

## SOEPpapers

on Multidisciplinary Panel Data Research

SOEP – The German Socio-Economic Panel study at DIW Berlin

929-2017

# Arbeitsmarktposition und Arbeitszufriedenheit: Quer- und längsschnittliche Befunde auf Basis des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP)

Marco Giesselmann, Mila Staneva, Jürgen Schupp, David Richter

## **SOEPPapers on Multidisciplinary Panel Data Research** at DIW Berlin

This series presents research findings based either directly on data from the German Socio-Economic Panel study (SOEP) or using SOEP data as part of an internationally comparable data set (e.g. CNEF, ECHP, LIS, LWS, CHER/PACO). SOEP is a truly multidisciplinary household panel study covering a wide range of social and behavioral sciences: economics, sociology, psychology, survey methodology, econometrics and applied statistics, educational science, political science, public health, behavioral genetics, demography, geography, and sport science.

The decision to publish a submission in SOEPPapers is made by a board of editors chosen by the DIW Berlin to represent the wide range of disciplines covered by SOEP. There is no external referee process and papers are either accepted or rejected without revision. Papers appear in this series as works in progress and may also appear elsewhere. They often represent preliminary studies and are circulated to encourage discussion. Citation of such a paper should account for its provisional character. A revised version may be requested from the author directly.

Any opinions expressed in this series are those of the author(s) and not those of DIW Berlin. Research disseminated by DIW Berlin may include views on public policy issues, but the institute itself takes no institutional policy positions.

The SOEPPapers are available at  
**<http://www.diw.de/soeppapers>**

### **Editors:**

Jan **Goebel** (Spatial Economics)  
Martin **Kroh** (Political Science, Survey Methodology)  
Carsten **Schröder** (Public Economics)  
Jürgen **Schupp** (Sociology)

Conchita **D'Ambrosio** (Public Economics, DIW Research Fellow)  
Denis **Gerstorff** (Psychology, DIW Research Director)  
Elke **Holst** (Gender Studies, DIW Research Director)  
Frauke **Kreuter** (Survey Methodology, DIW Research Fellow)  
Frieder R. **Lang** (Psychology, DIW Research Fellow)  
Jörg-Peter **Schräpler** (Survey Methodology, DIW Research Fellow)  
Thomas **Siedler** (Empirical Economics, DIW Research Fellow)  
C. Katharina **Spieß** (Education and Family Economics)  
Gert G. **Wagner** (Social Sciences)

ISSN: 1864-6689 (online)

German Socio-Economic Panel (SOEP)  
DIW Berlin  
Mohrenstrasse 58  
10117 Berlin, Germany

Contact: [soeppapers@diw.de](mailto:soeppapers@diw.de)



# Arbeitsmarktposition und Arbeitszufriedenheit: Quer- und längsschnittliche Befunde auf Basis des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP)

---

**Marco Giesselmann**

*Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW Berlin) und  
Technische Universität Chemnitz (TU Chemnitz)*

**Mila Staneva**

*Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW Berlin)*

**Jürgen Schupp**

*Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW Berlin) und Freie Universität Berlin (FUB)*

**David Richter**

*Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW Berlin)*

## **Abstract**

Auf Basis repräsentativer Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) können wir zeigen, dass das Lohnniveau und der berufliche Status positiv, die Anzahl an Überstunden dagegen negativ mit der Arbeitszufriedenheit zusammenhängen. Die Anwendung stringenter längsschnittlichen Analyselogiken (bzw. die damit verbundene, vollständige Kontrolle von personenspezifischer Heterogenität) legt nahe, dass es sich bei diesen Zusammenhängen um kausale Verknüpfungen handelt. Insbesondere der Forschungsstand zu Lohneffekten auf die Arbeitszufriedenheit wird dabei herausgefordert, da die Größe des von uns ermittelten Lohneffektes deutlich geringer ist als in den meisten querschnittlichen Referenzstudien.

