wurden für die European Panel Analysis Group (EPAG) im Rahmen eines TSER-Projekts CT96-3023 durchgeführt. Die Autoren bedanken sich an dieser Stelle für die finanzielle Unterstützung durch das TSER-Projekt.

Zugunsten einer sprachlichen Vereinfachung wird im Text die maskuline Personenform verwendet, außer es handelt sich dezidiert um weibliche Personen. Die sprachliche Vereinfachung bezieht somit auch alle femininen Personen(-gruppen) mit ein und soll keinen ausschließenden Charakter haben.

schnitt etwa 17,1 Millionen Personen in der EU arbeitslos.<sup>1</sup> In fast allen Mitgliedsstaaten der EU verzeichnen dabei Frauen höhere Arbeitslosenraten als Männer (OECD 1999a). Von besonderer Brisanz ist die große Zahl von Langzeitarbeitslosen. Auf der einen Seite handelt es sich bei dem Phänomen der Langzeitarbeitslosigkeit um individuelle Schicksale mit vielschichtig negativen Auswirkungen auf das individuelle psychische und physische Wohlbefinden (Athanasou/Murphy 1999; Bertran/Claussen 1999). Auf der anderen Seite führt Langzeitarbeitslosigkeit zu einem Verlust an Humankapital für eine Volkswirtschaft, da während der Phase von Arbeitslosigkeit Berufserfahrung und Wissen verfallen. Nicht zuletzt betrifft (Langzeit-)Arbeitslosigkeit die Gesellschaft als Ganzes durch Ausgaben im Rahmen der aktiven und passiven Arbeitsmarktpolitik.

Aufgrund dessen ist die Bekämpfung von Arbeitslosigkeit und insbesondere Langzeitarbeitslosigkeit ein wichtiges Thema für die Wirtschafts- und Sozialpolitik. In dieser Hinsicht ist die individuelle Dauer von Arbeitslosigkeit von besonderer Bedeutung.

Im Folgenden wird die Verweildauer in Arbeitslosigkeit in Deutschland und Großbritannien analysiert. Beide Länder weisen ähnliche institutionelle und kulturelle Strukturen auf. Durch den gemeinsamen Kontext ‚Europa‘ handelt es sich demnach in Bezug auf die Methodologie des internationalen Vergleichs um vergleichbare Länder. Gleichwohl sind Unterschiede hinsichtlich der Arbeitsmarktpersistenz zu erwarten, da Deutschland und Großbritannien unterschiedliche Arbeitsmarktregime und somit unterschiedliche Strategien der Bekämpfung von Arbeitslosigkeit vorweisen. Dementsprechend müssen im Rahmen der folgenden Untersuchung der Dauer von Arbeitslosigkeit zumindest die grundlegenden institutionellen Unterschiede zwischen diesen beiden Ländern berücksichtigt werden.

Die Frage nach der Dauer von Arbeitslosigkeit bezieht sich im Weiteren in erster Linie auf Unterschiede und Gemeinsamkeiten zwischen Deutschland und Großbritannien. Folgende Fragen stehen im Mittelpunkt der Analyse: Teilen arbeitslose Personen in beiden Ländern eine vergleichbare Risikostruktur in Bezug auf den Verbleib in Arbeitslosigkeit? Sofern Unterschiede in der Verweildauer in Arbeitslosigkeit bestehen, wie gestalten sich diese und wie sind sie zu erklären? Der Beitrag gliedert sich wie folgt:

Zunächst wird skizzenhaft auf die institutionellen Hintergründe in den beiden Ländern eingegangen (Abschnitt 2). Daran anschließend werden kurz theoretische Aspekte der Dauer von Arbeitslosigkeit besprochen (Abschnitt 3). Abschnitt 4 beschreibt die Modellspezifikationen. In Abschnitt 5 wird näher auf die Datenbasis eingegangen. In Abschnitt 6 werden erste nichtparametrische Ergebnisse diskutiert. Abschnitt 7 geht näher auf die deskriptive Statistik ein. Auf die Ergebnisse des Cox-Proportional Hazard Modells wird in Ab-

schnitt 8 eingegangen. Abschließend werden in Abschnitt 9 die wichtigsten Ergebnisse zusammengefasst.

## 2 Institutionelle Hintergründe

### 2.1 Sozial- und Wirtschaftsordnung

An dieser Stelle soll nur eine kurze Skizzierung genügen, um die wesentlichen Merkmale der Arbeitsmärkte in Deutschland und Großbritannien zu beschreiben. Zu diesem Zwecke ist eine Zuordnung der Arbeitsmarktregime zu mehr oder weniger abstrakten Modellen hinreichend. Die vergleichende Wohlfahrtsstaatsforschung bietet dazu verschiedene Modelle an<sup>2</sup>; wir werden uns auf die Unterscheidung des sog. Rheinischen Modells gegenüber des sog. Angelsächsischen Modells (Albert 1993) beschränken.

Deutschland ist entsprechend der Wohlfahrtsstaatentheorie dem Rheinischen, Großbritannien hingegen dem Angelsächsischen Modell zuzuordnen<sup>3</sup>. Das Rheinische Modell impliziert dabei ein relativ hohes Niveau an Staatsintervention in den Markt und somit auch in den Arbeitsmarkt. Das Angelsächsische Modell ist dagegen durch ein vergleichsweise geringes Maß an Staatsintervention und ein relativ hohes Vertrauen in die Lenkungs-kraft des Marktes charakterisiert. Beide Modelle beinhalten jedoch den Markt als ein zentrales Steuerungsinstrument für Wirtschaft und Gesellschaft. Gleichwohl werden Marktergebnisse in angelsächsischen Ländern mehr als ein unabhängiger Prozess akzeptiert. Dagegen ist in Ländern, die eher dem Rheinischen Modell zuzuordnen sind, ein höheres Maß an institutionellen Vorrichtungen installiert, um Marktkräfte zu adjustieren. Dieser theoretisch-modellhafte Unterschied zeigt sich zum Beispiel in einer höheren Staatsquote in den Ländern des Rheinischen Modells im Vergleich zu den Ländern des Angelsächsischen Modells (Leibfritz/Roseveare/Noord 1994).

### 2.2 Institutionelle Unterschiede am Beispiel der Arbeitsmarktpolitik

Die Ausgestaltung der Arbeitsmarktpolitik zeigt in Deutschland und Großbritannien in den 80er und 90er Jahren verschiedene Prioritäten (Tabelle 1). Die Gesamtausgaben für Arbeitsmarktpolitik in Prozent des Bruttosozialprodukts stiegen in Deutschland im Jahresdurchschnitt von 2,56 % (1985-1992) auf 3,71 % (1993-1999) an. Die arbeitsmarktpolitischen Anforderungen der Vereinigung Deutschlands sind hier als Hauptursache dieser Entwicklung zu sehen. In dem gleichen Zeitraum nahm dagegen der entsprechende Anteil in Großbritannien ab (2,12 % versus 1,38 %); hier ist der Rückgang der Arbeitslosigkeit in der zweiten Hälfte der 80er bzw. 90er Jahre als ein wesentlicher Faktor anzuführen.

Insgesamt wurde der Anteil der aktiven Arbeitsmarktpolitik in Deutschland von 43 % (Jahresdurchschnitt 1985-1992) auf 36,7 % (1993-1999) zurückgefahren, in Großbritannien stagnierte der Anteil dagegen bei etwa einem Drittel.

Unter den Ausgaben für verschiedene Posten der aktiven Arbeitsmarktpolitik stieg in Deutschland die ‚subventionierte Beschäftigung‘ am stärksten an. Andere Bereiche blieben dagegen gleich oder verzeichneten nur eine geringe Zunahme. In Großbritannien zeigt sich die Entwicklung der aktiven Arbeitsmarktpolitik dagegen konform zu den Annahmen des Angelsächsischen Modells des Wohlfahrtsstaates: die subventionierte Beschäftigung wurde in dem vorliegenden Vergleichszeitraum fast auf Null zurückgefahren. Die einzige

<sup>1</sup> Quellen: StaBA (1992-1998), eigene Berechnungen. Angaben beziehen sich auf die EU12 bzw. EU15 (1990: nur Westdeutschland, 1993: außer Österreich). Der ausschließliche EU12-Durchschnitt beträgt 16,6 Millionen Arbeitslose (wiederum für 1990: nur Westdeutschland). Zahlen beziehen sich auf die ILO-Definition von Arbeitslosigkeit (siehe unten).

<sup>2</sup> Neuere Ansätze zur Unterscheidung von Wohlfahrtsstaaten, wie etwa Goodin et al. (1999), rezipieren dabei kritisch die Arbeiten von Esping-Andersen.

<sup>3</sup> Belgien, Luxemburg, die Schweiz, die skandinavischen Länder und Japan gehören ebenso zu dem Rheinischen Modell, wohingegen etwa die Republik Irland und die Vereinigten Staaten von Amerika dem Angelsächsischen Modell zuzuordnen sind.

**Tabelle 1: Ausgaben für Aktive und Passive Arbeitsmarktpolitik in Deutschland und Großbritannien (in % des Brutto-sozialprodukts)**

Programmkategorien	Deutschland				Großbritannien			
	1985*	1999	1985-1992	1993-1999	1985	1999	1985-1992	1993-1999
Administration/ Arbeitsvermittlung	0,21	0,23	0,23	0,23	0,14	0,16	0,15	0,19
Bildungsmaßnahmen Subventionierte	0,20	0,35	0,36	0,41	0,09	0,07	0,15	0,10
Beschäftigung Zielgruppenförderung	0,17	0,40	0,25	0,40	0,22	0,00	0,15	0,02
	0,24	0,32	0,23	0,26	0,29	0,14	0,03	0,05
Aktive gesamt	0,82	1,30	1,11	1,36	0,73	0,37	0,71	0,46
Passive gesamt	1,41	2,12	1,45	2,35	2,03	0,82	1,41	1,16
Arbeitsmarktpolitik gesamt	2,23	3,42	2,56	3,71	2,76	1,19	2,12	1,38
Anteil Aktive (%)	36,8	38,0	43,0	36,7	26,4	31,1	33,5	33,3

\* nur Westdeutschland

Quellen: OECD (1991;1994;1997; 2000), eigene Berechnungen.

nennenswerte Steigerung innerhalb der aktiven Arbeitsmarktpolitik ist in Großbritannien im Bereich der Administration und Arbeitsvermittlung zu verzeichnen.

Hinsichtlich der Entwicklung des Anteils der aktiven Arbeitsmarktpolitik an der gesamten Arbeitsmarktpolitik ist festzuhalten, dass besonders bei einem starken Anstieg der Arbeitslosigkeit innerhalb kurzer Zeiträume die aktive Arbeitsmarktpolitik zugunsten der passiven Arbeitsmarktpolitik zurückgedrängt wird. Dies trifft insbesondere für solche Länder zu, in welchen eine relativ hohe Quote der Lohnersatzleistung im Falle von Arbeitslosigkeit vorzufinden ist.<sup>4</sup>

In den zwei hier zu behandelnden Ländern lassen sich sehr unterschiedliche Raten der Lohnersatzleistung im Falle von Arbeitslosigkeit wiederfinden. In Deutschland sind die Lohnersatzraten vergleichsweise hoch, in Großbritannien gibt es hingegen einen wesentlich geringeren Lohnersatz im Falle von Arbeitslosigkeit. Dieser Unterschied ist für die meisten Haushaltskonstellationen bzw. in den meisten Lohnsegmenten vorzufinden. So lag z.B. im Segment des Durchschnittslohns (1993, Singlehaushalt) die Nettolohnersatzleistung bei Beginn der Lohnersatzleistung in Deutschland bei 61,1 % gegenüber 41,4 % in Großbritannien (SZW 1996: 153-154).

### 2.3 Entwicklung der Arbeitsmarktp Performanz mit Blick auf die Arbeitslosigkeit

Ein internationaler Vergleich von Arbeitslosigkeit führt zwangsläufig zu den jeweils national unterschiedlichen Defi-

nitionen des Arbeitsmarktstatus ‚arbeitslos‘. Die Problematik eines Vergleichs von nationalen Definitionen der Arbeitslosigkeit liegt dabei dezidiert in den verschiedenen rechtlichen Bestimmungen, die in den einzelnen Ländern existieren und die selbst wiederum zu unterschiedlichen Zeitpunkten und hinsichtlich verschiedener Details Änderungen unterzogen sind.<sup>5</sup> Aufgrund dessen soll an dieser Stelle auf die international standardisierte Definition von Arbeitslosigkeit eingegangen werden<sup>6</sup>, welche unter anderem auch von EUROSTAT und der OECD genutzt wird. Diese Definition beinhaltet folgende drei Hauptaspekte, die gleichzeitig erfüllt sein müssen, um den Status der Arbeitslosigkeit zu beschreiben:

- i. *ohne Arbeit* (Person geht keiner abhängigen Beschäftigung oder selbständigen Erwerbstätigkeit nach, die der internationalen Definition von Erwerbstätigkeit entspricht),
- ii. *Verfügbarkeit* (Person ist für den Arbeitsmarkt verfügbar und kann eine abhängige oder selbständige Erwerbstätigkeit innerhalb eines bestimmten Referenzzeitraums aufnehmen),
- iii. *Suche nach Arbeit* (Person hat bestimmte Schritte innerhalb eines Referenzzeitraums unternommen, um eine abhängige Beschäftigung oder den Status der Selbständigkeit zu erlangen).

