

Erlinghagen, Marcel

Working Paper

Gewinnen arbeitgeberseitige Entlassungen an Bedeutung

DIW Discussion Papers, No. 459

Provided in Cooperation with:

German Institute for Economic Research (DIW Berlin)

Suggested Citation: Erlinghagen, Marcel (2004) : Gewinnen arbeitgeberseitige Entlassungen an Bedeutung, DIW Discussion Papers, No. 459, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/18311>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Discussion Papers

459

Marcel Erlinghagen

Gewinnen arbeitgeberseitige Entlassungen
an Bedeutung

Berlin, November 2004



DIW Berlin

German Institute
for Economic Research

Opinions expressed in this paper are those of the author and do not necessarily reflect views of the Institute.

DIW Berlin

German Institute
for Economic Research

Königin-Luise-Str. 5
14195 Berlin,
Germany

Phone +49-30-897 89-0

Fax +49-30-897 89-200

www.diw.de

ISSN 1619-4535

Gewinnen arbeitgeberseitige Entlassungen an Bedeutung?

*Zur Entwicklung der Beschäftigungssicherheit
auf dem deutschen Arbeitsmarkt*

Marcel Erlinghagen

*Institut Arbeit und Technik (IAT), Gelsenkirchen
und
Ruhr-Universität Bochum*

Kontakt:

Dr. Marcel Erlinghagen
Institut Arbeit und Technik (IAT)
Munscheidstraße 14
45886 Gelsenkirchen
Tel.: 0209/1707-342
mail: erlinghagen@iatge.de

Zusammenfassung

In der wissenschaftlichen ebenso wie der öffentlichen Diskussion spielt die Frage, wie sich der Arbeitsmarkt im Zuge zunehmender Flexibilisierungsanforderungen an Betriebe und Arbeitnehmer gewandelt haben, eine zentrale Rolle. Dabei wird unter anderem auch angenommen, dass in den vergangenen Jahrzehnten die Beschäftigungssicherheit von Arbeitnehmern kontinuierlich abgenommen habe. Unter dem Eindruck von Massenentlassungen und steigenden Arbeitslosenquoten wird vermutet, dass Arbeitsmarktmobilität zunehmend unfreiwillig insbesondere in Form arbeitgeberseitiger Entlassungen auftritt und freiwillige Mobilitätsprozesse demnach an Bedeutung verlören. Auf Basis der Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) untersucht der Beitrag, inwiefern zwischen 1985 und 2001 arbeitgeberseitige Entlassungen gegenüber arbeitnehmerseitigen Kündigungen zugenommen haben. Die ausführlichen deskriptiven und multivariaten Analysen zeigen dabei, dass das Ausmaß unfreiwilliger Entlassungen im Zeitverlauf insbesondere durch konjunkturelle Einflüsse bestimmt gewesen ist. Jenseits dieser konjunkturellen Schwankungen lässt sich allerdings kein Bedeutungszuwachs arbeitgeberseitiger Entlassungen feststellen.

Einleitung¹

Da Arbeitskraft eine der wesentlichen Ressourcen des Produktionsprozesses darstellt, müssen Betriebe ihren Arbeitskräfteeinsatz ständig an die sich kontinuierlich wandelnden Produktionserfordernisse anpassen. Es gibt unterschiedliche Möglichkeiten, wie dies gelingen kann. Auf der einen Seite können Arbeitgeber auf betriebsinterne Flexibilisierungsstrategien zurückgreifen, um so bspw. durch eine Variation der Arbeitszeit („zeitliche Flexibilität“) oder aber der durch die Mitarbeiter zu leistenden Tätigkeiten („funktionale Flexibilität“) ihren Arbeitskräfteeinsatz an veränderte Bedingungen anzupassen. Auf der anderen Seite können betriebsexterne Flexibilisierungsstrategien verfolgt werden, bei denen die Anpassung des Arbeitskräfteeinsatzes durch Einstellungen bzw. Entlassungen („numerische Flexibilität“) oder aber durch eine rechtliche und/oder physische Auslagerung von Produktionsbereichen („räumliche Flexibilität“) erfolgt (Atkinson 1984; OECD 1989; Goudswaard/Nanteuil 2000; Erlinghagen 2004).

Welche der unterschiedlichen Flexibilisierungsmöglichkeiten von den Betrieben tatsächlich genutzt werden, hängt von einer ganzen Reihe von Einflussfaktoren ab. So ist bspw. mit unterschiedlichen Flexibilisierungsstrategien zwischen einzelnen Belegschaftssegmenten innerhalb eines Betriebes (Rand- und Stammebelegschaft) zu rechnen (Doeringer/Piore 1971; Sengenberger 1987). In diesem Zusammenhang spielen individuelle Faktoren der Arbeitskräfte bei der Zuordnung zu diesen Segmenten und somit für die betriebliche Flexibilitätsentscheidung eine entsprechend wichtige Rolle. Betriebe, die in die Humankapitalausstattung ihrer Mitarbeiter investiert haben, werden versuchen, zumindest solange externe Flexibilisierungsstrategien zu vermeiden, bis sich diese Investitionen amortisiert haben (zur Humankapitaltheorie vgl. bspw. Mincer 1962; Becker 1964). Aber auch nach der Amortisationszeit ist zu vermuten, dass die Art und die Qualität der Humankapitalausstattung von Arbeitskräften die Entscheidung der Betriebe für eher interne oder externe Flexibilisierungsoptionen wesentlich beeinflussen. Dementsprechend dürften das Alter und die Qualifikation von Arbeitskräften wichtige

¹ Große Teile dieses Aufsatzes sind während eines Gastaufenthalts am Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW) Berlin im März 2004 entstanden. Insbesondere Gert G. Wagner sowie den Kolleginnen und Kollegen der Abteilung „Längsschnittstudie Sozio-oekonomisches Panel“ sei für ihre Unterstützung und Gastfreundschaft gedankt.

Einflussfaktoren darstellen. Freilich ist die Qualität von Arbeitskräften für den Arbeitgeber nicht immer ohne Weiteres zu bestimmen, so dass diese zum Teil nur vermittelt über „Signale“ indirekt abgeschätzt werden können (Spence 1973), was dann wiederum durchaus zu Diskriminierungstendenzen auf dem Arbeitsmarkt führen kann (Cain 1986).

Neben der Zugehörigkeit zu einem bestimmten Arbeitsmarktsegment und der damit im Zusammenhang stehenden individuellen Merkmalen von Arbeitskräften spielen die institutionellen Rahmenbedingungen eine weitere wichtige Rolle innerhalb der betrieblichen Entscheidung, mit welchen Maßnahmen auf gewandelte Produktionsanforderungen reagiert wird. Die institutionellen Rahmenbedingungen werden dabei insbesondere durch arbeits-, tarif- und sozialrechtliche Regelungen determiniert und haben einen entscheidenden Einfluss auf die Höhe der Arbeitskosten (bspw. direkt durch die Höhe von Sozialversicherungsbeiträgen oder aber indirekt durch Kündigungsschutzbestimmungen mit ihrem Einfluss auf Entlassungskosten). So sieht das deutsche Arbeitsrecht bspw. bei betriebsbedingten Kündigungen eine „sozialverträgliche“ Auswahl der zu entlassenen Mitarbeiter vor, wobei hierbei insbesondere das Lebensalter bzw. die Betriebszugehörigkeitsdauer sowie etwaige Unterhaltsverpflichtungen eine wichtige Rolle spielen (Bährle 1997: 144f). Eng damit verknüpft sind die betriebsgrößenabhängigen Mitbestimmungs- und Kündigungsschutzvorgaben. So beziehen sich in unserem Untersuchungszeitraum die Regelungen des Kündigungsschutzgesetzes bspw. nur auf Beschäftigte in Betrieben mit mindestens fünf Arbeitnehmern.² Darüber hinaus hat der Betriebsrat nach dem Betriebsverfassungsgesetz ab einer Betriebsgröße von 20 Arbeitnehmern Mitspracherechte bei Personalentscheidungen wie Umgruppierung oder aber Einstellungen (Ramm 1991a, 1991b; Wahsner 2000). Zusätzlich ist die Betriebsgröße eine gute Proxy-Variable für die Existenz von Betriebsräten. Zwar ist bereits ab einer Betriebsgröße von fünf Beschäftigten die Wahl eines Betriebsrates rechtlich zulässig, jedoch variiert die Existenz von betrieblichen Interessenvertretungen de facto deutlich mit der Betriebsgröße (Düll/Ellguth 1999; vgl. auch Bender/Konietzka/Sopp 2000: 479).

² Ausnahme sind hier die Jahre 1996 bis 1998, in denen vorübergehend die Grenze auf eine Betriebsgröße von 10 Beschäftigten heraufgesetzt worden war (vgl. hierzu die Ausführungen in Althammer 2001: 55ff).

Insgesamt bestimmt sich folglich der Arbeitskräfteeinsatz zum einen an der durch individuelle Eigenschaften (mit)bestimmten Produktivität von Arbeitskräften und der dieser Produktivität gegenüberstehenden Arbeitskosten. Zum anderen spielen Möglichkeiten des Einsatzes alternativer Produktionsressourcen eine Rolle; so können Betriebe aufgrund zu hoher Arbeitskosten und/oder zu niedriger Produktivität von Arbeitskräften gewandelten Anforderungen auch mit einem verstärkten Technikeinsatz („Rationalisierung“) begegnen. Darüber hinaus ist die konjunkturell veränderliche Lage auf den Absatzmärkten eine weitere Größe, nach der sich der Arbeitskräfteeinsatz von Betrieben ausrichtet. Es wird deutlich, dass betriebliche Flexibilisierungsstrategien im Allgemeinen und die Anpassung des Arbeitskräftebedarfs im Besonderen von einer ganzen Reihe unterschiedlicher Faktoren abhängen. Der ständige Wandel dieser Faktoren führt demnach ganz zwangsläufig zu einer dynamischen Veränderung des Arbeitskräfteeinsatzes von Betrieben, was sich bspw. in den typischen zyklischen Schwankungen der Zahl der Arbeitslosen oder aber der geleisteten Überstunden niederschlägt.

Freilich ist nicht nur die Arbeitsnachfrage von Betrieben sondern auch das Arbeitsangebot von Haushalten im Zeitverlauf ständigen Schwankungen unterworfen. Die Humankapitalausstattung der Haushaltsmitglieder, die Lohnentwicklung oder aber die Höhe von Lohnersatzleistungen dürften ebenso einen Einfluss auf den Umfang des Arbeitsangebots haben wie das Lebensalter oder aber die Zahl der durch den Haushalt zu versorgenden Kinder (Becker 1965; Gronau 1977). Darüber hinaus ist auch die private Haushaltsproduktion eingebettet in institutionelle Rahmenbedingungen, so dass auch geltende steuer- oder arbeitsrechtliche Vorgaben die Höhe des Angebots beeinflussen (zum Einfluss des Steuerrechts vgl. bspw. Dingeldey 2001). Ferner spielen die Verfügbarkeit sowie die Kosten von Gütern oder Dienstleistungen, die die haushaltliche Eigenproduktion substituieren (wie z. B. Kinderbetreuung), eine weitere, wichtige Rolle für die Höhe des Arbeitsangebots privater Haushalte (Ott 1999).

Ein wesentlicher Strang der aktuellen sozialwissenschaftlichen Debatte um den Zustand und die Entwicklung des deutschen Arbeitsmarktes widmet seine besondere Aufmerksamkeit insbesondere den Möglichkeiten und dem Ausmaß von externer Flexibilität bei der Arbeitskräfteanpassung an betriebliche *und* haushaltliche Erfordernisse. Weitgehend Einigkeit besteht dabei darin, dass fundamentale Veränderungen wie eine zunehmende „Globalisierung“, „Tertiarisierung“ und

„Individualisierung“ die Flexibilitätsanforderungen sowohl an Arbeitsnachfrager als auch an Arbeitsanbieter *jenseits* konjunktureller Schwankungen deutlich erhöht haben. Uneinigkeit besteht allerdings darüber, was genau sich verändert habe bzw. welche Auswirkungen die mutmaßlichen Veränderungen auf die Dynamik des Arbeitsmarktes und auf die Mobilität von Arbeitskräften gehabt hätten. Dabei lässt sich grundsätzlich zwischen einer eher als „ökonomisch“ und einer eher als „soziologisch“ zu bezeichnenden Argumentationslinie sprechen, wobei im Zentrum des vorliegenden Aufsatzes ausschließlich die Auseinandersetzung mit letzterer steht.