**Keywords:** Arbeitszufriedenheit, Arbeitsmarktposition, Lohn, Längsschnittanalyse, Fixed Effects

## Einleitung

Die Arbeitszufriedenheit gehört zu den meist untersuchten Merkmalen in der arbeits- und organisationspsychologischen Forschung. So zeigen zahlreiche Studien, dass die Arbeitszufriedenheit positiv mit der Produktivität am Arbeitsplatz zusammenhängt (z.B. Judge, Thoresen, Bono & Patton, 2001), dass sie negativ mit Absentismus und Fluktuation korreliert (z.B. Drago & Wooden, 1992) und dass sie die organisationale Bindung der Arbeitnehmer positiv beeinflusst (Mathieu & Zajac, 1990). Aufgrund dieser substanziellen Auswirkungen auf den Erwerbstätigen (aber auch auf die Organisation, in welcher der Erwerbstätige beschäftigt ist) besteht innerhalb der Arbeits- und Organisationspsychologie traditionell großes Interesse an Faktoren, welche die Zufriedenheit am Arbeitsplatz beeinflussen. In diesen Forschungsstrang ordnen wir uns mit den folgenden Analysen ein. Dabei nutzen wir die Surveydaten des Sozio-ökonomischen Panel (SOEP, siehe Wagner, Schupp & Frick, 2007), um verschiedene experimentelle und querschnittliche Befunde unter Rückgriff auf längsschnittliche Daten- und Analyseinstrumente zu überprüfen und herauszufordern.

Innerhalb der Arbeits- und Organisationspsychologie richtet sich das Forschungsinteresse zu den Determinanten der Arbeitszufriedenheit sowohl auf Merkmale der Person (z.B. Judge, Heller & Mount, 2002), als auch auf Merkmale des Arbeitskontextes (z.B. Judge, Piccolo, Podsakoff, Shaw & Rich, 2010). Beide Forschungslinien sollen mit dem vorliegenden Beitrag aufgegriffen werden, wobei wir uns vor allem mit Merkmalen der Erwerbssituation beschäftigen.

## Forschungsstand

Die Bedeutung der Arbeitssituation für die Arbeitszufriedenheit wird von mehreren theoretischen Modellen der Arbeits- und Organisationspsychologie betont – so z.B. der *Zwei-*

*Faktoren Theorie* von Herzberg, Mausner und Snyderman (1959), der *Equity Theorie* von Adams (1963) oder dem *Job Characteristics Model* von Hackman und Oldham (1980). Nach der Zwei-Faktoren-Theorie wird die Arbeitszufriedenheit maßgeblich durch zwei Aspekte der Arbeit beeinflusst – einerseits durch Merkmale des Arbeitskontextes, welche der Tätigkeit extrinsisch zugeordnet sind (wie Gehalt oder Status), sowie andererseits durch intrinsische Merkmale der Arbeit, welche sich auf Aspekte und Inhalte der Tätigkeit beziehen (wie beispielsweise Leistungserlebnisse und Weiterentwicklungsmöglichkeiten). Im Sinne dieser theoretischen Unterscheidung konzentrieren wir uns in unserer Beispielanalyse vor allem auf Kontextmerkmale, da diese eine besondere Stärke des SOEP ausmachen, und ziehen als potenzielle Determinanten der Arbeitszufriedenheit den Lohn, den beruflichen Status, das Ableisten unbezahlter Überstunden, die Befristung des Arbeitsvertrages sowie den Erwerbsstatus heran.

Mehrere Studien haben sich bereits mit der Determinationskraft dieser Merkmale auf die Arbeitszufriedenheit beschäftigt. So können Judge, Piccolo, Podsakoff, Shaw und Rich (2010) in einer umfassenden Metaanalyse von 95 Stichproben zeigen, dass das Einkommen einen signifikant positiven, gleichwohl moderaten Effekt auf die Arbeitszufriedenheit hat. Zu einem ähnlichen Ergebnis kommen auch Lesch, Schäfer und Schmidt (2011) in einer Querschnittsanalyse mit dem SOEP. Robie, Ryan, Schmieder, Parra und Smith (1998) zeigen in einer Metaanalyse von 35 Stichproben, dass auch der berufliche Status relevant für die Arbeitszufriedenheit ist. Die Befunde von Beckers et al. (2008) weisen darauf hin, dass unbezahlte Überstunden, aber auch unfreiwillig geleistete Mehrarbeit, negativ mit der Arbeitszufriedenheit korrelieren und Determinanten psychischer und physischer Erschöpfung sind. Jahn (2013) und Lesch et al. (2011) können auf der Basis von SOEP-Daten zeigen, dass Personen mit befristeten Verträgen signifikant weniger zufrieden mit ihrer Arbeit sind als

Personen mit unbefristeten Verträgen. Jahn (2013) stellt zudem fest, dass dieser Zusammenhang durch die subjektiv empfundene Sicherheit des Arbeitsplatzes vermittelt wird. In Bezug auf den Erwerbsstatus finden Lesch et al. (2011) keine signifikanten Unterschiede in der Arbeitszufriedenheit von Vollzeit-, Teilzeit- und geringfügig Beschäftigten. In anderen Studien wird jedoch zuweilen ein negativer Zusammenhang zwischen Arbeitszeit und Arbeitszufriedenheit festgestellt (z.B. Clark, Oswald & Warr, 1996).

