Comparative Population Studies – Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft
Jg. 38, 3 (2013): 583-616 (Erstveröffentlichung: 11.09.2013)

Wandel der Gesundheitszufriedenheit von Erwerbstätigen

Monika Jungbauer-Gans, Gerhard Krug

Zusammenfassung: Der Beitrag untersucht für Deutschland, ob sich die subjektive Zufriedenheit mit Gesundheit im Zeitverlauf gewandelt hat. Es wird analysiert, ob ein Rückgang der Gesundheitszufriedenheit zu beobachten ist und ob dieser durch veränderte Rahmenbedingungen von Erwerbstätigkeit erklärt werden kann. In der Arbeitsmarktforschung wurde ausführlich ein Wandel der Erwerbssituation dokumentiert, der unter das Stichwort Prekarisierung subsummiert werden kann. Im theoretischen Abschnitt wird der Forschungsstand zur Entwicklung der Erwerbssituation dargestellt und die Bedeutung der Erwerbsarbeit für die Gesundheit herausgearbeitet. Die empirischen Analysen des Beitrags basieren auf Angaben der Erwerbstätigen im Sozio-oekonomischen Panel (SOEP) der Jahre 1985, 1996 und 2009. Die Daten zeigen in Westdeutschland eine signifikant abnehmende Zufriedenheit mit der Gesundheit von 1985 bis 2009, in Ostdeutschland keine nennenswerte Veränderung von 1996 bis 2009. Bei den Analysen wird die Blinder/Oaxaca-Zerlegung angewandt, um den Effekt der Veränderung der Erwerbssituation auf den Rückgang der Zufriedenheit mit Gesundheit auszudifferenzieren. Die Analysen zeigen in der Tat sich verändernde Effekte der Erwerbssituation. In Westdeutschland kann ein signifikanter Anteil der verschlechterten Gesundheitszufriedenheit auf einen zunehmenden Anteil von Beschäftigten in prekären Beschäftigungssituationen zurückgeführt werden. Dabei ist vor allem die Sicherheit des Arbeitsplatzes von Bedeutung für die Erklärung rückläufiger Zufriedenheit mit Gesundheit in Westdeutschland.

Schlagwörter: Gesundheitszufriedenheit · Prekäre Erwerbstätigkeit · Wandel

1 Einleitung

Die tiefgreifenden Veränderungen im Zuge der Modernisierungsprozesse und gesellschaftlichen Entwicklung führten zu vielfältigen wirtschaftlichen, technologischen und medizinischen Fortschritten, die in einer Verbesserung der Lebensbedingungen und Hygieneverhältnisse und in deren Folge einer Verlängerung der *Lebenserwartung* resultierten. Die Lebenserwartung bei Geburt ist in den EU-Staa-

© Federal Institute for Population Research 2013
DOI: 10.4232/10.CPoS-2013-14de
URL: www.comparativepopulationstudies.de
URN: urn:nbn:de:bib-cpos-2013-14de5

ten in Fortsetzung des langfristigen Trends von 1990 bis 2006 von 73,1 Jahre auf 75,6 Jahre im Durchschnitt angestiegen (*WHO* 2010). Eine Untersuchung der Entwicklung der Lebenserwartung in Deutschland zeigt, dass sich die gestiegene Bildungsbeteiligung mit einer Senkung von Neuerkrankungsrisiken bemerkbar macht (*Unger* 2003). Die Sterblichkeitsentwicklung in Deutschland im letzten Jahrhundert zeichnet sich insbesondere durch einen extremen Rückgang der Kindersterblichkeit auf nur noch 1 % des Risikos im Jahr 1871 aus, während der Rückgang in höheren Altersstufen moderater verlief und mit zunehmendem Alter immer geringer wird (*Dinkel* 2002). Als zentrale Einflussfaktoren auf Gesundheit und Lebenserwartung wurden in ländervergleichenden Studien das Nationaleinkommen wie auch die Leistungsfähigkeit des Gesundheitssystems – gemessen an den Gesundheitsausgaben – ausgemacht. Das Beispiel der GUS-Staaten weist mit einem erheblichen Rückgang der Lebenserwartung Anfang der 1990er Jahre darauf hin, dass die sozioökonomischen Rahmenbedingungen und das Gesundheitsverhalten (in diesem Fall insbesondere Alkoholkonsum) eine erhebliche Bedeutung für Gesundheit und Lebenserwartung haben. Die Verlängerung der Lebenserwartung geht einher mit einer Verschiebung im Krankheitsspektrum hin zu einer höheren Bedeutung von chronischen Krankheiten wie Krebs und Herz-Kreislauf-Erkrankungen (*Maaz et al.* 2007). Während sich die Lebenserwartung insgesamt erhöht, wird diskutiert, ob sich durch die Verschiebung des Krankheitsspektrums zu chronischen Erkrankungen auch die sogenannte „aktive" Lebenserwartung, also die Dauer ohne gravierende gesundheitliche Einschränkungen erhöht hat. In einer international vergleichenden Studie zeigt *Unger* (2003), dass in Deutschland auch die Jahre der Inaktivität mit zunehmender Lebenserwartung zurückgehen, während in den USA mit der wachsenden Lebenserwartung die Zahl der inaktiven Jahre steigt. Da für die weitere Verlängerung der Lebenserwartung heute stärker auf die Sterblichkeit im mittleren und höheren Alter als auf Kindersterblichkeit fokussiert werden muss, erfahren soziale Determinanten von Gesundheit eine zunehmende Bedeutung (*Klein* 2001).

Die gesundheitlichen Entwicklungen können auch unter einer *Lebenslaufperspektive* untersucht werden: Welche Mechanismen wirken über den Lebenslauf und in verschiedenen Lebensphasen? Akkumulieren sich Belastungen zu sich verstärkenden sozialen Unterschieden in der Gesundheit? Eine Studie, die der Frage nachgeht, ob sich soziale Unterschiede in der Gesundheit über den Lebenslauf verstärken, konstant bleiben oder verringern, kommt zu dem Schluss, dass bei den meisten betrachteten Gesundheitsindikatoren eine Divergenz zwischen Personen mit niedriger und hoher Bildung zu finden ist. Lediglich bei der Einschätzung der subjektiven Gesundheit, der Zahl chronischer Erkrankungen und bei der Gedächtnisleistung sind mit zunehmendem Alter konstante Bildungsunterschiede und bei der Sprechgeschwindigkeit sogar abnehmende Bildungsunterschiede zu finden (*Leopold/Engelhardt* 2011). Die Autorinnen erklären das überwiegend divergierende Muster mit der Akkumulationsthese, der zufolge sich frühe Vorteile systematisch vergrößern.

Die Entwicklung der *subjektiven Zufriedenheit* mit Gesundheit steht im Zentrum dieses Beitrags. Dass die selbst eingeschätzte Zufriedenheit mit Gesundheit eine hohe prädiktive Validität für die Prognose von Mortalität unabhängig vom objektiven

Gesundheitszustand hat, zeigt eine Reihe von Studien (vgl. *Idler/Benyamini* 1997; *Ferraro/Farmer* 1999). Die demografische Entwicklung der Bevölkerung Deutschlands zeichnet sich durch die Abnahme der Anteile jüngerer und die Zunahme der Anteile älterer Personen aus. Die Analysen der Zufriedenheit mit Gesundheit in diesem Beitrag beschränken sich auf Erwerbstätige, die zwischen 20 und 65 Jahre alt sind, sodass dieser demografische Effekt auf die Gesundheitszufriedenheit nur in dem Umfang zum Tragen kommt, in dem sich die Relationen der Alterskohorten bei den über 20- und unter 65-jährigen Erwerbstätigen verschieben. Prozesse, die eine geänderte Altersstruktur bei Erwerbstätigen zur Folge haben können, sind ein späterer Erwerbseintritt Jüngerer durch höhere Bildungsbeteiligung, kleiner werdende Alterskohorten bei Jüngeren im zeitlichen Ablauf in Folge sinkender Geburtenzahlen, verändertes Erwerbsverhalten oder Wiedereintritt in den Arbeitsmarkt (vor allem von Frauen während und nach der Familienphase) oder eine Verlängerung der faktischen Lebensarbeitszeit bei Älteren durch späteren Renteneintritt.

Für die subjektive Gesundheit von Erwerbstätigen sind die Merkmale der *Arbeitssituation* relevant. Die als Tertiärisierung benannten Veränderungen der Beschäftigungsstrukturen führen zu veränderten berufsbedingten Belastungen. Körperlich belastende Tätigkeiten und Schädigungen durch Gefahrenstoffe am Arbeitsplatz sind in Folge der technologischen Entwicklung und erfolgreicher Arbeitsschutzmaßnahmen rückläufig, während Stress und Zeitdruck zunehmen. Zudem verändert sich die Zusammensetzung der durch berufsbedingte Belastungen betroffenen Personengruppen. Im Rahmen der Arbeitsmarktsoziologie wird darüber hinaus die zunehmende Unsicherheit von Beschäftigungsverhältnissen durch Befristung und Zeitarbeit sowie (drohende) Arbeitslosigkeit diskutiert. Analysen zeigen aber auch, dass die gesundheitliche Ungleichheit innerhalb von Ländern größer ist als zwischen Ländern (*WHO* 2010). Unterschiede lassen sich vor allem an sozioökonomischen Merkmalen wie relative Armut, Arbeitslosigkeit und Migrationshintergrund festmachen.

In diesem Beitrag werden folgende *Fragen* untersucht: (1) Wie ändert sich die subjektive Zufriedenheit mit Gesundheit von Erwerbstätigen im Lauf der Zeit? Vorliegende gesundheitssoziologische Studien, die den Wandel von subjektiver Gesundheit oder von gesundheitlichen Risikofaktoren im Allgemeinen untersuchen, verwenden altersstandardisierte Daten (z.B. *Kroll* 2010). Aus der Perspektive einer Organisation, deren Belegschaft sukzessive ihre Zusammensetzung ändert, verschleiert eine Altersstandardisierung jedoch das Bild. Daher wird im deskriptiven Teil die nicht-altersstandardisierte Entwicklung untersucht. (2) Welchen Anteil haben die berufsstrukturellen Veränderungen an der Entwicklung der subjektiven Zufriedenheit mit Gesundheit? (3) Gibt es Veränderungen in der Bedeutung sozialer Determinanten von Gesundheitszufriedenheit? Die beiden letzten Aspekte können mit Hilfe einer Dekompositionsanalyse nach *Blinder* (1973) und *Oaxaca* (1973) differenziert werden, die den Einfluss der strukturellen Veränderungen über die Zeit von anderen Effekten trennt, welche den Einfluss verschiedener Determinanten (sowie von unbeobachteter Heterogenität) widerspiegeln. Für die Untersuchung werden Daten des Sozio-oekonomischen Panels herangezogen. Die Analysen werden getrennt für West- und Ostdeutschland durchgeführt, denn sowohl die Entwicklung

der Gesundheit (vgl. *RKI* 2009) als auch des Arbeitsmarktes unterscheiden sich in Ost und West in prägnanter Weise.[1] In diesem Aufsatz geht es also in einer makrostrukturellen Fragestellung darum, zu klären, ob die langfristigen Veränderungen der Gesundheitszufriedenheit der Bevölkerung auf den strukturellen Wandel im Erwerbsleben oder auf eine sich im Zeitablauf verändernde Bedeutung der berufsbedingten Determinanten von Gesundheit zurückgeführt werden können. Die Blinder/Oaxaca-Zerlegung bietet den großen Vorteil, diese beiden Aspekte zu trennen.

2 Stand der Forschung

Im empirischen Teil des Beitrags wird untersucht, welchen Beitrag strukturelle Veränderungen auf dem Arbeitsmarkt für die Entwicklung der Zufriedenheit mit Gesundheit in Deutschland haben. Daher stellen wir in diesem Abschnitt den Forschungsstand der einschlägigen wissenschaftlichen Befunde zum Wandel von Erwerbstätigkeit dar. Im Anschluss daran gehen wir auf den Zusammenhang zwischen prekären Erwerbsbedingungen und Gesundheit ein.

Wandel der Erwerbssituation

In den vergangenen Jahren wurde in der Arbeitsmarktsoziologie diskutiert, ob *instabile Beschäftigung* zunimmt (*Struck et al.* 2007). Diese wird hierbei als Resultat der Veränderungen der Angebots- und Nachfragerelation am Arbeitsmarkt, der Transnationalisierung der Ökonomie, der Zunahme von orts- und zeitunabhängigen Dienstleistungstätigkeiten, veränderter rechtlich-institutioneller Rahmenbedingungen (Kündigungsschutz) und veränderter Beschäftigungsinteressen auf Seiten der Arbeitnehmer angesehen. Die Studie von *Struck et al.* (2007) kommt zu dem Schluss, dass eine verringerte Beschäftigungsstabilität empirisch bestätigt werden kann, die vor allem durch das relative Wachstum des Dienstleistungssektors zu erklären ist. Da die Wahrscheinlichkeit direkter Betriebswechsel hoch ist, ergibt sich trotz höherer Fluktuation keine eklatant höhere Beschäftigungsunsicherheit. Aus der Perspektive der Arbeitnehmervertretung werden diese Entwicklungen auch unter der Überschrift „Erosion des Normalarbeitsverhältnisses" (*Hoffmann*/*Walwei* 1998) oder „Flexibilisierung des Arbeitsmarktes" kritisch reflektiert. Unter einem „Normalarbeitsverhältnis" wird eine unbefristete, in Vollzeit ausgeübte abhängige Beschäftigung mit regelmäßiger Arbeitszeit tagsüber und an Wochentagen verstanden. In empirischen Studien wurde untersucht, ob sogenannte „atypische" Beschäftigungen zugenommen haben. Dazu werden gezählt: befristete Beschäfti-

[1] Ein ausführlicher Bericht des Robert-Koch Instituts (*RKI* 2009) zur Entwicklung der Gesundheit in Ost und West im Lauf von 20 Jahren nach dem Fall der Mauer kommt zu dem Schluss, dass sich die gesundheitliche Situation in Ost- und Westdeutschland im Wesentlichen angenähert hat, sodass keine prägnanten Unterschiede mehr bestehen. Regionale Differenzen entstehen vielmehr entlang der Trennlinien von Reichtum und Armut. Für Kinder und Jugendliche sind insbesondere Bildungschancen und soziale Bedingungen von Bedeutung für die Gesundheit.

gungen, Zeitarbeit, Teilzeitarbeit, unregelmäßige oder unübliche Arbeitszeiten und Selbständigkeit. In Untersuchungen, die das Verhältnis der Normalarbeit zu anderen Beschäftigungen quantifizieren, wird festgestellt, dass der Anteil der Normalarbeitsverhältnisse von 68 % in 1995 auf 62 % in 2005 abgesunken ist, aber nach wie vor überwiegt (*Giesecke* 2006; vgl. auch *Eichhorst et al.* 2010). Nur ein kleiner Teil der abhängig Beschäftigten ist befristet beschäftigt. Die Quote stieg von 1996 bis 2010 von ca. 5 % auf 9 % und liegt für Frauen höher als für Männer. Hochgerechnet entsprechen dem insgesamt 1,3 Mio. bis 2,5 Mio. Beschäftigte in Deutschland (*Gundert/Hohendanner* 2011). Personen mit mittlerem Qualifikationsniveau sind seltener in befristeten Beschäftigungen zu finden (*Giesecke* 2006). Im öffentlichen Dienst sind überdurchschnittlich viele Beschäftigungsverhältnisse befristet. Der Anteil befristeter Beschäftigungsverhältnisse ist demzufolge entgegen den Erwartungen relativ unabhängig von der konjunkturellen Entwicklung (*Hohendanner* 2010).