Konzentriert man sich auf den eher als „soziologisch“ zu beschreibenden Diskussionsstrang, so wird von einer Reihe von Autoren die Hypothese vertreten, dass sich das Arbeitsmarktgeschehen im Übergang von der Industrie- zur Dienstleistungsgesellschaft³ insgesamt beschleunigt haben müsste. Auf Seiten der Arbeitsnachfrage führten bspw. Veränderungen in der Produktionsorganisation (Gruppenarbeit, Just-in-Time-Produktion etc.) oder aber die Intensivierung des internationalen Wettbewerbs dazu, dass Betriebe ungeachtet konjunktureller Veränderungen grundsätzlich verstärkt auf externe Flexibilisierungsstrategien bei der Anpassung ihres Arbeitskräftebedarfs setzten. Ferner habe sich auch das Arbeitsangebot grundlegend bspw. durch Individualisierungstendenzen, oder aber durch die „Bildungsexpansion“ gewandelt (eine ausführliche Darstellung dieser Argumente mit den entsprechenden Quellen findet sich in Erlinghagen/Knuth 2004). Als Folge werden zunehmend diskontinuierliche Erwerbsverläufe angenommen, da das früher angeblich dominierende „Normalarbeitsverhältnis“ nunmehr weder den Anforderungen der Arbeitsnachfrager noch der Arbeitsanbieter gerecht werde

³ Es existieren eine ganze Reihe konkurrierender Begriffe zur Beschreibung von Gesellschaftssystemen, zumal es in den vergangenen zwei Jahrzehnten eine Inflation von Begriffsneuschöpfungen geben hat. Gab es früher in der Hauptsache einen Diskurs, ob die gesellschaftliche Realität eher als „Industriegesellschaft“ oder aber „Spätkapitalismus“ zu beschreiben sei (Zapf 1991), existiert heute eine Vielzahl unterschiedlicher Definitionsversuche nebeneinander, wie bspw. „Risikogesellschaft“, „post-industrielle Gesellschaft“, „Bürgergesellschaft“, „Multioptionengesellschaft“, „Erlebnissesellschaft“ oder auch „Wissengesellschaft“ (einen Überblick bietet Pongs 1999; 2000). Zwischen diesen Begriffen gibt es ebenso Überschneidungen wie auch Widersprüche, wobei sie aufgrund ihrer unterschiedlichen Schwerpunktsetzung mitunter nur schwerlich zu vergleichen sind. Aus der Notwendigkeit heraus, den gesellschaftlichen Wandel im ausgehenden 20. Jahrhundert als wesentlichen Untersuchungszeitraum der vorliegenden Arbeit relativ einfach begrifflich fassen zu müssen, wird dieser Prozess hier als „Übergang von der Industrie- zur Dienstleistungsgesellschaft“ bezeichnet, da die zunehmende Tertiarisierung ein empirisch gut belegter, anhaltender und wesentlicher Trend ist, der sich in vielen industrialisierten Ländern beobachten lässt.

(Beck 1986, 1997; Mutz et al. 1995; Bonß 1999; ähnliche Thesen werden im angelsächsischen Raum vertreten durch Rifkin 1995; Sennett 1997; Bauman 1998).⁴

Auf den ersten Blick gibt es sicherlich eine Reihe von Argumenten, die eine Beschleunigung des Arbeitsmarktgeschehens durchaus plausibel erscheinen lassen. Jedoch lässt sich die von soziologischer Seite erwartete langfristige Beschleunigung des Arbeitsmarktgeschehens und Destabilisierung von Beschäftigungsverhältnissen als erwartete Folgen zunehmend „diskontinuierlicher Erwerbsverläufe“ empirisch bislang *nicht* nachweisen (Erlinghagen 2002; 2004). Allerdings ist hierbei zu berücksichtigen, dass sich zwar nicht die „objektiv“ messbare *Beschäftigungsstabilität* dramatisch verringert, jedoch offenbar die „subjektiv“ von den Beschäftigten empfundene *Beschäftigungssicherheit* zwischen den 1980er und den 1990er Jahren abgenommen hat (OECD 1997). Die Ursachen für diese Differenz sind sicherlich vielfältig. So könnte die Art und Weise der Arbeitsmarktberichterstattung der Medien und damit zusammenhängend die subjektiven Arbeitsmarkterfahrungen von „Meinungsproduzenten“ wie etwa Journalisten oder aber Wissenschaftlern durchaus eine Erklärung sein, warum in der öffentlichen Wahrnehmung heutige Beschäftigungsverhältnisse im Vergleich zu „früher“ als unbeständiger empfunden werden (Knuth/Erlinghagen 2004; zur Rolle der medialen Berichterstattung vgl. auch OECD 1997). Darüber hinaus könnte ein weiterer Grund für diese offensichtliche Diskrepanz zwischen Stabilität und Sicherheit darin liegen, dass sich zwar nicht die Geschwindigkeit des Arbeitsmarktgeschehens wohl aber die *Qualität von Mobilitätsprozessen* verändert hat. So könnten Mobilitätsprozesse verstärkt mit Statusverlusten oder aber Einkommensabstiegen verbunden sein. Eine weitere Möglichkeit ist darüber hinaus, dass die Bedeutung unfreiwilliger gegenüber freiwilligen Austritte aus bestehenden Beschäftigungsverhältnissen zugenommen hat, ohne dass sich das

⁴ Dem gegenüber wird im eher als „ökonomisch“ zu charakterisierenden Diskussionsstrang keine Beschleunigung sondern vielmehr eine zunehmende Erstarrung des deutschen Arbeitsmarktes beklagt (vgl. exemplarisch Berthold 2001). Abgeleitet wird diese Erstarrungshypothese in erster Linie aus dem Umstand, dass in den vergangenen Jahrzehnten die Zahl von Arbeitslosen – und hier insbesondere die Zahl von Langzeitarbeitslosen – ständig zugenommen hat und auch während konjunktureller Aufschwünge nicht entscheidend verringert werden konnte („Hysterese“). Die Hauptursache dieser „Sklerose“ wird insbesondere in der im internationalen Vergleich besonders ausgeprägten gesetzlichen bzw. tariflichen Regulierung des deutschen Arbeitsmarktes gesehen (bspw. gesetzlicher Kündigungsschutz, Flächentarifverträge, etc.).

Ausmaß der Gesamtmobilität wesentlich verändert hätte: „The duration of jobs may not have changed, but turnover may have been accompanied by less desirable outcomes. Turnover may be more likely to be ‚involuntary‘, or turnover may lead to worse outcomes, such as an increase in the probability of an intervening spell of nonemployment or a decrease in the wage gains from changing employers“ (Gottschalk/Moffitt 1999: S92; vgl. auch Valletta 1996; Diewald/Sill 2004: 42f).

Der vorliegende Beitrag befasst sich dabei *nicht* mit der Frage nach möglicherweise im Zeitverlauf verschlechterten Mobilitätschancen bezüglich des Einkommens (vgl. dazu bspw. Burda/Mertens 1998) oder aber nach der Entwicklung beruflicher Aufstiegschancen bzw. Abstiegsrisiken (vgl. dazu bspw. Diewald/Sill 2004). Vielmehr geht es im folgenden darum, mutmaßliche Veränderung der *Freiwilligkeit von Mobilitätsprozessen* als eine wesentliche Facette der „Beschäftigungssicherheit“ näher zu analysieren, indem auf Basis der Daten des Sozioökonomischen Panels (SOEP) folgende Hypothese für den Arbeitsmarkt in den Alten Bundesländern überprüft werden soll⁵:

Hypothese: Im Zeitverlauf hat für Beschäftigte die Wahrscheinlichkeit eines unfreiwilligen Austritts aus einem bestehenden Beschäftigungsverhältnis gegenüber freiwilligen Beendigungen zugenommen

Nachdem in *Abschnitt 1* die Datenbasis der vorliegenden Untersuchung vorgestellt worden ist, präsentiert *Abschnitt 2* anschließend eine Reihe von deskriptiven Ergebnissen, die näher beleuchten, wie sich die absolute und relative Zahl unfreiwilliger Arbeitsplatzaustritte im Zeitverlauf verändert haben. Abschließend werden dann die Resultate einer Reihe multivariater Regressionsschätzungen präsentiert, die schließlich die Gültigkeit der oben formulierten Hypothese überprüfen sollen. Am Ende folgt dann in *Abschnitt 3* eine Bewertung der empirischen Befunde.

⁵ Zwar hatte es zu Beginn des ostdeutschen Transformationsprozesse durchaus die Hoffnung gegeben, dass sich die neuen Bundesländer mit einem „Sprung“ aus der rückständigen, stark industriell geprägten „sozialistischen“ DDR-Wirtschaft ohne Umwege direkt in eine fortschrittliche Dienstleistungsgesellschaft wandeln und somit schnell durch eine „nachholende Modernisierung“ an die langsam gewachsene Situation in der Alten Bundesrepublik anpassen könnte. Diese Prognosen haben sich jedoch relativ schnell als Trugschluss herausgestellt (Lutz 1996), so dass eine Analyse des ostdeutschen Arbeitsmarktes bezüglich der im vorliegenden Papier zu untersuchenden Frage wenig sinnvoll erscheint.

1 Datenbasis

Basis der vorliegenden Analysen sind die Daten des seit 1984 existierenden Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) (Wagner et al. 1993; SOEP Group 2001). Das SOEP ist eine seit 1984 jährlich wiederholte, repräsentative Befragung. Im SOEP werden sowohl Informationen zu den befragten Haushalten, als auch zu den dazugehörigen einzelnen Individuen erfasst. Alle Haushaltsmitglieder, die zum Befragungszeitpunkt mindestens 16 Jahre alt sind, beantworten einen eigenen Personenfragebogen. Informationen zum Haushalt liefert der so genannte „Haushaltsvorstand“, der im Übrigen auch Auskunft über die im Haushalt lebenden Kinder (jünger als 16 Jahre) erteilt.⁶

Neben dem kontinuierlich erhobenen Erwerbsstatus werden die Befragten im SOEP regelmäßig retrospektiv zu „beruflichen Veränderungen“ innerhalb des vergangenen Jahres befragt. Unter „beruflichen Veränderungen“ werden im weitesten Sinne alle Veränderungen im Zusammenhang mit Erwerbstätigkeit verstanden, so dass hierunter auch die Beendigung eines Beschäftigungsverhältnisses fällt. Falls ein Befragter aus einem Beschäftigungsverhältnis ausgeschieden ist, werden ab der zweiten SOEP-Welle des Jahres 1985 auch die Gründe für diese Veränderung jährlich erfragt. Somit ist es prinzipiell möglich, auf Basis der SOEP-Informationen zwischen „freiwilligen“ und „unfreiwilligen“ Austritten zu differenzieren. Allerdings haben sich im Laufe der Zeit sowohl die in diesem Zusammenhang gestellte Frage als auch die jeweils vorgegebenen Antwortmöglichkeiten mehrfach verändert. Aus diesen Veränderungen erwachsen methodische Probleme, die bei einer Analyse freiwilliger und unfreiwilliger Austritte zu berücksichtigen sind. Eine ausführliche Diskussion dieser methodischen Probleme findet sich im Anhang (vgl. dazu auch Grund 2001: 159ff).

Unter Berücksichtigung dieser methodischen Probleme und dem Interesse an einem historischen Vergleich der Bedeutungsveränderung unfreiwilliger Austritte

⁶ Seit 1984 werden Daten über die bundesdeutsche Wohnbevölkerung in mehreren Stichproben gesammelt. Zunächst bestand das SOEP aus zwei Stichproben A und B. Stichprobe A beinhaltet westdeutsche Haushalte mit einem „deutschen“ Haushaltsvorstand. Stichprobe B umfasst westdeutsche Haushalte mit einem „ausländischen“ Haushaltsvorstand, wobei hierzu nur Staatsangehörige aus den sogenannten „Hauptanwerbeländer“ (Türkei, Griechenland, Jugoslawien, Spanien und Italien) zählen. Ab 1990 wird in der Stichprobe C die Wohnbevölkerung der ehemaligen DDR erfasst. Zusätzlich wurde 1994 eine „Zuwandererstichprobe“ (Stichprobe D) und 1999 und 2000 zwei „Ergänzungsstichproben“ (Stichprobe E und F) gezogen und in das SOEP integriert.

aus bestehenden Beschäftigungsverhältnissen, werden auf Basis der im SOEP vorhandenen Informationen im Folgenden drei Gruppen von Beendigungsgründen unterschieden: (a) „unfreiwillige Austritte“, (b) „freiwillige Austritte“ und (c) „Austritte aus sonstigen Gründen“. Um tatsächlich eine Vergleichbarkeit zu gewährleisten und eindeutige Aussagen zu ermöglichen, folgt die Zuordnung der unterschiedlichen Beendigungsgründe zu den drei Kategorien einer restriktiven Operationalisierung, bei der nur eindeutig als (un)freiwillig zu identifizierende Stellenwechsel den jeweiligen Kategorien zugeordnet werden und „Zweifelsfälle“ (bspw. Ende von Befristungen, Vorruhestandregelungen etc.) der heterogenen Restkategorie „sonstige Austrittsgründe“ zugeordnet werden (vgl. *Tabelle 1* und die Ausführungen im Anhang). Folglich handelt es sich in unserem Verständnis bei freiwilligen Austritten um arbeitnehmerseitige Kündigungen und bei unfreiwilligen Austritten um arbeitgeberseitige Entlassungen.

–Tabelle 1 hier –

In den Analysedatensatz werden beginnend mit Welle B (1985) bis zur bislang letzten verfügbaren Welle S (2002) für jede Welle des SOEP die Befragten in den Analysedatensatz aufgenommen, die von der Beendigung eines zuvor bestehenden Beschäftigungsverhältnisses berichten und eine gültige Antwort auf die entsprechende Frage gegeben haben. Ein weiteres Auswahlkriterium ist das Vorliegen einer Information, wann der ehemalige Arbeitsplatz verlassen worden ist (vgl. dazu die Ausführungen im Anhang). Außerdem werden beendete Beschäftigungsverhältnisse von Beamten sowie „Austritte“ von Selbständigen nicht berücksichtigt. Ferner werden auf Basis der verfügbaren Informationen über das Bundesland, in dem die Befragungsperson wohnt, Einwohner aus den Neuen Bundesländern aus der Analyse ausgeschlossen. Nach Auswahl der Untersuchungspersonen werden die einzelnen Wellen zu einem einzigen Analysedatensatz zusammengefasst („gepoolt“). Um Untererfassungen von Austritten an den zeitlichen Rändern der Analyse zu vermeiden, sind in einem weiteren Schritt alle Austritte, die entweder im Jahr 1984 oder aber 2002 zu verorten sind, ebenfalls gelöscht worden, so dass insgesamt Informationen über 10.602 Austritte (verursacht von insgesamt 6.688 unterschiedlichen Personen) für den Zeitraum 1985 bis 2001 vorliegen.