In ihrer methodischen Umsetzung gleichen sich die hier zitierten Studien: Mit Ausnahme von Jahn (2013) stellen sie entweder auf Querschnittsdaten ab (Robie et al., 1998; Beckers et al., 2008; Clark & Oswald, 1996) oder wenden Querschnittsmethoden auf Längsschnittdaten an (Lesch et al., 2011). Die Kausalinterpretation beruht daher auf der starken und problematischen Annahme unkorrelierter, unbeobachteter Drittvariablen. Dennoch nutzen wir den zitierten Forschungsstand als Orientierungsrahmen für unsere Beispieluntersuchung und leiten folgende Hypothesen daraus ab, die wir anschließend mit SOEP-basierten Längsschnittdaten und -analysen herausfordern wollen:

H1: Mit steigendem Lohn nimmt die Arbeitszufriedenheit zu.

H2: Mit der Erhöhung des beruflichen Status nimmt die Arbeitszufriedenheit zu.

H3: Mit zunehmender unbezahlter Mehrarbeit nimmt die Arbeitszufriedenheit ab.

H4: Die Befristung des Arbeitsvertrages wirkt sich negativ auf die Arbeitszufriedenheit aus.

H5: Die Ausübung von Teilzeitarbeit hat einen positiven Einfluss auf die Arbeitszufriedenheit.

## **Method**

### ***Stichprobe und Daten***

Unsere Studie stellt nicht auf ein experimentelles Design ab, sondern beruht auf Surveydaten. Somit können wir auf eine große, repräsentative Datengrundlage zugreifen. Zudem ermöglichen Surveydaten die empirische Abbildung lebensweltlicher Prozesse; sie zeichnen sich somit durch eine hohe externe Validität aus. Aufgrund der fehlenden Randomisierung findet allerdings, anders als beim Experiment, keine automatische Kontrolle von Drittvariablen statt. Um den Kausalschluss trotzdem bestmöglich abzusichern, verwenden wir längsschnittliche Daten (Schupp, 2014 und Giesselmann & Windzio, 2014). Konkret stellen wir in der Analyse auf mehrere Erhebungswellen des Sozio-Oekonomischen Panels (Schupp, 2012) ab. Wir verwenden die Erhebungsjahre 1995 bis 2011.

Unsere Stichprobe umfasst erwerbstätige Personen im Alter von 18 bis 65 Jahren. Selbständige und Auszubildende, sofern sie keine zusätzliche Erwerbstätigkeit neben der Ausbildung ausüben, werden von der Analyse ausgeschlossen. Weiterhin beschränken wir uns auf Personen, die wir länger als ein Jahr in mindestens einer Jobepisode beobachten können. Eine Jobepisode wird dabei als ein ununterbrochenes Beschäftigungsverhältnis bei einem Arbeitgeber bzw. im selben Betrieb definiert. Eine Jobepisode endet also mit dem Verlassen des Betriebs, nicht bei einem innerbetrieblichen Stellenwechsel. Unsere Stichprobe, die als Basis aller folgenden Untersuchungen dient, umfasst – nach der Bereinigung von fehlenden Werten – 17 846 Personen mit 22 715 Jobepisoden und 122 316 Beobachtungen.