Aufgrund dessen ist die international standardisierte Definition von Arbeitslosigkeit (relativ) unabhängig von institutionellen oder rechtlichen Vorbedingungen, wie z.B. von der Registrierung bei einer Behörde oder bei einer öffentlichen Arbeitsvermittlungsstelle. Vielmehr bezieht sich diese Definition auf den individuellen Status einer Person in Bezug zur ökonomischen Aktivität (erwerbstätig, arbeitslos oder ökonomisch inaktiv) innerhalb eines bestimmten Referenzzeitraums. Im Vergleich zu den nationalen Definitionen beinhaltet die Definition der ILO Kategorien, die einander explizit ausschließen. Hierbei wird allerdings der Kategorie ‚Erwerbstätigkeit‘ - durch die Minimaldefinition von ‚wenigstens einer Stunde Erwerbsarbeit innerhalb einer bestimmten Berichtswoche‘ - Vorrang vor anderen Kategorien, wie etwa die der ökonomischen Inaktivität oder der Arbeitslosigkeit, gegeben. Tabelle 2 vergleicht in diesem Zusammenhang die jeweiligen nationalen und standardisierten Arbeitslosenraten für den Zeitraum von 1990 bis 1996.

Ein Vergleich zwischen Deutschland und Großbritannien zeigt eindeutige Unterschiede im Zeitablauf. In Deutschland

<sup>4</sup> Beispiele stellen Finnland und Schweden mit einer Verdreifachung der Arbeitslosigkeit innerhalb von 10 Jahren (1985-1995) dar. Im gleichen Zeitraums wurde der Anteil der aktiven Arbeitsmarktpolitik in Schweden um ein Drittel auf 54 % und in Finnland um mehr als ein Viertel auf 28 % reduziert (Bogai 1998: 848).

<sup>5</sup> Ein Vergleich der nationalen Arbeitslosigkeitsquoten wäre nur sehr schwierig durchzuführen, da es nahezu unmöglich ist, die relativ häufig stattfindenden Änderungen in eine entsprechend vergleichbare Quote bereinigend zu übersetzen. Als Beispiel sei hier die nationale Definition von Arbeitslosigkeit in Großbritannien genannt: Diese wurde innerhalb des Zeitraums von 1979 bis 1997 in zweiunddreißig Fällen geändert und führte vielfach zu einer statistischen Reduktion von Arbeitslosigkeit. Vgl. dazu SVR (1997: 33).

<sup>6</sup> Die derzeit gültige Definition bezieht sich auf eine Übereinkunft, welche 1982 auf der *Thirteenth International Conference of Labour Statisticians* in Genf getroffen wurde (vgl. ILO 1983). Diese bezieht sich auf die Definition von Arbeitslosigkeit, welche mittels gleicher Eckpunkte auf Basis von Haushaltsbefragungen erhoben wird.



**Tabelle 2: Nationale und standardisierte Quoten der Arbeitslosigkeit in Deutschland und Großbritannien**

Quote (in %)	Deutschland				Großbritannien			
	Standardisiert	National		Standardisiert	National			
	Gesamt	Gesamt	Frauen	Männer	Gesamt	Gesamt	Frauen	Männer
1990*	4,8	7,0	8,8	5,7	7,1	6,9	6,7	7,0
1991	5,6	7,3	8,5	6,4	8,8	8,5	7,4	9,2
1992	6,6	8,5	10,2	7,1	10,1	10,0	7,7	11,7
1993	7,9	9,8	11,3	8,6	10,5	10,6	8,0	12,6
1994	8,4	10,6	12,0	9,5	9,6	9,9	7,7	11,6
1995	8,2	10,4	11,4	9,6	8,8	8,9	7,2	10,2
1996	9,0	11,5	12,1	11,0	8,2	8,5	6,7	9,8

\* nur Westdeutschland  
Quellen: OECD (1998a; 1998b; 1999b).

übersteigt die nationale Rate die standardisierte Arbeitslosenquote jeweils um durchschnittlich etwa 2 %-Punkte. Dagegen ist in Großbritannien eine geringfügig höhere standardisierte Quote zu beobachten. Die Abweichungen der nationalen von den standardisierten Arbeitslosenquoten sind in Großbritannien geringer als in Deutschland.<sup>7</sup>

Ein Vergleich der Quoten für Frauen und Männer führt in beiden Ländern zu einem unterschiedlichen Bild. Deutsche Frauen weisen im Vergleich zu Männern einen durchgehend höheren Anteil an Arbeitslosigkeit auf. In Großbritannien ist das gegenteilige Szenario zu finden, da Frauen ein geringeres Risiko haben, arbeitslos zu werden. Der komparative Vorteil der britischen Frauen wird im Allgemeinen durch eine im Vergleich zu den Männern höhere Beschäftigungsfähigkeit im Dienstleistungssektor begründet. Britische Männer haben dagegen vergleichsweise größere Schwierigkeiten einen neuen Arbeitsplatz zu finden, sofern sie ein Arbeitsplatzverlust in den traditionellen Zweigen der Industrie trifft (Walwei/Werner 1998; CEC 1996: 13-17). Zur Entwicklung der standardisierten Arbeitslosenquoten über die Zeit gilt festzuhalten, dass in Deutschland ein Anstieg, in Großbritannien hingegen nur ein anfänglicher Anstieg und ein darauf folgender Rückgang ab 1993/1994 zu verzeichnen ist.

Tabelle 3 beinhaltet die standardisierten Quoten der Langzeitarbeitslosigkeit an der gesamten Arbeitslosigkeit im Verlauf der 90er Jahre.<sup>8</sup>

Mit Ausnahme des Jahres 1994 ist die Quote der Langzeitarbeitslosigkeit in Großbritannien etwas geringerer als in Deutschland. Dabei ist - dies wird bei einer getrennten Betrachtung von Frauen und Männern deutlich - anzumerken, dass die gesamtstaatlichen Unterschiede durch den wesentlich geringeren Anteil an langzeitarbeitslosen Frauen in Großbritannien zustande kommen. Dagegen sind die Raten der

<sup>7</sup> In Deutschland sind Unterschiede zwischen der nationalen und standardisierten Definition von Arbeitslosigkeit durch eine differierende Handhabung des Zählers in der Berechnung der Arbeitslosenquote zu erklären, da die Arbeitslosenquote ausschließlich auf abhängig Beschäftigte abzielt, während die ILO lediglich Angehörige von Streitkräften ausschließt. Eine detaillierte Beschreibung der Unterschiede in Großbritannien (*claimant count* versus ILO-Definition) bieten Woolford/Denman (1993).

<sup>8</sup> Unter Langzeitarbeitslosigkeit versteht man Arbeitslosigkeitsphasen, die 12 oder mehr Monate andauern.

<sup>9</sup> Vgl. dazu exemplarisch Becker (1993) oder Blaug (1987).

**Tabelle 3: Standardisierte Quoten der Langzeitarbeitslosigkeit in Deutschland und Großbritannien (in % der gesamten Arbeitslosigkeit)**

	Deutschland			Großbritannien		
	Gesamt	Frauen	Männer	Gesamt	Frauen	Männer
1990*	46,8	44,5	49,1	34,4	23,7	41,8
1994	44,3	47,2	41,2	45,4	33,9	51,2
1995	48,7	51,3	45,9	43,6	32,3	49,6
1996	47,8	51,7	44,5	39,8	28,0	45,9

\* nur Westdeutschland  
Quelle: OECD (1998c).

Langzeitarbeitslosigkeit für Männer in Deutschland und Großbritannien nahezu gleich hoch.

Im Rahmen einer Gesamtbewertung der Arbeitsmarktpfomanz in den beiden Ländern wird Großbritannien zu den erfolgreichen Ländern in Bezug auf die Implementation der *OECD Jobs Strategy* gezählt, wohingegen Deutschland dem unteren Ende einer solchen Skala der Arbeitsmarktpfomanz zugeordnet wird (OECD 1998b).

### 3 Theoretische Implikationen

Die neoklassische Arbeitsmarkttheorie geht von perfekten Arbeitsmarktbedingungen aus, welche u.a. die Homogenität von Arbeit sowie die Nichtexistenz von Diskriminierung mit einschließen. Demzufolge ist auch Arbeitslosigkeit kein ungleich verteiltes Phänomen, sondern ein Problem von kurzzeitigen Ungleichgewichten zwischen Angebot und Nachfrage. Empirische Untersuchungen belegen dagegen, dass das Gut Arbeit heterogen verteilt ist und die Wahrscheinlichkeit, arbeitslos zu werden bzw. arbeitslos zu bleiben, unter den Anbietern von Arbeit ungleich verteilt ist. Gleichwohl können neoklassische Implikationen der Arbeitsmarkttheorie als Richtschnur für einen besser funktionierenden Arbeitsmarkt genutzt werden. Demgemäß werden im Folgenden Aspekte der Humankapitaltheorie auf das Thema Arbeitslosigkeit bezogen.

Der umfangreiche Rahmen der Humankapitaltheorie<sup>9</sup> beinhaltet einen zweifachen Bezug zu der Thematik Arbeitslosigkeit. Einerseits stellt sich die Frage, ob bzw. in welcher Weise der individuelle Humankapitalstatus Auswirkungen auf die Dauer der Arbeitslosigkeit hat. Andererseits ist zu hinterfragen, ob Bildungsmaßnahmen während der Arbeitslosigkeitsphase einen Einfluss auf die Dauer der Arbeitslosigkeit haben.

Humankapitaltheoretische Annahmen werden bei solchen Fragestellungen in Zusammenhang mit der sog. *duration dependency* von Arbeitslosigkeit (Blanchard/Diamond 1990) diskutiert. Die Dauer der Arbeitslosigkeit kann in zweifacher Weise interpretiert werden. Mit zunehmender Verweildauer in Arbeitslosigkeit vermindern sich die Chancen eines Wiedereintritts in den Arbeitsmarkt aufgrund geringerer Arbeitsmarkterfahrung sowie eines Verlusts von Humankapital. Arbeitslosigkeitsphasen können demnach von potenziellen Arbeitgebern mit einer geringeren Produktivität des Arbeitnehmers in Zusammenhang gebracht werden. Das Merkmal der (Langzeit-)Arbeitslosigkeit kann dadurch als ein Anhaltspunkt verwendet werden, um potenzielle Mitarbeiter - vor allem bei gleichwertigen formalen Qualifikationsprofilen - einzuordnen. Stiglitz (1975) begründete dieses Vorgehen auf der

Nachfrageseite mit der sog. Screening-Hypothese. Nach Salant (1977) kann in diesem Zusammenhang auch von einem Sorting-Mechanismus gesprochen werden. Dementsprechend haben bei einem Wiedereintritt in den Arbeitsmarkt insbesondere Langzeitarbeitslose einen komparativen Nachteil gegenüber Personen, die nur eine kurze Phase der Sucharbeitslosigkeit oder einen ununterbrochenen Erwerbsverlauf aufweisen. Diese theoretischen Zusammenhänge weisen auf die Notwendigkeit hin, dass einerseits die Dauer von Arbeitslosigkeit möglichst kurz sein sollte und andererseits während der Phase der Arbeitslosigkeit den Betroffenen die Möglichkeiten geboten werden sollte, das erlangte Wissen und vorhandene Fähigkeiten durch entsprechende Fort- oder Weiterbildungsmaßnahmen zumindest aufrecht zu erhalten.

#### 4 Ökonometrische Modellierung

Die abhängige Variable in der vorliegenden Analyse stellt die monatliche Hazard Rate  $\theta(t_i, X_i)$  dar. Die Hazard Rate ist die bedingte Wahrscheinlichkeit für eine arbeitslose Person  $i$  mit den sozio-demografischen Merkmalen  $X_i$  die Arbeitslosigkeit im Monat  $t_i$  zu verlassen, gegeben dass sich die Person im Monat  $t_i - 1$  noch in Arbeitslosigkeit befindet. Die Hazard Rate kann als Produkt zweier Wahrscheinlichkeiten modelliert werden: der Wahrscheinlichkeit, ein Jobangebot zu bekommen sowie der Wahrscheinlichkeit, dieses Angebot anzunehmen (Lancaster, 1990).