2 Entlassungen und Kündigungen im Zeitverlauf

2.1 Deskriptive Ergebnisse

Der vorliegende Abschnitt geht insbesondere der Frage nach, wie sich die Zahl und die Anteile arbeitgeberseitiger Entlassungen („unfreiwillige Austritte“) in Bezug zu anderen Austrittsgründen im Zeitverlauf entwickelt haben. Wie *Abbildung 1* zeigt, ist die Zahl der Austritte insgesamt (unfreiwillige und freiwillige Beendigungen sowie Austritte aus sonstigen Gründen) starken Schwankungen unterworfen und pendelt zwischen rund 2,0 und 3,3 Millionen pro Jahr; die absolute Zahl arbeitgeberseitiger Entlassungen („unfreiwillige Austritte“) schwankt zwischen 1985 und 2001 zwischen 270.000 und einer Million pro Jahr.

– **Abbildung 1 hier** –

Wie im Anhang näher erläutert, wird der historische Vergleich der Daten durch den Wechsel der Fragstellung und/oder der vorgegebenen Antwortkategorien innerhalb des SOEP erschwert. Wesentlich dürften dabei insbesondere die Veränderungen zwischen den Jahren 1990/91 und 1998/99 gewesen sein, die aus diesem Grund in *Abbildung 1* durch einen größeren Abstand zwischen den entsprechenden Säulen im Diagramm besonders gekennzeichnet werden. Dementsprechend dürften auch der insbesondere zwischen den Jahren 1998 und 1999 erkennbare relativ deutliche Sprung der absoluten Zahl der Austritte vor allem auf diesen Methodenwechsel zurückzuführen sein, auch wenn die hier vorgenommene ereignisjährliche Auswertung gegenüber einer wellenspezifischen Auswertung die Übergänge etwas verwischen dürfte (vgl. dazu die Ausführungen im Anhang).

Aus diesem Grund scheint es auch sinnvoller zu sein, sich weniger mit der absoluten Zahl der Austritte als vielmehr mit der Anteilsentwicklung einzelner Austrittsarten zu befassen. Wie die Zahlen aus *Abbildung 2* verdeutlichen, scheint sich bei dieser Darstellungsweise der Methodenwechsel nicht so deutlich in den Ergebnissen niederzuschlagen. Ursache dafür könnte sein, dass je nach Frage und verfügbaren Antwortkategorien zwar die absolute Zahl von Austritten zu- oder abnimmt, insgesamt jedoch die *Relation* von unfreiwillig und freiwillig beendeten Beschäftigungsverhältnissen sowie Austritten aus sonstigen Gründen weniger empfindlich auf die Veränderung des Erhebungsinstruments reagiert.

Abbildung 2 zeigt die Anteile der unterschiedlichen Austrittsarten an allen beendeten Beschäftigungsverhältnissen für den Zeitraum von 1985 bis 2001. Konzentriert man sich dabei zunächst auf die unfreiwilligen Entlassungen, so offenbart sich ein zu erwartender, eindeutiger konjunktureller Zusammenhang: Im wirtschaftlichen Aufschwung der zweiten Hälfte der 1980er Jahre geht der Anteil unfreiwilliger Austritte deutlich von knapp 24 Prozent in 1985 auf 11,5 Prozent in 1989 zurück. Der zu Beginn der 1990er Jahre einsetzende Abschwung spiegelt sich dann in einem Anstieg der Anteile arbeitgeberseitiger Entlassungen wider und erreicht im Jahr 1993 mit 34,5 Prozent seinen Höchstwert im Untersuchungszeitraum. Im Verlauf der 1990er Jahre stagniert dieser Wert um die 30 Prozent, um dann während der schwachen und relativ kurzen wirtschaftlichen Erholungsphase zum Jahrtausendwechsel erneut auf etwa 20 Prozent zu sinken. Der deutliche Anstieg des Anteils unfreiwilliger Austritte im letzten Beobachtungsjahr kündigt dann bereits die sich anschließende wirtschaftliche Krise an.

–Abbildung 2 hier –

Wie zu erwarten verhält sich der Anteil freiwilliger Austritte geradezu spiegelbildlich zum Anteil der unfreiwillig beendeten Beschäftigungsverhältnissen: Der Anteil arbeitnehmerseitiger Kündigungen steigt im Aufschwung an und geht dementsprechend im Abschwung zurück. Gleichwohl ist bemerkenswert, dass unabhängig vom Konjunkturzyklus der Anteil freiwilliger Kündigungen mit Ausnahme der Jahre 1994 und 1997 den Anteil unfreiwilliger Entlassungen immer übersteigt.

Insgesamt ist dieser konjunkturelle Zusammenhang zum einen dadurch zu begründen, dass freiwillige Austritte aufgrund verbesserter Mobilitätschancen im Aufschwung häufiger werden und gleichzeitig unfreiwillige Austritte seltener sind, da Entlassungen vermehrt unterbleiben. Zum anderen verschlechtern sich im Abschwung dann nicht nur die Mobilitätschancen und damit auch die Anreize für freiwillige Kündigungen sondern zur gleichen Zeit wächst auch das Entlassungsrisiko und somit nehmen auch die unfreiwilligen Austritte zu. In *Abbildung 3* spiegeln sich die bislang aufgezeigten Befunde nochmals komprimiert wider. Dargestellt ist die Entwicklung des Anteils unfreiwilliger Austritte (a) an allen Austritten (graue Linie) und (b) an den eindeutig als freiwillig/unfreiwillig zu

identifizierenden Austritten (schwarze Linie). Ein Vergleich der beiden unterschiedlichen Berechnungsarten zeigt, dass die beiden Kurven während des gesamten Untersuchungszeitraums von immerhin 17 Jahren relativ parallel verlaufen, was bedeutet, dass sich die Anteile zwischen den unfreiwilligen Entlassungen auf der einen und den anderen beiden Austrittsarten nicht wesentlich verändert haben.

– **Abbildung 3 hier** –

Ein weiterer interessanter Aspekt ist die Relation zwischen der Zahl von Entlassungen und Kündigungen auf der einen und der Zahl der Erwerbstätigen auf der anderen Seite. *Abbildung 4* zeigt auf Basis der SOEP-Daten die entsprechenden Entlassungs- und Kündigungsrate für die Jahre 1985 bis 2001. Ähnlich der bereits präsentierten Befunde lässt sich allerdings auch aus diesen Ergebnissen kein eindeutig zunehmender Trend unfreiwilliger Austritte aus bestehenden Beschäftigungsverhältnissen ableiten. Auffällig ist allerdings, dass sich die Kündigungsrate einerseits in einem relativ begrenzten Umfang verändert (Schwankung zwischen 3,5 und 6,1 Prozent), diese Veränderungen andererseits jedoch wesentlich sprunghafter erfolgen. Dem gegenüber zeigt die Entlassungsrate eine wesentlich gleichförmigere Entwicklung, die relativ gut den Konjunkturverlauf widerspiegelt; allerdings sind im Zeitverlauf hier die Veränderungen mit Schwankungen zwischen 1,3 und 4,5 Prozent erheblich ausgeprägter.

– **Abbildung 4 hier** –

Die bislang vorgestellten Ergebnisse lassen bezüglich der in dem vorliegenden Beitrag zu überprüfenden Hypothese keine eindeutige Beurteilung zu. Auf der einen Seite lässt sich beim Vergleich des ersten und des letzten Jahres unseres Untersuchungszeitraums durchaus eine – wenn auch moderate – Zunahme unfreiwilliger Austritte aus bestehenden Beschäftigungsverhältnissen beobachten. Auf der anderen Seite ist aber aufgrund der im Zeitverlauf auftretenden Schwankungen unserer Indikatoren ein nicht unbeträchtlicher konjunktureller Einfluss auf die Qualität von Mobilitätsprozessen am Arbeitsmarkt zu vermuten. Aus diesem Grund werden im Folgenden einfache lineare Regressionen zwischen dem Anteil unfreiwilliger Entlassungen als abhängige Variable auf der einen und (a) der

Arbeitslosenquote, (b) dem prozentualen Wachstum des Bruttoinlandsproduktes im Vergleich zum Vorjahr sowie (c) der historischen Zeit (in Jahren) als erklärende Variablen auf der anderen Seite vorgenommen, um mehr über den Zusammenhang zwischen unfreiwilligen Austritten, Konjunktur und Zeitverlauf zu erfahren. Die vorgenommenen Schätzungen werden sowohl für den Anteil der unfreiwilligen Entlassungen an allen Austritten sowie an den als eindeutig zu identifizierenden (un)freiwilligen Austritten durchgeführt (*Abbildung 5*).⁷ Im Folgenden werden diese Anteilswerte als „Entlassungsquote“ bezeichnet.

Betrachtet man zunächst den Zusammenhang der erklärenden Variablen mit dem Anteil unfreiwilliger Austritte an allen Austritten, so zeigt sich der erwartete, klare konjunkturelle Zusammenhang: Es gibt einen positiven Zusammenhang zwischen Entlassungs- und Arbeitslosenquote (signifikant auf 10%-Niveau) und einen hoch signifikanten negativen Zusammenhang zwischen Entlassungsquote und Wirtschaftswachstum. Des Weiteren zeigt sich, dass die Entlassungsquote auch mit voranschreitender Zeit zunimmt (signifikant positiver Zusammenhang auf 10%-Niveau). Entsprechend ist beim Vergleich der drei Einflussgrößen das Wirtschaftswachstum mit einem r^2 -Wert von 0,599 mit Abstand am erklärungsstärksten (r^2 -Wert bei Arbeitslosenquote: 0,206; r^2 -Wert bei historischer Zeit: 0,192) (linke Spalte in *Abbildung 5*).

Auch wenn als abhängige Variable der Anteil unfreiwilliger Austritte an allen eindeutig als entweder freiwillig oder aber unfreiwillig zu identifizierenden Austritten zur Berechnung der Entlassungsquote verwendet wird, erweisen sich die bereits zuvor erzielten Ergebnisse bezüglich des konjunkturellen Einflusses auf das Ausmaß unfreiwilliger Austritte im Wesentlichen als robust. Allerdings lässt sich in dieser Schätzung nun kein signifikanter Zusammenhang zwischen historischer Zeit und der Entlassungsquote mehr nachweisen (rechte Spalte in *Abbildung 5*).

– **Abbildung 5 hier** –

Die bislang vorgestellten deskriptiven Ergebnisse zeigen, dass sich zumindest auf der deskriptiven Ebene kein eindeutiger Bedeutungszuwachs arbeitgeberseitiger

⁷ Gemeint sind hier die Anteilswerte, die bereits in *Abbildung 3* präsentiert worden sind.

Entlassungen offenbart. Eine letztendliche Beurteilung dieses Umstands wird jedoch erst durch die multivariate Analyse ermöglicht, die nun in *Abschnitt 2.2* folgen wird.

2.2 Multivariate Ergebnisse

Die theoretischen Überlegungen zu Beginn dieses Aufsatzes haben deutlich gemacht, dass Quantität und Qualität von Mobilitätsprozessen auf dem Arbeitsmarkt entscheidend durch individuelle ebenso wie betriebliche Faktoren sowie durch rechtliche Rahmenbedingungen mit bestimmt werden. Daher ist es notwendig, mit geeigneten statistischen Verfahren den Einfluss einer Reihe sozio-ökonomischer Determinanten zu kontrollieren, um die Frage zu beantworten, ob die beobachtbaren Veränderungen auf einen *Gruppenkompositionseffekt* zurückzuführen sind, *konjunkturell* verursacht werden oder aber auch auf einem eigenständigen *Zeiteffekt* beruhen, der dann auf einen fundamentalen Wandel der Beschäftigungssicherheit hindeuten würde. Um dies zu erreichen, bietet es sich an, so genannte binäre Logistische Regressionen zu schätzen (vgl. dazu bspw. Hosmer/Lemeshow 1989; Andress et al. 1997: insb. Kapitel 5), wobei im Folgenden zwei unterschiedliche Modelle geschätzt werden, die sich jeweils in ihrer abhängigen Variable unterscheiden:

Modell 1: Abhängige Variable: Grund des Austritts

(1 = unfreiwilliger Austritt / 0 = alle übrigen Austritte)

Modell 2: Abhängige Variable: Grund des Austritts

(1 = unfreiwilliger Austritt / 0 = freiwilliger Austritt)

Auf Basis unseres Analysedatensatzes (vgl. dazu nochmals die Ausführungen in *Abschnitt 1* sowie im *Anhang*) erfolgen die Regressionsschätzungen für die beiden unterschiedlichen Modelle iterativ, d. h. in insgesamt vier Schritten⁸ wird die Analyse um jeweils einen Block von erklärenden Variablen erweitert. *Tabelle 2* gibt einen Überblick über die berücksichtigten erklärenden Variablen. Der erste

⁸ Darüber hinaus wird durch eine fünfte Modellschätzung, die für die Wellenzugehörigkeit kontrolliert, jeweils die Frage zu klären sein, inwieweit die in den Daten abgebildeten Veränderungen auf den Wandel des Erhebungsinstrumentariums zurückzuführen sind. Die entsprechenden Ergebnisse sind im Anhang dokumentiert und werden dort auch interpretiert.

Variablenblock besteht ausschließlich aus der Variable, die das Jahr des Austritts beinhaltet. Die Einbeziehung dieser Variable soll dem Umstand Rechnung tragen, dass die in der Einleitung skizzierten umfassend wirksamen „Megatrends“ mutmaßlich kontinuierlich von Jahr zu Jahr an Einfluss gewonnen haben. Die kontinuierliche Zeitvariable soll den durch „Globalisierung“, „Tertiarisierung“ und „Individualisierung“ verursachten gesellschaftlichen Wandel abbilden. Mit anderen Worten: Es ist zu überprüfen, ob sich ein eigenständiger Zeiteffekt auf die Veränderung der Wahrscheinlichkeit unfreiwilliger Mobilitätsprozesse nachweisen lässt. Anschließend wird zusätzlich ein Variablenblock mit individuellen Merkmalen der austretenden Arbeitnehmer, dann mit betrieblichen Merkmalen der verlassenen Arbeitsstelle⁹ und schließlich mit konjunkturellen Indikatoren einbezogen, so dass am Ende insgesamt 8 Einzelschätzungen vorgenommen werden, deren Ergebnisse in *Tabelle 3* und *4* dargestellt werden. Anschließend werden zusätzlich noch Schätzungen getrennt für Männer und Frauen vorgenommen; diese Ergebnisse finden sich in *Tabelle 5*.