### ***Operationalisierung und Analysestrategie***

Im SOEP wird die Arbeitszufriedenheit als „globale Zufriedenheit“ gemessen, d.h. als allgemeine Zufriedenheit mit der eigenen Erwerbstätigkeit. Diese wird seit 1984 jährlich mit der Frage „Wie zufrieden sind Sie mit Ihrer Arbeit?“ auf einer 11-stufigen Likert-Skala („0“ – ganz

und gar unzufrieden bis „10“ – ganz und gar zufrieden). Eine zentrale unabhängige Variable ist der Lohn. Dieser wird, im Einklang mit theoretischen Erwägungen und dem Forschungsstand als der Nettolohn pro Stunde ( $M = 10.7$ ,  $SD = 6.3$ ) operationalisiert, wobei Angaben zum Monatslohn und zur vertraglich vereinbarten Anzahl von Arbeitsstunden verwendet werden. Den beruflichen Status ( $M = 45.8$ ,  $SD = 16.1$ ) messen wir mit dem “International Socio-Economic Index of Occupational Status” (ISEI; Ganzeboom, Graaf & Treiman, 1992). Diesem Index liegen standardisierte Berufsklassifikationen zugrunde, denen auf Basis von Untersuchungen zum Einkommen, zum Bildungsniveau und zu beruflichen Charakteristika Werte auf einer vertikal geordneten, unidimensionalen Skala zugeordnet sind. Der Umfang unbezahlter Überstunden ( $M = 1.2$ ,  $SD = 3.1$ ) ist eine metrische Variable, welche die wöchentliche Anzahl unbezahlter Überstunden misst. Die Befristung des Arbeitsvertrages und der Erwerbsstatus werden als kategoriale Variablen erfasst, mit den Kategorien „unbefristet“ (92.9% aller Beobachtungsjahre), „befristet“ (7.1%), bzw. „Vollzeit“ (78.3%), „Teilzeit“ (18.7%), „geringfügige Beschäftigung“ (3.0%).<sup>1</sup> In den multivariaten Analysen kontrollieren wir weiterhin für grundlegende sozio-demografische und -ökonomische Merkmale: Alter, Partnerstatus, das Vorhandensein von Kindern unter 16 Jahren im Haushalt, das Bildungsniveau, Geschlecht, Beteiligung an Bildungsmaßnahmen sowie für die selbst berichtete Zufriedenheit mit der Gesundheit, da diese Merkmale vielfach als relevante Determinanten verschiedener Bereichszufriedenheiten identifiziert wurden (Überblick z.B. bei Sheldon & Lucas, 2014).

---

<sup>1</sup> Die Variablen Lohn, Umfang unbezahlter Überstunden, Befristung und Erwerbsstatus werden von uns über generierte (d.h. bereinigte und imputierte) SOEP Variablen gemessen, die auf Direktangaben der Befragten basieren. Der ISEI-Index ist ebenfalls eine generierte Variable, bei welcher offene Angaben zur Berufsbezeichnung, aber auch Angaben zum Einkommen und Bildungsniveau in ein hierarchisches Klassifikationsschema der Berufe systematisiert werden.



Im Folgenden wenden wir Analysemethoden zu Vergleichszwecken an, um anschließend den statistisch überlegenen, längsschnittlichen Ansatz herauszuarbeiten. Alle Analysen werden mit der statistischen Software Stata (Version 14) durchgeführt.

## Ergebnisse

### *Querschnittliche deskriptive Ergebnisse*

Tabelle 1 zeigt querschnittliche Vergleiche in den Mittelwerten der Arbeitszufriedenheit über die verschiedenen Kategorien der in den Hypothesen spezifizierten unabhängigen Variablen<sup>2</sup>. Hierbei unterscheiden wir bei den metrischen Variablen *Status* und *Lohn* vereinfachend jeweils zwei Kategorien von Beschäftigten, indem wir die obere und untere Hälfte der Verteilungen dieser Variablen vergleichen (Der Medianwert des Nettostundenlohns liegt bei 9.23 und der Median des ISEI-Index beträgt 43 – Personen unterhalb und oberhalb dieser Grenzwerte werden also in der Tabelle miteinander verglichen).

Dabei kann, im Sinne von H1, festgestellt werden, dass Personen mit höherem Netto-Stundenlohn (also Personen mit einem Stundenlohn oberhalb des Median) im Durchschnitt signifikant zufriedener mit ihrer Arbeit sind als Personen mit einem Stundenlohn unterhalb des Lohn-Medians,  $F(1, 119\ 022)=446.39, p<0.001$ . Auch die zweite Hypothese lässt sich in querschnittlich-deskriptiver Perspektive empirisch nachzeichnen: So haben Personen, die zu den oberen 50 Prozent der ISEI-Verteilung gehören im Schnitt eine signifikant höhere durchschnittliche Arbeitszufriedenheit als Personen in der unteren Hälfte der Statusverteilung,  $F(1, 119\ 022)=375.71, p<0.001$ . Personen, die keine unbezahlten Überstunden leisten haben im Schnitt allerdings nicht einen höheren Wert der Arbeitszufriedenheit als Personen mit unbezahlter Mehrarbeit.  $F(1, 119\ 022)=0.13, p=0.719$ . Es bestehen auch sehr kleine, kaum signifikante

---

<sup>2</sup> Den Teststatistiken aller deskriptiven Analysen sowie der OLS-Regression liegen robuste Standardfehler zugrunde, welche dem geringen Zuwachs an Präzision durch mehrfache Messung identischer Personen Tribut zollen.