Der Anteil der Zeit- und Leiharbeiter ist von 1996 bis 2010 von 0,6 % auf 2,9 % gestiegen (*Gundert/Hohendanner* 2011). Betrachtet man die Altersstruktur der Leiharbeiter, sieht man, dass 20- bis 30-Jährige überproportional vertreten sind (*Jahn/Rudolph* 2002). Der relative Rückgang von Normalarbeitsverhältnissen geht vor allem auf das Konto von zunehmender Teilzeitarbeit. Teilzeitarbeit verteilt sich unterschiedlich auf die Wirtschaftssektoren. Während Normalarbeitsverhältnisse typisch sind für die Industrie, finden sich in den Dienstleistungen weniger unbefristete Vollzeittätigkeiten (*Eichhorst et al.* 2010). Teilzeitarbeit ist eine Domäne von Frauen: Ab einem Alter von 35 Jahren ist etwa die Hälfte aller erwerbstätigen Frauen in Teilzeit beschäftigt, aber nur 5 % der Männer (*Kock* 2008). Im Jahr 2009 arbeiten in Deutschland 24 % an Samstagen und 12 % an Sonntagen, was von bestimmten gesellschaftlichen Gruppen immer wieder diskutiert wird und im internationalen Vergleich relativ hoch ist (*Eichhorst et al.* 2010). Etwa 18 % der Erwerbstätigen arbeiten in Schichtarbeit, 26 % abends und 10 % nachts.

Eine weitere Form „atypischer" Tätigkeit ist die freiberufliche Tätigkeit, insbesondere wenn sie in Feldern ausgeübt wird, die üblicherweise mit angestellten Mitarbeiterinnen und Mitarbeitern besetzt sind. Diese Erwerbstätigkeiten fallen, sofern sie weisungsgebunden und innerhalb der Organisation des Aufraggebers stattfinden, auch in den Bereich der Scheinselbständigkeit, die man seit 1999 mit dem Scheinselbständigkeitsgesetz (§ 7 SGB IV) verhindern will. Als Solo-Selbständige werden Selbständige ohne Mitarbeiterinnen und Mitarbeiter bezeichnet. Mehr als die Hälfte aller Selbständigen und damit 5,4 % aller Erwerbstätigen bzw. 2,3 Mio. Personen fallen in diese Kategorie (*Kock* 2008).

Zusammenfassend ist zu konstatieren, dass „atypische" Beschäftigung in einem moderaten Maß zugenommen hat. Wenngleich nicht abschließend geklärt werden kann, ob diese Beschäftigungsverhältnisse nicht auch Arbeitnehmerinteressen entgegenkommen – dies ist am ehesten bei Teilzeitarbeit denkbar – kann man davon ausgehen, dass sie eher nachteilig für Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer sind (*Giesecke* 2006). Beschäftigte in atypischen Beschäftigungsverhältnissen sind einem höheren Prekaritätsrisiko insbesondere in Bezug auf die Entlohnung ausgesetzt; Teilzeit- und geringfügig Beschäftigte haben geringere Chancen auf Teilnahme an Weiterbildung (*Brehmer/Seifert* 2008). Am Beispiel der Scheinselbständigkeit

wird deutlich, dass Arbeitgeber zunehmend Risiken der Beschäftigung wie Krankheit oder schlechte Auftragslage auf die Erwerbstätigen abwälzen und Kosten für Arbeitgeberbeiträge zu den Sozialversicherungen sparen. Insbesondere Jugendliche und junge Erwachsene sind von Prekarisierungstendenzen beim Übergang von der Ausbildung in die Erwerbstätigkeit betroffen (*Kock* 2008).

Welche Bedeutung hat die Erwerbssituation für die Gesundheitschancen?

Die Erwerbssituation wirkt sich sowohl über die mit ihr verknüpfte materielle Lage als auch über die im spezifischen Berufsfeld typischerweise auftretenden Belastungen und Ressourcen auf die Gesundheit aus. Die Erwerbssituation ist eine wesentliche Ursache der *materiellen Lage* einer Familie und kann daher zu individueller Deprivation führen, die mit Stressfaktoren in Familie und Wohnumfeld zu stärkerer Risikoexposition beiträgt.

Siegrist und *Theorell* (2006) betonen die Bedeutung *psychischer Belastungen* durch Arbeitssituationen. Nicht nur physisch belastende Arbeitsbedingungen wie körperliche und toxische Belastungen, lange oder unregelmäßige Arbeitszeiten, bewegungsarme Arbeit oder gesundheitsschädigende Körperhaltungen wirken sich auf die Gesundheit aus. Gerade die Unsicherheit, die aus prekären Erwerbssituationen wie z.B. informeller, rechtlich nicht abgesicherter Arbeit resultiert, führt zu psychischem Stress (*Mannila* 2012). Wie psychische Belastungen durch die Erwerbssituation entstehen, wird im Anforderungs-Kontroll-Modell („demand-control model"; *Karasek* 1979; *Karasek/Theorell* 1990) und im Modell beruflicher Gratifikationskrisen („effort-reward-imbalance model"; *Siegrist et al.* 1986; *Siegrist* 1996) formuliert. Das Anforderungs-Kontroll-Modell geht davon aus, dass Jobs, die sich durch hohe Anforderungen, geringe Kontrollmöglichkeiten und fehlende soziale Unterstützung auszeichnen, besonders hohen Stress hervorrufen, während das Modell beruflicher Gratifikationskrisen Reziprozitätserwartungen zugrunde legt. Es argumentiert, dass Belohnungen in Form von Einkommen, Wertschätzung, Karrieremöglichkeiten und Beschäftigungssicherheit in einem ausgewogenen Verhältnis zur Leistung stehen sollten, um nicht zu psychischen Belastungen bzw. Stress zu führen. In Berufen mit durchschnittlich höheren psychosozialen Belastungen erhöht sich das Risiko von krankheitsbedingter Frühverrentung (*Dragano* 2007). In einem Forschungsüberblick zu prospektiven empirischen Studien sowie physiologischen und biochemischen Studien (*Siegrist/Theorell* 2006) wird gezeigt, dass derart belastende Arbeitssituationen mit schlechter Gesundheit, insbesondere im Hinblick auf Herz-Kreislauf-Erkrankungen korrelieren (vgl. auch *Peter* 2006). Das Resümee aus vorliegenden prospektiven und experimentellen Studien zu den Auswirkungen dieser Missverhältnisse zeigt ein deutlich erhöhtes Risiko von koronaren und kardiovaskulären Erkrankungen sowie depressiver Symptome (*Siegrist/Dragano* 2008).

Da das *Gesundheitsverhalten* von Personen mit niedrigerem sozioökonomischen Status in einem geringeren Maße gesundheitsorientiert ist, wirkt sich die berufliche Situation auch vermittelt über diesen Mechanismus auf die Gesundheit aus (*Siegrist* 1989; *Nocon et al.* 2007; *Helmert/Schorb* 2009). Es ist belegt, dass die Arbeitssituation selbst in Gestalt von Schichtarbeit, hoher Risikoexposition und physi-

schen Belastungen auch mit Gesundheitsverhalten, insbesondere mit Rauchen und mangelndem Sport oder Alkoholmissbrauch korreliert, während Autonomie im Job körperliche Aktivitäten fördert (*Johansson et al.* 1991; *Yang et al.* 2001; vgl. auch *Lampert et al.* 2005).

Die Verfügung über materielle, personale und soziale *Bewältigungsressourcen* korreliert mit der Erwerbs- und Einkommenssituation. Gesundheitlich relevante Defizite treten vor allem bei von Armut betroffenen oder bedrohten Lebenslagen auf (*Lampert* 2011). Eine wesentliche Rolle spielen aber auch personale Ressourcen wie beispielsweise gesundheitsbezogenes Wissen (*Reibling/Wendt* 2010), Kontrollüberzeugungen (*Janßen et al.* 2000) oder Kohärenzsinn (*Wydler et al.* 2006), die durch die berufliche und soziale Lage beeinflusst sein könnten. Schließlich ist die berufliche Situation unter Umständen auch mit einer schlechteren gesundheitlichen Versorgung verbunden, und zwar weil die Inanspruchnahme medizinischer Leistungen von Personen niedrigerer sozialer Schichten nur morbiditätsinduziert und weniger vorsorgend stattfindet. Eine größere soziale Distanz zwischen medizinischem Personal und Patienten kann zu Kommunikationsproblemen oder Schwellenängsten führen (zusammenfassend *Jungbauer-Gans* 2002).

Des Weiteren ist davon auszugehen, dass der *regionale Kontext* Belastungen durch geringe Ressourcen (niedriges Wohlstandsniveau des kleinräumlichen Umfeldes) und hohe Belastungen (z.B. höhere Kriminalitätsrate, Umweltbelastungen durch Emissionen) oder durch hohe soziale Disparitäten und demzufolge eine salientere Ungleichheitsstruktur bzw. umfangreichere relative Deprivation hervorbringen kann (vgl. *Wilkinson* 1996; *Wilkinson/Marmot* 2003; *Wilkinson/Pickett* 2006).

Während diese Faktoren den Einfluss der sozialen Situation auf die Gesundheit implizieren, geht eine davon abgrenzbare These von *Selektionsprozessen* in Folge des Gesundheitszustands aus: Soziale Aufstiege bei Gesunden oder soziale Abstiege bei Kranken erklären den sozialen Gradienten der Gesundheit (vgl. zusammenfassend *Richter/Hurrelmann* 2006). Die Forschung, die versucht, diesen umgekehrten Kausaleffekt zu quantifizieren, kommt zu dem Ergebnis, dass gesundheitsbedingte soziale Abstiege weniger relevant sind als der umgekehrte Wirkmechanismus (*Makkenbach* 2006; *Lahelma* 2006). Die Frage der Richtung eines kausalen Einflusses bewegt auch die Forschung zu den Wechselwirkungen zwischen Arbeitslosigkeitserfahrung und Gesundheit schon seit langem.[2] Während ein Teil der Forschung einen kausalen Effekt der Arbeitslosigkeitserfahrung auf die Gesundheit bestätigen konnte, gibt es auch Belege für einen umgekehrten Selektionseffekt, der ein höheres Arbeitslosigkeitsrisiko von kranken oder behinderten Menschen konstatiert (z.B. *Böckerman/Ilmakunnas* 2009, die finnische Paneldaten und Matching-Verfahren verwenden; vgl. zusammenfassend *Hollederer* 2008, 2011). Eine amerikanische Längsschnittstudie, die die Auswirkungen von unfreiwilliger Arbeitslosigkeit auf Gesundheit nach Kontrolle von gesundheitsbedingter Selektion und anderen Drittvariablen untersucht, kommt zu dem Schluss, dass Arbeitslosigkeit, die nach einer

[2] Vgl. den Überblick zur Forschung über den Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und Gesundheit in dem von *Kieselbach* und *Mannila* (2012) herausgegebenen Sammelband.

lebensbedrohlichen Erkrankung eingetreten ist, zu stark negativen Effekten für die subjektive Gesundheit und einer Erhöhung depressiver Symptome führt (*Burgard et al.* 2007). Arbeitslosigkeit aus anderen Gründen hat wesentlich geringere Auswirkungen auf depressive Symptome sowie auf subjektive Gesundheit. Um die Wirkung der Selektivität von Arbeitslosigkeit auszuschließen, untersuchen einige Studien, ob Arbeitslosigkeit in Folge von Betriebsschließungen ebenfalls schlechtere Gesundheit zur Folge hat (*Browning et al.* 2006; *Salm* 2009; *Schmitz* 2010). Sie kommen zu dem Ergebnis, dass Arbeitslosigkeit nach einem exogen begründeten Jobverlust keine negativen Gesundheitsfolgen hat.

Durch den eingangs geschilderten *Strukturwandel des Arbeitsmarktes* erhöhen sich die Anteile der Beschäftigten in prekären Beschäftigungen. Aus einer prekären Erwerbssituation können sich verstärkt *gesundheitliche Belastungen* ergeben. Ein weltweiter Bericht für die WHO formuliert: „Social inequalities due to employment relations represent an enormous social and public health burden" (*Benach et al.* 2007). Da Diskontinuitäten in der Erwerbsbiografie, soziale Abstiege und eine reduzierte Kontrolle über die Lebenssituation häufig die Folge prekärer Beschäftigung sind, kann die Erwerbssituation zu verstärkten psychomentalen Belastungen führen (*Siegrist/Dragano* 2008). *Oppolzer* (2010) zeigt in einem Forschungsüberblick auf, wie sich überlange Arbeitszeiten, häufige Unterbrechungen durch Telefon oder E-mail, Nachtarbeit, Schichtarbeit, aber auch prekäre Beschäftigungen wie Leih- und Zeitarbeit, befristete Tätigkeiten oder Scheinselbständigkeit mit einer Erhöhung von Stress und chronischer Ermüdung auswirken können. Erwerbstätige mit unregelmäßigen Arbeitszeiten und Schichtarbeit sind häufiger krank oder erleiden häufiger Unfälle (*Lampert et al*. 2005). Krankenkassendaten zeigen, dass die Sterberate von der relativen Position im Arbeitsmarkt bestimmt wird (vgl. zusammenfassend *Lampert et al.* 2005).