– **Tabelle 2 hier** –

Sowohl die Schätzungen des *Modells 1* als auch des *Modells 2* zeigen, dass sich unter Kontrolle der individuellen sowie betrieblichen Merkmale die Wahrscheinlichkeit, unfreiwillig aus einer Arbeitsstelle auszuschneiden, im Zeitverlauf durchaus erhöht hat. Jedoch verschwindet dieser signifikante Zusammenhang, sobald man für konjunkturelle Einflüsse (in Form der Arbeitslosenquote und des Wirtschaftswachstums) kontrolliert (*Tabelle 3* und *4*). Dies bedeutet, dass die zu Beginn aufgestellte Hypothese im Kern zurückgewiesen werden muss. Zwar hat sich die Wahrscheinlichkeit unfreiwilliger Austritte im Zeitverlauf unabhängig von möglichen sozialstrukturellen Veränderungen innerhalb der Gruppe der „Ausgetretenen“ erhöht. Dieser Effekt ist jedoch wesentlich durch den Konjunkturverlauf bestimmt und kein Produkt fundamentaler, zyklus-übergreifender gesellschaftli-

⁹ Da die Informationen über die Austrittsgründe retrospektiv erfragt werden, müssen einige wichtige erklärenden Variablen zu den Austrittsinformationen aus der jeweiligen Vorjahreswelle des SOEP zugespielt werden. Dies ist insbesondere beim Haushaltstyp sowie bei den Branchen- und Betriebsgrößeninformationen der Fall. Fehlen Haushaltsinformationen im Vorjahr, wird versucht, diese durch Haushaltsinformationen des Befragungsjahres zu ersetzen. Dies ist bei den betriebsbezogenen Informationen nicht möglich

cher oder ökonomischer Veränderungen. Dieses Ergebnis wird auch durch die geschlechtsspezifischen Analysen voll bestätigt (*Tabelle 5*).

Bezüglich des Einflusses der Kontrollvariablen ergibt sich ferner ein in weiten Teilen zu erwartendes Bild. Generell sind Mobilitätsprozesse von Jüngeren (bis zu einem Alter von 25 Jahren) insbesondere durch die Beendigung von Ausbildungsverhältnissen und durch das Auslaufen befristeter Verträge gekennzeichnet. Beschäftigungsverhältnisse von Älteren (älter als 60 Jahre) werden hingegen vor allem wegen des Übergangs in den Ruhestand beendet. Daher ist anzunehmen, dass diese beiden Gruppen aus diesem Grund in *Modell 1* eine signifikant geringere Wahrscheinlichkeit einer arbeitgeberseitigen Entlassung zeigen. Dementsprechend verschwindet dieser Zusammenhang in *Modell 2*, da hier lediglich zwischen freiwilligen Kündigungen und unfreiwilligen Entlassungen unterschieden wird und die sonstigen Austrittsgründe unberücksichtigt bleiben. Allerdings zeigen sich hierbei geschlechtsspezifische Unterschiede insbesondere bei den Schätzungen in *Modell 2*, da ältere Männer (älter als 60 Jahre) eine erhöhte Wahrscheinlichkeit unfreiwilliger Austritte aufweisen, während bei älteren Frauen kein statistisch relevanter Unterschied zur Referenzgruppe zu beobachten ist.

Ein wenig überraschend ist hingegen der Befund, dass 41-60jährige gegenüber der Referenzgruppe der 26-40jährigen in allen geschätzten Modellen eine signifikant erhöhte Wahrscheinlichkeit haben, unfreiwillig aus ihrem Job auszuschneiden. Aufgrund des Umstandes, dass das Lebensalter ein wesentliches prohibitives Kriterium bei der „Sozialauswahl“ von zu kündigenden Mitarbeitern sein sollte, wäre hier eigentlich – zumindest in *Modell 1* – mit einem signifikanten negativen Zusammenhang zu rechnen gewesen. Ob sich hinter diesen Befunden verbirgt, dass das Alter als Kündigungsschutz eine bislang überschätzte Rolle spielt¹⁰ oder aber dass die Befunde durch eine besonders ausgeprägte freiwillige Mobilität der Referenzgruppe der 26 bis 40jährigen zustande kommt, kann hier nicht abschließend beurteilt werden. Denkbar ist auch, dass die Altersgruppierung hier zu ungenau ist, und möglicherweise ein verbesserter Kündigungsschutz mit zunehmendem Lebensalter nicht linear ansteigt, sondern eher „sprunghaft“ ab erreichen eines bestimmten Schwellenwertes zunimmt. Hier sollten weiterführende Analysen in Zukunft mehr Klarheit bringen.

¹⁰ Hierfür sprechen zumindest die signifikant positiven Koeffizienten der Betriebszugehörigkeitsdauer in *Modell 2*.

In Übereinstimmung mit einem weiteren Auswahlkriterium bei arbeitgeberseitigen Entlassungen zeigen allein lebende Personen sowohl in *Modell 1* als auch in *Modell 2* insgesamt eine signifikant höhere Wahrscheinlichkeit, unfreiwillig aus einem Arbeitsverhältnis auszuschneiden, wobei dies – wie die geschlechtsspezifischen Analysen zeigen – ausschließlich ein männliches Phänomen ist. Außerdem stehen die betriebsgrößenspezifischen Befunde im Einklang mit den unterschiedlichen gesetzlichen Bestimmungen bspw. für den Kündigungsschutz oder aber für die betriebliche Mitbestimmung. Dies drückt sich insbesondere in der erhöhten Wahrscheinlichkeit unfreiwilliger Austritte von Arbeitnehmern in Betrieben mit bis zu 20 Beschäftigten aus.

– **Tabelle 3, 4 und 5 hier** –

Ferner sinkt – wie entsprechend dem Humankapitalansatz zu erwarten gewesen ist – mit zunehmendem Qualifikationsniveau die Wahrscheinlichkeit, dass Mobilitätsprozesse unfreiwillig verursacht werden. Darüber hinaus verlassen Beschäftigte aus Betrieben der Dienstleistungsbranche signifikant seltener ihren Arbeitsplatz aufgrund von Entlassungen als Beschäftigte im verarbeitenden Gewerbe. Dieser Befund ist sicherlich zum einen durch den fortschreitenden Strukturwandel zu erklären, der die Beschäftigungschancen insbesondere in der Industrie deutlich verschlechtert haben dürfte. Zum anderen macht dieser Befund jedoch auch deutlich, dass Betriebe in der fortgeschrittenen Dienstleistungsgesellschaft gewachsenen Flexibilisierungsanforderungen nicht zwangsläufig durch vermehrte Einstellungen und Entlassungen begegnen müssen, sondern gerade im Dienstleistungsbereich verlässliche Arbeitgeber-Arbeitnehmer-Bindungen von Vorteil sein können (vgl. dazu Breen 1997 sowie die branchen- und tätigkeitsbezogenen Befunde in Erlinghagen 2004). Außerdem weisen aus einem Beschäftigungsverhältnis austretende Frauen eine signifikant geringere Wahrscheinlichkeit arbeitgeberseitiger Entlassungen auf als Männer, was gegen die Annahme spricht, Frauen spielten für Betriebe bei Einstellungen und Entlassungen generell eher die Rolle von „Flexibilitätspuffern“ und gehörten folglich vor allem zur „Randbelegschaft“ (Sengenberger 1978: 32; Maurer 1994: 126). Schließlich bestätigt sich der zuvor dargestellte deskriptive Befund auch im multivariaten Modell: Auch unter Kontrolle der individuellen und betrieblichen Merkmale erhöht sich mit steigender Arbeitslosenquo-

te bzw. mit sinkendem Wirtschaftswachstum die Wahrscheinlichkeit von Entlassungen gegenüber der Wahrscheinlichkeit, aus anderen Gründen ein bestehendes Beschäftigungsverhältnis zu verlassen.

3 Schlussfolgerungen

Wie in der Einleitung deutlich gemacht worden ist, konnte in den Alten Bundesländer mit einer Zunahme unfreiwilliger Austritte aus Beschäftigung im Verlauf der zurückliegenden zwei Jahrzehnte gerechnet werden. Die durch Schlagworte wie „Globalisierung“, „Individualisierung“ oder „Tertiarisierung“ charakterisierten fundamentalen gesellschaftlichen und ökonomischen Veränderungen hätten durchaus zu einer langfristigen, generellen Senkung der Arbeitsplatzsicherheit führen können. Zumindest für den Bereich der Gründe, warum ein Beschäftigungsverhältnis verlassen worden ist, liefert die vorliegende Untersuchung jedoch keinen eindeutigen Anhaltspunkt für eine im Zeitverlauf erhöhte Beschäftigungsunsicherheit.¹¹

Allerdings ist durchaus denkbar, dass sich wesentliche Veränderungen des Arbeitsmarktgeschehens erst seit recht kurzer Zeit vollzogen haben. Analysen von Diewald/Sill (2004) und Grotheer/Struck (2004) weisen in diese Richtung, während die hier präsentierten Ergebnisse auch am Ende des Untersuchungszeitraums kaum eine dramatische Veränderung feststellen können (vgl. hierzu insbesondere nochmals die *Abbildungen 1 bis 4*). Wie dem auch immer sei: Einigkeit scheint mit den genannten Autoren hingegen darin zu bestehen, dass der vielfach beschworene fundamentale „Strukturbruch“ hinsichtlich einer spätestens in den 1970er Jahren einsetzenden, ständigen Zunahme ultraflexibler Arbeitskräfte und Abnahme dauerhafter, stabiler und sicherer Beschäftigungsverhältnisse sich empirisch (bislang) nicht nachweisen lässt. Zwar sehen wir auch in den hier vorgelegten Ergebnissen ohne Zweifel ein sich im Zeitverlauf ständig veränderndes Ausmaß an Beschäftigungssicherheit, die hier über das Ausmaß unfreiwilliger Austritte operationalisiert wird. Es zeigt sich aber *eindeutig*, dass diese Veränderungen

¹¹ Grundsätzlich ist zwar eine Verzerrung des hier untersuchten Zeiteffektes aufgrund der Veränderungen der Fragestellung bzw. der Antwortmöglichkeiten im SOEP-Fragebogen denkbar. Jedoch legen die diesbezüglich vorgenommenen und im Anhang dokumentierten Analysen nahe, dass diese „methodische“ Komponente nicht für das Ausbleiben einer Zunahme unfreiwilliger Austritte verantwortlich gemacht werden kann.

im Wesentlichen durch den Konjunkturverlauf bestimmt werden. Dass z. B. im Jahr 2001 die arbeitgeberseitigen Kündigungen mit einem Anteil von 27 Prozent an allen Austritten einen relativ hohen Wert erreichen, liegt somit *nicht* daran, dass sich die Beschäftigungssicherheit generell aufgrund fundamentaler sozialer und ökonomischer Veränderungen verschlechtert hätte, sondern ist durch die relativ schlechte volkswirtschaftliche Lage im Allgemeinen und des Arbeitsmarktes im Besonderen zu begründen. Auch die Tatsache, dass nahezu im *gesamten* Untersuchungszeitraum mehr Beschäftigungsverhältnisse freiwillig gekündigt als unfreiwillig durch Entlassung beendet werden, stimmt eher skeptisch gegenüber der Annahme eines „Strukturbruchs“ im Übergang von der Industrie- zur Dienstleistungsgesellschaft.

So wenig die vorgelegten Resultate die „reflexiv-moderne“ Annahme eines fundamentalen Strukturbruchs stützen – sie stützen gleichzeitig auch die scheinbar diametral gegenüberstehende neoliberale These eines generell aufgrund institutioneller Rigiditäten „erstarrten“ deutschen Arbeitsmarktes *nicht* (vgl. *Fußnote 2*). Die Fähigkeit der westdeutschen Betriebe, (auch) durch vermehrte Entlassungen auf wirtschaftliche Krisenzeiten zu reagieren, ist – wie die zyklisch schwankenden Anteilswerte unfreiwilliger Austritte in *Abbildung 2 bis 4* verdeutlichen – auch zum Ende des Untersuchungszeitraums offenbar ungebrochen. Und dass die – zugegebener Maßen – wesentlichen Veränderungen der gesellschaftlichen und ökonomischen Rahmenbedingungen nicht zu einer Erhöhung arbeitgeberseitiger Entlassungen geführt haben, ist dadurch zu erklären, dass die Betriebe den ohne Zweifel gewachsenen Flexibilitätsanforderungen anstelle mit einer verstärkten „Hire-and-fire-Politik“ offenbar vor allem mit *betriebsinternen* Flexibilisierungsstrategien begegnet sind (bspw. durch flexible und variable Arbeitszeiten; vgl. Bosch 2001; Schulze Buschoff 2000). Folglich deuten auch die Ergebnisse der vorliegenden Untersuchung darauf hin, dass in einer mehr und mehr auf Wissen und flachen Hierarchien beruhenden, dezentralen Produktion für den größten Teil der Arbeitsmarktakteure die Bedeutung einer verlässlichen und dauerhaften Kooperation zwischen Betriebsleitung und Arbeitnehmer wächst (Seifert/Pawlowsky 1998). Somit nimmt weder die Beschäftigungsstabilität (Erlinghagen 2004) noch die Beschäftigungssicherheit generell ab – zumindest wenn man wie in der vorliegenden Arbeit die Freiwilligkeit von Mobilitätsprozessen auf dem Arbeitsmarkt als Sicherheitsindikator verwendet.