Unterschiede in den Mittelwerten der Arbeitszufriedenheit zwischen Personen mit entfristeten und befristeten Verträgen,  $F(1, 199\ 022)=5.84$ ,  $p=0.016$ . Die durch die Hypothesen 3 und 4 getätigten Voraussagen bestätigen sich im einfachen deskriptiven Querschnittsvergleich also nicht. Mit Blick auf die fünfte Hypothese sind die Zufriedenheitsvergleiche unterschiedlicher Zeitmodelle ambivalent: Der Unterschied in der Arbeitszufriedenheit zwischen Teilzeitbeschäftigten und Vollzeitbeschäftigten ist zwar nicht signifikant, weist aber in die vermutete Richtung,  $p=0.191$ . Geringfügig Beschäftigte dagegen weisen in ihrer Arbeitszufriedenheit einen deutlichen und signifikanten Rückstand zu den anderen beiden Gruppen auf,  $p < 0.001$ .<sup>3</sup>

Tabelle 1: Arbeitszufriedenheit nach Arbeitsplatzmerkmalen

Beschäftigungsgruppen	Arbeitszufriedenheit		ANOVA		N	Prozent
	M	SD	F(df)	$\eta^2$		
Nettolohn pro Stunde						
< Median (9.23)	6.86	2.07	446.39***	0.00373	60 678	49.61
>= Median (9.23)	7.1	1.91	(1, 119 022)		61 638	50.39
ISEI						
< Median (43)	6.86	2.07	375.71***	0.00315	56 725	46.38
>= Median (43)	7.09	1.92	(1, 119 022)		65 591	53.62
unbezahlte Überstunden						
Nein	6.98	2.01	0.13	0.00000	95 532	78.10
Ja	6.98	1.93	(1, 119 022)		26 784	21.90
Befristung des Arbeitsvertrages						
Befristet	6.93	2.1	5.84*	0.00005	8 682	7.10
Unbefristet	6.98	1.99	(1, 119 022)		113 634	92.90
Erwerbsstatus						
Teilzeitbeschäftigte	7.01 <sup>a</sup>	2.00	18.59***	0.00031	22 867	18.69
Vollzeitbeschäftigte	6.98 <sup>a</sup>	1.99	(2, 119 021)		95 768	78.30
geringfügig Beschäftigte	6.79 <sup>b</sup>	2.12			3 681	3.01
N (gesamt)					122 316	

Anmerkungen: Gewichtete Ergebnisse. Mittelwerte mit unterschiedlichen Subskripts unterscheiden sich in der ANOVA mit Scheffé-Post-Hoc-Test signifikant voneinander, \*\*\*  $p < .001$ .

<sup>3</sup> Alle diese Ergebnisse sind robust, wenn getrennte Analysen für Männer und Frauen durchgeführt werden.

Die kausale Interpretation der hier verwendeten querschnittlichen Analyseverfahren ist problembehaftet. Schließlich wird aufgrund der fehlenden Randomisierung die Selektion in die Kategorien der UV mutmaßlich durch viele unbeobachtete (und somit nicht kontrollierbare) personenspezifische wie zeitveränderliche Merkmale gesteuert. Längsschnittliche Analyseinstrumente versprechen hier, zumindest mit Blick auf zeitkonstante Störmerkmale, Abhilfe und ermöglichen folglich eine bessere Absicherung kausaler Interpretationen (Brüderl, 2010; Giesselmann & Windzio, 2012; Gießelmann & Windzio, 2014). Im Folgenden wenden wir daher mehrere längsschnittliche Verfahren zur Schätzung der Effekte an.