Die Hazard Rate  $\theta(t_i, X_i)$  für Person  $i$ , deren beobachtete Überlebenszeit  $t_i$  ist, hat die Form:

$$\theta(t_i, X_i) = \theta_0(t_i) \exp(X_i \beta)$$

wobei  $\theta_0(t_i)$  die unspezifizierte Baseline Hazard Rate darstellt, die ausschließlich von der Zeit  $t_i$  abhängt,  $\exp(X_i \beta)$  ist eine nicht-negative Funktion der Variablen  $X_i$ ,  $\beta$  stellt ein Vektor von Regressionsparametern dar. Dabei handelt es sich um ein sogenanntes proportionales Hazard Modell, bei welchem die Relation der Hazard Raten für zwei Personen zu jedem Zeitpunkt konstant ist (Allison, 1984). Absolute Unterschiede der Kovariablen  $X_i$  haben proportionale Unterschiede in der Hazard Rate zu jedem Zeitpunkt  $t$  zur Folge. Veränderungen in  $X_i$  verschieben die Hazard Funktion zu jedem Zeitpunkt, haben jedoch keinen Einfluss auf die Baseline Hazard Rate  $\theta(t)$ . Cox (1972; 1975) zeigte erstmals die Möglichkeit auf, die  $\beta$ -Koeffizienten mittels der Methode der partiellen Likelihood zu schätzen, ohne eine spezielle funktionale Form für die Baseline Hazard zu unterstellen.

Im Gegensatz zu herkömmlichen proportionalen Hazard Modellen ermöglicht das semi-parametrische Cox-Modell die Schätzung der Effekte auf die Hazard Rate unter Einbeziehung zeitveränderlicher Kovariablen. Da im vorliegenden Datensatz ausschließlich der Erwerbsstatus der Befragungspersonen auf Basis von Monatsdaten vorliegt, konnten die zeitveränderlichen Kovariablen (Familienstand, Kinder im Haushalt, Gesundheitszustand) lediglich auf jährlicher Basis modelliert werden.

#### 4.1 Multiple Arbeitslosigkeitsspell

Da das Beobachtungsfenster in dieser Untersuchung 5 Jahre umfasst, können Personen mehrere Phasen der Arbeitslosigkeit aufweisen. Innerhalb der Zeitdaueranalyse gibt es unterschiedlich Ansätze, auf welche Art und Weise multiple Spells in der Analyse behandelt werden. In der vorliegenden Arbeit werden solche mehrfachen Arbeitslosigkeitsphasen einer Person als unabhängig voneinander betrachtet. Dies bedeutet, dass jeder Spell als unabhängiges Ereignis in die Likelihood Funktion eingeht. Allison (1984) weist darauf hin, dass die Annahme der Unabhängigkeit von sich wiederholenden Spells irreführend sein kann. Er verdeutlicht jedoch zugleich, dass durch die Einbeziehung zusätzlicher erklärender Variablen, wie beispielsweise der Anzahl sowie der Dauer vorheriger Phasen der Arbeitslosigkeit, die Gefahr einer Verletzung der Annahme der Unabhängigkeit vermindert werden kann. Wir folgen seinem Argument und nehmen sowohl die Informationen 'Anzahl vorheriger Phasen der Arbeitslosigkeit' sowie 'Kumulierte Anzahl der vorherigen Monate in Arbeitslosigkeit' mit in die Schätzung des Cox- Modells auf.<sup>10</sup>

#### 4.2 Competing-Risk Modell

Das *Competing-Risk Modell* unterscheidet zwischen verschiedenen Ereignissen, wohingegen im *Single-Risk Modell* keine Unterscheidung zwischen verschiedenen Übergängen vorgenommen wird. In der vorliegenden Arbeit wurde sowohl ein Single-Risk Modell (für Ost- und Westdeutschland) als auch ein Competing-Risk Modell (Großbritannien) geschätzt. Für Großbritannien wurde zwischen zwei konkurrierenden Ereignissen unterschieden:

1. Übergang in Erwerbstätigkeit
2. Übergang in ökonomische Inaktivität

Aufgrund zu geringer Fallzahlen bezüglich eines Übergangs in ökonomische Inaktivität wurde für Deutschland lediglich ein Single-Risk Modell mit Übergang in Erwerbstätigkeit geschätzt.

#### 4.3 Unbeobachtete Heterogenität

Das vorliegende Modell beinhaltet keinen Fehlerterm, welcher für unbeobachtete Heterogenität kontrolliert. Es ist zwar wahrscheinlich, dass arbeitslose Personen in bestimmten Punkten heterogen zueinander sind (z.B. hinsichtlich der Motivation, eine Arbeit zu finden oder bezüglich eines unterschiedlichen Verhaltens bei Bewerbungsgesprächen), welche nicht direkt mit den uns zur Verfügung stehenden Daten gemessen werden können. Heckman und Singer (1984) argumentierten, dass Schätzungen, welche nicht für unbeobachtete Heterogenität kontrollieren, zu verzerrten Ergebnissen in der Hazard Funktion führen können. Narendranathan und Stewart (1993) weisen jedoch darauf hin, dass die Einbeziehung eines Fehlerterms per se zu verzerrten Ergebnissen führen kann, da die Annahme der Unabhängigkeit des Fehlerterms sowohl von der Zeit als auch von den Kovariablen unangebracht ist. Darüber hinaus basiert die Einbeziehung eines Fehlerterms im Competing-Risk Modell auf weiteren restriktiven Annahmen, da mögliche Korrelationen zwischen den Fehlertermen unterschiedlicher Ereignisse beachtet werden müssten (Böheim, 1999). Die Modellierung von unbeobachteter Heterogenität ist somit ein komplexes Verfahren, welches unter Umständen zu uneindeutigen Resultaten führen kann. In Anlehnung an die Argumentation von Narendranathan und Stewart (1993) erfolgen die Schätzungen des Cox-Modells, ohne für unbeobachtete Heterogenität zu kontrollieren.

<sup>10</sup> Alternativ wurden zwei weitere Schätzungen durchgeführt: 1. Eine Analyse multipler Spells ohne Einbeziehung der beiden Kontrollvariablen 'Anzahl vorheriger Phasen der Arbeitslosigkeit' sowie 'Kumulierte Anzahl der vorherigen Monate in Arbeitslosigkeit'; 2. Eine Schätzung in der jeweils nur der erste Spell der arbeitslosen Personen in die Analyse einging. In dieser Analyse sind definitionsgemäß die beiden oben angeführten Variablen nicht enthalten. Beide Spezifikationen führten zu keinen substantiellen Unterschieden in den Ergebnissen. Die Schätzergebnisse sind auf Anfrage bei den Autoren erhältlich.

## 5 Die Datenbasis

Der Datensatz der *European Panel Analyses Group (EPAG)* beinhaltet Informationen aus drei verschiedenen Haushaltsbefragungen. Bestimmte Variablen dieser Datensätze - Sozio-ökonomisches Panel für Deutschland (*GSOEP*, 1991-95), Britisches Household Panel Survey für Großbritannien (*BHPS*, 1992-96), Sozio-Ökonomisches Panel des Statistischen Amtes der Niederlande (*SEP*, 1991-95) - wurden in das Format der ersten Welle des Europäischen Haushaltspanels (*ECHP*) von 1994 konvertiert<sup>11</sup>, um entsprechende Daten für die erste Hälfte der 90er Jahre zu erhalten. Demzufolge handelt es sich bei dem EPAG-Datensatz um einen in Bezug auf das ECHP harmonisierten Datensatz für Deutschland, Großbritannien und die Niederlande.<sup>12</sup>

Für die Analyse der Dauer der Arbeitslosigkeit wurde der EPAG-Datensatz in ein *balanced Panel-Design* transformiert, so dass jede Person jedes Jahr vorzufinden ist. Die Auswertungen selbst wurden auf Basis der Angaben zu den erfragten Kalendarien durchgeführt, welche die Haupttätigkeit (Main Activity) einer jeden Person in jedem Monat angibt.<sup>13</sup> Dementsprechend bezieht sich die Dauer der Arbeitslosigkeit auf Phasen der Arbeitslosigkeit, welche wenigstens einen Monat lang andauern.<sup>14</sup>

## 6 Analysen und Ergebnisse

Die Schätzungen wurden aufgrund der schon im Abschnitt 2.3 dargelegten Unterschiede der Arbeitslosigkeitsdauer zwischen Frauen und Männern für beide Geschlechter getrennt durchgeführt. Zudem wurde Deutschland - da es sich um einen Zeitraum kurz nach der Wiedervereinigung handelt - in Ost- und Westdeutschland aufgeteilt, um spezifische Unterschiede zwischen den alten und den neuen Bundesländern erfassen zu können.

### 6.1 Arbeitsmarktstatus

Abbildung 1 veranschaulicht die prozentuale Aufteilung der drei Arbeitsmarktkategorien ‚erwerbstätig‘, ‚arbeitslos‘ und ‚ökonomisch inaktiv‘ auf der Basis monatlicher Daten.<sup>15</sup>

Sowohl in Westdeutschland als auch in Großbritannien ist eine deutlich höhere Erwerbsquote für Männer als für Frauen zu erkennen. Im Zeitverlauf lässt sich zudem für Frauen und Männer in Deutschland eine sinkende Erwerbsquote im Vergleich zu einer steigenden Quote in Großbritannien erkennen. In Westdeutschland erhöht sich dabei der Anteil der

<sup>11</sup> Für eine detaillierte Beschreibung des ECHP vgl. EUROSTAT (1997).

<sup>12</sup> Eine ausführlichere Beschreibung des EPAG-Datensatzes findet sich im Anhang (Box 1).

<sup>13</sup> Die Bezeichnung Main Activity bezieht sich auf das *Main Activity Konzept* des ECHP. Dieses Konzept basiert auf der ILO-Konvention der Messung des individuellen Arbeitsmarktstatus (ILO 1983, vgl. auch Abschnitt 2.3). Das Main Activity Konzept des ECHP splittet die ILO-Definition zusätzlich in ‚1-14‘ und ‚15 und mehr‘ Arbeitsstunden pro Woche auf. Bei letzterer Kategorie wird Erwerbstätigkeit der Main Activity zugeordnet. Eine andere Main Activity wird hingegen angenommen, wenn weniger als 15 Wochenstunden gearbeitet wird oder wenn - ohne jegliche Erwerbstätigkeit - die Kategorie der ökonomischen Inaktivität (z.B. bei Studium oder Ruhestand) vorliegt. Dementsprechend kann Arbeitslosigkeit mit weniger als 15 Arbeitsstunden pro Woche oder aber mit keinerlei Arbeitsstunden pro Woche vorliegen. Eine detaillierte Beschreibung des Main Activity Konzepts findet sich in EUROSTAT (1996).

<sup>14</sup> Im EPAG-Datensatz finden sich nur für Deutschland und Großbritannien Informationen zu monatlichen Kalendarien. Aufgrund dessen konnten die Analysen nicht für die Niederlande durchgeführt werden.

<sup>15</sup> Da die Daten auf Basis eines balanced Panels genutzt wurden, sind 100% ab dem Zeitpunkt  $t_0+1$  immer als ‚100% der verbleibenden Population aus  $t_0$ ‘ zu interpretieren.

arbeitslosen Frauen und Männer leicht; in Großbritannien verringert sich dagegen dieser Anteil bei den Männern, wobei der Anteil der Arbeitslosen bei den britischen Frauen in etwa konstant bleibt.

Im Vergleich dazu zeichnet sich in Ostdeutschland ein völlig anderes Szenario ab. Im ersten Jahr der Beobachtung, welches gleichzeitig mit dem ersten Jahr der Wiedervereinigung zusammenfällt, ist sowohl für Frauen als auch für Männer eine deutlich höhere Erwerbsquote als in Westdeutschland und Großbritannien zu verzeichnen. Dabei liegt die Quote in Ostdeutschland für Frauen sogar über der entsprechenden Quote für britische Männer. Die Ergebnisse spiegeln deutlich das für die ehemalige DDR hohe Beschäftigungsniveau für Frauen und Männer in einem planwirtschaftlichen Arbeitsmarkt auf Basis von ‚Vollbeschäftigung‘ und der formalen Nichtexistenz von Arbeitslosigkeit wider. In der weiteren Längsschnittbetrachtung des Beobachtungszeitraums ändert sich die Situation jedoch sehr rasch, denn es zeigt sich eine massive Abnahme der erwerbstätigen Population und ein damit einhergehender dramatischer Anstieg der Arbeitslosigkeit. Dabei waren Frauen in Ostdeutschland erheblich stärker von dieser Entwicklung betroffen als ostdeutsche Männer. Erst ab 1993 milderte sich der Anstieg der Arbeitslosigkeit in den neuen Ländern etwas ab. An dieser Stelle ist nicht zuletzt die Implementation von Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen zu nennen, welche in den ersten Jahren der Wiedervereinigung verstärkt voran getrieben wurde.