Einzelne Studien untersuchen bestimmte Formen von prekärer Beschäftigung oder spezifische Tätigkeitsfelder: Es konnte gezeigt werden, dass das subjektive Gefühl von sozialer Teilhabe bei Leiharbeit und mehr noch bei Arbeitslosigkeit deutlich geringer ist (*Gundert/Hohendanner* 2011). Prekäre, d.h. ohne dauerhafte Anstellung ausgeübte Dienstleistungstätigkeit im Gastgewerbe, die sich durch einen Wechsel zwischen langen und kurzen Arbeitszeiten auszeichnet, deren Lage von den Beschäftigten nicht beeinflusst werden kann, führt zu familiären und gesundheitlichen Belastungen wie Schlafstörungen, Müdigkeit und unregelmäßiger Ernährung und Bewegung (*Bohle et al*. 2004). Eine weitere Studie, die die Arbeit in Call-Centern und in der Software-Entwicklung untersucht, fand heraus, dass die Arbeit an Wochenenden, die Mitnahme von Arbeit nach Hause sowie Überstunden mit Stress und Erschöpfungsgefühlen korrelieren (*Hyman et al*. 2003). Sind mit der Erwerbssituation finanzielle Sorgen verbunden, führt das zu schlechterer psychischer Gesundheit (vgl. die Studie zu Frauen in prekären Beschäftigungen in Großbritannien von *O'Campo et al.* 2004). In einer spanischen Studie konnte gezeigt werden, dass die Art und Weise der Arbeitsorganisation den Zusammenhang zwischen sozialer Klasse und subjektiver Gesundheitseinschätzung erklärt (*Borrell et al.* 2004). In dieser Studie wurde belegt, dass prekäre Beschäftigung und hohe Jobunsicherheit hoch mit physischen und psychosozialen Belastungen am Arbeitsplatz assoziiert

sind. Ein Phänomen des betrieblichen Strukturwandels ist die Reduzierung der Beschäftigung („Downsizing") aus Gründen der Verlagerung von Produktionsstandorten oder der Rationalisierung. Bei den im Betrieb verbleibenden Mitarbeiterinnen und Mitarbeitern erhöhen sich durch den Arbeitskräfteabbau die Anforderungen und der Zeitdruck. Insbesondere in Kombination mit arbeitsbezogenem Stress, der aus einem Missverhältnis von Anstrengungen und Belohnungen herrührt („berufliche Gratifikationskrisen"), ist die Zahl der berichteten Krankheitssymptome wie z.B. depressive Symptome, Wut, Resignation oder Zwang höher (*Dragano et al.* 2005; *Dragano*/*Siegrist* 2012; *Otsuka et al.* 2012). Je niedriger die soziale Schicht ist, desto häufiger sind Erwerbstätige von psychosozialen Belastungen am Arbeitsplatz betroffen, die sich negativ auf die subjektive Gesundheit auswirken und mit dem Auftreten von Depression korrelieren (*Siegrist et al.* 2009). Diese Studie zeigt ferner, dass auch der institutionelle Kontext von Bedeutung ist: Unter den Randbedingungen von südeuropäischen und konservativen Wohlfahrtsstaaten treten höhere psychosoziale Belastungen auf als in skandinavischen Ländern mit sozialdemokratischen Wohlfahrtsregimes. *Nolte* und *McKee* (2004) beschäftigen sich mit dem Einfluss steigender Einkommensungleichheit in West- und Ostdeutschland auf die subjektive Gesundheit. Mit Daten des SOEP kommen sie zu dem Schluss, dass in beiden Regionen die Einkommensungleichheit zugenommen hat. Während im Westen der Einfluss von Einkommen auf die Gesundheit zunahm, verloren die Koeffizienten im Osten an Bedeutung. Hier ist die Bildung eine wichtigere Determinante von subjektiver Gesundheit.

Zusammenfassend lässt sich konstatieren, dass einige Studien den Zusammenhang zwischen Erwerbsbedingungen und Gesundheit bereits mit Mikrodaten untersucht haben. In einzelnen Studien wurde die sich wandelnde Bedeutung der Gesundheitsdeterminanten durch den Vergleich von Koeffizienten in Regressionsmodellen untersucht. Bislang fehlt jedoch eine Arbeit, die die Bedeutung von Merkmalen der Arbeitssituation ins Verhältnis zu soziodemografischen und nicht beobachteten Merkmalen setzt. Diese Forschungslücke soll mit diesem Beitrag geschlossen werden. Im nächsten Abschnitt werden die Daten und Methoden beschrieben, die verwendet werden, um die Bedeutung der strukturellen Veränderungen des Arbeitsmarktes für den Wandel der Gesundheitszufriedenheit zu separieren.

3 Daten und Methoden

Die Datenbasis unserer Analyse bildet das Sozio-oekonomische Panel (SOEP). Das SOEP ist eine jährlich durchgeführte, repräsentative Wiederholungsbefragung. Die Befragung startete 1984 in Westdeutschland, wobei sowohl die deutsche Bevölkerung als auch in Deutschland lebende Ausländerhaushalte befragt wurden. Seit 1990 wird das SOEP durch eine Befragung in Ostdeutschland ergänzt. Spätere, unabhängig von den ursprünglichen Samples gezogene Stichprobenergänzungen hatten den Zweck, den Wandel der Grundgesamtheit, etwa durch Immigration, zu

berücksichtigen. Wir verwenden in dieser Analyse alle Teilsamples des SOEP.[3] Zudem beschränken wir unsere Analyse auf erwerbstätige Personen im Alter von 20 bis 65 Jahren.

Explanandum der präsentierten Analyse sind Veränderungen im Gesundheitszustand der Erwerbstätigen im Zeitverlauf. Als Indikator für den Gesundheitszustand verwenden wir die Gesundheitszufriedenheit („Wie zufrieden sind Sie mit Ihrer Gesundheit?"), die auf einer 11-stufigen Likert-Skala gemessen wird. Die Gesundheitszufriedenheit wurde in allen bisherigen Wellen des SOEP abgefragt. Uns stehen grundsätzlich Informationen über die Erwerbssituation in Westdeutschland von 1984 bis 2009 zur Verfügung und in Ostdeutschland von 1991 bis 2009. Um den Beitrag der Erwerbssituation zur Erklärung des Wandels der Gesundheitszufriedenheit zu bestimmen, verwenden wir ein Dekompositionsverfahren nach *Blinder* (1973) und *Oaxaca* (1973). Ursprünglich zur Analyse des Gender-Pay-Gaps entwickelt, können Dekompositionsverfahren aber auch zur Erklärung von Veränderungen zwischen zwei Zeitpunkten verwendet werden (*Schnabel*/*Wagner* 2007). Obwohl im Zusammenhang mit der Zerlegung oft von Erklärung gesprochen wird, handelt es sich jedoch um ein rein deskriptives Verfahren, das keine gesicherten Kausalschlüsse zulässt.

Grundsätzlich sollte die Analyse eine möglichst lange Zeitspanne umfassen. Im Gegensatz zur abhängigen Variable „Gesundheitszufriedenheit" wurden die uns interessierenden unabhängigen Variablen zur Erwerbssituation jedoch nicht immer in allen Wellen des SOEP erhoben. Für Westdeutschland stellt das Jahr 1985 bereits die erste Befragungswelle mit vollständigen Informationen dar, sodass wir hier grundsätzlich eine Zerlegung der Entwicklung von 1985 auf 2009 durchführen können. Dabei unterteilen wir jedoch den Analysezeitraum in zwei Perioden, von 1985 auf 1996 sowie von 1996 auf 2009. Die Wahl gerade des Jahres 1996 begründet sich dadurch, dass es einerseits in etwa in der Mitte des Beobachtungszeitraumes liegt und so einen Eindruck des zeitlichen Verlaufs über den reinen Zeitpunktvergleich von 1985 auf 2009 hinaus erlaubt. Andererseits ist dies auch das Jahr, in dem für Ostdeutschland zum ersten Mal alle für uns relevanten Variablen gleichzeitig vorliegen. Das Jahr 2009 stellt zum Zeitpunkt der Analyse die aktuellste Welle des SOEP dar.[4]

---

[3] Da die Oaxaca-Blinder-Zerlegung auf Querschnittsanalysen beruht, verwenden wir für unsere Analysen die entsprechenden Querschnitts-Gewichtungsfaktoren (*DTC* Version 8.0– Desktop Companion to the German Socio-Economic Panel).

[4] Üblicherweise kann die Sensitivität der Ergebnisse im Bezug auf die ausgewählten Vergleichspunkte dadurch getestet werden, dass diese leicht variiert werden (z.B. statt 2009 das Jahr 2008). Leider ist dies hier nicht möglich, da dann auch gleichzeitig wichtige Variablen in der Analyse fehlen. Betrachtet man allerdings die Abbildungen 1 und 2 weiter unten, so wird deutlich, dass die von uns betrachteten Zeitpunkte entweder ein ähnliches Niveau aufweisen wie die Zeitpunkte davor und danach bzw. eher konservativ ausfallen (d.h. nicht so, dass die zeitliche Entwicklung möglichst stark ausfällt).

Die zeitliche Entwicklung der Gesundheit wird repräsentiert durch die Differenz Δ der mittleren Zufriedenheit mit Gesundheit in den beiden Jahren t=0 (vorher) und t=1 (nachher):

$$\Delta_{t=1}^{t=0} = E(Zuf_{t=0}) - E(\mathrm{Zuf}_{t=1}) \tag{1}$$

Mit Hilfe einer Blinder/Oaxaca-Dekomposition kann $\Delta_{t=1}^{t=0}$ in zwei Komponenten zerlegt werden. Dabei wird zunächst davon ausgegangen, dass die Zufriedenheit mit der Gesundheit in beiden Perioden eine lineare Funktion der Erwerbssituation ist, repräsentiert durch den Vektor X'_t. Den Einfluss dieser Merkmale auf die Gesundheit gibt der Koeffizientenvektor β_t wieder. Das Subskriptum t verweist darauf, dass sowohl die Merkmale als auch die Koeffizienten einer Veränderung über die Zeit unterliegen können. Unter der Annahme $E(\varepsilon_t)=0$ gilt:

$$E(\mathrm{Zuf}_t) = E({X'}_t\beta_t + \varepsilon_t) = E({X'}_t\beta_t) = E({X'}_t)\beta_t \qquad t \in \{0,1\} \tag{2}$$

Eingesetzt in (1) ergibt sich nach einigen Transformationen folgende Zerlegung

$$\Delta_{t=1}^{t=0} = \Delta_w + \Delta_u = \underbrace{[E(X_{t=0}) - E(X_{t=1})]'\beta_{t=0}}_{\text{erklärter Teil}} + \underbrace{E(X_{t=1})'(\beta_{t=0} - \beta_{t=1})}_{\text{unerklärter Teil}} \tag{3}$$

Die erste Komponente Δ_W wird in der Literatur oft als der „erklärte Teil" bezeichnet. Sie ist der Anteil der zeitlichen Differenz, der dadurch bedingt ist, dass sich die Erwerbssituation zwischen den betrachteten Zeitpunkten (z.B. 1985 und 1996) unterscheidet. Δ_U ist dagegen der Anteil der zeitlichen Differenz, der durch die unterschiedliche Auswirkung ein und derselben Erwerbssituation im Zeitverlauf ergibt. Bei empirischen Analysen gehen allerdings in Δ_U zusätzlich auch solche Variablen mit ein, die nicht in X'_t repräsentiert sind, aber mit diesen korreliert und gleichzeitig gesundheitsrelevant sind. Dies hat zur Folge, dass Δ_U nicht eindeutig zurechenbar ist und daher oft als „unerklärter Teil" bezeichnet wird. In der nachfolgenden Analyse versuchen wir, dieses Problem soweit es geht zu beheben, indem verschiedene soziodemografische Merkmale der Beschäftigten als Kontrollvariablen aufgenommen werden.

Neben der aggregierten Zerlegung können die Koeffizienten- und die Struktureffekte grundsätzlich auch für alle Variablen einzeln ausgewiesen werden. Für die Koeffizienteneffekte ist dies allerdings nur dann möglich, wenn alle betrachteten Variablen einen absoluten Nullpunkt haben. Dies ist in der vorliegenden Analyse nicht der Fall. Wenn auch nicht von ihrem Erklärungsbeitrag, so erhalten wir über einen Wald-Test auf Basis einer „seemingly unrelated regression" die Möglichkeit, zumindest einen Eindruck von der Veränderung der Koeffizienten zu erhalten (vgl. Tab. 2 und A1). Darüber hinaus ist zu beachten, dass die Ergebnisse der Zerlegung bei kategorialen Variablen von der Referenzkategorie abhängig sind; deshalb ver-

wenden wir das Stata ado oaxaca (*Jann* 2008) und die dort implementierte Transformation (*Jann* 2008: 9-10).

Durch die Aufnahme von Kontrollvariablen soll berücksichtigt werden, dass neben der veränderten Erwerbssituation auch andere Gründe für einen eventuell fallenden Verlauf der Gesundheitszufriedenheit verantwortlich sind. Das Lebensalter spielt in zweierlei Hinsicht eine Rolle. Zum einen kommt es aufgrund der Panelstruktur der Daten zu einer automatischen Alterung der Personen, zum andern verändert sich aber auch die Erwerbsbeteiligung von Älteren im Beobachtungszeitraum. Die noch deutlichere Veränderung der Erwerbsbeteiligung von Frauen wird mit einer Dummyvariable für das Geschlecht der Befragten erfasst, auf Veränderungen in Bezug auf die deutsche Nationalität der Erwerbstätigen reagiert ebenso eine entsprechende Dummyvariable. Schließlich wird das Bildungsniveau durch die Variable „Bildungsjahre" erfasst. Die Bildungsjahre werden berücksichtigt, um strukturelle Effekte der Bildungsexpansion auf die Zusammensetzung der Erwerbstätigen abzubilden. Da wir nicht von differentiellen Effekten der einzelnen Abschlüsse, sondern von einem Humankapitaleffekt von Bildung auf die Erwerbsbeteiligung ausgehen, verwenden wir Bildungsjahre anstelle von Dummies für die einzelnen Bildungsabschlüsse. Die Bildung der Befragten stellt in der vorliegenden Analyse zudem lediglich eine Kontrollvariable dar, sodass wir auch der Übersichtlichkeit halber auf die Einbeziehung von (Aus-)Bildungsdummys verzichten.

In Bezug auf die Erwerbssituation soll ein möglichst breites Spektrum der oben skizzierten strukturellen Veränderungen abgebildet werden. Zur Erfassung einer prekären Erwerbssituation dient uns eine Reihe von Variablen. So wird durch eine Dummyvariable berücksichtigt, ob die betrachteten Personen befristet beschäftigt sind. Ebenso wird erfasst, ob Personen in Voll- oder Teilzeit arbeiten bzw. geringfügig beschäftigt sind. Da die aktuellen Entwicklungen wie Zeit- und Leiharbeit, Ein-Euro-Jobs, etc. naturgemäß erst in den späteren Wellen[5] berücksichtigt wurden, ist ihre Aufnahme in den hier durchgeführten Zeitvergleich nicht möglich. Stattdessen wird die subjektive Einschätzung der Arbeitsplatzsicherheit als Indikator für eine prekäre (bzw. als prekär wahrgenommene) Beschäftigung aufgenommen. Zusätzlich wurde eine Dummyvariable in das Modell integriert, welche erfasst, ob die aktuelle wirtschaftliche Situation dem/der Befragten Sorgen bereitet. Der Einfluss übermäßig langer Arbeitszeiten wird durch die faktische (im Vergleich zur vertraglich festgelegten) Arbeitszeit erfasst. Die Variable gibt an, um wie viel Prozent die tatsächliche die vertraglich festgelegte Arbeitszeit überschreitet. Hinzu kommen die kumulierte Dauer bisheriger Arbeitslosigkeit und das Vorliegen relativer Armut trotz Erwerbstätigkeit (gemessen am Äquivalenz-Haushaltseinkommen). Als arm trotz Erwerbstätigkeit wurde hier definiert, wer ein Haushaltseinkommen von unter 60 % des durchschnittlichen Äquivalenzeinkommens (bedarfsgewichtet nach der neuen OECD-Skala) erzielt. Die Durchschnittseinkommen wurden für Ost und West getrennt berechnet. Wir haben uns hier gegen den individuellen Lohn und für das

[5] Z.B. Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen ab 1992 (mit Ausnahme des Jahres 1996) und Zeit- und Leiharbeit ab 2001.