### *Längsschnittliche deskriptive Ergebnisse*

Wir zeigen zunächst, wie die Arbeitszufriedenheit durch Veränderungen im Beschäftigungskontext beeinflusst wird. Dabei konzentrieren wir uns nur auf die kategorialen erklärenden Variablen *Erwerbsstatus* und *Befristung des Arbeitsvertrages*, deren Veränderungen auf intraindividuelle Ebene eindeutig als Ereignisse interpretiert werden können. Wir betrachten nur Wechsel zwischen Kategorien dieser Merkmale, die tatsächlich realistisch sind – den Übergang von *Teilzeit nach Vollzeit*, den Übergang von *Vollzeit nach Teilzeit*, den Übergang von einer *geringfügigen* zu einer *Teilzeitbeschäftigung* sowie den Übergang von einem *befristeten* zu einem *unbefristeten* Arbeitsverhältnis (andere theoretisch mögliche Wechsel, wie z.B. der Übergang vom unbefristeten zum befristeten Vertrag, sind weniger plausibel bzw. zu selten, um auf Basis des SOEP eine annehmbar große Stichprobe zu ergeben).

Die intraindividuelle Analyselogik wird üblicherweise auf Personenebene angewendet, so dass alle ereignisbildenden Veränderungen der unabhängigen Variablen innerhalb des Lebensverlaufs in der Analyse berücksichtigt werden (bzw. als „Fall“ mit in den Vorher-Nachher-Vergleich eingehen). Wir dagegen brechen in der konkreten Anwendung die

intraindividuelle Analyselogik nochmals auf, bzw. um eine Ebene herunter, steuern also *nicht* die Personen-, sondern die Jobebene an: Ausschließlich ereignisbildende Veränderungen der unabhängigen Variablen innerhalb eines Beschäftigungsverhältnisses werden von uns berücksichtigt. Wir messen also ausschließlich, wie sich Veränderungen während eines bestehenden Beschäftigungsverhältnisses auf die Arbeitszufriedenheit auswirken. Wir tun dies, da wir *nicht* solche Veränderungen des Arbeitskontextes berücksichtigen wollen, welche durch einen Betriebswechsel hervorgerufen werden, sondern nur solche, bei denen der grundlegende Rahmen der Beschäftigung konstant bleibt. Als ein Beschäftigungsverhältnis definieren wir dabei ein ununterbrochenes Arbeitsverhältnis bei demselben Arbeitgeber. Mit dieser Herangehensweise wird dem Problem Tribut gezollt, dass sich bei einem Betriebswechsel zwar oftmals die untersuchten unabhängigen Merkmale verändern, zahlreiche zeitveränderliche Störvariablen aber ebenso. Durch den Fokus auf Jobepisoden innerhalb einer betrieblichen Laufbahn werden diese potenziellen Störfaktoren, aufgrund der Konstanthaltung des betrieblichen Kontextes, weitgehend eliminiert.

In Abbildung 1 sind die so berechneten, durchschnittlichen individuellen Verläufe der Arbeitszufriedenheit um die Ereignisse *Übergang von Vollzeit nach Teilzeit, von Teilzeit nach Vollzeit* und *von geringfügiger Beschäftigung nach Teilzeit* dargestellt.<sup>4</sup> Der Zeitpunkt 0 auf der X-Achse beschreibt dabei den ersten Messpunkt nach dem Ereignis, welches durch eine Veränderung der unabhängigen Variablen im Vergleich zur vorjährigen, mit -1 bezeichneten Messung identifiziert wurde. Untersucht wird, wie sich die Arbeitszufriedenheit im Rahmen eines Zeitfensters zwei Jahre vor und nach dieser Veränderung im Schnitt entwickelt, abgebildet sind