### 6.2 Die Dauer der Arbeitslosigkeit

Im Folgenden wird ausschließlich der Status Arbeitslosigkeit behandelt. Im Gegensatz zu einer durchschnittlichen Quote der Arbeitslosigkeit oder Langzeitarbeitslosigkeit, wird Arbeitslosigkeit aus dem Blickwinkel von Arbeitslosigkeitsphasen analysiert. In Tabelle 4 sind zunächst die verschiedenen Stichprobengrößen dargestellt.

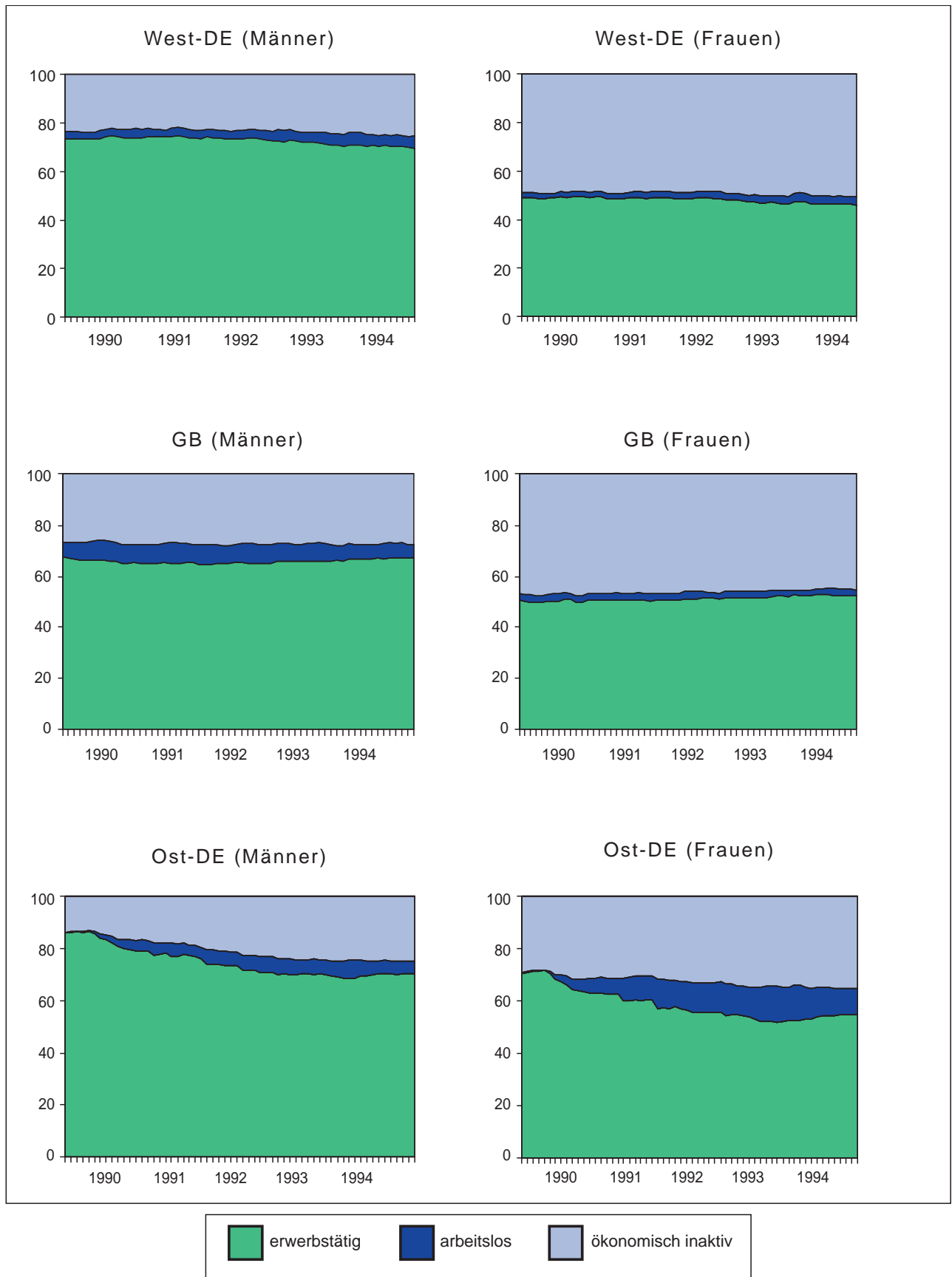
**Tabelle 4: Stichprobengrößen der Arbeitslosigkeitsphasen**

	Deutschland				Großbritannien	
	West		Ost		Frauen	Männer
	Frauen	Männer	Frauen	Männer		
Anzahl der Personen	509	610	632	435	699	1007
Arbeitslosigkeitsphasen	641	861	918	631	919	1514
links zensiert	97	133	16	14	127	225
rechts zensiert	152	201	215	109	126	218
rechts+links zensiert	20	44	5	3	17	64
nicht zensiert	372	483	682	505	649	1007
Anzahl der nicht + rechts zensierten Phasen	524	684	897	614	775	1225
mit Wechsel zu ...						
Erwerbstätigkeit (%)	50,2	55,8	64,7	75,9	57,0	64,6
(Phasen)	(263)	(382)	(580)	(466)	(442)	(808)
ökon. Inaktivität (%)	20,8	14,8	11,4	6,4	26,7	16,2
(Phasen)	(109)	(101)	(102)	(39)	(207)	(199)
rechts zensiert						
insgesamt (%)	29,0	29,4	24,0	17,8	16,3	17,8
(Phasen)	(152)	(201)	(215)	(109)	(126)	(218)

Quellen: EPAG-Datensatz, eigene Berechnungen.



Abbildung1: Entwicklung des Arbeitsmarktstatus (Anteil in %)



Quellen: EPAG-Datensatz, eigene Berechnungen.

Die Anzahl der Arbeitsloskeitsphasen war in Deutschland mit insgesamt 3051 Fällen auf Basis von 2186 arbeitslosen Personen am höchsten. Aus dem Datensatz für Großbritannien wurden hingegen 1706 Personen mit insgesamt 2433 Phasen der Arbeitslosigkeit extrahiert.

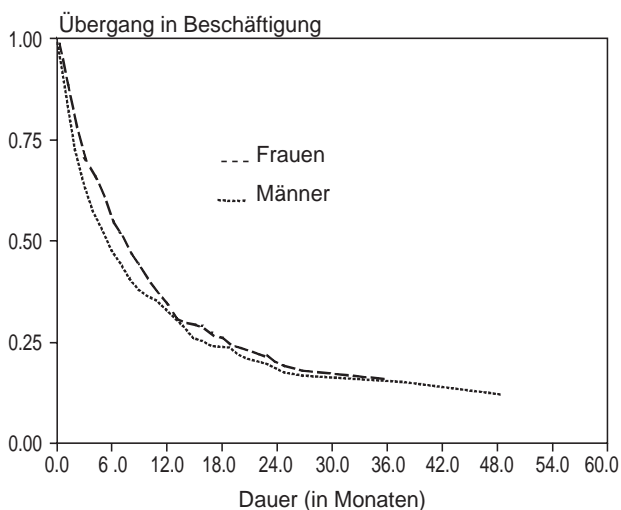
Nach dem Ausschluss von links bzw. links und rechts zensierten Phasen verblieben für die Analysen 2719 Fälle für Deutschland und 2000 Fälle für Großbritannien.

Durch den Umstand, dass das Beobachtungsfenster auf fünf Jahre (60 Monate) begrenzt ist, enden rechts zensierte Phasen der Arbeitslosigkeit in einem unbekanntem Status. Es ist jedoch möglich solche Phasen der Arbeitslosigkeit als ‚noch andauernde Phasen der Arbeitslosigkeit‘ mit in die Analysen einzubeziehen. Dagegen müssen links bzw. rechts und links zensierte Phasen ausgeschlossen werden, da unklar ist, wann diese Phase vor dem Beginn des Beobachtungsfensters von 60 Monaten begonnen hat. Somit können lediglich nicht zensierte und rechts zensierte Phasen der Arbeitslosigkeit mit in die Analyse eingehen.

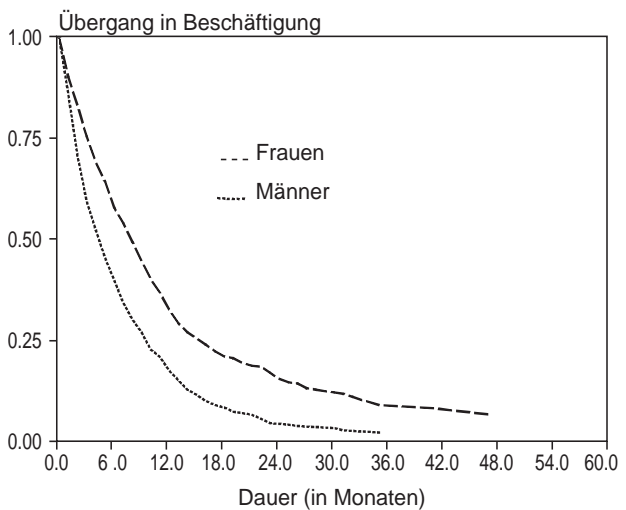
Eine weit verbreitete Methode der Messung von - zunächst in der medizinischen Forschung genutzten - Überlebensraten bestimmter Populationen besteht in dem *Kaplan-Meier Ansatz*. Mit dieser *Produkt-Limit Methode* können nicht-parametrische Schätzungen berechnet werden, welche die Abhängigkeit einer Überlebensfunktion ausschließlich auf die Komponente ‚Zeit‘ beziehen (vgl. Kaplan/Meier 1958).<sup>16</sup> Der Ansatz von Kaplan-Meier besteht darin, eine noch verbleibende Risikomenge zu jedem Zeitpunkt zu berechnen, in dem ein Wechsel aus dem Status Arbeitslosigkeit beobachtet wird.<sup>17</sup>

Die folgenden Ergebnisse beziehen sich auf insgesamt acht Subpopulationen: Frauen und Männer in Großbritannien in Bezug zu den Wechsel-Kategorien aus Arbeitslosigkeit in ‚Erwerbstätigkeit‘ oder in ‚ökonomische Inaktivität‘ bzw. Frauen und Männer in West- und Ostdeutschland in Bezug zu dem Wechsel aus Arbeitslosigkeit in den Status ‚Erwerbstätigkeit‘

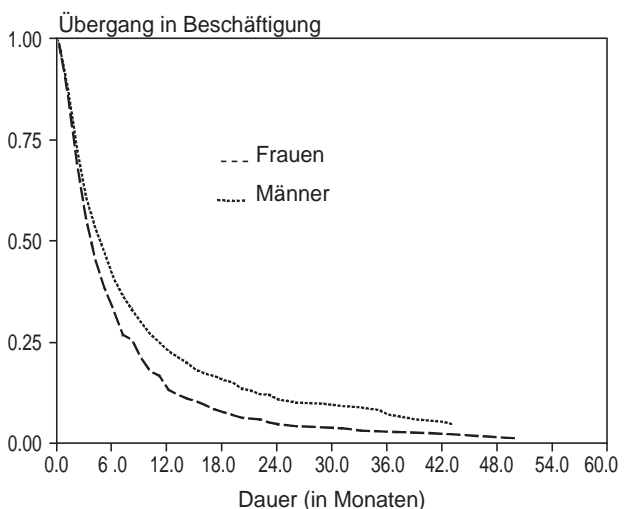
**Abb. 2a: Überlebensfunktion - Westdeutschland**



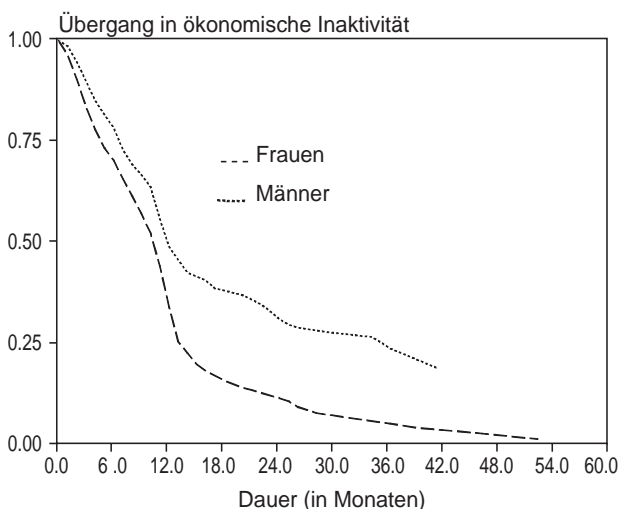
**Abb. 2b: Überlebensfunktion - Ostdeutschland**



**Abb. 2c: Überlebensfunktion - Großbritannien**



**Abb. 2d: Überlebensfunktion - Großbritannien**



<sup>16</sup> Ein alternativer Ansatz stellt die *Life-Table Methode* dar. Da diese jedoch bestimmte Einschränkungen beinhaltet (vgl. Blossfeld/Rohwer 1995: 51) wurde der *Kaplan-Meier Ansatz* verwendet.