Haushaltskonzept entschieden, weil es uns um Armut geht, welche üblicherweise im Haushaltskontext gemessen wird (und nicht etwa um Niedriglohn, welcher durch das Einkommen von Lebenspartnern ergänzt werden kann). Weitere Rahmenbedingungen der Erwerbstätigkeit werden mit einem Dummy für die Beschäftigung im öffentlichen Dienst, Veränderungen hinsichtlich der Größe von Betrieben mit der klassifizierten Betriebsgröße und Veränderungen hinsichtlich der Autonomie des beruflichen Handelns mit einer im SOEP zu diesem Zweck gebildeten ordinalen Variable abgebildet. Der räumliche Kontext kann nur recht grob, d.h. über die Berücksichtigung der Bundesländer, erfasst werden.

Insgesamt können wir mit dem Sozio-oekonomischen Panel die strukturellen Veränderungen durch eine Vielzahl von Variablen abbilden. Dabei ist zu berücksichtigen, dass die hier verwendeten Indikatoren zum Teil konzeptionell sehr Ähnliches messen, z.B. subjektive Arbeitsplatzsicherheit und befristete Beschäftigung, oder empirisch stark miteinander korreliert sind, z.B. Bildungsjahre und bisherige Dauer der Arbeitslosigkeit. Dies sollte bei der Interpretation der Effekte der einzelnen Variablen berücksichtigt werden. Ihre gleichzeitige Verwendung gewährleistet jedoch die möglichst umfassende Erfassung der Erwerbssituation. Für die Interpretation der Variablen „im Block" (Tab. 3) ist dieses Vorgehen unproblematisch. Bei der Betrachtung der Erklärungskraft einzelner Variablen (Tab. A2) sollte der Sachverhalt jedoch mitberücksichtigt werden.

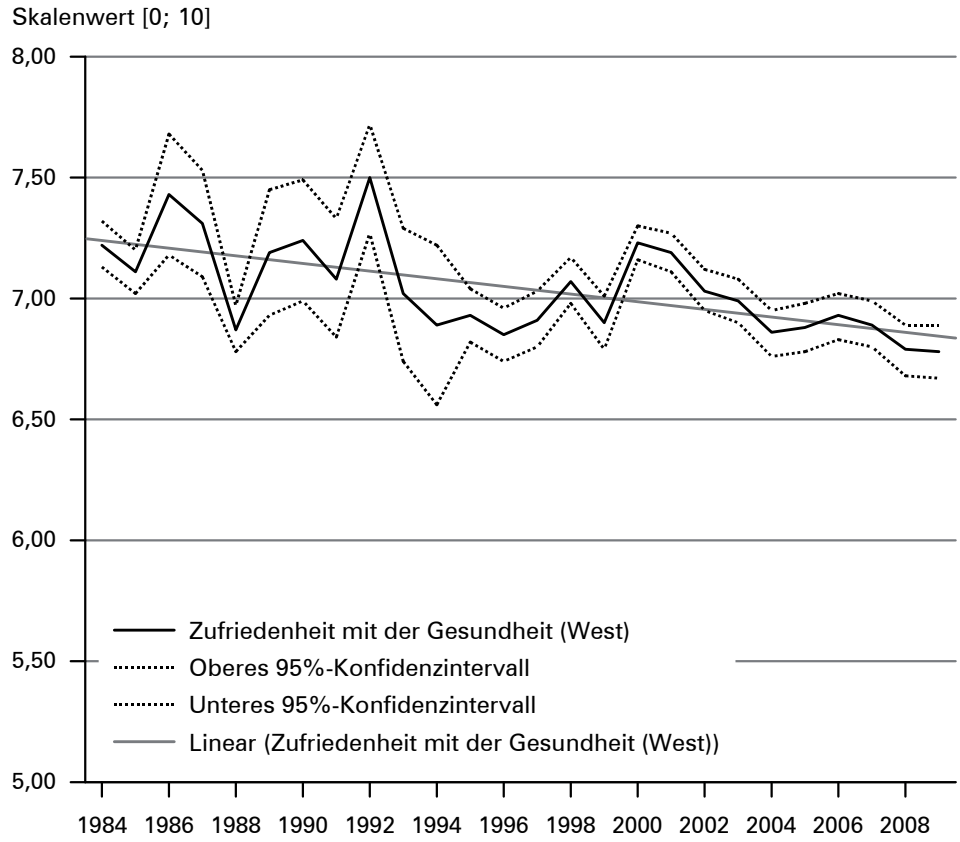
4 Ergebnisse

Zunächst soll mit den Daten des SOEP untersucht werden, ob hinsichtlich der Gesundheit ein zeitlicher Trend festzustellen ist. Darauf folgend werden in einem ersten Schritt die Veränderungen der Erwerbssituation in den von uns betrachteten Jahren nachvollzogen, die potentielle Veränderungen in der Gesundheit erklären können. Danach wird im zweiten Schritt untersucht, ob auch die Wirkungsweise der Erwerbssituation auf die Gesundheit einer zeitlichen Veränderung unterlag. Schließlich wird im dritten Schritt auf Basis der Blinder/Oaxaca-Zerlegung untersucht, welchen relativen Erklärungsbeitrag die veränderte *Erwerbssituation* einerseits und die veränderte *Auswirkung* der Erwerbssituation andererseits auf die Gesundheit im Zeitverlauf hatten.

Gesundheit im Zeitverlauf

Inwiefern sich eine bestimmte zeitliche Entwicklung der Gesundheit empirisch nachweisen lässt, zeigen die Abbildungen 1 und 2 getrennt nach West- und Ostdeutsch-

Abb. 1: Veränderung von Gesundheit in Westdeutschland, 1984-2009



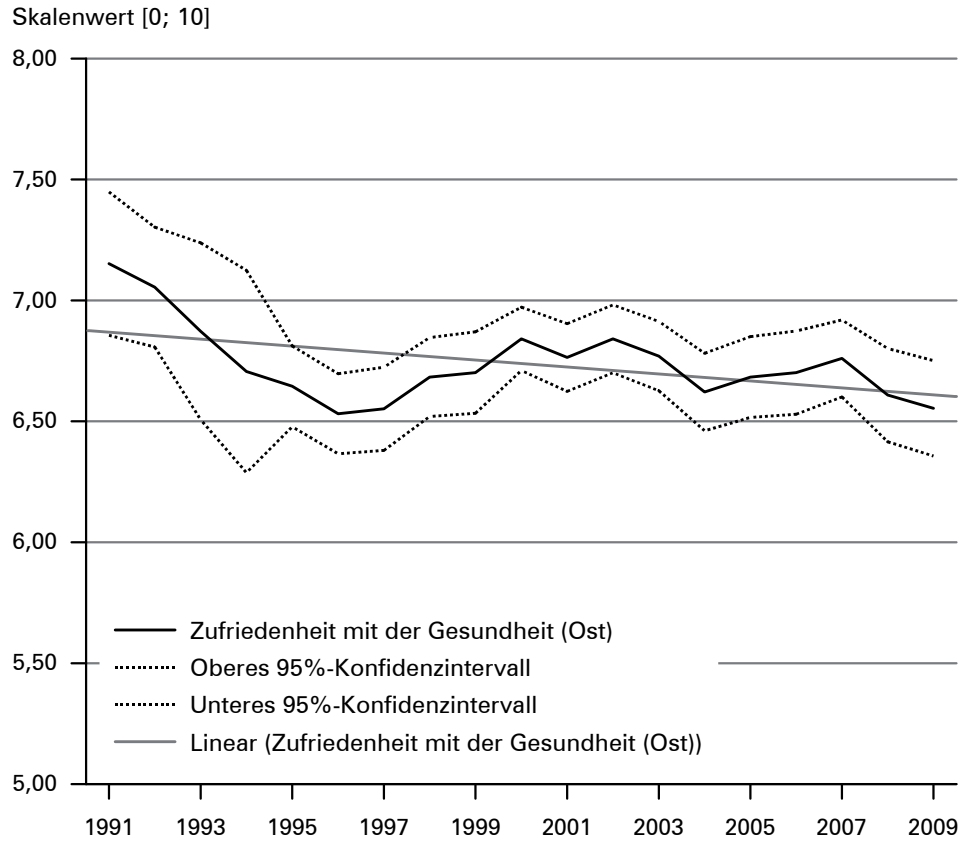
Quelle: eigene Berechnungen, SOEP-Daten

land.[6] Dabei ist zu beachten, dass diese deskriptiven Werte nicht altersbereinigt wurden (wie in gesundheitssoziologischen Arbeiten sonst üblich).

In Westdeutschland ist ein fallender Verlauf der Zufriedenheit mit der Gesundheit bei Erwerbspersonen zwischen 20 und 65 Jahren zu beobachten. Betrug die durchschnittliche Zufriedenheit 1984 noch 7,2 Punkte, so lag sie 2009 bei 6,8 Punk-

6 Die Entwicklung der subjektiven Gesundheit wurde auch mit Daten der verschiedenen Gesundheitssurveys des Robert-Koch-Instituts untersucht (*RKI* 2009). Die Ergebnisse dieser Analysen differenziert nach Ost und West sowie nach drei Altersgruppen zeigen entgegen dem hier aufscheinenden Trend Verbesserungen der subjektiven Gesundheitseinschätzung im Zeitablauf. Allerdings lassen sich diese Resultate nicht mit den hier präsentierten Ergebnissen vergleichen, da die Gesundheitssurveys eine 5-stufige Messung der subjektiven Gesundheit statt einer 11-stufigen Skala der Zufriedenheit mit Gesundheit verwenden und zweitens eine Altersstandardisierung durch die Gruppeneinteilung vorgenommen wurde.

Abb. 2: Veränderung von Gesundheit in Ostdeutschland, 1991-2009



Quelle: eigene Berechnungen, SOEP-Daten

ten auf der Zufriedenheitsskala, die von 0 bis 10 reicht. Wie die Konfidenzbänder in Abbildung 1 zeigen, ist dieser Unterschied statistisch signifikant.

In Ostdeutschland ist zwar zunächst auch ein fallender Trend in der Gesundheitszufriedenheit der Erwerbspersonen zu beobachten. Dieser ist jedoch gänzlich durch die ersten beiden Erhebungsjahre 1991 und 1992 bestimmt. Ab 1993 ist dann keine signifikante Veränderung der durchschnittlichen Gesundheit mehr zu beobachten.

Sowohl für West- als auch Ostdeutschland gilt, dass die Deskription des Verlaufs der Gesundheitszufriedenheit aufgrund der Panelstruktur der SOEP-Daten noch nicht überinterpretiert werden sollte. So wird die altersdemografische Veränderung bei den Erwerbstätigen eventuell überschätzt, da die wiederholt Befragten im SOEP im Zeitverlauf natürlich altern und damit verschlechtert sich tendenziell ihr Gesundheitszustand. Vorteil der von uns weiter unten verwendeten Blinder/Oaxaca-Zerlegung ist gerade, dass damit der Einfluss einer veränderten Alterszusammensetzung (oder anderer Kontrollvariablen) der Befragten herausgerechnet wird (vgl. Tab. 3,

Zeile „davon Kontrollvariablen"). Dem sollte allerdings durch den Erwerbseintritt jüngerer Haushaltsmitglieder entgegengetreten werden sowie zum Teil durch Gewichtung und die Auffrischungsstichproben. Da sich die vorliegende Analyse allerdings nicht für den Einfluss der Alterszusammensetzung auf die Gesundheitszufriedenheit selbst interessiert, genügt es, dass der Alterseffekt kontrolliert wird. Ob die veränderte Alterszusammensetzung nun auf Eigenschaften des SOEP oder eine veränderte Erwerbsbeteiligung zurückzuführen ist, beeinflusst die Ergebnisse der Analyse nicht.

Wie oben dargelegt, lässt der Stand der Forschung zwei Einflussmechanismen der Erwerbssituation im Zeitverlauf auf die Gesundheit vermuten. Zum einen kann die Gesundheit Erwerbstätiger davon beeinflusst werden, dass sich die Erwerbssituation im Lauf der Zeit verändert hat. Zum anderen kann aber auch eine konstant gebliebene Erwerbssituation aufgrund veränderter Rahmenbedingungen auf dem Arbeitsmarkt anders auf die Gesundheit wirken als früher. Ein Beispiel für den ersten Mechanismus wäre, wenn sich der Anteil prekärer Beschäftigungsverhältnisse im Zeitverlauf erhöht. Ein Beispiel für den zweiten Mechanismus wäre, wenn sich der negative Einfluss prekärer Beschäftigung auf den Gesundheitszustand im Zeitverlauf erhöht.

Wandel der Erwerbssituation

Tabelle 1 gibt einen Einblick in die Veränderungen der durchschnittlichen Erwerbssituation der Befragten im Zeitverlauf. Sie enthält die Mittelwerte für die von uns betrachteten Kontroll- und Strukturvariablen in den jeweils betrachteten Jahren. Dabei zeigen sich zunächst die oben aufgeführten Veränderungen in der Struktur der Erwerbstätigen hinsichtlich der soziodemografischen Zusammensetzung der Erwerbstätigen. Deutlich nachzuvollziehen sowohl für Ost- als auch Westdeutschland ist das steigende Alter, im Westen von durchschnittlich 39 Jahren im Jahr 1985 bis knapp über 44 Jahre im Jahr 2009 und ähnlich im Osten von knapp 41 Jahren in 1996 auf über 44 Jahre in 2009. Wie oben erwähnt, kann ein Teil dieser Veränderung auch allein durch die Alterung des Samples bedingt sein. Ebenso lässt sich die steigende Erwerbsbeteiligung von Frauen besonders in Westdeutschland, aber auch im Osten nachvollziehen. Der Anteil der Personen mit ausländischem Pass unter den Erwerbstätigen fällt von 25 % auf 6 %, was einerseits die Folge von Einbürgerungsprozessen und andererseits von höherem Arbeitslosigkeitsrisiko ausländischer Personen sein könnte. Während sich für Westdeutschland der aufgrund der Bildungsexpansion zu erwartende Anstieg der Bildungsjahre zeigt, ist diese Zahl in Ostdeutschland erwartungsgemäß höher als im Westen, steigt aber im Zeitverlauf nur geringfügig. Insgesamt verweisen die Ergebnisse darauf, dass die entsprechenden Variablen zu Recht als Kontrollvariablen in die Analyse eingeführt wurden.