Anhang

Methodische Probleme bei der Analyse von freiwilligen und unfreiwilligen Austritten aus Beschäftigungsverhältnissen auf Basis der SOEP-Daten

Veränderung der Fragestellung und Antwortmöglichkeiten im Zeitverlauf

Die Gründe, warum Befragte in den zurückliegenden Monaten ihren Arbeitsplatz verlassen haben, werden im SOEP seit 1985 jährlich erfragt. Die Fragestellung und/oder die den Befragten zur Verfügung stehenden Antwortkategorien sind dabei bis zur Welle S des Jahres 2002 insgesamt viermal verändert worden.

In den Jahren 1985 und 1986 (Welle B und C) lautete die hier interessierende Frage:

„Auf welche Weise sind Sie aus dieser Stelle ausgeschieden? Welcher der folgenden Punkte trifft zu?“

Den Befragten standen neun Antwortmöglichkeiten zur Verfügung:

- „Arbeitgeber hat mir gekündigt“*
- „Arbeitsverhältnis endete automatisch / war von vornherein befristet“*
- „Ausbildungsverhältnis war beendet“*
- „Habe von mir aus gekündigt“*
- „Beschäftigungsverhältnis wurde einvernehmlich aufgelöst“*
- „Wurde auf eigenen Wunsch innerhalb des Unternehmens versetzt“*
- „Wurde vom Betrieb aus auf eine andere Stelle versetzt“*
- „Aufgabe des eigenen Geschäfts, Auflösung des Familienbetriebs“*
- „Sonstiges“*

In den Jahren 1987 bis 1990 (Welle D bis G) wurde die Frage zwar nicht verändert und auch die zuvor angebotenen Antwortmöglichkeiten blieben bestehen, jedoch wurde eine weitere zusätzliche Antwortkategorie eingeführt:

„Habe Vorruhestandsregelung in Anspruch genommen“

In den Jahren 1991 bis 1998 (Welle H bis O) wurde zwar weiterhin dieselbe Frage gestellt, jedoch wurden die Antwortmöglichkeiten sprachlich verändert und erweitert, so dass für diesen Zeitraum nunmehr 12 Kategorien zur Auswahl standen:

- „Wegen Betriebsstillegung / Auflösung der Dienststelle“*
- „Bin in Rente / Pension gegangen“*
- „Habe Vorruhestandsregelung in Anspruch genommen“*
- „Befristetes Arbeitsverhältnis war beendet“*
- „Ausbildungsverhältnis war beendet“*
- „Arbeitgeber hat mir gekündigt bzw. die Auflösung des Beschäftigungsverhältnisses nahegelegt“*
- „Habe von mir aus gekündigt bzw. um Auflösung der Beschäftigung gebeten“*

- „Wurde auf eigenen Wunsch innerhalb des Unternehmens versetzt“
- „Wurde vom Betrieb aus auf eine andere Stelle versetzt“
- „Aufgabe des eigenen Geschäfts, Auflösung des Familienbetriebs“
- „Bin lediglich beurlaubt/freigestellt (z.B. wegen Mutterschafts/Erziehungsurlaub)“
- „Sonstiges“

Schließlich wurden im Jahr 1999 sowohl die Frage als auch die Antwortmöglichkeiten verändert. In den Jahren 1999 und 2000 (Welle P und Q) wurde nun gefragt:

„Auf welche Weise wurde diese Beschäftigung beendet?“

Folgende sieben Antwortmöglichkeiten standen den Befragten dabei zur Auswahl:

- „Durch eigene Kündigung“
- „Durch Kündigung von Seiten des Arbeitgebers“
- „Durch Auflösungsvertrag / im Einvernehmen“
- „Befristete Beschäftigung oder Ausbildung war beendet“
- „Erreichen der Altersgrenze / Rente / Pension“
- „Beurlaubung“
- „bei Selbständigen: Aufgabe des Geschäfts“

In den Jahren 2001 und 2002 (Welle R bis S) wurde zwar die Frage nicht verändert jedoch wurden die Antwortmöglichkeiten um eine achte Kategorie erweitert:

„Wegen Betriebsstillegung / Auflösung der Dienststelle“

Operationalisierung von „freiwilligen“ und „unfreiwilligen“ Austritten

Im Mittelpunkt unseres Interesses steht die Frage, ob die Zahl unfreiwilliger Austritte aus Beschäftigungsverhältnissen im Zeitverlauf zugenommen hat (vgl. dazu die *Einleitung*). Um dies mit Hilfe der Daten des SOEP überprüfen zu können, sind Kriterien aufzustellen, ab wann man von einem unfreiwilligen Austritt ausgehen kann und wie hiervon freiwillige Austritte abzugrenzen sind.

Unter dieser Prämisse schließen wir in einem ersten Schritt zunächst Austritte aus, bei denen das eigentliche Arbeitsverhältnis grundsätzlich weiter bestehen bleibt. Hierzu zählen wir zum einen betriebsinterne Stellenwechsel („Versetzung“). Zum anderen gehören dazu auch die in einigen Wellen abgefragte „Beurlaubung/Freistellung“. Des Weiteren werden Austritte, die von Beamten oder aber Selbständigen verursacht werden, ausgeschlossen, sofern eine Zuordnung für das jeweilige Wechseljahr möglich ist. Im Fall der Selbständigen wird hierbei nicht nur auf die Berufsstatusinformationen innerhalb des SOEP zurückgegriffen, sondern darüber hinaus werden auch solche Befragte als Selbständige identifiziert, die angegeben haben, ihr Austritt sei „durch Aufgabe des eigenen Geschäfts“ begründet gewesen.

Dennoch verbleibt eine Reihe von heterogenen Kategorien, bei denen ein Arbeitnehmer zwar eindeutig einen Betrieb verlassen hat, jedoch eine eindeutige Zuordnung, ob dies freiwillig oder unfreiwillig geschehen ist, nicht zweifelsfrei möglich ist. Diese Austritte werden zwar durchaus in unserem Analysedatensatz

berücksichtigt, dabei jedoch der Kategorie „*sonstige Austritte*“ zugeordnet. Hierunter fallen sowohl die Übergänge in den Ruhestand (Rente/Pension/Vorruhestand) als auch die Beendigung von befristeten Beschäftigungsverhältnissen bzw. das Ende einer Ausbildung. Auch die einvernehmliche Auflösung von Arbeitsverträgen wird hierzu gezählt. Ein *freiwilliger Austritt* wird demnach nur dann angenommen, wenn die Befragten eindeutig selbst gekündigt haben („Habe von mir aus gekündigt“). Ein *unfreiwilliger Austritt* liegt dementsprechend nur dann vor, wenn ausdrücklich von einer arbeitgeberseitigen Kündigung oder aber der Betriebsstillegung berichtet wird.

Diese Zuordnung ist dabei jedoch nicht allein dadurch begründet, dass nur diese restriktive Operationalisierung eindeutige Aussagen über die gesamtgesellschaftliche Veränderung freiwilliger/unfreiwilliger Austritte erlaubt. Ferner gewährleistet dieses Vorgehen das Höchstmaß an Vergleichbarkeit der entsprechenden Informationen im SOEP. Wie *Tabelle 6* zeigt, werden – mit Ausnahme der Antwortmöglichkeit „Aufgabe des eigenen Geschäfts“ – lediglich die beiden Kategorien „Arbeitgeber hat mir gekündigt“ und „eigene Kündigung“ in jedem Jahr zwischen 1985 und 2002 erhoben. Dies ist eine wesentliche Voraussetzung, um Zeitreihenvergleiche trotz variierender Fragestellungen und Antwortmöglichkeiten zu ermöglichen. Zu beachten ist allerdings, dass sich durch die explizite Berücksichtigung von „Betriebsstillegungen“ in den Befragungsjahren 1991-1998 bzw. 2001-2002 die Zahl unfreiwilliger Austritte möglicher Weise methodisch bedingt erhöht.

–**Tabelle 6 hier**–

Ereignisjährliche statt wellenspezifische Analysen

Bei der Analyse der historischen Entwicklung unfreiwilliger Austritte ist zu bedenken, dass im SOEP der Interviewzeitpunkt innerhalb eines jeden Jahres variieren kann. Dies hat insbesondere für eine Analyse von Mobilitätsprozessen auf dem Arbeitsmarkt eine Reihe von Konsequenzen. So hat der Interviewzeitpunkt einen Einfluss darauf, in welcher Befragungswelle saisonale Schwankungen der Arbeitsmarktmobilität erfasst werden. Dies dürfte insbesondere für Beschäftigte bestimmter Branchen (z. B. Baugewerbe, Gaststätten, Nahrungsmittelindustrie) von Bedeutung sein. Wesentlicher ist jedoch der Umstand, dass für die einzelnen Befragten die Zeitintervalle zwischen den Interviews schwanken können. Da die Frage nach dem Austritt aus einem Beschäftigungsverhältnis retrospektiv erhoben wird und den Zeitraum zwischen dem aktuellen und vorjährigen Interview abdecken soll, gleichzeitig aber die Wahrscheinlichkeit des Austritts steigt, je größer der Zeitraum zwischen den beiden Befragungen ist, könnten bei einer rein wellenbasierten Auswertung der Daten methodisch verursachte Verzerrungen auftreten. Beide Probleme – mögliche saisonale Schwankungen und variierende Zeitintervalle zwischen den Interviews – räumt man am besten aus, in dem man die SOEP-Daten nicht auf Basis der Wellenzugehörigkeit sondern vielmehr auf Basis von Ereignisjahren auswertet. Hierdurch gelingt es, den Austritt eindeutig dem Jahr zuzuordnen, in dem er tatsächlich stattgefunden hat. Um dies zu gewährleisten wird die Panelkonstruktion des SOEP genutzt und so bspw. den Stichprobenmitgliedern der Welle E (1988) die Information über den Zeitpunkt des letztjährigen Interviews aus Welle D (1987) zugespielt. In der jeweils aktuellen Welle werden

Austritte folglich nur dann als solche „gezählt“, wenn sie sich nach dem letztjährigen Interview ereignet haben. Diese Prozedur gewährleistet zunächst einmal, dass Doppelzählungen von Austritten, die zwar vor dem letztjährigen Interviewtermin erfolgten, dennoch aber von den Befragten auch im Folgejahr nochmals angegeben werden, vermieden werden. Die Information über den Monat des Austrittsereignisses wird ferner dazu genutzt, den Austritt zunächst innerhalb der Wellen eindeutig einem Jahr zuzuordnen, was wiederum logischerweise nur entweder das Jahr der aktuellen Befragung oder aber höchstens das Vorjahr sein kann. Ein Befragter der Welle E (1988) kann sowohl in 1988 als auch in 1987 einen Austritt erlebt haben; durch die hier praktizierte Vorgehensweise wird sichergestellt, dass weiter zurückliegende Austritte (in diesem Beispiel also vor 1987) auf jeden Fall in den vorausgegangenen Wellen erfasst worden wären. Schlussendlich werden alle Wellen gepoolt, so dass nun entsprechende Auszählungen über die Häufigkeit von bestimmten Austrittsarten unabhängig von der Befragungswelle getrennt nach Ereignisjahren vorgenommen werden können.¹²

Beeinflussung der Schätzergebnisse durch die veränderte Fragestellung im SOEP

Zentrale Frage des vorliegenden Papiers ist, ob unfreiwillige Austritte aus Beschäftigungsverhältnissen im Zeitverlauf zugenommen haben. Die entsprechenden Regressionsergebnisse finden sich im Text in den *Tabellen 3 bis 5*. Offen ist dabei allerdings die Frage, ob das dort beobachtete Ausbleiben eines Zeiteffektes nicht ein durch die veränderte Fragestellung im SOEP erzeugtes statistisches Artefakt darstellt. Aus diesem Grund wurden Kontrollregressionen geschätzt, die nicht nur die bereits bekannten erklärenden Variablen berücksichtigen, sondern in denen zusätzlich der Einfluss des Wechsels der Fragestellung untersucht wird. Wie *Tabelle 7* zeigt, ergeben sich – zumindest wenn man den Zeitverlauf nicht zusätzlich berücksichtigt – in der Tat signifikante Zusammenhänge zwischen der Wahrscheinlichkeit, bei Verlassen einer Arbeitsstelle einen unfreiwilligen Austritt zu erleben, und dem Wechsel der Fragestellung. Offenbar werden unfreiwillige Beendigungen von Beschäftigungsverhältnissen in der mittleren der drei Erhebungsperioden zwischen 1991 und 1998 (Welle H bis O) grundsätzlich stärker erfasst als in den beiden anderen Erhebungsperioden 1985 bis 1990 (Welle B bis G) bzw. 1999 bis 2002 (Welle P bis S) (vgl. dazu auch nochmals *Abbildung 1*). Eine Beeinflussung der Schätzergebnisse durch den Methodenwechsel ist demnach durchaus gegeben. Allerdings sollte diese Beeinflussung im Hinblick auf unser Analyseergebnis nicht überbewertet werden. Zwar könnte eine tatsächliche Zunahme unfreiwilliger Austritte in den Jahren 1999 bis 2001 durch die methodisch bedingte, geringere Erfassung von unfreiwilligen Wechseln gegenüber dem Zeitraum 1991 bis 1998 durchaus „verdeckt“ werden. Hierbei muss allerdings berücksichtigt werden, dass ein signifikant negativer Zusammenhang in der Kontrollregression nur in Schätzmodell 1 auftritt. Darüber hinaus ist zu bedenken, dass selbst trotz der ebenfalls geringeren Erfassung zu Beginn der Untersu-

¹² Nicht gelöst ist durch dies Vorgehensweise allerdings das Problem, dass im SOEP immer nur *ein* Stellenwechsel pro Befragungswelle und Befragtem erfasst wird. Freiwillige/unfreiwillige Wechsel von „Mehrfachwechslern“ werden folglich untererfasst, da lediglich der Grund für den zeitlich *letzten* Stellenwechsel abgefragt wird.

chungsperiode in den Jahren 1985 bis 1990 eine spätere Zunahme unfreiwilliger Wechsel im Zeitverlauf ausbleibt. Alles in allem rechtfertigen die dargestellten methodischen Probleme somit kaum, dass das wesentliche Ergebnis der vorliegenden Analyse grundsätzlich in Frage gestellt wird.