<sup>17</sup> Die statistischen Berechnungen wurden mit dem Programm TDA 6.3 (Transition Data Analysis) durchgeführt. Das Softwarepaket wird detaillierter von Pötter/Rohwer (1999) beschrieben.

<sup>18</sup> Abbildungen oder Tabellen mit dem Prefix 'A' finden sich im Anhang dieses Artikels.

(Abbildungen 2a-d). Um Aussagen über die statistischen Unterschiede der jeweiligen Kurven von Frauen und Männern treffen zu können, wurden in einem zweiten Schritt 95%-ige Konfidenzintervalle berechnet, welche in den Abbildungen A-1a-d<sup>18</sup> durch die grauen Flächen dargestellt sind.

Auf den ersten Blick zeigen die Überlebenskurven einen unterschiedlichen Verlauf.<sup>19</sup> In Westdeutschland verlaufen die Kurven von Frauen und Männern relativ nahe zueinander (Abbildung 2a). Gleichwohl gilt festzuhalten, dass die Linie für Frauen zu jedem Zeitpunkt über der Kurve der Männer liegt. Daraus lässt sich schließen, dass Frauen in Westdeutschland in Bezug auf die Wahrscheinlichkeit, den Status Arbeitslosigkeit durch einen Wechsel in Erwerbstätigkeit zu verlassen, gegenüber Männern benachteiligt sind und längere Phasen der Arbeitslosigkeit durchlaufen. Diese Ergebnisse stehen in Übereinstimmung mit der Studie von Steiner (1994). Eine ähnliche Aussage lässt sich auch für Ostdeutschland treffen (Abbildung 2b). Im Vergleich zu Westdeutschland ist die Situation für Frauen in diesem Zeitraum jedoch entscheidend schlechter einzuschätzen, da beide Kurven einen wesentlich größeren Abstand zueinander aufweisen. In Ostdeutschland nähern sich die Linien erst nach einer Dauer der Arbeitslosigkeit von etwa 24 Monaten wieder an; in Westdeutschland ist ein solcher Verlauf der beiden Kurven dagegen bereits nach ca. 6 Monaten festzustellen.

Statistische Unterschiede der Kurven von Frauen und Männern in West- und Ostdeutschland können mit Hilfe der Konfidenzbänder ermittelt werden. Für Westdeutschland lässt sich demnach keine (statistische) Verschiedenheit der Dauer von Arbeitslosigkeit konstatieren, da sich die beiden Konfidenzbereiche überschneiden (Abbildung A-1a). In Ostdeutschland zeigt sich mit Abbildung A-1b hingegen, dass zu jedem Zeitpunkt die Dauer der Arbeitslosigkeit von Frauen höher ist als die der Männer.

Auch für Großbritannien lässt sich in Bezug auf den Verlauf der Arbeitslosigkeit ein Unterschied zwischen Frauen und Männern feststellen. Im Gegensatz zu West- und Ostdeutschland weisen Frauen in Großbritannien eine kürzere Arbeitslosigkeitsdauer auf (Abbildung 2c). Eine Verminderung der Diskrepanz bezüglich der Verweildauer in Arbeitslosigkeit zwischen Frauen und Männern lässt sich etwa nach 20 Monaten beobachten. Statistisch unterschiedlich ist der Verlauf der Arbeitslosigkeit zwischen einer Dauer von ca. 4 bis 36 Monaten (Abbildung A-1c).

Wird der Wechsel aus Arbeitslosigkeit in den Status der ökonomischen Inaktivität untersucht, so zeigt sich in Großbritannien im Vergleich zu einem Wechsel in Erwerbstätigkeit ein völlig anderes Bild (Abbildung 2d). Britische Frauen weisen auch bezüglich eines Übergangs in ökonomische Inaktivität eine kürzere Verweildauer in Arbeitslosigkeit auf. Bis zu einem bestimmten Zeitpunkt - ungefähr nach 12 Monaten - ist die Dauer der Arbeitslosigkeit bei Frauen und Männern in etwa gleich, da sich keine statistische Verschiedenheit feststellen lässt (Abbildung A-1d). Mit dem Beginn von Langzeitarbeitslosigkeit verlassen jedoch signifikant wesentlich mehr Frauen den Status der Arbeitslosigkeit und wechseln in ökonomische Inaktivität.

Die Unterschiede der Kurven lassen sich auch durch numerische Punkte der Arbeitslosigkeitsdauer beschreiben (vgl. Tabelle A-1). Nach 7,5 Monaten ist die Hälfte der Arbeitslosig-

keitspells von Frauen in Westdeutschland beendet (für Männer in Westdeutschland beträgt die Zahl 5,6 Monate). In Ostdeutschland liegen die Werte bei den Frauen etwas höher und bei den Männern etwas niedriger als in Westdeutschland (8,0 bzw. 4,4 Monate). In Großbritannien sind die Phasen der Arbeitslosigkeit, die in Erwerbstätigkeit enden, deutlich kürzer (3,6 bzw. 4,6 Monate). Bezüglich eines Wechsels in ökonomische Inaktivität lässt sich in Großbritannien die höchste Arbeitslosigkeitsdauer feststellen (10,3 bzw. 11,9 Monate). Phasen der Arbeitslosigkeit dauern demnach bei einem Wechsel in den Status der ökonomischen Inaktivität (in Großbritannien) bei Frauen und Männern wesentlich länger an, verglichen zu einem Übergang in Erwerbstätigkeit.

Aus Tabelle A-1 ist zudem ersichtlich, welcher prozentuale Anteil von Arbeitslosigkeitspells länger als 12 Monate verliert. Etwa ein Drittel der ursprünglichen Gruppe der Arbeitslosen war in West- (Frauen und Männer) und in Ostdeutschland (nur Frauen) von Langzeitarbeitslosigkeit betroffen. Bei ostdeutschen Männern betrug dieser Anteil dagegen weniger als ein Fünftel, was nicht zuletzt durch die überproportionale Inanspruchnahme von Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen durch ostdeutsche Männer im Vergleich zu ostdeutschen Frauen zu erklären ist. In Großbritannien ist dieser Anteil bei Frauen (Wechsel zu Erwerbstätigkeit) mit etwa 13 % auffallend geringer, wobei Männer einen fast doppelt so hohen Anteil aufweisen. Bei einer Betrachtung der Wechsel in ökonomische Inaktivität steigt der noch von Langzeitarbeitslosigkeit betroffene Anteil wiederum deutlich an (34 % für Frauen und 49 % für Männer).

## 7 Deskriptive Statistik

Deskriptive Statistiken der verwendeten Variablen sind in den Tabellen A-2a und A-2b ausgewiesen. Variablen, die sich auf die Haushaltskonstellation beziehen (Kinder unter 16 Jahren im Haushalt, Haushaltsvorstand, persönliche Charakteristika sowie Informationen zur Bildung) sind mittels Dummy-Variablen in die Schätzungen eingegangen.

Der Bildungsabschluss wurde entsprechend dem *International Standard Code of Education* (ISCED) generiert. Die Variable ‚Niedriger Bildungsabschluss‘ umfasst die Kategorien ISCED 0-2. ‚Mittlerer Bildungsabschluss‘ beinhaltet das ISCED 3 Niveau. Die Variable ‚Höherer Bildungsabschluss‘ setzt sich aus den ISCED Kategorien 5-7 zusammen. Die Variable ‚Niedriger Bildungsabschluss‘ diente sowohl für Westdeutschland als auch für Großbritannien als Referenzgruppe. Da in Ostdeutschland die ISCED Kategorie 0-2 nicht vorhanden war, diente die Variable ‚Mittlerer Bildungsabschluss‘ als Referenzkategorie. Hinsichtlich des Alters wurde zwischen vier Alterskategorien unterschieden (16-25, 26-35, 36-50, 51-64). Die Variable ‚Ausländer‘ nimmt den Wert (1) an, sofern die arbeitslose Person nicht die deutsche bzw. britische Staatsbürgerschaft besitzt. Des Weiteren wurde mittels Dummy-Variablen modelliert, ob die arbeitslose Person Arbeitslosengeld oder Arbeitslosenhilfe bezog und ob sie an Weiterbildungsmaßnahmen<sup>20</sup> während der Arbeitslosigkeitsphase teilnahm oder nicht.

Die Variablen ‚Kumulierte Anzahl der vorherigen Monate in Arbeitslosigkeit erlaubt es für eine *lagged duration dependency*<sup>21</sup> zu testen. Beide Variablen kontrollieren zudem für einen potenziellen statistischen Zusammenhang von wiederholten Phasen der Arbeitslosigkeit einer Person.

Darüber hinaus wurde für den *memory bias* von Befragtenpersonen (Januar Effekt, Dezember Effekt) kontrolliert. Auf-

<sup>19</sup> Da rechts zensierte Beobachtungen ebenfalls in die Analysen einbezogen worden sind, können die in den Abbildungen 2a-d bzw. A-1a-d dargestellten Überlebenskurven nicht die Abszisse erreichen. Die Interpretation ist dementsprechend nur bis zu dem Zeitpunkt möglich, in dem der letzte Wechsel beobachtet werden konnte.

<sup>20</sup> Diese Variable konnte lediglich für Deutschland modelliert werden.

<sup>21</sup> Eine *lagged duration dependency* liegt vor, sofern die Dauer vergangener Arbeitslosigkeitsphasen einen Einfluss auf die aktuelle Austrittswahrscheinlichkeit aus Arbeitslosigkeit hat.

grund dieses Effektes beginnen überproportional viele Spells im Januar bzw. enden im Dezember.<sup>22</sup> Da diese beiden Variablen lediglich zu Kontrollzwecken in die Schätzungen mit aufgenommen wurden, kann auf eine Interpretation der Ergebnisse verzichtet werden.

## 8 Ergebnisse des Cox-Proportional Hazard Modells

In diesem Abschnitt werden die wichtigsten Ergebnisse des Cox-Proportional Hazard Modells diskutiert sowie Parallelen und Unterschiede zu anderen empirischen Arbeiten dargestellt. In den Tabellen A-3a/b befinden sich die geschätzten Koeffizienten sowie in Klammern deren Standardfehler.

Verheiratete Frauen und Männer in Großbritannien haben demnach eine signifikant höhere Hazard Rate in Erwerbstätigkeit im Vergleich zu Alleinstehenden. Für Deutschland lässt sich kein signifikanter Unterschied feststellen.

Die Anwesenheit von Kindern unter 16 Jahren im Haushalt hat unterschiedliche Einflüsse auf die Übergangswahrscheinlichkeit in Erwerbstätigkeit für Männer und Frauen in Deutschland. Arbeitslose Mütter haben in Westdeutschland eine signifikant geringere Hazard Rate in Beschäftigung im Vergleich zu westdeutschen arbeitslosen Frauen ohne Kinder. Arbeitslose Väter in Ostdeutschland verzeichnen eine höhere Hazard Rate in Erwerbstätigkeit im Vergleich zu arbeitslosen Männern ohne Kinder. Für Großbritannien ergibt sich ein anderes Bild. Kinder im Haushalt haben für britische Väter einen negativen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit, in Erwerbstätigkeit zu wechseln.

Alter und Bildungsabschluss haben signifikant unterschiedliche Einflüsse auf die Hazard Raten sowohl in Beschäftigung (für Deutschland und Großbritannien) als auch in ökonomische Inaktivität (für Großbritannien). Männer jüngeren und mittleren Alters in Westdeutschland haben eine höhere Hazard Rate in Beschäftigung im Vergleich zur Referenzgruppe (arbeitslose Personen zwischen 36 und 50 Jahren). Diese Ergebnisse stehen in Übereinstimmung mit früheren Studien von Wurzel (1993) sowie Steiner (1997). Mit Ausnahme von Männern in Ostdeutschland weisen sowohl Frauen als auch Männer über 50 signifikant geringere Hazard Raten in Beschäftigung auf. Im Gegensatz zu Deutschland spielt das Alter der arbeitslosen Personen in Großbritannien keine so ausschlaggebende Rolle. Lediglich Männer unter 25 Jahren weisen eine signifikant höhere Hazard Rate in Erwerbstätigkeit auf im Vergleich zu Männern zwischen 36-50 Jahren. Darüber hinaus haben arbeitslose Männer mit einem Alter von über 50 Jahren im Vergleich zur Referenzgruppe eine höhere Wahrscheinlichkeit, in ökonomische Inaktivität zu wechseln.