Betrachtet man Veränderungen in der Erwerbssituation von Beschäftigten, so spiegeln sich in der gestiegenen durchschnittlichen kumulierten Dauer bisheriger Arbeitslosigkeitserfahrungen Veränderungen in den Rahmenbedingungen auf dem Arbeitsmarkt wider. War die Dauer bisheriger Arbeitslosigkeit in der Erwerbsbio-

Tab. 1: Erwerbssituation 1985, 1996 und 2009 in West- und Ostdeutschland

	1985 West Mittelwert (Std.Abw.)		1996 West Mittelwert (Std.Abw.)		2009 West Mittelwert (Std.Abw.)		1996 Ost Mittelwert (Std.Abw.)		2009 Ost Mittelwert (Std.Abw.)	
Kontrollvariablen										
Alter (Jahre)	39,13	(10,9)	39,00	(0,7)	44,10	(10,5)	40,64	(9,8)	44,20	(10,5)
Geschlecht (1, falls weiblich)	0,35	(0,48)	0,41	(0,49)	0,48	(0,50)	0,46	(0,50)	0,51	(0,50)
Nationalität: Nicht-Deutsch (1, falls ja)	0,25	(0,43)	0,19	(0,40)	0,06	(0,25)	-	-	-	-
Bildungsjahre	11,00	(2,45)	11,52	(2,57)	12,74	(2,78)	12,70	(2,41)	13,28	(2,63)
Strukturvariablen										
Bisherige Arbeitslosigkeitserfahrung (in Jahren)	0,24	(1,02)	0,40	(1,08)	0,47	(1,27)	0,32	(0,71)	0,99	(2,14)
Relative Armut (1, falls ja)	0,09	(0,29)	0,11	(0,32)	0,08	(0,27)	0,05	(0,22)	0,07	(0,25)
Öffentlicher Dienst (1, falls ja)	0,25	(0,43)	0,24	(0,43)	0,26	(0,44)	0,34	(0,47)	0,29	(0,45)
Betriebsgröße										
unter 200 Beschäftigte (Dummy)	0,47	(0,50)	0,51	(0,50)	0,54	(0,50)	0,61	(0,49)	0,61	(0,49)
200 bis 2000 Beschäftigte (Dummy)	0,25	(0,43)	0,24	(0,43)	0,22	(0,41)	0,21	(0,41)	0,20	(0,40)
Mehr als 2000 Beschäftigte (Dummy)	0,28	(0,45)	0,25	(0,43)	0,24	(0,43)	0,18	(0,39)	0,19	(0,40)
Überschreitung der vertraglichen Arbeitszeit in %	0,06	(0,14)	0,08	(0,13)	0,09	(0,16)	0,11	(0,16)	0,11	(0,17)
Jobsicherheit (1, falls nein)	0,44	(0,50)	0,62	(0,48)	0,59	(0,49)	0,81	(0,39)	0,75	(0,43)
Sorgen um wirtschaftliche Situation (1, falls ja)	0,16	(0,37)	0,16	(0,36)	0,20	(0,40)	0,23	(0,42)	0,25	(0,43)
Autonomie beruflichen Handelns										
Sehr gering (Dummy)	0,27	(0,45)	0,22	(0,41)	0,12	(0,33)	0,11	(0,32)	0,11	(0,32)
Gering (Dummy)	0,27	(0,45)	0,28	(0,45)	0,23	(0,42)	0,35	(0,48)	0,28	(0,45)
Mittel (Dummy)	0,26	(0,44)	0,28	(0,45)	0,33	(0,47)	0,29	(0,45)	0,32	(0,46)
Hoch (Dummy)	0,16	(0,37)	0,20	(0,40)	0,25	(0,43)	0,23	(0,42)	0,25	(0,43)
Sehr hoch (Dummy)	0,03	(0,17)	0,03	(0,17)	0,06	(0,24)	0,02	(0,13)	0,04	(0,19)
Beschäftigungsstatus										
Vollzeit (Dummy)	0,88	(0,33)	0,82	(0,39)	0,72	(0,45)	0,90	(0,30)	0,79	(0,41)
Teilzeit (Dummy)	0,11	(0,31)	0,15	(0,36)	0,21	(0,41)	0,09	(0,29)	0,16	(0,37)
Geringfügig beschäftigt (Dummy)	0,01	(0,12)	0,03	(0,16)	0,07	(0,26)	0,01	(0,09)	0,05	(0,22)
Befristet beschäftigt (1, falls ja)	0,05	(0,22)	0,05	(0,22)	0,07	(0,25)	0,07	(0,26)	0,10	(0,30)
N	2207		2059		3167		865		1098	

Anmerkung: In Ostdeutschland wurden Beschäftigte mit nichtdeutscher Nationalität nicht berücksichtigt, da die geringe Zellenbesetzung zu Schätzproblemen in den Regressionen führte.

Quelle: eigene Berechnungen, SOEP-Daten

grafie von westdeutschen Beschäftigten im Jahr 1985 mit ca. 2,9 Monaten (=0,24 Jahre) noch relativ gering, so stieg sie bis 1996 auf 4,8 Monate (=0,4 Jahre) und bis 2009 auf 5,6 Monate (=0,47 Jahre). In Ostdeutschland ist der Anstieg von 3,8 Monaten im Jahr 1996 auf ca. 1 Jahr (bzw. 11,8 Monate) in 2009 noch drastischer. Der Anteil der Erwerbstätigen, die gemessen am Haushaltseinkommen in relativer Armut leben, schwankt in Westdeutschland um die 10 % Marke und liegt in Ostdeutschland auf niedrigerem Niveau.[7]

Der Anteil der Personen, die im öffentlichen Dienst beschäftigt sind, liegt im Westen konstant bei ca. 25 % und sinkt in Ostdeutschland deutlich von zunächst 34 % auf 29 %. Die Betriebsgrößenstrukturen sind ebenfalls relativ konstant, wobei sich auch hier wieder die Regionen unterscheiden: In Westdeutschland gibt es einen etwas höheren Anteil an Erwerbstätigen, die in Großbetrieben über 2000 Mitarbeitern tätig sind, während in Ostdeutschland höhere Anteile in kleineren Betrieben (unter 200 Beschäftigte) angestellt sind.

Die Überschreitung der vertraglich vereinbarten Zeit durch die faktische Arbeitszeit ist in Westdeutschland von anfangs durchschnittlich 6 % im Jahr 1985 über 8 % im Jahr 1996 auf 9 % im Jahr 2009 gestiegen. In Ostdeutschland wird die vertragliche Arbeitszeit im Durchschnitt um 11 % überschritten. Dieser Wert ist für die Beobachtungszeitpunkte konstant.

Eine der deutlichsten Entwicklungen, zumindest in Westdeutschland, ist bei der subjektiven Jobsicherheit zu verzeichnen. Der Anteil der westdeutschen Personen, die ihren Job als nicht sicher betrachten, ist von 44 % im Jahr 1985 auf etwa 60 % im Jahr 2009 gestiegen. In Ostdeutschland liegt der Anteil betragsmäßig wesentlich höher, ist aber von 1996 bis 2009 von etwa 80 % auf 75 % gefallen. Ähnlich sieht es mit den Sorgen um die wirtschaftliche Situation aus. In Ostdeutschland liegt der Anteil derjenigen, die sich Sorgen machen, auf konstant hohem Niveau (ca. 25 %), in Westdeutschland steigt er von 16 auf 20 % an. Die Entwicklung der Autonomie beruflichen Handelns weist im Zeitverlauf nur geringe Veränderungen auf. In Westdeutschland erfolgt eine leichte Verschiebung in Richtung hoher Autonomie, in Ostdeutschland von geringer auf mittlere Autonomie. Deutlicher ist hingegen die Entwicklung im Bereich des Beschäftigungsstatus. Sowohl in Ost als auch West nimmt der Anteil der Vollzeitbeschäftigten ab und der Anteil der Teilzeitbeschäftigten sowie der geringfügig Beschäftigten stetig zu. Ebenso hat auch der Anteil der befristet Beschäftigten stetig zugenommen, wenn auch nur leicht. Er beträgt 2009 7 % im Westen und 10 % im Osten Deutschlands.

Somit kann für den ersten Analyseschritt zusammengefasst werden, dass sich die oben skizzierten Veränderungen der Erwerbssituation zu einem großen Teil auch in den Daten des Sozio-oekonomischen Panels widerspiegeln. Im nächsten Abschnitt wird nun betrachtet, inwiefern sich die Bedeutung der Erwerbssituation für die Gesundheit verändert hat.

---

[7] Dabei ist zu berücksichtigen, dass das durchschnittliche Äquivalenzeinkommen, auf dem die Armutsquoten beruhen, für Ost und West getrennt berechnet wurde und im Osten niedriger liegt.

Wandel des Zusammenhangs von Erwerbssituation und Gesundheit

Tabelle 2 zeigt die lineare ordinary least square (OLS) Regression der Zufriedenheit mit der Gesundheit auf die Kontroll- und Strukturvariablen für die Jahre, die auch in die Zerlegung eingehen. Die abhängige Variable „Zufriedenheit mit der Gesundheit" ist zwar ordinalskaliert, allerdings ist die hier getroffene Annahme der Intervallskalierung für diese Art von Variablen zum einen meist unproblematisch (vgl. etwa *Hamermesh* 2001) und zum anderen sind Varianten der Zerlegung für nichtlineare Regressionen oft weniger robust im Hinblick auf ausgelassene Variablen (vgl. *Krug et al.* 2008: 13-14). Bei den Analysen sollte allerdings berücksichtigt werden, dass das primäre Ziel nicht die Identifikation der Koeffizienten der einzelnen Variablen ist. Daher enthält das Modell auch inhaltlich zum Teil stark korrelierende – wenn auch nicht multikollineare – Variablen. Trotzdem lässt sich durch die Gegenüberstellung der Regressionsmodelle ablesen, inwiefern sich die durch die Koeffizienten repräsentierte Korrelation spezifischer Erwerbsbedingungen mit der Gesundheit im Zeitverlauf geändert hat. Die Regressionen wurden dabei stets paarweise mit einer „seemingly unrelated regression" durchgeführt. Dies gewährleistet einen valideren Vergleich der Koeffizienten mittels Wald-Tests (vgl. Tab. A1 im Anhang). Z.B. kann damit statistisch getestet werden, ob sich der Koeffizient des Geschlechts im Jahr 1985 (-0,034) nicht nur augenscheinlich, sondern auch statistisch signifikant von dem Koeffizienten im Jahr 1996 (0,105) unterscheidet.[8] Allerdings führt das Vorgehen anscheinend zu eher konservativen Tests, das heißt zu eher hohen p-Werten, was bei der Interpretation der Ergebnisse zu berücksichtigen ist. Wir gehen daher auch auf Merkmale ein, bei denen der p-Wert die Grenze von 0,1 etwas übersteigt.

Beginnend mit Westdeutschland fällt auf, dass die Regressionsergebnisse für die Jahre 1985 und 1996 recht ähnlich ausfallen, was bedeutet, dass sich die Auswirkung der Erwerbssituation über die Jahre hinweg nicht stark verändert. Bei einem Wald-Test auf Gleichheit der Modelle wird die Nullhypothese mit einem p-Wert von 0,85 nicht abgelehnt. Was die einzelnen Koeffizienten betrifft, so gibt es auch hier keine signifikanten Unterschiede. Mit p-Werten um 0,13 bei den Wald-Tests ist jedoch die Veränderung bei der Variable Jobsicherheit nennenswert. So scheint sich die Auswirkung der subjektiven Unsicherheit des Jobs im Zeitverlauf verändert zu haben, von einem leicht negativen insignifikanten Effekt 1985 zu einem deutlich negativen und signifikanten Effekt 1996 auf die Gesundheit. Dies legt nahe, dass ein negativer Effekt einer prekären Beschäftigungssituation auf die Gesundheit nicht per se besteht, sondern sich erst im Zeitverlauf entwickelt hat. Ebenfalls verändert hat sich die Auswirkung der Zugehörigkeit zum Öffentlichen Dienst (p-Wert von 0,21). Ist sie zunächst positiv, so entwickelt sie sich in negativer Richtung, wenn auch beide Koeffizienten nicht signifikant sind.

Auch für den Vergleich der beiden gesamten Regressionsgleichungen 1996 und 2009 ergibt sich kein statistisch signifikanter Unterschied, der p-Wert ist mit 0,11

[8] Wie Tabelle A1 zeigt, ist dies nicht der Fall, beide Koeffizienten sind statistisch gesehen nicht signifikant voneinander verschieden, der p-Wert des Tests ist 0,53.

Tab. 2: Determinanten der Gesundheit, 1985, 1996 und 2009 in West- und Ostdeutschland (OLS-Regression der Zufriedenheit mit der Gesundheit)

	1985 West Koeffizienten (Standardfehler)	1996 West Koeffizienten (Standardfehler)	2009 West Koeffizienten (Standardfehler)	1996 Ost Koeffizienten (Standardfehler)	2009 Ost Koeffizienten (Standardfehler)
Kontrollvariablen					
Alter (Jahre)	-0,046***	-0,050***	-0,040***	-0,049***	-0,038***
	(0,005)	(0,006)	(0,005)	(0,008)	(0,008)
Geschlecht (1, falls weiblich)	-0,034	0,105	0,067	-0,101	0,045
	(0,132)	(0,143)	(0,127)	(0,186)	(0,210)
Nationalität: Nicht-Deutsch	0,188	-0,081	0,506**	-	-
(1, falls ja)	(0,181)	(0,213)	(0,227)	-	-
Bildungsjahre	0,066**	0,031	0,067***	0,041	-0,014
	(0,026)	(0,028)	(0,025)	(0,039)	(0,057)
Strukturvariablen					
Bisherige Arbeitslosigkeits-	-0,111**	-0,122**	0,001	0,274*	-0,094**
erfahrung (in Jahren)	(0,053)	(0,061)	(0,047)	(0,142)	(0,041)
Relative Armut (1, falls ja)	-0,011	0,057	-0,336	0,315	0,380
	(0,203)	(0,211)	(0,239)	(0,329)	(0,313)
Öffentlicher Dienst (1, falls ja)	0,135	-0,117	-0,190	0,190	-0,108
	(0,125)	(0,154)	(0,132)	(0,177)	(0,194)
Betriebsgröße					
(Referenz: unter 200 Beschäftigte)					
200 bis 2000 Beschäftigte	-0,068	0,042	-0,172	0,178	0,336
	(0,131)	(0,149)	(0,144)	(0,215)	(0,216)
Mehr als 2000 Beschäftigte	-0,066	0,036	-0,006	-0,535**	0,306
	(0,127)	(0,145)	(0,127)	(0,218)	(0,232)
Faktische Arbeitszeit	-0,203	0,297	-0,919**	0,145	-1,538***
	(0,422)	(0,402)	(0,360)	(0,515)	(0,546)
Jobsicherheit (1, falls nein)	-0,090	-0,355***	-0,694***	-0,015	-0,289
	(0,110)	(0,125)	(0,111)	(0,177)	(0,183)
Sorgen um wirtschaftliche	-0,445***	-0,718***	-0,578***	-0,778***	-0,508**
Situation (1, falls ja)	(0,155)	(0,186)	(0,142)	(0,203)	(0,208)
Autonomie beruflichen Handelns					
(Referenz: sehr gering)					
Gering	0,098	0,063	0,113	0,541*	-0,745**
	(0,167)	(0,211)	(0,200)	(0,311)	(0,294)
Mittel	0,055	0,094	0,263	0,630*	-0,545*
	(0,173)	(0,211)	(0,195)	(0,362)	(0,307)
Hoch	-0,002	0,408*	0,250	0,425	0,097
	(0,209)	(0,228)	(0,236)	(0,339)	(0,399)
Sehr hoch	0,324	0,260	0,505*	0,350	-0,641
	(0,358)	(0,328)	(0,284)	(0,905)	(0,649)
Beschäftigungsstatus					
(Referenz: Vollzeit)					
Teilzeit	0,004	0,191	-0,036	-0,694**	0,204
	(0,192)	(0,177)	(0,157)	(0,352)	(0,293)
Geringfügig beschäftigt	-0,125	0,138	-0,223	-1,448***	0,254
	(0,379)	(0,415)	(0,248)	(0,546)	(0,317)
Befristet beschäftigt	0,052	-0,071	0,358*	0,187	0,401
(Referenz: nicht befristet)	(0,232)	(0,347)	(0,195)	(0,344)	(0,287)
Konstante	8,284***	8,686***	8,178***	7,773***	9,191***
	(0,390)	(0,452)	(0,443)	(0,659)	(0,573)
R^2	0,075***	0,103***	0,110***	0,138***	0,145***
N	2207	2059	3167	865	1098

Anmerkung: * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01. In den Regressionsschätzungen für Ostdeutschland wurden Beschäftigte mit nichtdeutscher Nationalität nicht berücksichtigt, da die geringe Zellenbesetzung zu Schätzproblemen führte.