–Tabelle 7 hier –

Literatur

- Althammer, Jörg (2001): Deregulierung und Re-Regulierung der Beschäftigungsverhältnisse – eine Diskussion ihrer sozial- und beschäftigungspolitischen Wirkung; in: Schmähl, Winfried (Hg.): Wechselwirkungen zwischen Arbeitsmarkt und sozialer Sicherung; Berlin: Duncker & Humblot, 49-71.
- Andreß, Hans-Jürgen / Hagenaars, Jacques A. / Kühnel, Steffen (1997): Analyse von Tabellen und kategorialen Daten. Log-lineare Modelle, latente Klassenanalyse, logistische Regression und GSK-Ansatz; Berlin (u. a.): Springer.
- Atkinson, John (1984): Manpower Strategies for Flexible Organisation; in: Personal Management; August 1984, 28-31.
- Bährle, Ralpf J. (1997): Arbeitsrecht; Stuttgart: Schäffer-Poeschel.
- Bauman, Zygmunt (1998): Globalization. The Human Consequences; Cambridge: Polity Press.
- Beck, Ulrich (1986): Risikogesellschaft. Auf dem Weg in eine andere Moderne; Frankfurt a.M.: Suhrkamp.
- Beck, Ulrich (1997): Die uneindeutige Sozialstruktur. Was heißt Armut, was Reichtum in der „Selbst-Kultur“?; in: Beck, Ulrich / Sopp, Peter (Hg.): Individualisierung und Integration. Neue Konfliktlinien und neuer Integrationsmodus?; Opladen: Leske + Budrich, 183-197.
- Becker, Gary S. (1964): Human Capital; New York (u. a.): Columbia University Press.
- Becker, Gary S. (1965): A Theory of the Allocation of Time; in: Economic Journal 75, 493-517.
- Bender, Stefan / Konietzka, Dirk / Sopp, Peter (2000): Diskontinuität im Erwerbsverlauf und betrieblicher Kontext; in: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 52 (3), 475-499.
- Berthold, Norbert (2001): Der Sozialstaat der Zukunft – mehr Markt weniger Staat; in: List Forum 27 (1), 22-43.
- Bonß, Wolfgang (1999): Jenseits der Vollbeschäftigungsgesellschaft. Zur Evolution der Arbeit in globalisierten Gesellschaften; in: Schmidt, Gert (Hg.): Kein Ende der Arbeitsgesellschaft. Arbeit, Gesellschaft und Subjekt im Globalisierungsprozeß; Berlin: Sigma, 145-175.
- Bosch, Gerhard (2001): Working Time: From Redistribution to Modernization; in: Auer, Peter (Hg.): Changing Labour Markets in Europe: The Role of Institutions and Policies. Geneva: Internat. Labour Office, 55-115.
- Breen, Richard (1997): Risk, Recommodification and Stratification; in: Sociology 31 (3), 473-489.
- Burda, Michael / Mertens, Antje (1998): Wages and Worker Displacement in Germany. London: CEPR Discussion Paper.
- Cain, Glen G. (1986): The Economic Analysis of Labor Market Discrimination: A Survey; in: Ashenfelter, Orley / Layard, Richard (Hg.): Handbook of Labor Economics; Vol. 1, 693-785.

- Diewald, Martin / Sill, Stefanie (2004): Mehr Risiken, mehr Chancen? Trends in der Arbeitsmarktmobilität seit Mitte der 1980er Jahre; in: Struck, O. / Köhler, C. (Hg.): Beschäftigungsstabilität im Wandel? Empirische Befunde und theoretische Erklärungen für West- und Ostdeutschland; München und Mehring: Hampp, 39-61.
- Dingeldey, Irene (2001): European Tax Systems and their Impact on Family Employment Patterns; in: Journal of Social Policy 30 (4), 653-672.
- Doeringer Peter B./ Piore, Michael J. (1971): Internal Labour Markets and Manpower Analysis; Lexington: Heath.
- Düll, Herbert / Ellguth, Peter (1999): Atypische Beschäftigung: Arbeit ohne betriebliche Interessenvertretung? Empirische Analysen mit dem IAB-Betriebspanel zum Einfluß von Betriebsräten auf befristete und geringfügige Beschäftigung; in: WSI-Mitteilungen 52 (3), 165-176.
- Erlinghagen, Marcel (2002): Arbeitsmarktmobilität und Beschäftigungsstabilität im Übergang von der Industrie- zur Dienstleistungsgesellschaft. Eine Analyse des westdeutschen Arbeitsmarktes auf Basis der IAB-Beschäftigtenstichprobe; in: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 35 (1), 74-89
- Erlinghagen, Marcel (2004): Die Restrukturierung des Arbeitsmarktes. Arbeitsmarktmobilität und Beschäftigungsstabilität im Zeitverlauf; Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaft (im Erscheinen).
- Erlinghagen, Marcel / Knuth, Matthias (2004): Beschäftigungsstabilität in der Wissensgesellschaft; in: Struck, Olaf / Köhler, Christoph (Hg.): Beschäftigungsstabilität im Wandel? Empirische Befunde und theoretische Erklärungen für West- und Ostdeutschland; München und Mehring: Hampp, 23-38.
- Gottschalk, Peter / Moffitt, Robert (1999): Changes in Job Instability and Insecurity Using Monthly Survey Data; in: Journal of Labor Economics 17 (Supl.), S91-S126.
- Goudswaard, Anneke / Nanteuil, Matthieu de (2000): Flexibility and Working Conditions: A Qualitative and Comparative Study in Seven EU Member States. A Summary, herausgegeben von der European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions. Dublin: <http://www.eurofound.ie/>
- Gronau, Reuben (1977): Leisure, Home Production, and Work - the Theory of the Allocation of Time Revisited; in: Journal of Political Economy 85 (6), 1099-1123.
- Grotheer, Michael / Struck, Olaf (2004): Beschäftigungsstabilität: Entwicklung und Arbeitszufriedenheit. Ergebnisse aus der IAB-Beschäftigtenstichprobe 1975-1997 und der BIBB/IAB-Erhebung; in: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 37 (3), 300-328.
- Grund, Christian (2001): Der zwischenbetriebliche Arbeitsplatzwechsel. Determinanten, Konsequenzen und empirische Befunde für die Bundesrepublik Deutschland; München und Mehring: Hampp.
- Hosmer, David W. / Lemeshow, Stanley (1989): Applied Logistic Regression; New York (u.a.): John Wiley & Sons.

- Knuth, Matthias / Erlinghagen, Marcel (2004): Everything has Remained Different. The Evolution of Labour Market Dynamics in West Germany from the Doom of Industrialism to the Dawn of the Service Economy; in: *Economia e Lavoro* (im Erscheinen).
- Lutz, Burkart (1996): Die mühsame Herausbildung neuer Beschäftigungsstrukturen; in: Lutz, Burkart / Nickel, Hildegard M. / Schmidt, Rudi / Sorge, Arndt (Hg.): *Arbeit, Arbeitsmarkt und Betriebe*; Opladen: Leske + Budrich, 121-160.
- Maurer, Andrea (1994): *Moderne Arbeitsutopien. Das Verhältnis von Arbeit, Zeit und Geschlecht*; Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Mincer, J. (1962): On-the-job Training: Costs, Returns, and some Implications; in: *Journal of Political Economy* 70 (supplement), 50-79.
- Mutz, Gerd / Ludwig-Mayerhofer, Wolfgang / Koenen, Elmar J. / Eder, Klaus / Bonß, Wolfgang (1995): *Diskontinuierliche Erwerbsverläufe. Analysen zur postindustriellen Arbeitslosigkeit*; Opladen: Leske + Budrich.
- OECD (1989): *Labour Market Flexibility. Trends in Enterprises*; Paris: OECD.
- OECD (1997): Is job Insecurity on the Increase in OECD Countries?; in: *The OECD Employment Outlook 1997*; Paris: OECD, 129-160.
- Ott, Notburga (1999): The Economics of Gender – Der neoklassische Erklärungsansatz zum Geschlechterverhältnis; in: Dausien, Bettina / Herrmann, Martina / Oechsle, Mechthild / Schmerl, Christiane / Stein-Hilbers, Marlene (Hg.): *Erkenntnisprojekt Geschlecht. Feministische Perspektiven verwandeln Wissenschaft*; Opladen: Leske & Budrich, 167-196.
- Pongs, Armin (1999): *In welcher Gesellschaft leben wir eigentlich? Gesellschaftskonzepte im Vergleich*; Bd. 1, München: Dilemma.
- Pongs, Armin (2000): *In welcher Gesellschaft leben wir eigentlich? Gesellschaftskonzepte im Vergleich*; Bd. 2, München: Dilemma.
- Ramm, Thilo (1991a): *Arbeitsrecht und Kleinunternehmen. Teil I*; in: *Arbeit und Recht* 34 (9), 257-266.
- Ramm, Thilo (1991b): *Arbeitsrecht und Kleinunternehmen. Teil II*; in: *Arbeit und Recht* 34 (10), 289-298.
- Rifkin, Jeremy (1996): *Das Ende der Arbeit und ihre Zukunft*; Frankfurt a.M./New York: Campus.
- Schulze Buschoff, Karin (2000): Die Flexibilisierung der Arbeitszeiten in der Bundesrepublik Deutschland. Ausmaß, Bewertung und Präferenzen; in: *Aus Politik und Zeitgeschichte*; B 14-15/2000, 32-38.
- Seifert, Matthias / Pawlowsky, Peter (1998): Innerbetriebliches Vertrauen als Verbreitungsgrenze atypischer Beschäftigungsformen; in: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 31 (3), 599-611.
- Sengenberger, Werner (1978): Einführung: Die Segmentation des Arbeitsmarktes als politisches und wissenschaftliches Problem; in: Sengenberger, Werner (Hg.): *Der gespaltene Arbeitsmarkt. Probleme der Arbeitsmarktsegmentation*; Frankfurt a.M./New York: Campus, 15-42.

- Sengenberger, Werner (1987): Struktur und Funktionsweise von Arbeitsmärkten. Die Bundesrepublik Deutschland im internationalen Vergleich; Frankfurt/New York: Campus.
- Sennett, Richard (1998): Der flexible Mensch. Die Kultur des neuen Kapitalismus; Berlin: Berlin Verlag.
- SOEP Group (2001): The German Socio-Economic Panel (GSOEP) after more than 15 Years – Overview; in: Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung 70 (1): 7-14.
- Spence, Michael (1973): Job Market Signaling; in: Quarterly Journal of Economics 87 (3), 355-374.
- Valletta, Robert G. (1996): Has Job Security in the U. S. Declined?; Economic Letter of the Federal Reserve Bank of San Francisco 96-07.
- Wagner, Gert G. / Burkhauser, Richard V. / Behringer, Frederike (1993): The English Language Public Use File of the German Socio-Economic Panel; in: Journal of Human Resources 28, 429-433.
- Wahsner, Roderich (2000): Arbeitsbeziehungen jenseits des großbetrieblichen Sektors der Wirtschaft in der Bundesrepublik Deutschland; in: Arbeit und Recht, 6/2000, 209-215.
- Zapf, Wolfgang (1991): Modernisierung und Modernisierungstheorien; in: Zapf, Wolfgang (Hg.): Die Modernisierung moderner Gesellschaften. Verhandlungen des 25. Deutschen Soziologentages in Frankfurt am Main 1990; Frankfurt a.M./New York: Campus, 23-39.