In Deutschland haben lediglich Frauen im Osten mit einem Fachhochschul- oder Hochschulabschluss eine signifikant höhere Wahrscheinlichkeit, in Beschäftigung zu wechseln. Wurzel (1993) konnte ebenfalls keine signifikant höhere Übergangswahrscheinlichkeit in Erwerbstätigkeit für Arbeitslose mit einem Fachhochschul- oder Hochschulabschluss in Westdeutschland feststellen.

In Großbritannien zeigt sich, dass sowohl Frauen als auch Männer mit Universitätsabschluss eine höhere Hazard Rate in Erwerbstätigkeit und in ökonomische Inaktivität im Vergleich zur jeweiligen Referenzgruppe aufweisen. Zugleich haben ar-

beitslose Männer mit einem mittleren Bildungsabschluss eine signifikant höhere Hazard Rate in Erwerbstätigkeit im Vergleich zu geringer qualifizierten Arbeitslosen. Zudem haben im Vergleich zur Referenzgruppe sowohl Männer als auch Frauen mittleren Bildungsabschlusses in diesem Land eine höhere Wahrscheinlichkeit, in ökonomische Inaktivität zu wechseln.

Der Bezug von Arbeitslosengeld sowie Arbeitslosenhilfe hat für Arbeitslose in Ost- und Westdeutschland einen signifikant negativen Einfluss auf die Hazard Rate in Beschäftigung. Dies impliziert, dass arbeitslose Personen, die Arbeitslosengeld oder Arbeitslosenhilfe beziehen, länger in Arbeitslosigkeit verweilen, als Arbeitslose, die keine derartigen Bezüge erhalten. Lediglich für Frauen in Westdeutschland hat der Bezug von Arbeitslosengeld keinen signifikanten Einfluss auf die bedingte Wahrscheinlichkeit, in Erwerbstätigkeit zu wechseln.

Frühere empirische Studien kamen zu unterschiedlichen Ergebnissen und liefern kein konsistentes Bild hinsichtlich eines Einflusses von Arbeitslosengeldbezug auf die Verweildauer in Arbeitslosigkeit. Steiner (1997) konstatierte, dass die Arbeitslosigkeitsdauer für Männer in Westdeutschland durch den Bezug von Arbeitslosengeld verlängert wurde, für Frauen jedoch kein signifikanter Effekt festzustellen war. Hunt (1995) stellte einen positiven Effekt hinsichtlich des Bezugs von Arbeitslosengeld sowohl für Männer als auch Frauen auf die Hazard Rate in Beschäftigung fest. Der Bezug von Arbeitslosenhilfe hatte dagegen einen stark negativ signifikanten Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit, von Arbeitslosigkeit in Erwerbstätigkeit zu wechseln. Hujer und Schneider (1999) fanden dahingegen einen negativen Einfluss von Arbeitslosengeld auf die Hazard Rate in Beschäftigung.

Für Großbritannien ergibt sich ein ähnliches Bild. Der Bezug von Arbeitslosenunterstützung hat einen signifikant negativen Einfluss auf die Hazard Rate in Beschäftigung für Frauen und Männer. Hinsichtlich der Hazard Rate in ökonomische Inaktivität lässt sich lediglich ein signifikant negativer Effekt für britische Männer feststellen.

Mit der Ausnahme von arbeitslosen Männern in Ostdeutschland ist ein positiver Effekt von der Teilnahme an Weiterbildungsmaßnahmen auf die Hazard Rate in Erwerbstätigkeit in Deutschland festzustellen. Diese empirischen Befunde sind jedoch aufgrund fehlender detaillierter Angaben (Länge sowie der Art der Weiterbildung) nur generell und nicht im Detail zu interpretieren. Hujer und Wellner (2000) identifizierten einen signifikant positiven Einfluss von kurzfristigen (bis zu 6 Monaten) öffentlich finanzierten Weiterbildungsmaßnahmen auf die Hazard Rate in Beschäftigung für arbeitslose Frauen und Männern in Westdeutschland. Die Teilnahme an einer längerfristigen (6-12 Monate) beruflichen Weiterbildung hatte dagegen keinen signifikanten Effekt auf die Verweildauer in Arbeitslosigkeit. Für Ostdeutschland konnten die Autoren für die Jahre 1990-1994 keine signifikanten Ergebnisse feststellen.

Des Weiteren verdeutlichen die Ergebnisse des Cox-Modells, dass sowohl für Männer als auch für Frauen in Großbritannien und Deutschland eine *lagged duration dependency* in Bezug auf die Dauer der derzeitigen Arbeitslosigkeit besteht. Die negativen Koeffizienten bezüglich der Variable ‚Kumulierte Anzahl der vorherigen Monate in Arbeitslosigkeit‘ veranschaulichen, dass die Anzahl der vorherigen Monaten in Arbeitslosigkeit einen signifikant negativen Effekt auf die Hazard Rate in Erwerbstätigkeit hat. Für diesen negativen Zusammenhang können mehrere Gründe verantwortlich sein:

<sup>22</sup> Vgl. dazu ausführlicher Sikkel 1985 bzw. Akerlof/Yellen 1985.



- der Verlust von Humankapital kann während vorheriger Phasen der Arbeitslosigkeit die Wahrscheinlichkeit einer erneuten Erwerbstätigkeit mindern,
- Arbeitgeber setzen vergangene Arbeitslosigkeitsphasen mit geringerer Produktivität des Arbeitnehmers gleich,
- eine frühere Phase der Arbeitslosigkeit beeinflusst die Präferenzen: Individuen, die in der Vergangenheit arbeitslos waren, verhalten sich unterschiedlich im Vergleich zu Personen ohne frühere Arbeitslosigkeitserfahrung (Heckman/Borjas, 1980),
- arbeitslose Personen mindern ihren Reservationslohn im Verlauf früherer Phasen der Arbeitslosigkeit und tendieren dazu, niedrig qualifizierte Beschäftigungsverhältnisse anzunehmen. Sofern diese mit höherer Wahrscheinlichkeit wegrationalisiert werden, weisen Arbeitnehmer mit vergangenen Arbeitslosigkeitsphasen eine höhere Wahrscheinlichkeit auf, erneut arbeitslos zu werden im Vergleich zu Arbeitnehmern ohne vorherige Arbeitslosigkeitserfahrung.
- die Anzahl der vorherigen Phasen der Arbeitslosigkeit hat einen signifikant positiven Einfluss auf die Hazard Rate. Dies deutet darauf hin, dass zwar die vorherige Verweildauer in Arbeitslosigkeit einen negativen Einfluss auf die Austrittswahrscheinlichkeit hat, wohingegen die Anzahl vorheriger Phasen der Arbeitslosigkeit einen positiven Einfluss ausübt.

In Bezug auf die Verweildauer in Arbeitslosigkeit weisen die Ergebnisse des Cox-Modells auf eine Diskriminierung von Ausländern sowohl in Deutschland als auch in Großbritannien hin. Mit der Ausnahme von ausländischen Frauen in Ostdeutschland haben ausländische Arbeitslose eine signifikant niedrigere Hazard Rate in Erwerbstätigkeit im Vergleich zu Arbeitslosen mit deutscher Staatsbürgerschaft. In Großbritannien lässt sich ebenfalls eine niedrigere Wechselwahrscheinlichkeit in Beschäftigung für ausländische Frauen feststellen. Die Theorie der segmentierten Arbeitsmärkte geht davon aus, dass Personen mit einer ausländischen Staatsbürgerschaft vorwiegend in solchen Bereichen des Arbeitsmarkts beschäftigt sind, welche viele *bad jobs* beinhalten und aufgrund dessen durch ein flexibles Zusammenspiel von Arbeitsnachfrage und Arbeitsangebot charakterisiert sind. Demzufolge müsste die Verweildauer in Arbeitslosigkeit für viele Ausländer nur von vorübergehender Natur und damit relativ kurz sein (Salt 1983). Diese Hypothese lässt sich anhand der vorliegenden Ergebnisse nicht bestätigen. Licht und Steiner (1991) fanden in ihrer empirischen Untersuchung für Westdeutschland für die Jahre 1984-1988 ebenfalls eine signifikant längere Verweildauer in Arbeitslosigkeit für Ausländer im Vergleich zu Arbeitslosen mit deutscher Staatsbürgerschaft vor.

Gesundheitliche Beeinträchtigungen der arbeitslosen Person resultieren lediglich für ostdeutsche Frauen in einer signifikant geringeren Wahrscheinlichkeit in Erwerbstätigkeit zu wechseln, im Vergleich zu Personen ohne gesundheitliche Probleme.

## 9 Schlussfolgerungen

In diesem Artikel wurde die Verweildauer in Arbeitslosigkeit von Frauen und Männern in der Bundesrepublik Deutschland und Großbritannien für den Zeitraum 1990-1995 untersucht. Mittels des Cox-Proportional Hazard Modells wurde der Einfluss verschiedener Kovariablen auf die bedingte Wahrscheinlichkeit, Arbeitslosigkeit zu verlassen, gemessen.

Die Ergebnisse zeigten, dass die Verweildauer in Arbeitslosigkeit von Frauen in Ost- und Westdeutschland von 1990 -

1994 signifikant länger war als die der Männer. Zugleich war die mittlere Verweildauer in Arbeitslosigkeit in Ostdeutschland sowohl von Frauen als auch von Männern deutlich höher im Vergleich zu den Phasen der Arbeitslosigkeit von Westdeutschen. Für Großbritannien konnten unterschiedliche Ergebnisse festgestellt werden. Die durchschnittliche Verweildauer in Arbeitslosigkeit von britischen Frauen war in dem Zeitraum von 1991-1995 signifikant niedriger als die der britischen Männer.

Die Tatsache, dass britische Frauen in den 90er Jahren eine geringere Verweildauer in Arbeitslosigkeit im Vergleich zu britischen Männern aufweisen, steht im Einklang mit der Studie von Böheim und Taylor (2000). Sie weisen zugleich darauf hin, dass eine kürzere Verweildauer von britischen Frauen in Arbeitslosigkeit vorwiegend durch eine hohe Abgangsrate in Teilzeitbeschäftigung zu erklären ist. Ähnliche Zusammenhänge lassen sich in jüngster Zeit ebenfalls für Deutschland konstatierten (IAB 1999).

Die wichtigsten Unterschiede und Gemeinsamkeiten der vorliegenden Analyse zwischen Deutschland und Großbritannien lassen sich wie folgt zusammenfassen:

- (i) Verheiratete britische Männer und Frauen haben eine signifikant höhere Hazard Rate in Erwerbstätigkeit im Vergleich zu ledigen Arbeitslosen.
- (ii) In beiden Ländern haben Ausländerinnen signifikant niedrigere Übergangswahrscheinlichkeiten in Erwerbstätigkeit im Vergleich zu britischen und deutschen Frauen.
- (iii) Der Bezug von Arbeitslosengeld resultiert in beiden Ländern in niedrigeren Hazard Raten in Beschäftigung.
- (iv) Die Teilnahme an Weiterbildungsmaßnahmen in Deutschland resultiert in einer höheren Wahrscheinlichkeit, in Erwerbstätigkeit zu wechseln.
- (v) Britische arbeitslose Akademiker weisen signifikant höhere Wechselwahrscheinlichkeiten in Erwerbstätigkeit auf. Für Deutschland konnte mit Ausnahme von Frauen in Ostdeutschland keine höhere Hazard Rate in Beschäftigung für Arbeitslose mit höherer Bildung festgestellt werden.
- (vi) Die Ergebnisse deuten auf die Existenz einer *lagged duration dependency* von Arbeitslosigkeit in beiden Ländern sowohl für Frauen als auch für Männer hin.