Quelle: eigene Berechnungen, SOEP-Daten

jedoch bemerkenswert gering. Entsprechend zeigen auch einzelne Koeffizienten signifikante Unterschiede. Zunächst ist hier der deutlich positive Effekt der nichtdeutschen Nationalität im Jahr 2009 im Vergleich zu 1996 zu berichten. Eine Erklärung hierfür wäre, dass zu beiden Zeitpunkten andere Ausländergruppen unter den Dummy „nichtdeutsche Nationalität" zusammengefasst werden. Umgekehrt besteht 2009 ein deutlicher und negativer Effekt zusätzlicher Arbeitsstunden, der so 1996 noch nicht bestand. Aber auch die negative Auswirkung fehlender Jobsicherheit hat sich nochmals verstärkt (p-Wert des Vergleichs der Koeffizienten für 1996 und 2009: 0,03).

Für Ostdeutschland weisen die Regressionsmodelle 1996 und 2009 deutlichere Unterschiede auf als für Westdeutschland und diese Unterscheide sind mit einem p-Wert von 0,002 hoch signifikant. Hinsichtlich der einzelnen Variablen bestehen signifikante Unterschiede in der Auswirkung der Arbeitsautonomie und der Betriebsgröße. Bemerkenswert ist, dass der 1996 zu beobachtende negative Effekt von Teilzeitarbeit und geringfügiger Beschäftigung im Jahr 2009 positiv ist, wenn auch nicht signifikant.[9]

Erklärungsbeitrag veränderter Erwerbsbedingungen für die Verschlechterung der Gesundheit im Zeitverlauf

Im dritten und letzten Schritt werden nun die Ergebnisse der Blinder/Oaxaca-Zerlegung präsentiert, welche den relativen Erklärungsbeitrag der in den Tabellen 1 und 2 präsentierten Veränderungen angibt. Tabelle 3 berichtet hier die Ergebnisse zusammenfassend, während Tabelle A2 im Anhang den Erklärungsbeitrag differenziert für alle betrachteten Kontrollvariablen und Indikatoren der strukturellen Veränderung ausweist.

Zunächst wird die Entwicklung in Westdeutschland betrachtet. Dort fiel die Zufriedenheit mit der Gesundheit im ersten Zeitintervall von 1985 bis 1996 von durchschnittlich 7,126 auf 6,902 Punkte. Dies entspricht einer Verschlechterung um ca. 0,224. Die Blinder/Oaxaca-Zerlegung zeigt, dass mit 0,126 Punkten etwa 56 % dieser verringerten Gesundheitszufriedenheit mit der veränderten Auswirkung der Erwerbsbedingungen auf die Gesundheit zusammenhängen (bzw. mit unbeobachteten Merkmalen). Dagegen sind 0,098 Punkte oder umgerechnet 44 % der Verschlechterung auf die Zusammensetzung der Erwerbstätigen zurückzuführen. Rechnet man hiervon noch den Einfluss der Kontrollvariablen (Alter, Bildung, etc.) heraus, so sind es nur noch 0,050 Punkte oder 22 %, die mit Veränderungen der Erwerbssituation selbst erklärbar sind.

Ein zunächst ähnliches Bild ergibt sich für das zweite Zeitintervall, das von 1996 bis 2009 verläuft. Dort setzt sich der Abwärtstrend fort und die Gesundheitszufriedenheit sinkt von 6,902 Punkten um weitere 0,082 Punkte auf letztlich 6,820 Punkte. Die Zerlegung deckt allerdings auf, dass die Bedingungen der Veränderungen sich

[9] Diese eher kontraintuitive Entwicklung hängt mit der bereits oben erwähnten Korrelation der Variablen zusammen.

Tab. 3: Blinder/Oaxaca-Zerlegung der Zufriedenheit mit der Gesundheit (0-10 Punkte), 1985/1996 und 1996/2009, in West- und Ostdeutschland

	1985/1996 West		1996/2009 West		1996/2009 Ost	
Mittelwert vorher	7,126***		6,902***		6,553***	
	(0,053)		(0,062)		(0,084)	
Mittelwert nachher	6,902***		6,820***		6,618***	
	(0,062)		(0,058)		(0,100)	
Differenz	-0,224***		-0,082		0,065	
	(0,077)		(0,083)		(0,128)	
Zerlegung der Differenz	absolut	%	absolut	%	absolut	%
Gesamt	-0,098**	44	-0,095**	116	-0,084	-129
	(0,038)		(0,040)		(0,068)	
davon Kontrollvariablen	-0,047*	21	-0,024	29	-0,066**	-102
	(0,026)		(0,033)		(0,033)	
davon Struktureffekte	-0,050	22	-0,070**	85	-0,018	-28
	(0,031)		(0,030)		(0,061)	
Unerklärt	-0,126	56	0,013	-16	0,149	229
(Koeffizienteneffekte)	(0,081)		(0,084)		(0,126)	
Fallzahl	4266		5226		1963	

Anmerkung: * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01; robuste Standardfehler in Klammern; Prozentwerte summieren sich aufgrund von Rundungsfehlern nicht auf 100 % auf

Rechenbeispiel:

$$\Delta_{t=2009}^{t=1996} = \Delta_w + \Delta_u = -0{,}082 = -0{,}095 + 0{,}013 = -0{,}024 - 0{,}070 + 0{,}013$$

Quelle: eigene Berechnungen, SOEP-Daten

gewandelt haben. Im zweiten Zeitintervall wird nun lediglich ein verschwindend geringer Teil von den Koeffizienteneffekten und den unbeobachteten Variablen erklärt. Mit 0,013 Punkten bzw. -16 % haben unbeobachtete Veränderungen einen leicht positiven Einfluss auf die Zufriedenheit mit der Gesundheit. Dieser wird allerdings aufgehoben durch die weitaus stärkeren Veränderungen in der Zusammensetzung der Erwerbstätigen und der Erwerbssituation. Die Kontrollvariablen verlieren dabei allerdings gegenüber der Vorperiode mit -0.024 bzw. 29 % an Erklärungskraft. Dies ist hauptsächlich dadurch bedingt, dass der negative Effekt der Alterung durch einen positiven Effekt des erhöhten Bildungsniveaus ausgeglichen wird (vgl. Tab. A2). Rechnet man den Einfluss der Kontrollvariablen heraus, so erklären strukturelle Veränderungen noch 0,070 Punkte bzw. 85 % der negativen Veränderung in der Gesundheitszufriedenheit.

Betrachtet man nun Ostdeutschland, so fällt auf, dass im Beobachtungsintervall 1996 bis 2009 sogar eine leichte Verbesserung der Gesundheit stattgefunden hat.

Die Zerlegung zeigt allerdings, dass auch in Ostdeutschland aufgrund von Veränderungen im Bereich der soziodemografischen Kontrollvariablen, hauptsächlich des Alters, eine Verschlechterung der Gesundheitszufriedenheit zu erwarten gewesen wäre. Veränderungen der Erwerbssituation haben hingegen kaum einen Einfluss bzw. der negative Einfluss eines erhöhten Bevölkerungsanteils mit langer Arbeitslosigkeitserfahrung wird durch mehrere Veränderung der Erwerbssituation mit positiven Auswirkungen auf die Gesundheit aufgehoben (vgl. Tab. A2). Die durch die veränderte Alterszusammensetzung bedingte Verringerung wird nun mehr als aufgewogen durch Koeffizienteneffekte bzw. unbeobachtete Veränderungen, weshalb es schlussendlich zu einer Verbesserung der Gesundheit kommt. Welche Entwicklung hierfür verantwortlich ist, kann mit den vorliegenden Daten nicht beantwortet werden.

5 Zusammenfassung und Diskussion

In diesem Beitrag gingen wir der Frage nach, ob die in der Arbeitsmarkt- und Berufssoziologie dokumentierten Strukturveränderungen der Erwerbsarbeit, die mit einer zunehmenden Prekarisierung von Beschäftigung beschrieben werden können, einen dämpfenden Effekt auf die subjektive Gesundheitszufriedenheit haben oder ob diese sich ähnlich wie der langfristige Trend der Lebenserwartung positiv entwickelt. Viele der Mechanismen, die soziale Ungleichheit von Gesundheitschancen erklären, können letztlich mit der Erwerbssituation und ihren materiellen und immateriellen Ressourcen und Belastungen in Verbindung gebracht werden.
Wir untersuchten zunächst mit Hilfe der Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP), wie sich die subjektive Zufriedenheit mit Gesundheit von Erwerbstätigen über die letzten zwei Dekaden in Deutschland entwickelt hat. In sozialepidemiologischen Studien ist es üblich, bei der Untersuchung zeitlicher Trends eine Altersstandardisierung vorzunehmen. Auf eine solche Standardisierung wurde hier verzichtet, weil eine veränderte demografische Zusammensetzung der Belegschaften Auswirkungen in Organisationen haben können, wie z.B. Anforderungen an eine altersgerechte Gestaltung der Arbeitsplätze, die eine Standardisierung verschleiern würde. Altersstandardisierte Auswertungen des SOEP im Rahmen der *Gesundheitsberichterstattung des Bundes* (2006) zeigen relativ konstante Werte der subjektiven Zufriedenheit mit Gesundheit für den Durchschnitt aller Bevölkerungsgruppen, während unsere deskriptiven Werte eine konstante bis leicht steigende Zufriedenheit bei Erwerbstätigen in Ostdeutschland, aber sinkende Werte in Westdeutschland offensichtlich werden lassen. Im zweiten Schritt wurde der Effekt der Strukturmerkmale der Erwerbssituation und weiterer demografischer Kontrollvariablen auf die subjektive Gesundheit im Querschnitt der aufgrund der Datenlage ausgewählten Jahrgänge 1985, 1996 und 2009 (in Ostdeutschland nur für das letzte Zeitintervall) betrachtet, um zu prüfen, ob die Erwerbssituation tatsächlich von Bedeutung ist. Darüber hinaus sollte in Augenschein genommen werden, welche Effekte im Einzelnen ihre Bedeutung im Zeitverlauf verändert haben.

Warum könnte dies der Fall sein? Am Beispiel der subjektiven Beschäftigungssicherheit soll dieser soziale Mechanismus verdeutlicht werden. Dabei könnten Kontexteffekte eine Rolle spielen. Ist ein Zeitpunkt durch eine niedrige Arbeitslosenquote gekennzeichnet, muss die Unsicherheit des eigenen Beschäftigungsverhältnisses nicht unbedingt belastend wirken. Besteht eine hohe Nachfrage nach Arbeitskräften, so ist es wahrscheinlich, dass man schnell wieder Arbeit findet. In einer Situation, in der eine hohe Arbeitslosigkeit herrscht, wird die Unsicherheit der Beschäftigung vermutlich subjektiv als belastender empfunden. Ebenfalls eine Rolle spielt sicherlich, wie gut die sozialstaatliche Absicherung im Fall der Arbeitslosigkeit ausfällt. Je besser die Absicherung, desto weniger belastend könnte sich die Beschäftigungsunsicherheit auswirken.

Im dritten Analyseschritt haben wir eine Zerlegung nach Blinder/Oaxaca vorgenommen, um die Frage zu klären, ob die Strukturveränderungen auf dem Arbeitsmarkt oder die Entwicklung der Kontroll- und unbeobachteten Variablen für die Veränderung der subjektiven Gesundheit verantwortlich gemacht werden können. Dieses Verfahren hat den Vorteil, dass man einerseits differenzieren kann, in welchem Umfang eine Veränderung auf eine geänderte soziodemografische Zusammensetzung der Erwerbstätigen bzw. auf den geänderten Anteil von Personen in einer potentiell gesundheitsbelastenden Arbeitssituation zurückzuführen sind. Andererseits kann davon unterschieden werden, welcher Anteil einer zeitlichen Veränderung auf eine veränderte *Wirkung* dieser Einflussfaktoren (soziodemografische Merkmale und Arbeitssituation) zurückgeht.

Bei den Erwerbstätigen in Deutschland zeigt sich mit den SOEP-Daten für Westdeutschland von 1985 bis 2009 eine signifikant abnehmende, für Ostdeutschland von 1996 bis 2009 eine positive, aber statistisch insignifikante Veränderung der Zufriedenheit mit der Gesundheit. Rechnet man den Einfluss einer veränderten Zusammensetzung der Erwerbstätigen hinsichtlich des Alters, der Bildung, des Geschlechts und der Nationalität heraus, so zeigen sich auf der Makroebene weder für Ost- noch für Westdeutschland insgesamt kaum stärkere Zusammenhänge zwischen einer sinkenden Gesundheit und der veränderten Erwerbssituation.[10] Für Westdeutschland wird allerdings offensichtlich, dass ein signifikanter Anteil der verschlechterten Gesundheitszufriedenheit seit 1985 durch den gestiegenen Anteil von Beschäftigten in unsicheren Beschäftigungsverhältnissen bzw. mit Sorgen um die wirtschaftliche Situation zu erklären ist. Wie die Analysen in Tabelle 2 bzw. Tabelle A1 zeigen, ist dabei nicht nur der Anteil der Betroffenen gestiegen, sondern auch die negative Auswirkung auf (bzw. der negative Zusammenhang mit) der Gesundheit, zumindest was die Jobsicherheit betrifft. Bestand 1985 noch kaum ein Zusammenhang zwischen Jobsicherheit und Gesundheit, war er 1996 deutlich negativ und

[10] Dies bedeutet allerdings nicht, dass solche Zusammenhänge nicht auf der individuellen Ebene bestünden. So kann sich „Armut trotz Erwerbstätigkeit" auf der individuellen Ebene trotzdem negativ auf die Gesundheitszufriedenheit auswirken, auch wenn der Anteil der trotz Erwerbstätigkeit in Armut Lebenden keinen Erklärungsgehalt für eine veränderte durchschnittliche Gesundheit der Erwerbstätigen insgesamt hat.

hat sich von 1996 auf 2009 nahezu verdoppelt. Zudem zeigt sich, dass der erhöhte Anteil an Erwerbstätigen, die ihre Jobsituation als unsicher einschätzen bzw. die sich Sorgen um die wirtschaftliche Entwicklung machen, einen signifikanten und größenmäßig relevanten Erklärungsbeitrag für die im Zeitverlauf gesunkene Gesundheitszufriedenheit liefert. In Ostdeutschland lässt sich dagegen weder ein Erklärungsbeitrag dieser Unsicherheit feststellen, noch eine Verschlechterung der Gesundheitszufriedenheit. Allerdings ist das Niveau der Jobunsicherheit bzw. der Anteil der Erwerbstätigen mit Sorgen weit höher als in Westdeutschland.