Abbildung 1: Absolute Zahl der Austritte (gesamt und unfreiwillig) aus bestehenden Beschäftigungsverhältnissen (in 1000), Westdeutschland 1985-2001

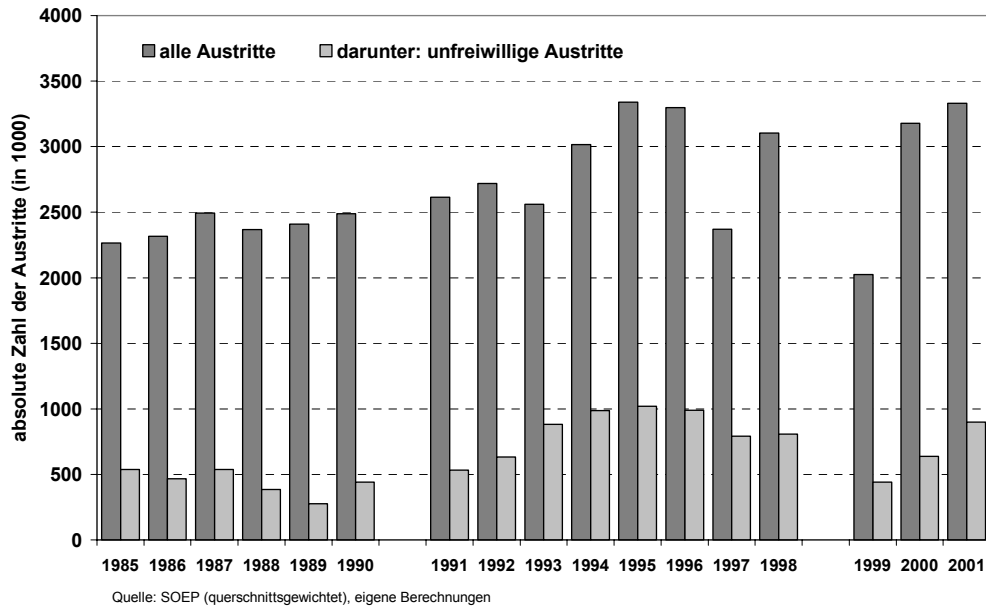


Abbildung 2: Anteile der Austritte aus bestehenden Beschäftigungsverhältnissen mit unterschiedlichen Gründen an allen Austritten, Westdeutschland 1985-2001

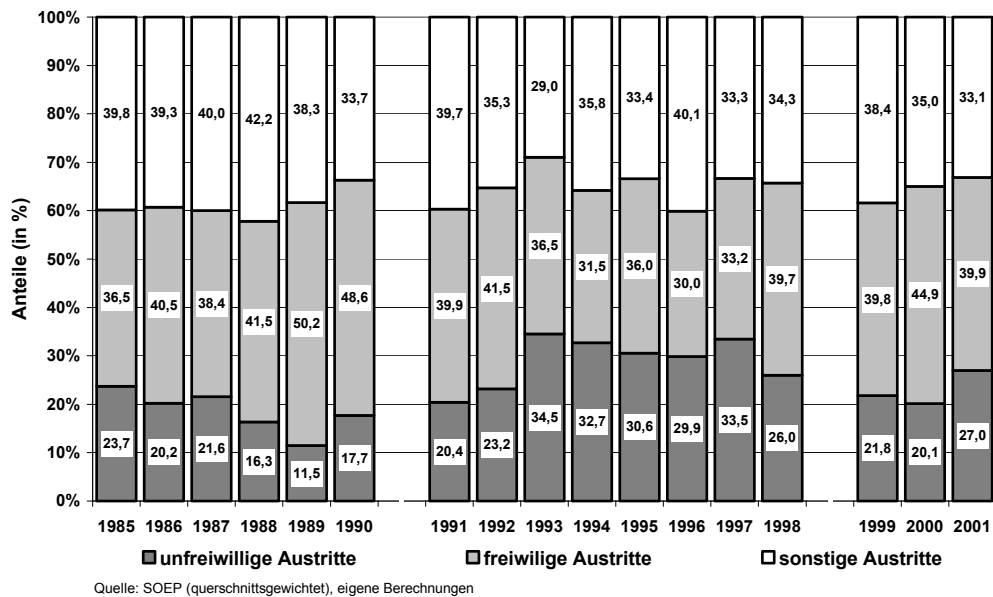


Abbildung 3: Anteil unfreiwilliger Austritte an allen Austritten bzw. an den eindeutig als freiwillig/unfreiwillig zu identifizierenden Austritten („Auswahl“), Westdeutschland 1985-2001

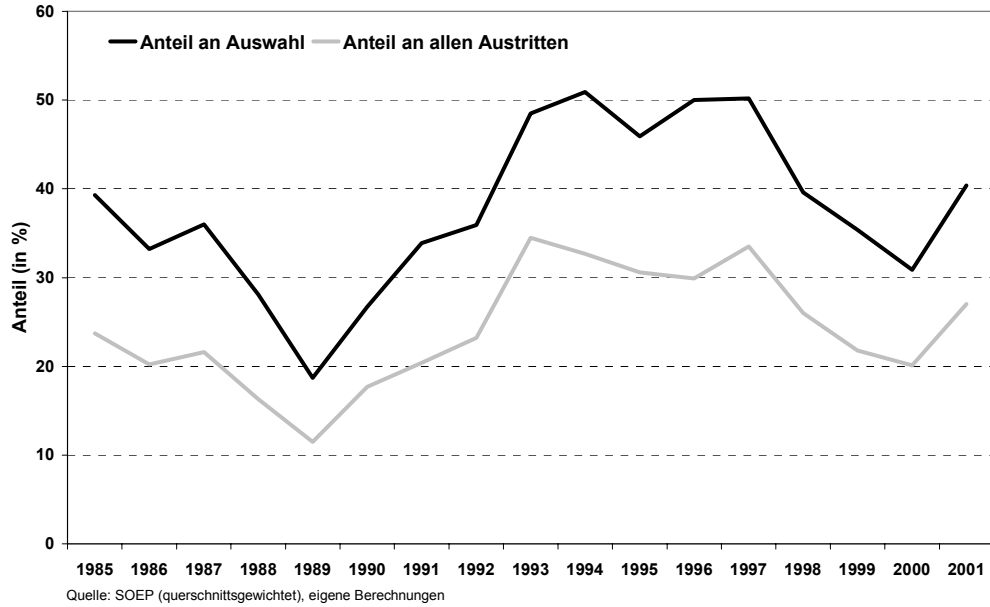


Abbildung 4: Entlassungs- und Kündigungsrate, Westdeutschland (1985-2001)

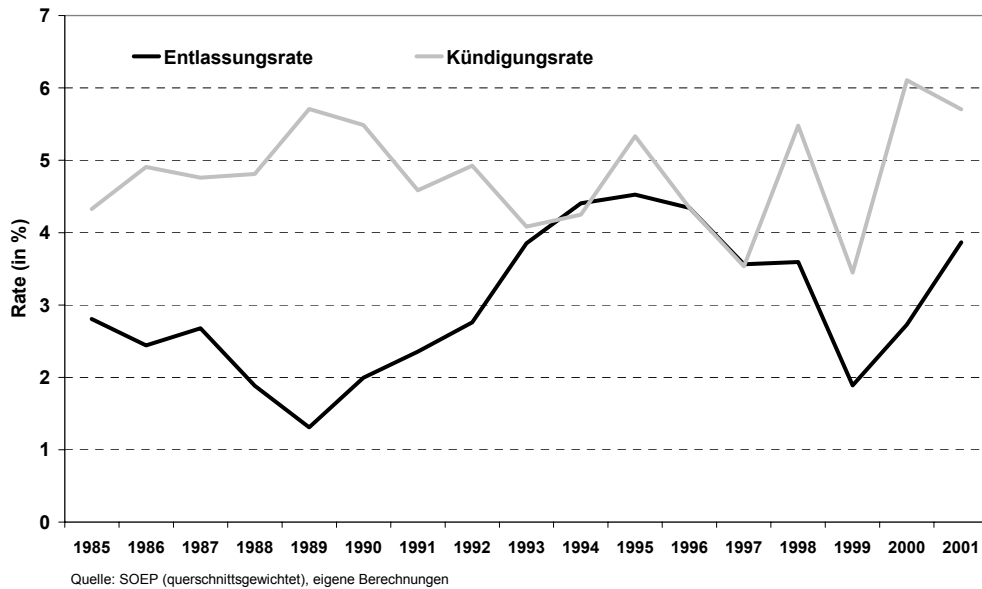
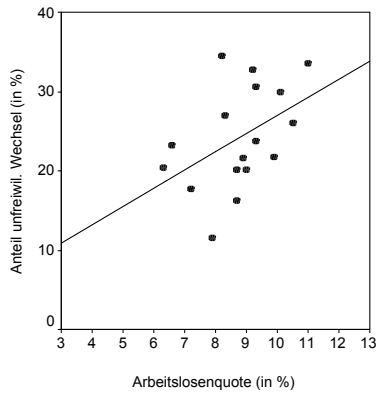
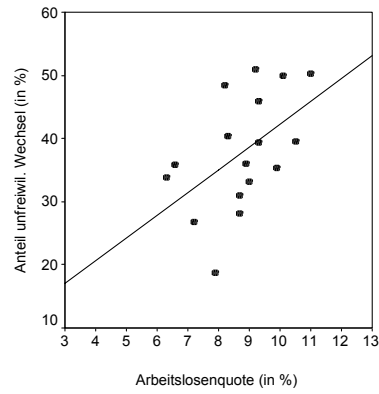


Abbildung 5: Bivariate Regressionen zum Einfluss von Arbeitslosenquote, Wirtschaftswachstum und historischer Zeit auf den Anteil unfreiwilliger Austritte im Verhältnis zu allen Austritten (A) und im Verhältnis zu freiwilligen Austritten (B), Westdeutschland, 1985 bis 2001

A **B**
Unfreiwillige Austritte¹ und Arbeitslosenquote²

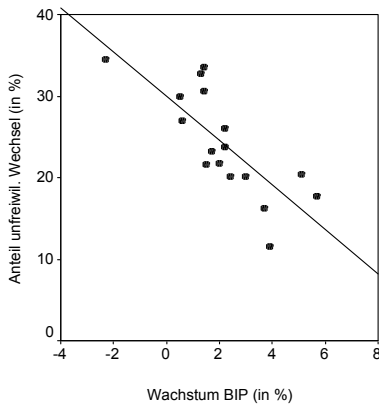


$$y = 2,298 * x + 4,00 / p = 0,067 / r^2 = 0,206$$

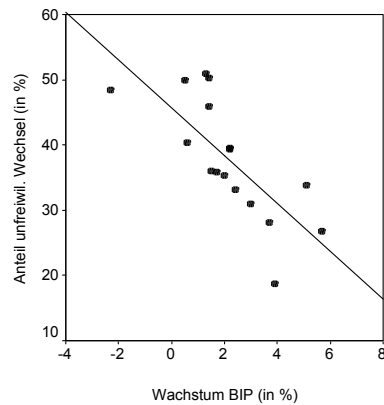


$$y = 3,610 * x + 6,20 / p = 0,038 / r^2 = 0,256$$

Unfreiwillige Austritte¹ und Wachstum Bruttoinlandsprodukt (real)³

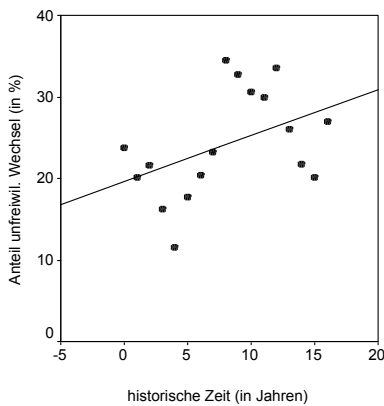


$$y = -2,715 * x + 29,96 / p = 0,000 / r^2 = 0,599$$

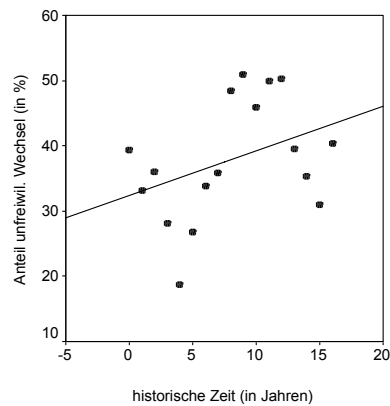


$$y = -3,676 * x + 45,71 / p = 0,001 / r^2 = 0,552$$

Unfreiwillige Austritte¹ und historische Zeit



$$y = 0,563 * x + 19,65 / p = 0,074 / r^2 = 0,192$$



$$y = 0,690 * x + 32,34 / p = 0,132 / r^2 = 0,144$$

Quellen: ¹ SOEP (eigene Berechnungen), ² Bundesanstalt für Arbeit, ³ Statistisches Bundesamt

Tabelle 1: Zuordnung der im SOEP möglichen Antwortkategorien nach Art des Austritts

Art des Austritts	zugeordnete Kategorien
<i>unfreiwilliger Austritt</i>	Kündigung durch Arbeitgeber, Betriebsstilllegung
<i>freiwilliger Austritt</i>	eigene Kündigung durch Arbeitnehmer
<i>sonstiger Austritt</i>	einvernehmliche Auflösung des Arbeitsvertrages, Befristungsende, Ausbildungsende, Vorruhestand, Übergang in Rente/Pension, sonstiges
<i>Quelle: eigene Darstellung</i>	

Tabelle 2: Erklärende Variablen im Regressionsmodell

	<i>arithm. Mittel</i>	<i>Stand.-abw.¹</i>		<i>arithm. Mittel</i>	<i>Stand.-abw.¹</i>
Variablenblock 1			Variablenblock 3		
histor. Zeit (in Jahren)	1993,86	5,11	<i>Branche</i>		
Variablenblock 2			missing	0,27	–
<i>Geschlecht</i>			Landwirtschaft/Montan	0,01	–
Männer* = 0 / Frauen = 1	0,45	–	verarb. Gewerbe*	0,23	–
<i>Alter</i>			Bau	0,08	–
bis 25 Jahre	0,33	–	Dienstleistungssektor	0,38	–
26 bis 40 Jahre*	0,39	–	sonstige Branchen	0,03	–
41 bis 60 Jahre	0,22	–	<i>Betriebsgröße</i>		
61 Jahre und älter	0,06	–	missing	0,20	–
<i>Haushaltstyp</i>			< 20 Besch.	0,30	–
missing	0,04	–	20 < 200 Besch.*	0,23	–
alleinlebend	0,10	–	200 < 2000 Besch.	0,14	–
Paar ohne Kinder*	0,22	–	>= 2000 Besch.	0,12	–
alleinerziehend	0,06	–	<i>Berufsstatus</i>		
Paar mit Kindern	0,52	–	Berufsstatus unbekannt	0,31	–
sonstige Haushalte	0,06	–	<i>Betriebszugeh.dauer</i>		
<i>höchster Schulabschluss</i>			gült. Werte= 0* / missing = 1	0,01	–
missing	0,05	–	Dauer (in Jahren)	5,59	8,07
kein Abschluss	0,08	–	Variablenblock 4		
Hauptschule*	0,40	–	Arbeitslosenquote (in %)	8,61	2,59
Realschule	0,21	–	Wachstum BIP (in %)	2,07	1,72
(Fach-)Hochschulreife	0,16	–	Variablenblock 5		
sonstiger Abschluss	0,10	–	Daten aus Welle B bis G	0,18	–
<i>höchster Ausbild.abschl.</i>			Daten aus Welle H bis O*	0,51	–
missing	0,14	–	Daten aus Welle P bis S	0,31	–
kein Abschluss	0,26	–			
abgeschl. Ausbildung*	0,52	–			
Hochschulabschluss	0,08	–			