## 10 Literatur

- Akerlof, G.A./Yellen, J.C. (1985): Unemployment through the Filter of Memory. In: The Quarterly Journal of Economics, Vol. 100, Nr. 3, S. 747-773.
- Albert, M. (1993): Capitalism against Capitalism. London: Whurr.
- Allison, P. D. (1984): Event History Analysis. Beverly Hills, CA: Sage.
- Athanasou, J. A./Murphy, G. C. (1999): The Effect of Unemployment on Mental Health. In: Journal of Occupational and Organizational Health, Vol. 72, S. 83-99
- Becker, G.S. (1993): Human Capital. A Theoretical and Empirical Analysis with special Reference to Education. Chicago, London: The University of Chicago Press.
- Bertran, J./Claussen, B. (Hrsg.) (1999): The ICOH Working Group 'Unemployment and Health. In: International Archives of Occupational and Environmental Health, Vol. 72, S. 1-48.
- Blanchard, O. J./Diamond, P. (1990): Ranking, Unemployment Duration and Wages. NBER Discussion Paper No. 3387.

- Blossfeld, H.-P./Rohwer, G. (1995): *Techniques of Event Modelling*. New York: Hillsdale.
- Blaug, M. (1987): *The Economics of Education and the Education of an Economist*. New York: New York University Press.
- Böheim, R. (1999): *Austrian Unemployment Duration*. Working Papers of the ESRC Research Centre on Micro-Social Change. Paper 99-14. Colchester: University of Essex.
- Böheim, R./Taylor, M. (2000): *The Search for Success: Do the Unemployed find Stable Employment?* Working Papers of the ESRC Research Centre on Micro-Social Change. Paper 2000-5. Colchester: University of Essex.
- Bogai, D. (1998): *Arbeitsmarktpolitik in der Europäischen Union*. In: WSI-Mitteilungen, Jg. 51, Nr. 12, S. 845-854.
- Commission of the European Communities (CEC) (1996): *Labour Market Studies: United Kingdom*. Brussels/Luxembourg: Office for Official Publication of the European Communities.
- Cox, D. R. (1972): *Regression Models and Life-Tables*. In: *Journal of the Royal Statistical Society B*, Vol. 34, S. 187-220.
- Cox, D. R. (1975): *Partial Likelihood*. In: *Biometrika*, Vol. 62, S. 269-276.
- EUROSTAT (1996): *The European Community Household Panel (ECHP): Survey Methodology and Implementation*. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities.
- EUROSTAT (1997): *European Community Household Panel, Wave 1 - 1994. Variable List, Code Book and Record Lay-Out (Doc. PAN 15.1/15.2)*. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities.
- Goodin, R. E. et al. (1999): *The Real Worlds of Welfare Capitalism*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Heckman, J. J./Borjas, G. (1980): *Does Unemployment Cause Future Unemployment? Definitions, Questions and Answers from a Continuous Time Model for Heterogeneity and State Dependence*. In: *Economica*, Vol. 47, S. 247-283.
- Heckman, J. J./Singer, B. (1984): *A method for Minimising the Impact of Distributional Assumptions in Econometric Duration Data*. In: *Econometrica*, Vol. 52, S. 271-320.
- Hujer, R./Wellner, M. (2000): *Berufliche Weiterbildung und individuelle Arbeitslosigkeitsdauer in West- und Ostdeutschland: eine mikroökonomische Analyse*. In: *MittAB*, Jg. 33, Heft 3, S. 405-420.
- Hujer, R./Schneider, H. (1999): *Initial and Longitudinal Effects of Benefit Variations on Unemployment Duration in Germany*. IWH-Discussion Paper, Heft 100, IWH: Halle.
- Hunt, J. (1995): *The Effect of Unemployment Compensation on Unemployment Duration in Germany*. In: *Journal of Labour Economics*, Vol. 13, Nr. 1, S. 88-120.
- Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) (1999): *Frauen gewinnen im Strukturwandel*. Materialien Nr. 4., Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung.
- International Labour Office (ILO) (1983): *'Thirteenth International Conference of Statisticians, Geneva, 18-29 October 1982' and Appendix 'Resolution concerning Statistics of the Economically Active Population, Employment and Unemployment'*. In: *Bulletin of Labour Statistics* 3, S. 9-15, Geneva.
- Kaplan, E. L./Meier, P. (1958): *Nonparametric Estimation from Incomplete Observations*. In: *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 53, S. 457-481.
- Lancaster, T. (1990): *The Econometric Analysis of Transition Data*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Leibfritz, W./Roseveare, D./Noord, P.J. van den (1994): *Fiscal Policy, Government Dept. and Economic Performance*. Economics Department Working Papers No. 144. Paris: OECD.
- Licht, G./Steiner, V. (1991): *Abgang aus Arbeitslosigkeit, Individualeffekte und Hysterisis – Eine Panelanalyse für die Bundesrepublik Deutschland*. In: Helberger, C./Bellman, L./Blaschke, D. (Hrsg.): *Erwerbstätigkeit und Arbeitslosigkeit. Beiträge zur Arbeitsmarkt und Berufsforschung*. Nürnberg, S. 182-206.
- Narendranathan, W./Stewart, M. B. (1993): *Modelling the Probability of Leaving Unemployment: Competing Risk Models with Flexible Baseline Hazards*. In: *Journal of the Royal Statistical Society. Applied Statistics, Series C*, Vol. 2, Nr. 1, S. 361-382.
- Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD) (1991): *Employment Outlook*. Paris: OECD.
- OECD (1994): *Employment Outlook*. Paris: OECD.
- OECD (1997): *Employment Outlook*. Paris: OECD.
- OECD (1998a): *Economic Survey: Germany*. Paris: OECD.
- OECD (1998b): *Economic Survey: United Kingdom*. Paris: OECD.
- OECD (1998c): *Employment Outlook*. Paris: OECD.
- OECD (1999a): *Employment Outlook*. Paris: OECD.
- OECD (1999b): *Quarterly Labour Force Statistics*. Paris: OECD.
- OECD (2000): *Employment Outlook*. Paris: OECD.
- Pötter, U./Rohwer, G. (1999): *TDA User's Manuel*. Bochum: Ruhr-Universität Bochum.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der Gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (SVR) (1997): *Wachstum, Beschäftigung, Währungsunion – Orientierungen für die Zukunft. Jahresgutachten 1997/98*. Stuttgart: Metzler-Poeschel.
- Salant, S. W. (1977): *Search Theory and Duration Data: A Theory of Sorts*. In: *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 91, Nr. 1, S. 39-57.
- Salt, J. (1983): *International Labour Migration in Western Europe*. in: Kritiz, M.M. et al. (Hrsg.), *Global Trends in Migration: Theory and Research on International Population Movements*. S. 133-157. Staten Island, New York: Center for Migration Studies.
- Sikkel, D. (1985): *Models for Memory Effects*. In: *Journal of the American Statistical Association*, S. 835-841.
- Statistisches Bundesamt (StaBA) (1992-1998): *Statistisches Jahrbuch für das Ausland*. Wiesbaden: Metzler Poeschel.
- Steiner, V. (1994): *Labour Market Transitions and the Persistence of Unemployment – West Germany 1983-1992*. Discussion Paper No. 94-20. ZEW Mannheim.
- Steiner, V. (1997): *Extended Benefit-Entitlement Periods and the Duration of Unemployment in West Germany*. Discussion Paper, 97-14, ZEW: Mannheim.
- Stiglitz, J.E. (1975): *The Theory of Screening, Education and the Distribution of Incomes*. In: *American Economic Review*, 65, Nr. 3, S. 283-300.
- Ministry of Social Affairs and Employment of the Netherlands (SZW) (1996): *The Dutch Welfare State from an International and Economic Perspective*. The Hague: Ministry of Social Affairs and Employment, Sdu Publishers.
- Tuma, N.B./Hannan, M.T. (1984): *Social Dynamics. Models and Methods*. New York: Academic Press.
- Walwei, U./Werner H. (1998): *Großbritannien: „Europas kranker Mann“ genesen. Die wirtschaftliche Gesundung erfaßt nun auch den Arbeitsmarkt*. IAB-Kurzbericht 8, Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung.
- Woolford, C./Denman, J. (1993): *Measures of Unemployment: The Claimant Count and the LFS Compared*. In: *Employment Gazette*, Vol. 10, S. 455-463.
- Wurzel, E. (1993): *An Econometric Analysis of Individual Unemployment Duration in West Germany*. Heidelberg: Physica.

**Box 1: Der EPAG-Datensatz**

Der EPAG-Datensatz ist ein Produkt der *European Panel Analysis Group*, welche von dem Institute for Social and Economic Research (ISER) an der Universität Essex in Colchester koordiniert wird. Bei dem Datensatz handelt es sich um einen international vergleichbaren harmonisierten Haushaltsdatensatz auf der Basis von Mikrodaten. Die Informationen dieses Datensatzes beziehen sich in erster Linie auf Erwerbstätigkeit, Einkommen, soziale Absicherung und nicht-monetäre Aspekte des Lebensstandards (Zufriedenheitseinschätzungen). Die EPAG-

Gruppe setzte sich mit der Erstellung des Datensatzes das Ziel, die wichtigsten Informationen von Haushalten und Individuen auf eine längerfristige Perspektive zu beziehen. Aus diesem Grunde wurde der EPAG-Datensatz an das Format der ersten Welle des ECHP mittels gleicher Variablennamen, Definitionen und Kodierungen angelehnt, um die EPAG- und ECHP-Informationen verknüpfen zu können. Die EPAG-Daten sind unter den üblichen Datenschutzbedingungen für die Forschung frei zugänglich (<http://www.iser.essex.ac.uk/epag>).

**Tabelle A-1: Die Dauer der Arbeitslosigkeit im Zeitverlauf**

		Deutschland				Großbritannien			
Dauer der Arbeitslosigkeit in Monaten nach Bestand der Ausgangspopulation									
Wechsel zu ...		Erwerbstätigkeit				Erwerbstätigkeit		ökonomischer Inaktivität	
Bestand der Ausgangspopulation		Frauen (West)	Männer (West)	Frauen (Ost)	Männer (Ost)	Frauen	Männer	Frauen	Männer
75 %		2,4	1,8	3,1	1,7	1,7	1,9	4,6	6,6
50 %		7,5	5,6	8,0	4,4	3,6	4,6	10,3	11,9
25 %		19,4	16,5	15,9	9,7	8,1	11,0	13,2	35,2
Anzahl der Monate		Bestand an Arbeitslosen nach Monaten in % der Ausgangspopulation							
3		70,5	63,9	75,7	59,9	55,6	61,1	83,6	89,9
6		55,4	47,9	58,4	40,6	32,9	41,0	70,3	78,4
12		35,2	33,3	33,3	18,4	13,2	22,8	34,1	49,0
18		27,1	24,2	21,9	9,4	7,6	15,6	15,9	38,1
24		20,5	19,0	16,4	5,4	4,6	10,8	11,5	31,1
Wilcoxon, df = 1, T-Stat [Sig]		5,6571 [0,9826]		55,5319 [1,0000]		9,3516 [0,9978]		1,6012 [0,7943]	

Quellen: EPAG-Datensatz, eigene Berechnungen.

**Tabelle A-2a: Deskriptive Statistik der Kovariablen(Anteil in %, Cox-Proportional Hazard Modell)**

Land	Deutschland			
	Übergang in: Erwerbstätigkeit			
	Westdeutschland		Ostdeutschland	
Kovariablen	Frauen	Männer	Frauen	Männer
Verheiratet	57,8	54,8	79,6	68,9
Kinder unter 16 im Haushalt	57,3	46,2	75,0	62,8
Familienvorstand	24,8	57,9	45,5	46,9
Alter: 16- 25 Jahre	29,5	32,5	15,3	19,2
26-35 Jahre	31,5	33,1	35,1	32,6
36-50 Jahre	29,9	17,4	40,1	37,6
51-64 Jahre	9,1	17,1	9,4	10,5
Niedriger Bildungsabschluss	49,0	45,3	/	/
Mittlerer Bildungsabschluss	38,1	44,2	78,8	73,4
Höherer Bildungsabschluss	11,6	9,2	21,2	26,6
Ausländer	31,1	42,1	0,6	1,7
schlechter Gesundheitszustand	34,1	31,0	28,4	24,5
Bezug von Arbeitslosengeld	51,7	49,2	49,2	51,0
Bezug von Arbeitslosenhilfe	10,2	11,2	10,0	6,1
Teilnahme an Weiterbildungsmaßnahmen	3,3	4,8	12,3	6,0
Beginn von Arbeitslosigkeit:				
1990	13,5	17,5	12,2	14,3
1991	21,3	18,4	24,6	23,0
1992	20,4	20,3	25,5	23,6
1993	22,0	22,3	23,4	22,1
1994	22,7	21,5	14,3	17,0
Anzahl vorheriger Phasen der Arbeitslosigkeit	1,7	2,0	1,8	1,9
Kumulierte Anzahl der vorherigen Monate in Arbeitslosigkeit	3,8	4,6	5,5	5,0
Januar Effekt	10,4	14,1	17,0	15,1
Dezember Effekt	7,0	5,9	5,4	7,0

Quellen: EPAG-Datensatz, eigene Berechnungen.