Mit den vorliegenden Daten lässt sich allerdings nicht eindeutig klären, ob nun eine vermehrte Unsicherheit zur Verschlechterung in der Gesundheit führt oder umgekehrt eine Verschlechterung in der Gesundheit zur Folge hat, dass sich Erwerbstätige mehr Sorgen um ihren Job und die wirtschaftliche Lage machen. Aufgrund der eingangs beschriebenen Veränderungen der Erwerbssituation scheint es aber durchaus plausibel, dass die mit diesem Wandel verbundene verstärkte Beschäftigungsunsicherheit ursächlich und negativ auf die Gesundheit einwirkt.

Insgesamt sind die untersuchten Veränderungen der subjektiven Zufriedenheit mit Gesundheit nicht sehr gravierend. Es wäre daher für künftige Studien interessant zu untersuchen, wie sich massive Einschnitte im Arbeitsmarkt beispielsweise durch weitreichende Transformationsprozesse auf die subjektive Zufriedenheit mit Gesundheit auswirken. Eine derartige Situation kann leider selten in einer geeigneten Datenbasis dokumentiert werden. Auch das Sozio-oekonomische Panel, das eigentlich relativ differenzierte Informationen zur Erwerbssituation zur Verfügung stellt, bietet nur wenige Wellen, in denen alle für unsere Fragestellung benötigten Variablen gleichzeitig erhoben wurden. Darüber hinaus wäre es spannend, diese Frage im internationalen Vergleich in Ländern mit unterschiedlicher Arbeitsmarktsituation und unterschiedlichem Wohlstandsniveau zu untersuchen, um zu sehen, wie die individuelle Erwerbssituation im Kontext der jeweiligen Referenzsysteme mit der subjektiven Zufriedenheit mit Gesundheit korreliert.

Künftige Studien könnten unter Anwendung der Oaxaca/Blinder-Dekomposition die sich verändernden Einflüsse weitere Faktoren wie z.B. der familiären Situation untersuchen. Ursprünglich für den Zweck der Dekomposition des Gender-Pay-Gaps entwickelt, stellt diese Methode ein hilfreiches Instrument zur Analyse von langfristigem Strukturwandel dar.

Literatur

Benach, Joan; Muntaner, Carles; Santana, Vilma 2007: Employment conditions and health inequalities. Final report to the WHO Commission on social determinants of health (CSDH) [URL: http://www.who.int/social_determinants/resources/articles/emconet_who_report.pdf, 08.07.2012].

Blinder, Alan S. 1973: Wage discrimination: reduced form and structural variables. In: Journal of Human Resources 8,4: 436-455.

Böckerman, Petri; Ilmakunnas, Pekka 2009: Unemployment and self-assessed health. Evidence from panel data. In: Health Economics 18,2: 161-206 [doi: 10.1002/hec.1361].

Bohle, Philip; Quinlan, Michael; Kennedy, David; Williamson, Ann 2004: Working hours, work life conflict and health in precarious and 'permanent' employment. In: Revista de Saúde Pública 38: 19-25 [doi: 10.1590/S0034-89102004000700004].

Borrell, Carme; Muntaner, Carles; Benach, Joan; Artazcoza, Lucia 2004: Social class and self-reported health status among men and women: what is the role of work organisation, household material standards and household labour? In: Social Science & Medicine 58,10: 1869-1887.

Brehmer, Wolfram; Seifert, Hartmut 2008: Sind atypische Beschäftigungsverhältnisse prekär? Eine empirische Analyse sozialer Risiken. In: Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung 4: 501-531.

Browning, Martin; Møller Danø, Anne; Heinesen, Eskil 2006: Job displacement and stress related health outcomes. In: Health Economics 15: 1061-1075 [doi: 10.1002/hec.1101].

Burgard, Sarah A.; Brand, Jennie E.; House, James S. 2007: Toward a better Estimation of the effect of job loss on health. In: Journal of Health and Social Behavior 48: 369-384 [doi: 10.1177/002214650704800403].

DTC Desktop Companion to the German Socio-Economic Panel (SOEP) 2005: Edited by John P. Haisken-DeNew, Joachim R. Frick, Version 8.0 – Dec 2005 Updated to Wave 21 (U). [URL: http://www.diw.de/de/diw_02.c.222846.de/handbuch_dtc.html#236958 retrieved on 08.08.2012].

Dinkel, Reiner H. 2002: Die langfristige Entwicklung der Sterblichkeit in Deutschland. In: Zeitschrift für Gerontologie und Geriatrie 35,5: 400-405 [doi: 10.1007/s00391-002-0120-7].

Dragano, Nico 2007: Arbeit, Stress und krankheitsbedingte Frührenten: Zusammenhänge aus theoretischer und empirischer Sicht. Wiesbaden: VS Verlag.

Dragano, Nico; Siegrist, Johannes 2012: The relationship between downsizing, psychosocial stress at work and health. In: *Kieselbach, Thomas; Mannila, Simo* (Hrsg.): Unemployment, precarious work and health. Research and policy issues. Wiesbaden: VS Verlag: 277-286.

Dragano, Nico; Verde, Pablo Emilio; Siegrist, Johannes 2005: Organisational downsizing and work stress: testing synergistic health effects in employed men and women. In: Journal of Epidemiology and Community Health 59: 694-699 [doi: 10.1136/jech.2005.035089].

Eichhorst, Werner; Kuhn, Andrea; Thode, Eric; Zenker, Rosemarie 2010: Traditionelle Beschäftigungsverhältnisse im Wandel. IZA Research Report No. 23. Bonn: IZA.

Ferraro, Kenneth F.; Farmer, Melissa M. 1999: Utility of health data from social surveys: Is there a gold standard for measuring morbidity? In: American Sociological Review 64,2: 303-315.

Gesundheitsberichterstattung des Bundes 2006: Gesundheit in Deutschland. Robert-Koch-Institut, Statistisches Bundesamt. Berlin [http://www.gbe-bund.de/gbe10/owards.prc_show_pdf?p_id=9965&p_sprache=D, 08.08.2012].

Giesecke, Johannes 2006: Arbeitsmarktflexibilisierung und Soziale Ungleichheit. Sozioökonomische Konsequenzen befristeter Beschäftigungsverhältnisse in Deutschland und Großbritannien. Diss. Wiesbaden: VS Verlag.

Gundert, Stefanie; Hohendanner, Christian 2011: Leiharbeit und befristete Beschäftigung. Soziale Teilhabe ist eine Frage von stabilen Jobs. IAB Kurzbericht 4/2011. Nürnberg: IAB.

Hamermesh, Daniel S. 2001: The Changing Distribution of Job Satisfaction. In: The Journal of Human Resources 36,1: 1-30 [doi: 10.2307/3069668].

Helmert, Uwe; Schorb, Friedrich 2009: Die Bedeutung verhaltensbezogener Faktoren im Kontext der sozialen Ungleichheit der Gesundheit. In: *Richter, Matthias; Hurrelmann, Klaus* (Hrsg.): Gesundheitliche Ungleichheit: Grundlagen, Probleme, Perspektiven. Wiesbaden: VS Verlag: 125-139.

Hoffmann, Edeltraud; Walwei, Ulrich 1998: Normalarbeitsverhältnis: ein Auslaufmodell? Überlegungen zu einem Erklärungsmodell für den Wandel der Beschäftigungsformen. In: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 31: 409-425.

Hohendanner, Christian 2010: Befristete Arbeitsverträge zwischen Auf- und Abschwung. Unsichere Zeiten, unsichere Verträge? IAB Kurzbericht 14/2010. Nürnberg: IAB.

Hollederer, Alfons 2008: Psychische Gesundheit im Fall von Arbeitslosigkeit. In: Praktische Arbeitsmedizin 12,10: 29-32.

Hollederer, Alfons 2011: Erwerbslosigkeit, Gesundheit und Präventionspotenziale. Ergebnisse des Mikrozensus 2005. Habilitationsschrift. Wiesbaden: VS Verlag.

Hyman, Jeff; Baldry, Chris; Scholaris, Dora; Bunzel, Dirk 2003: Work-life imbalance in call centres and software development. In: British Journal of Industrial Relations 41,2: 215-139 [doi: 10.1111/1467-8543.00270].

Idler, Ellen L.; Benyamini, Yael 1997: Self-rated health and mortality: A review of twenty-seven community studies. In: Journal of Health and Social Behavior 38,1: 21-37.

Jahn, Elke; Rudolph, Helmut 2002: Zeitarbeit – Teil II. Völlig frei bis streng geregelt: Variantenvielfalt in Europa. IAB-Kurzbericht 21/2002. Nürnberg: IAB.

Jann, Ben 2008: The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models. In: Stata Journal 8,4: 453-479 [http://www.stata-journal.com/article.html?article=st0151, 08.08.2012].

Janßen, Christian; Heinrich, Cordula; Chrispin, Alexander; Weitkunat, Rolf; Abel, Thomas 2000: Sozio-ökonomischer Status und gesundheitliche Kontrollüberzeugungen. In: Zeitschrift für Gesundheitswissenschaft 8,3: 216-229 [doi: 10.1007/BF02962612].

Johansson, Gunn; Johnson, Jeffrey V.; Hall, Ellen M. 1991: Smoking and sedentary behavior as related to work organization. In: Social Science & Medicine 32,7: 837-846 [doi: 10.1016/0277-9536(91)90310-9].

Jungbauer-Gans, Monika 2002: Ungleichheit, soziale Beziehungen und Gesundheit. Habilitationsschrift. Wiesbaden: Westdeutscher Verlag.

Jungbauer-Gans, Monika; Kriwy, Peter 2003: Der Arzteinfluss auf die Durchimpfungsrate. In: Das Gesundheitswesen 65: 464-470 [doi: 10.1055/s-2003-40806].

Karasek, Robert A. 1979: Job demands, job decisions latitude, and mental strain: implications for job redesign. In: Administrative Science Quarterly 24,2: 285-307.

Karasek, Robert A.; Theorell, Töres 1990: Healthy work. New York: Basic Books.

Kieselbach, Thomas; Mannila, Simo (Hrsg.) 2012: Unemployment, precarious work and health. Research and policy issues. Wiesbaden: VS Verlag.

Klein, Thomas 2001: Der Einfluss differentieller Mortalität auf den ökonomischen Status im Alter In: *Becker, Irene; Ott, Notburga; Rolf, Gabriele* (Hrsg.): Soziale Sicherung in einer dynamischen Gesellschaft. Frankfurt: Campus: 486-502.

Kock, Klaus 2008: Auf Umwegen in den Beruf. Destandardisierte und prekäre Beschäftigung von Jugendlichen an der zweiten Schwelle – eine Auswertung empirischer Befunde. Sozialforschungsstelle Dortmund. Beiträge aus der Forschung Bd. 162. Hans-Böckler-Stiftung Projekt-Nr. 2007-006-3. Dortmund.

Kroll, Lars Eric 2010: Sozialer Wandel, soziale Ungleichheit und Gesundheit. Die Entwicklung sozialer und gesundheitlicher Ungleichheiten in Deutschland zwischen 1984 und 2006. Wiesbaden: VS Verlag.

Krug, Gerhard; Dietz, Martin; Ullrich, Britta 2008: The impact of firm characteristics on the success of employment subsidies. A decomposition analysis of treatment effects. IAB Discussion Paper 18/2008. Nürnberg: IAB.

Lahelma, Eero 2006: Health inequalities – the need for explanation and intervention. In: European Journal of Public Health 16: 339 [doi: 10.1093/eurpub/ckl106].

Lampert, Thomas 2011: Armut und Gesundheit. In: *Schott, Thomas; Hornberg, Claudia* (Hrsg.): Die Gesellschaft und ihre Gesundheit. 20 Jahre Public Health in Deutschland: Bilanz und Ausblick einer Wissenschaft. Wiesbaden: VS Verlag: 575-597.

Lampert, Thomas; Saß, Anke-Christine; Häfelinger, Michael; Ziese, Thomas 2005: Armut, soziale Ungleichheit und Gesundheit. Expertise des Robert Koch-Instituts zum 2. Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung. Berlin: Robert Koch-Institut [http://edoc.rki.de/documents/rki_fv/reJBwqKp45Pil/PDF/24aj8tYVir1Lo_14.pdf, 08.08.2012].

Leopold, Liliya; Engelhardt, Henriette 2011: Bildung und Gesundheitsungleichheit im Alter: Divergenz, Konvergenz oder Kontinuität? Eine Längsschnittuntersuchung mit SHARE. In: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 63: 207-236 [doi: 10.1007/s11577-011-0133-6].

Maaz, Asja; Winter, Maik Hans-Joachim; Kuhlmey, Adelheid 2007: Der Wandel des Krankheitsparadigmas und die Bedeutung chronischer Krankheiten (Epidemiologie, Kosten). In: *Badura, Bernhard; Schellschmidt, Henner; Vetter, Christian* (Hrsg.): Fehlzeiten-Report 2006. Zahlen, Daten, Analysen aus allen Branchen der Wirtschaft. Chronische Krankheiten. Betriebliche Strategien zur Gesundheitsförderung, Prävention und Wiedereingliederung. Berlin: Springer: 5-22.

Mackenbach, Johan P. 2006: Health inequalities: Europe in profile. An independent expert report commissioned by the UK presidency of the EU. London: Department of Health.

Mannila, Simo 2012: Informal labour and health effects: Introducing a research problem. In: *Kieselbach, Thomas; Mannila, Simo* (Hrsg.): Unemployment, precarious work and health. Research and policy issues. Wiesbaden: VS Verlag: 173-180.

Nocon, Marc; Keil, Thomas; Willich, Stefan N. 2007: Education, income, occupational status and health risk behavior. In: Journal of Public Health 15: 401-405 [doi: 10.1007/s10389-007-0120-6].

Nolte, Ellen; McKee, Martin 2004: Changing health inequalities in east and west Germany since unification. Social Science and Medicine 58,1: 119-136. [doi: 10.1016/S0277-9536(03)00153-9].

Oaxaca, Ronald 1973: Male-female wage differentials in urban labor markets. In: International Economic Review 14,3: 693-709.

O'Campo, Particia; Eaton, William W.; Muntaner, Carles 2004: Labor market experience, work organization, gender inequalities and health status: results from a prospective analysis of US employed women. In: Social Science & Medicine 58,3: 585-594.

Oppolzer, Alfred 2010: Psychische Belastungsrisiken aus Sicht der Arbeitswissenschaft und Ansätze für die Prävention. In: *Badura, Bernhard; Schröder, Helmut; Klose, Joachim; Macco, Katrin* (Hrsg.): Fehlzeiten-Report 2009. Arbeit und Psyche: Belastungen reduzieren – Wohlbefinden fördern. Teil A, Part 1, 13-22. Heidelberg: Springer [doi: 10.1007/978-3-642-01078-1_2].