¹ Keine Dokumentation der Standardabweichung bei dichotomen Variablen

* Referenzgruppe im Modell

Quelle: SOEP Welle 2 (1985) bis 19 (2002) (ungewichtet; eigene Berechnungen)

Tabelle 3: Regressionskoeffizienten Binäre Logistische Regression (Modell 1), Schätzung 1 bis 4 (Alte Bundesländer)

	1	2	3	4
Zeitverlauf				
Historische Zeit (in Jahren)	0,009*	0,022**	0,026**	0,008
Geschlecht				
Männer*		RG	RG	RG
Frauen		-0,224**	-0,162**	-0,156**
Alter				
bis 25 Jahre		-0,227**	-0,232**	-0,223**
26 bis 40 Jahre*		RG	RG	RG
41 bis 60 Jahre		0,400**	0,487**	0,488**
61 Jahre und älter		-1,577**	-1,367**	-1,345**
Nationalität				
Deutsch		RG	RG	RG
Nicht-deutsch		0,488**	0,487**	0,523**
Haushaltstyp				
alleinlebend		0,242**	0,256**	0,247**
Paar ohne Kinder*		RG	RG	RG
alleinerziehend		0,089	0,071	0,075
Paar mit Kindern		-0,022	-0,041	-0,029
sonstige Haushalte		-0,032	-0,042	-0,033
höchster Schulabschluss				
kein Abschluss		-0,032	-0,035	-0,060
Hauptschule*		RG	RG	RG
Realschule		-0,311**	-0,257**	-0,271**
(Fach-)Hochschulreife		-0,754**	-0,666**	-0,687**
sonstiger Abschluss		0,115	0,079	0,050
höchster Ausbildungsabschluss				
kein Abschluss		0,129*	0,136*	0,142*
abgeschl. Ausbildung*		RG	RG	RG
Hochschulabschluss		-0,230*	-0,188	-0,194
Branche				
Landwirtschaft/Montan			-0,185	-0,265
verarb. Gewerbe*			RG	RG
Bau			0,172	0,149
Dienstleistungssektor			-0,365**	-0,392**
sonstige Branchen			-0,158	-0,182
Betriebsgröße				
< 20 Besch.			0,199**	0,204**
20 < 200 Besch.*			RG	RG
200 < 2000 Besch.			-0,127	-0,148
>= 2000 Besch.			-0,478**	-0,497**
Berufsstatus				
Berufsstatus bekannt			RG	RG
Berufsstatus unbekannt			-0,153	-0,138
Betriebszugeh.dauer				
Dauer (in Jahren)			-0,008*	-0,009*
Konjunktur				
Arbeitslosenquote (in %)				0,051**
Wachstum BIP (in %)				-0,143**
Konstante	-19,02*	-46,61**	-52,66**	-17,24
Pseudo-R ²	0,000	0,067	0,078	0,089
Signifikanz: * p <=0,05 ** p <=0,01				
Quelle: SOEP Welle 2 (1985) bis 19 (2002); eigene Berechnungen				

Tabelle 4: Regressionskoeffizienten Binäre Logistische Regression (Modell 2), Schätzung 1 bis 4 (Alte Bundesländer)

	1	2	3	4
Zeitverlauf				
Historische Zeit (in Jahren)	0,004	0,017**	0,022**	-0,001
Geschlecht				
Männer*		RG	RG	RG
Frauen		-0,328**	-0,243**	-0,237**
Alter				
bis 25 Jahre		-0,024	-0,041	-0,016
26 bis 40 Jahre*		RG	RG	RG
41 bis 60 Jahre		0,846**	0,802**	0,812**
61 Jahre und älter		0,460*	0,287	0,369
Nationalität				
Deutsch		RG	RG	RG
Nicht-deutsch		0,373**	0,371**	0,439**
Haushaltstyp				
alleinlebend		0,261**	0,284**	0,296**
Paar ohne Kinder*		RG	RG	RG
alleinerziehend		0,158	0,155	0,171
Paar mit Kindern		-0,031	-0,056	-0,030
sonstige Haushalte		-0,013	-0,032	-0,002
höchster Schulabschluss				
kein Abschluss		0,055	0,025	0,001
Hauptschule*		RG	RG	RG
Realschule		-0,330**	-0,278**	-0,299**
(Fach-)Hochschulreife		-0,703**	-0,618**	-0,668**
sonstiger Abschluss		0,305**	0,290**	0,248*
höchster Ausbildungsabschluss				
kein Abschluss		0,298**	0,278**	0,294**
abgeschl. Ausbildung*		RG	RG	RG
Hochschulabschluss		-0,150	-0,100	-0,108
Branche				
Landwirtschaft/Montan			0,289	0,233
verarb. Gewerbe*			RG	RG
Bau			0,148	0,127
Dienstleistungssektor			-0,357**	-0,392**
sonstige Branchen			-0,104	-0,139
Betriebsgröße				
< 20 Besch.			0,152*	0,157*
20 < 200 Besch.*			RG	RG
200 < 2000 Besch.			-0,010	-0,018
>= 2000 Besch.			-0,170	-0,183
Berufsstatus				
Berufsstatus bekannt			RG	RG
Berufsstatus unbekannt			0,312**	0,347**
Betriebszugeh.dauer				
Dauer (in Jahren)			0,016**	0,015**
Konjunktur				
Arbeitslosenquote (in %)				0,080**
Wachstum BIP (in %)				-0,163**
Konstante	-8,61	-34,63**	-43,55**	0,680
Pseudo-R ²	0,000	0,069	0,081	0,100
Signifikanz: * p <=0,05 ** p <=0,01				
Quelle: SOEP Welle 2 (1985) bis 19 (2002); eigene Berechnungen				

Tabelle 5: Regressionskoeffizienten Binäre Logistische Regression (Modell 1 und 2), nach Geschlecht (Alte Bundesländer)

	Modell 1		Modell 2	
	Männer	Frauen	Männer	Frauen
Zeitverlauf				
Historische Zeit (in Jahren)	0,011	0,005	0,001	-0,001
Alter				
bis 25 Jahre	-0,287**	-0,165	-0,021	-0,063
26 bis 40 Jahre*	RG	RG	RG	RG
41 bis 60 Jahre	0,501**	0,491**	0,950**	0,679**
61 Jahre und älter	-1,103**	-1,755**	0,824**	-0,264
Nationalität				
Deutsch	RG	RG	RG	RG
Nicht-deutsch	0,447**	0,637**	0,312**	0,656**
Haushaltstyp				
alleinlebend	0,297*	0,206	0,392**	0,223
Paar ohne Kinder*	RG	RG	RG	RG
alleinerziehend	0,051	0,092	0,182	0,151
Paar mit Kindern	0,069	-0,142	0,150	-0,222*
sonstige Haushalte	-0,026	-0,007	0,011	0,034
höchster Schulabschluss				
kein Abschluss	-0,059	-0,089	0,100	-0,181
Hauptschule*	RG	RG	RG	RG
Realschule	-0,396**	-0,156	-0,349**	-0,267**
(Fach-)Hochschulreife	-0,816**	-0,544**	-0,735**	-0,635**
sonstiger Abschluss	-0,061	0,224	0,153	0,337*
höchster Ausbildungsabschluss				
kein Abschluss	0,210**	0,075	0,427**	0,192
abgeschl. Ausbildung*	RG	RG	RG	RG
Hochschulabschluss	-0,202	-0,151	-0,200	0,053
Branche				
Landwirtschaft/Montan	-0,384	-0,028	0,247	0,219
verarb. Gewerbe*	RG	RG	RG	RG
Bau	0,169	0,222	0,152	0,197
Dienstleistungssektor	-0,378**	-0,425**	-0,406**	-0,393**
sonstige Branchen	-0,263	-0,167	-0,337	-0,059
Betriebsgröße				
< 20 Besch.	0,183*	0,226*	0,139	0,172
20 < 200 Besch.*	RG	RG	RG	RG
200 < 2000 Besch.	-0,073	-0,235	0,053	-0,083
>= 2000 Besch.	-0,408**	-0,608**	-0,044	-0,365*
Berufsstatus				
Berufsstatus bekannt	RG	RG	RG	RG
Berufsstatus unbekannt	-0,143	-0,803**	0,372*	0,300
Betriebszugeh.dauer				
Dauer (in Jahren)	-0,013**	-0,003	0,019**	0,005
Konjunktur				
Arbeitslosenquote (in %)	0,061**	0,039**	0,098**	0,057**
Wachstum BIP (in %)	-0,149**	-0,132**	-0,179**	-0,140**
Konstante	-22,91	-10,99	-2,80	1,57
Pseudo-R2	0,094	0,086	0,118	0,084
Signifikanz: * p <=0,05 ** p <=0,01				
Quelle: SOEP Welle 2 (1985) bis 19 (2002); eigene Berechnungen				

Tabelle 6: *Verfügbarkeit von Informationen zum Grund eines Stellenwechsels im SOEP (1985-2002)*

	1985-1986	1987-1990	1991-1998	1999-2000	2001-2002
unfreiwilliger Wechsel					
Arbeitgeber hat mir gekündigt	+	+	+	+	+
Betriebsstillegung	-	-	+	-	+
freiwilliger Wechsel					
eigene Kündigung	+	+	+	+	+
sonstige Gründe					
einvernehmliche Auflösung	+	+	-	+	+
Ende Befristung	+	+	+	(+)	(+)
Ende Ausbildung	+	+	+	(+)	(+)
Vorruhestand	-	+	+	-	-
Rente/Pension	-	-	+	+	+
Aufgabe des eigenen Geschäfts	+	+	+	+	+
sonstiges	+	+	+	-	-
+ : verfügbar / (+) : mit Einschränkungen verfügbar / - : nicht verfügbar					
<i>Quelle: eigene Darstellung</i>					

Tabelle 7: Regressionskoeffizienten Binäre Logistische Regression (Modell 1 & 2), Schätzungen mit Kontrolle für Wellenzugehörigkeit (Alte Bundesländer)

	Modell 1		Modell 2	
Zeitverlauf				
Historische Zeit (in Jahren)	0,011	–	0,001	–
Geschlecht				
Männer*	RG	RG	RG	RG
Frauen	-0,154**	-0,153**	-0,234**	-0,234**
Alter				
bis 25 Jahre	-0,220**	-0,222**	-0,009	-0,010
26 bis 40 Jahre*	RG	RG	RG	RG
41 bis 60 Jahre	0,491**	0,490**	0,817**	0,817**
61 Jahre und älter	-1,343**	-1,343**	0,401	0,401
Nationalität				
Deutsch	RG	RG	RG	RG
Nicht-deutsch	0,519**	0,518**	0,435**	0,434**
Haushaltstyp				
alleinlebend	0,253**	0,253**	0,305**	0,305**
Paar ohne Kinder*	RG	RG	RG	RG
alleinerziehend	0,089	0,087	0,186	0,186
Paar mit Kindern	-0,024	-0,025	-0,023	-0,023
sonstige Haushalte	-0,034	-0,036	-0,002	-0,002
höchster Schulabschluss				
kein Abschluss	-0,064	-0,065	-0,006	-0,006
Hauptschule*	RG	RG	RG	RG
Realschule	-0,213**	-0,271**	-0,304**	-0,304**
(Fach-)Hochschulreife	-0,682**	-0,681**	-0,664**	-0,664**
sonstiger Abschluss	0,049	0,050	0,248*	0,248*
höchster Ausbildungsabschluss				
kein Abschluss	0,141*	0,141*	0,292**	0,292**
abgeschl. Ausbildung*	RG	RG	RG	RG
Hochschulabschluss	-0,187	-0,187	-0,102	-0,102
Branche				
Landwirtschaft/Montan	-0,256	-0,255	0,247	0,248
verarb. Gewerbe*	RG	RG	RG	RG
Bau	0,150	0,153	0,121	0,121
Dienstleistungssektor	-0,386**	-0,384**	-0,389**	-0,388**
sonstige Branchen	-0,169	-0,171	-0,124	-0,124
Betriebsgröße				
< 20 Besch.	0,206**	0,206**	0,159*	0,159*
20 < 200 Besch.*	RG	RG	RG	RG
200 < 2000 Besch.	-0,153	-0,154	-0,023	-0,023
≥ 2000 Besch.	-0,507**	-0,508	-0,193	-0,193
Berufsstatus				
Berufsstatus bekannt	RG	RG	RG	RG
Berufsstatus unbekannt	-0,151	-0,149	0,334**	0,334**
Betriebszugeh.dauer				
Dauer (in Jahren)	-0,009*	-0,009*	0,015**	0,015**
Konjunktur				
Arbeitslosenquote (in %)	0,052**	0,054**	0,082**	0,082**
Wachstum BIP (in %)	-0,131**	-0,134**	-0,150**	-0,150**
Wellenzugehörigkeit				
Daten aus Welle B bis G	-0,135	-0,209**	-0,190	-0,195**
Daten aus Welle H bis O*	RG	RG	RG	RG
Daten aus Welle P bis S	-0,165	-0,100	-0,191	-0,186**
Konstante	-23,18	-0,812**	-2,53	-0,897**
Pseudo-R ²	0,090	0,090	0,101	0,101
Signifikanz: * p <=0,05 ** p <=0,01				
Quelle: SOEP Welle 2 (1985) bis 19 (2002); eigene Berechnungen				