**Tabelle A-2b: Deskriptive Statistik der Kovariablen(Anteil in %, Cox-Proportional Hazard Modell)**

Land	Großbritannien			
	Übergang in: Erwerbstätigkeit		Ökonomische Inaktivität	
	Frauen	Männer	Frauen	Männer
Kovariablen	Frauen	Männer	Frauen	Männer
Verheiratet	44,7	43,9	45,5	47,0
Kinder unter 16 im Haushalt	44,4	39,5	56,8	39,9
Familienvorstand	32,4	46,0	39,5	51,6
Alter: 16-25 Jahre	38,8	42,0	36,9	33,5
26-35 Jahre	22,8	23,5	22,2	20,9
36-50 Jahre	29,2	25,5	26,4	23
51-64 Jahre	8,2	9,0	14,5	22,7
Niedriger Bildungsabschluss	57,4	57,2	67,9	64,8
Mittlerer Bildungsabschluss	14,8	15,6	9,4	12,4
Höherer Bildungsabschluss	24,0	24,2	17,3	20,6
Ausländer	7,3	4,9	9,1	6,7
schlechter Gesundheitszustand	14,8	11,1	23,6	18,8
Bezug von Arbeitslosenunterstützung	23,1	30,5	22,7	30,5
Beginn von Arbeitslosigkeit:				
1991	18,1	21,8	20,5	22,0
1992	22,8	24,5	25,3	23,2
1993	18,1	21,0	13,6	16,7
1994	19,3	17,5	15,3	16,3
1995	21,7	15,2	25,3	21,8
Anzahl vorheriger Phasen der Arbeitslosigkeit	1,7	2,1	1,5	1,8
Kumulierte Anzahl der vorherigen Monate in Arbeitslosigkeit	3,9	7,8	3,9	8,6
Januar Effekt	5,0	5,8	3,4	2,8
Dezember Effekt	6,4	4,8	3,4	1,6

Quellen: EPAG-Datensatz, eigene Berechnungen.



**Tabelle A-3a: Determinanten der Beendigung von Arbeitslosigkeit (Cox-Proportional Hazard Modell)**

		Deutschland							
Wechsel in:		Erwerbstätigkeit							
		Westdeutschland				Ostdeutschland			
Kovariablen		Frauen		Männer		Frauen		Männer	
Verheiratet		0,093	(0,173)	0,257	(0,171)	-0,033	(0,119)	0,143	(0,176)
Kinder unter 16 im Haushalt		-0,527**	(0,175)	-0,045	(0,158)	0,074	(0,117)	0,258*	(0,150)
Familienvorstand		0,402**	(0,159)	-0,112	(0,134)	0,043	(0,086)	-0,096	(0,100)
Ausländer		-0,418**	(0,169)	-0,446**	(0,126)	-0,135	(0,459)	-0,705*	(0,399)
schlechter Gesundheitszustand		-0,029	(0,145)	0,007	(0,119)	-0,295**	(0,103)	-0,051	(0,117)
Alter									
16-25 Jahre		0,279	(0,189)	0,523**	(0,200)	0,393**	(0,138)	0,283	(0,178)
26-35 Jahre		0,185	(0,174)	0,369**	(0,168)	0,148	(0,102)	0,232*	(0,119)
51-64 Jahre		-1,138**	(0,386)	-0,839**	(0,238)	-0,553**	(0,192)	-0,269	(0,175)
Bildungsabschluss									
Höherer Bildungsabschluss		0,268	(0,231)	0,009	(0,221)	0,463**	(0,104)	0,123	(0,117)
Mittlerer Bildungsabschluss		0,237	(0,152)	-0,055	(0,119)	/	/	/	/
Bezug von Arbeitslosengeld		-0,117	(0,144)	-0,237**	(0,121)	-0,209**	(0,099)	-0,388**	(0,107)
Bezug von Arbeitslosenhilfe		-0,895**	(0,259)	-1,268**	(0,216)	-1,647**	(0,183)	-1,388**	(0,258)
Teilnahme an Weiterbildungsmaßnahmen		0,668**	(0,310)	0,732**	(0,217)	0,477**	(0,120)	-0,002	(0,207)
Beginn der Arbeitslosigkeit									
1990		0,343	(0,207)	0,149	(0,163)	-0,170	(0,150)	-0,144	(0,165)
1991		0,239	(0,180)	0,207	(0,158)	-0,061	(0,117)	0,377**	(0,135)
1993		-0,269	(0,186)	-0,211	(0,161)	-0,175	(0,121)	0,121	(0,136)
1994		-0,830**	(0,253)	-0,096	(0,188)	-0,480**	(0,192)	0,099	(0,181)
Anzahl vorheriger Phasen der Arbeitslosigkeit		0,708**	(0,086)	0,473**	(0,062)	0,673**	(0,070)	0,479**	(0,080)
Kumulierte Anzahl der vorherigen Monate in Arbeitslosigkeit		-0,091**	(0,015)	-0,055**	(0,013)	-0,059**	(0,008)	-0,080**	(0,012)
Januar Effekt		-0,351	(0,237)	0,261*	(0,145)	-0,159	(0,118)	0,025	(0,133)
Dezember Effekt		0,503**	(0,207)	0,683**	(0,183)	0,277*	(0,162)	0,014	(0,169)
Anzahl der Spells		524		684		897		614	

Statistisch signifikant \*\*5%-, \*10%-Niveau, zweiseitiger Test.

Likelihood Ratio Test Statistik (LR)

Log LH (restringiert)	-1306,75	-2049,89	-3274,23	-2508,90
Log LH (unrestringiert)	-938,96	-1313,06	-2063,11	-1420,03
LR	735,58	1473,66	2422,24	2177,74
Df	21	21	19	19
Prob> $\chi^2$	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Quellen: EPAG-Datensatz, eigene Berechnungen.

**Tabelle A-3b: Determinanten der Beendigung von Arbeitslosigkeit (Cox-Proportional Hazard Modell)**

Wechsel zu	Großbritannien							
	Erwerbstätigkeit				Ökonomische Inaktivität			
	Frauen		Männer		Frauen		Männer	
Kovariablen								
Verheiratet	0,242*	(0,124)	0,213**	(0,105)	0,288	(0,183)	-0,127	(0,197)
Kinder unter 16 im Haushalt	0,043	(0,120)	-0,222**	(0,101)	0,262	(0,161)	-0,220	(0,187)
Familienvorstand	-0,103	(0,118)	-0,088	(0,091)	-0,172	(0,177)	0,032	(0,186)
Ausländer	-0,508**	(0,222)	0,077	(0,187)	-0,326	(0,305)	-0,002	(0,325)
schlechter Gesundheitszustand	-0,159	(0,153)	-0,064	(0,123)	-0,063	(0,171)	0,248	(0,179)
Alter								
16-25 Jahre	0,139	(0,155)	0,237**	(0,120)	0,303	(0,217)	0,127	(0,252)
26-35 Jahre	-0,019	(0,139)	0,128	(0,107)	-0,023	(0,221)	-0,018	(0,246)
51-64 Jahre	-0,127	(0,207)	-0,181	(0,158)	-0,282	(0,233)	0,528**	(0,228)
Bildungsabschluss								
Höherer Bildungsabschluss	0,287**	(0,119)	0,307**	(0,090)	0,462**	(0,208)	0,478**	(0,182)
Mittlerer Bildungsabschluss	0,214	(0,146)	0,267**	(0,103)	0,479*	(0,272)	0,433**	(0,221)
Bezug von Arbeitslosenunterstützung	-0,209*	(0,119)	-0,179**	(0,084)	-0,047	(0,185)	-0,616**	(0,189)
Beginn der Arbeitslosigkeit								
1991	0,114	(0,154)	-0,052	(0,108)	-0,389	(0,237)	0,171	(0,221)
1992	0,044	(0,144)	-0,108	(0,107)	-0,092	(0,212)	0,007	(0,221)
1994	0,106	(0,149)	0,019	(0,115)	-0,211	(0,235)	0,036	(0,248)
1995	0,020	(0,177)	0,143	(0,142)	-0,229	(0,307)	0,063	(0,341)
Anzahl vorheriger Phasen der Arbeitslosigkeit	0,310**	(0,062)	0,414**	(0,043)	0,516**	(0,159)	0,431**	(0,107)
Kumulierte Anzahl der vorherigen Monate in Arbeitslosigkeit	-0,046**	(0,011)	-0,053**	(0,006)	-0,039**	(0,019)	-0,029**	(0,012)
Januar Effekt	0,164	(0,209)	-0,075	(0,149)	0,293	(0,333)	-0,902*	(0,514)
Dezember Effekt	0,263	(0,179)	0,209	(0,154)	0,118	(0,335)	1,207**	(0,447)
Anzahl der Spells		568		1026		333		417

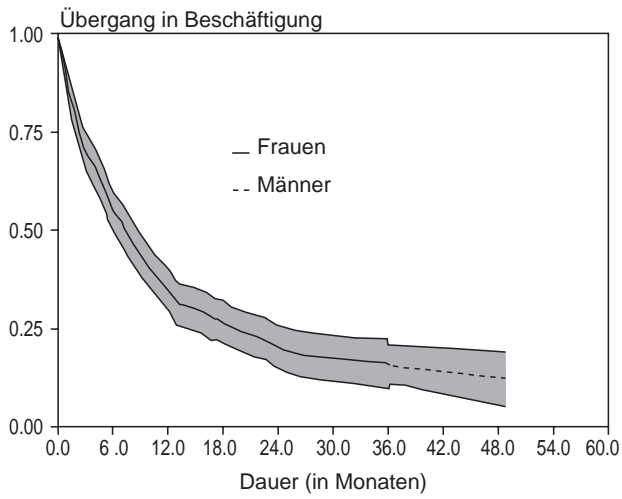
Statistisch signifikant \*\*5%-, \*10%-Niveau, zweiseitiger Test.

Likelihood Ratio Test Statistik (LR)

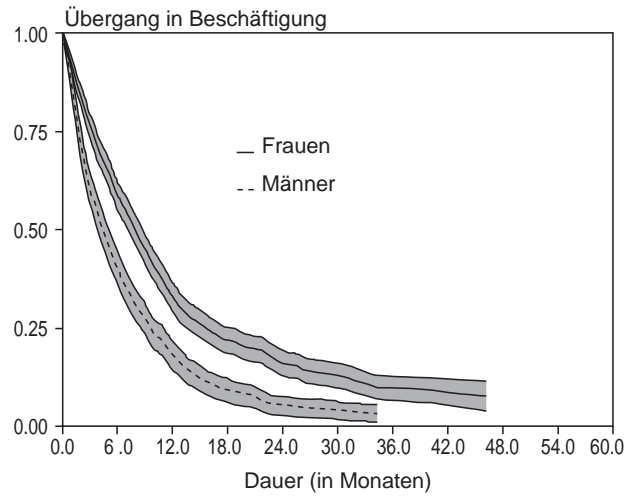
Log LH (restringiert)	-2382,94	-4631,73	-950,92	-995,88
Log LH (unrestringiert)	-1282,82	-2476,21	-742,06	-817,86
LR	2200,24	4311,04	417,70	355,98
Df	19	19	19	19
Prob>*2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Quellen: EPAG-Datensatz, eigene Berechnungen.

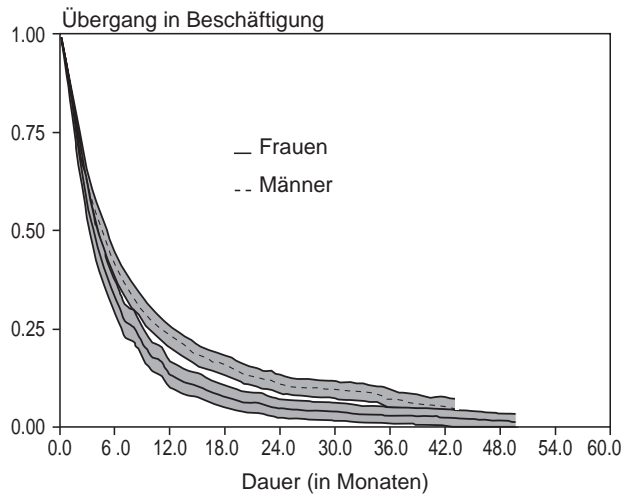
**Abb. A-1a: Überlebensfunktion - Westdeutschland**



**Abb. A-1b: Überlebensfunktion - Ostdeutschland**



**Abb. A-1c: Überlebensfunktion - Großbritannien**



**Abb. A-1d: Überlebensfunktion - Großbritannien**