Otsuka, Yasumasa; Yamate, Yuko; Kosugi, Shotaro 2012: Organisational downsizing and psychosocial work characteristics: A longitudinal study of Japanese white-collar workers. In: *Kieselbach, Thomas; Mannila, Simo* (Hrsg.): Unemployment, precarious work and health. Research and policy issues. Wiesbaden: VS Verlag: 287-296.

Peter, Richard 2006: Psychosoziale Belastungen im Erwachsenenalter. Ein Ansatz zur Erklärung sozialer Ungleichverteilung von Gesundheit? In: *Richter, Matthias; Hurrelmann, Klaus* (Hrsg.): Gesundheitliche Ungleichheit. Grundlagen, Probleme, Perspektiven. Wiesbaden: VS Verlag: 109-124.

Reibling, Nadine; Wendt, Claus 2010: Bildungsniveau und Zugang zu Gesundheitsleistungen. Eine vergleichende Analyse von Zugangsregulierung und Inanspruchnahme fachärztlicher Leistungen in Europa. In: Das Gesundheitswesen 72: 447-454 [doi: 10.1055/s-0029-1234101].

RKI 2009: 20 Jahre nach dem Fall der Mauer: Wie hat sich die Gesundheit in Deutschland entwickelt. Beiträge zur Gesundheitsberichterstattung des Bundes. Berlin: Robert Koch-Institut [http://www.gbe-bund.de/gbe10/owards.prc_show_pdf?p_id=12449&p_sprache=d&p_uid=gastg&p_aid=17639826&p_lfd_nr=1, 08.08.2012].

Richter, Matthias; Hurrelmann, Klaus 2006: Gesundheitliche Ungleichheit. Ausgangsfragen und Herausforderungen. In: *Richter, Matthias; Hurrelmann, Klaus* (Hrsg.): Gesundheitliche Ungleichheit: Grundlagen, Probleme, Perspektiven. Wiesbaden: VS Verlag: 11-32.

Salm, Martin 2009: Does unemployment cause ill health? In: IZA Discussion Paper No. 4147. Bonn: IZA.

Schmitz, Hendrik 2010: Why are the unemployed in worse health? The causal effect of unemployment on health. In: Labour Economics 18,1: 71-78 [doi: 10.1016/j.labeco.2010.08.005].

Schnabel, Claus; Wagner, Joachim 2007: The persistent decline in unionization in Western and Eastern Germany, 1980-2004: What can we learn from a decompositions analysis? In: Industrielle Beziehungen 14,2: 118-132. [doi: 10.1688/1862-0035_indb_2007_02_schnabel_wagner].

Siegrist, Johannes 1989: Steps towards explaining social differentials in morbidity: The case of West Germany. In: *Fox, John* (Hrsg.): Health inequalities in European countries. Eldershot: Gower: 353-371.

Siegrist, Johannes 1996: Adverse health effects of high-effort/low-reward conditions. In: Journal of Occupational Health Psychology 1,1: 27-41 [doi: 10.1037/1076-8998.1.1.27].

Siegrist, Johannes; Dragano, Nico 2008: Psychosoziale Belastungen und Erkrankungsrisiken im Erwerbsleben. Befunde aus internationalen Studien zum Anforderungs-Kontroll-Modell und zum Modell beruflicher Gratifikationskrisen. In: Bundesgesundheitsblatt – Gesundheitsforschung – Gesundheitsschutz 51,3: 305-312 [doi: 10.1007/s00103-008-0461-5].

Siegrist, Johannes; Siegrist, Karin; Weber, Ingbert 1986: Sociological concepts in the etiology of chronic disease: the case of ischemic heart disease. In: Social Science & Medicine 22: 247-253 [doi: 10.1016/0277-9536(86)90073-0].

Siegrist, Johannes; Theorell, Töres 2006: Socio-economic position and health. The role of work and employment. In: *Siegrist, Johannes; Marmot, Michael* (Hrsg.): Social inequalities in health. New evidence and policy implications. Oxford: University Press: 73-100.

Siegrist, Johannes; Dragano, Nico; Wahrendorf, Morton 2009: Psychosoziale Arbeitsbelastungen und Gesundheit bei älteren Erwerbstätigen: eine europäische Vergleichsstudie. Abschlussbericht zum Projekt S-2007-997-4 der Hans-Böckler-Stiftung. Düsseldorf. [http://www.boeckler.de/pdf_fof/S-2007-997-4-1.pdf, 08.08.2012].

Struck, Olaf; Grotheer, Michael; Schröder, Tim; Köhler, Christoph 2007: Instabile Beschäftigung. Neue Ergebnisse zu einer alten Kontroverse. In: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 59,2: 294-317.

Unger, Rainer 2003: Soziale Differenzierung der aktiven Lebenserwartung im internationalen Vergleich. Wiesbaden: Deutscher Universitätsverlag.

WHO 2010: Der Europäische Gesundheitsbericht 2009: Gesundheit und Gesundheitssystem. Kopenhagen Regionalbüro Europa. [http://www.euro.who.int/__data/assets/pdf_file/0018/82413/E93103g.pdf, 08.08.2012].

Wilkinson, Richard G. 1996: Unhealthy Societies – the Afflictions of Inequality. London: Routledge.

Wilkinson, Richard G.; Marmot, Michael 2003: Social Determinants of Health: The Solid Facts. Copenhagen: WHO Regional Office for Europe.

Wilkinson, Richard G.; Pickett, Kate E. 2006: Income Inequality and Population Health: A Review and Explanation of the Evidence. In: Social Science & Medicine 62,7: 1768-1784 [doi: 10.1016/j.socscimed.2005.08.036].

Wydler, Hans; Kolip, Petra; Abel, Thomas 2006: Salutogenese und Kohärenzgefühl. Weinheim: Juventa.

Yang, Ming Jen; Yang, Mei-Sang; Kawachi, Ichiro 2001: Work experience and drinking behavior: alienation, occupational status, workplace drinking subculture and problem drinking. In: Public Health 115,4: 265-271 [doi:10.1038/sj.ph.1900761].

Eine Übersetzung dieses begutachteten und von den Autoren autorisierten deutschen Originaltextes durch das Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung ist unter dem Titel „Changes in Employed Persons' Health Satisfaction", DOI 10.4232/10.CPoS-2013-14en bzw. URN urn:nbn:de:bib-cpos-2013-14en6, auf http://www.comparativepopulationstudies.de verfügbar.

Eingegangen am: 08.09.2011 *Angenommen am: 23.05.2012*

Prof. Dr. Monika Jungbauer-Gans (✉). Lehrstuhl für Empirische Wirtschaftssoziologie, Universität Erlangen-Nürnberg, Nürnberg, Deutschland.
E-Mail: Monika.Jungbauer-Gans@wiso.uni-erlangen.de
URL: http://www.sozialforschung.rw.uni-erlangen.de/lehrstuhlteam/lehrstuhlinhaberin.shtml

Dr. Gerhard Krug. Lehrstuhl für Empirische Wirtschaftssoziologie, Universität Erlangen-Nürnberg, Nürnberg, Deutschland. E-Mail: Gerhard.Krug@wiso.uni-erlangen.de
URL: http://www.sozialforschung.rw.uni-erlangen.de/lehrstuhlteam/mitarbeiterinnen/gerhard-krug.shtml
Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg, Deutschland.
E-Mail: gerhard.krug@iab.de
URL: http://www.iab.de/123/section.aspx/Mitarbeiter/207

Anhang

Tab. A1: Modellvergleiche mittels Wald-Test, 1985/1996, 1996/2009, in West- und Ostdeutschland

Koeffizientenvergleich bei der Variable …	1985/1996 West p-Wert	1996/2009 West p-Wert	1996/2009 Ost p-Wert
Alter (Jahre)	0,735	0,247	0,231
Geschlecht (1, falls weiblich)	0,531	0,788	0,675
Nationalität: nichtdeutsch (1, falls ja)	0,338	0,045	-
Bildungsjahre	0,377	0,415	0,628
Bisherige Arbeitslosigkeitserfahrung (in Jahren)	0,950	0,161	0,235
Relative Armut (1, falls ja)	0,827	0,200	0,824
Öffentlicher Dienst (1, falls ja)	0,213	0,709	0,274
Betriebsgröße 200 bis 2000 Beschäftigte	0,609	0,299	0,522
Betriebsgröße mehr als 2000 Beschäftigte	0,659	0,857	0,006
Faktische Arbeitszeit	0,370	0,018	0,063
Jobsicherheit (1, falls nein)	0,134	0,032	0,618
Sorgen um wirtschaftliche Situation	0,296	0,712	0,160
Autonomie gering	0,942	0,929	0,021
Autonomie mittel	0,826	0,615	0,060
Autonomie hoch	0,220	0,778	0,461
Autonomie sehr hoch	0,889	0,721	0,691
Teilzeit	0,452	0,382	0,087
Geringfügig beschäftigt	0,691	0,536	0,003
Befristet beschäftigt	0,753	0,249	0,930
Insgesamt	0,845	0,113	0,002

Nullhypothese: Gleichheit der Koeffizienten in beiden Jahren

Quelle: eigene Berechnungen, SOEP-Daten

Tab. A2: Blinder/Oaxaca-Zerlegung der Zufriedenheit mit der Gesundheit im Zeitverlauf 1985/1996, 1996/2009, in West- und Ostdeutschland (Details; absolut: Koeffizienteneffekte; Standardfehler in Klammern)

	1985/1996 West	1996/2009 West	1996/2009 Ost
Mittelwert vorher	7,126***	6,902***	6,553***
	(0,053)	(0,062)	(0,084)
Mittelwert nachher	6,902***	6,820***	6,618***
	(0,062)	(0,058)	(0,100)
Differenz	-0,224***	-0,082	0,065
	(0,077)	(0,083)	(0,128)
Zerlegung der Differenz	absolut	absolut	absolut
Erklärt Gesamt	-0,098**	-0,095**	-0,084
	(0,038)	(0,040)	(0,068)
Kontrollvariablen			
Alter (Jahre)	-0,062***	-0,082***	-0,065**
	(0,021)	(0,021)	(0,031)
Geschlecht (1, falls weiblich)	0,003	0,006	0,003
	(0,005)	(0,011)	(0,013)
Nationalität: nichtdeutsch (1, falls ja)	-0,002	-	-
	(0,005)	(0,006)	-
Bildungsjahre	0,013	0,052**	-0,004
	(0,012)	(0,020)	(0,015)
Strukturvariablen			
Bisherige Arbeitslosigkeitserfahrung	-0,022*	0,000	-0,069**
(in Jahren)	(0,012)	(0,005)	(0,031)
Relative Armut (1, falls ja)	0,001	-0,005	0,018
	(0,003)	(0,006)	(0,017)
Öffentlicher Dienst (1, falls ja)	0,002	0,008	0,008
	(0,003)	(0,007)	(0,014)
Betriebsgröße			
unter 200 Beschäftigte	-0,000	0,002	-0,005
	(0,001)	(0,003)	(0,007)
200 bis 2000 Beschäftigte	0,000	0,002	-0,001
	(0,000)	(0,002)	(0,003)
Mehr als 2000 Beschäftigte	-0,000	-0,001	-0,001
	(0,002)	(0,003)	(0,003)
Faktische Arbeitszeit	0,005	-0,009	0,004
	(0,007)	(0,006)	(0,015)
Jobsicherheit (1, falls nein)	-0,064***	-0,021	0,016
	(0,023)	(0,014)	(0,013)
Sorgen um wirtschaftliche Situation	0,007	-0,048***	-0,031
	(0,009)	(0,015)	(0,019)

Fortsetzung Tab. A2

	1985/1996 West	1996/2009 West	1996/2009 Ost
Autonomie beruflichen Handelns			
Sehr gering	0,003	0,003	0,000
	(0,003)	(0,004)	(0,008)
Gering	0,004	-0,001	0,020
	(0,005)	(0,002)	(0,014)
Mittel	-0,001	-0,000	-0,010
	(0,002)	(0,001)	(0,013)
Hoch	0,009	0,000	-0,008
	(0,005)	(0,002)	(0,012)
Sehr hoch	0,000	0,002	-0,004
	(0,001)	(0,002)	(0,007)
Beschäftigungsstatus			
Vollzeit	0,005	-0,008	0,019
	(0,008)	(0,010)	(0,019)
Teilzeit	0,003	0,002	0,004
	(0,006)	(0,004)	(0,017)
Geringfügig beschäftigt	0,000	-0,007	0,005
	(0,003)	(0,009)	(0,011)
Befristet beschäftigt	-0,000	0,011	0,017
	(0,001)	(0,007)	(0,015)
Unerklärt (Koeffizienteneffekte)	-0,126	0,013	0,149
	(0,081)	(0,084)	(0,126)
Fallzahl	4266	5226	1963

Anmerkung: * $p<0.10$, ** $p<0.05$, *** $p<0.01$. In den Regressionsschätzungen, welche die Basis der Zerlegung bilden, wurden in Ostdeutschland Beschäftigte mit nichtdeutscher Nationalität nicht berücksichtigt, da die geringe Zellenbesetzung zu Schätzproblemen führte.

Quelle: eigene Auswertungen, SOEP-Daten

Comparative Population Studies – **Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft**

www.comparativepopulationstudies.de

ISSN: 1869-8080 (Print) – 1869-8999 (Internet)

Published by / Herausgegeben von
Prof. Dr. Norbert F. Schneider

Federal Institute for Population Research
D-65180 Wiesbaden / Germany

Managing Editor / Verantwortlicher Redakteur
Frank Swiaczny

Assistant Managing Editor / Stellvertretende Redakteurin
Katrin Schiefer

Language & Copy Editor (English) / Lektorat & Übersetzungen (englisch)
Amelie Franke

Copy Editor (German) / Lektorat (deutsch)
Dr. Evelyn Grünheid

Layout / Satz
Beatriz Feiler-Fuchs

E-mail: cpos@bib.bund.de

Scientific Advisory Board / Wissenschaftlicher Beirat
Jürgen Dorbritz (Wiesbaden)
Paul Gans (Mannheim)
Johannes Huinink (Bremen)
Marc Luy (Wien)
Clara H. Mulder (Groningen)
Notburga Ott (Bochum)
Peter Preisendörfer (Mainz)

Board of Reviewers / Gutachterbeirat
Martin Abraham (Erlangen)
Laura Bernardi (Lausanne)
Hansjörg Bucher (Bonn)
Claudia Diehl (Göttingen)
Andreas Diekmann (Zürich)
Gabriele Doblhammer-Reiter (Rostock)
Henriette Engelhardt-Wölfler (Bamberg)
E.-Jürgen Flöthmann (Bielefeld)
Alexia Fürnkranz-Prskawetz (Wien)
Beat Fux (Zürich)
Joshua Goldstein (Rostock)
Karsten Hank (Köln)
Sonja Haug (Regensburg)
Franz-Josef Kemper (Berlin) †
Michaela Kreyenfeld (Rostock)
Aart C. Liefbroer (Den Haag)
Kurt Lüscher (Konstanz)
Dimiter Philipov (Wien)
Thomáš Sobotka (Wien)
Heike Trappe (Rostock)

© Federal Institute for Population Research 2013 – All rights reserved