---

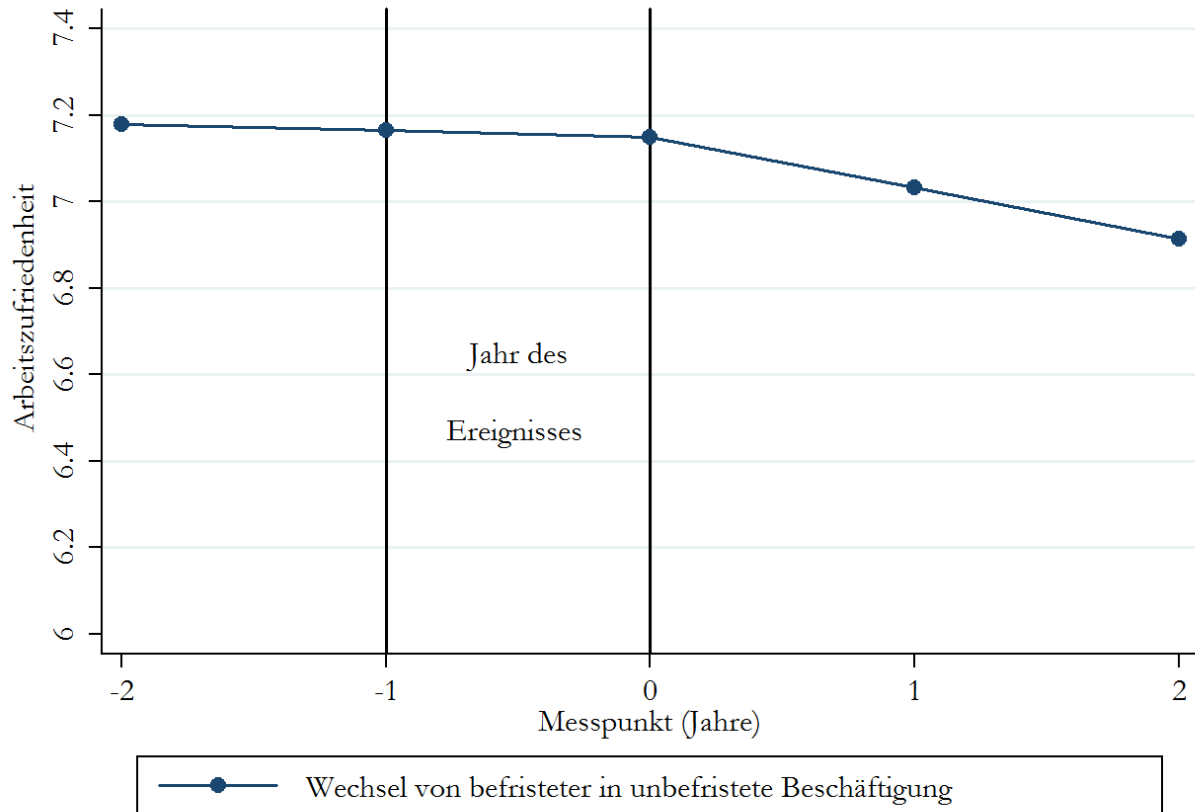
<sup>4</sup> Um der potenziellen Selektivität der Panelausfälle sowie der Überrepräsentation bestimmter Fälle Rechnung zu tragen, werden hier und im Folgenden längsschnittgewichtete Ergebnisse präsentiert. D.h. die personenbezogenen Messungen werden durch einen Faktor gewichtet, der die Repräsentativität der Messungen *und* ihre Bleibewahrscheinlichkeit im Panel widerspiegelt (Goebel et al., 2008).

dementsprechend die Messpunkte von -2 bis +2. Dabei können wir in der Stichprobe 660 Übergänge von Teilzeit auf Vollzeit, 705 Übergänge von Vollzeit auf Teilzeit und 231 Übergänge von geringfügiger Beschäftigung zu Teilzeit beobachten. Abbildung 1 zeigt, dass der Übergang von Teilzeit auf Vollzeit — ebenso wie ein Sprung von geringfügiger Beschäftigung auf Teilzeit — im Schnitt mit einer Erhöhung der Arbeitszufriedenheit um 0.14 Skalenpunkte einhergeht,  $F(1, 1296)=2.04$ ,  $p=0.153$  bzw.  $F(1, 454)=0.90$ ,  $p=0.343$ , während beim Übergang von Vollzeit auf Teilzeit die Arbeitszufriedenheit um 0.14 Punkte sinkt,  $F(1, 1388)=2.26$ ,  $p=0.133$ . Der Unterschied der durchschnittlichen Zufriedenheitswerte vor (-1) und nach (0) der Veränderung des Zeitmodells verfehlt die statistische Signifikanz knapp. Somit demonstrieren diese Ergebnisse, dass die querschnittliche Analyse in Tabelle 1 den tatsächlichen Effekt des Zeitmodells falsch schätzt: Auch wenn teilzeitbeschäftigte Personen im Schnitt etwas zufriedener mit der Arbeit als Vollzeiterwerbstätige sind (Tabelle 1), ist ein Wechsel des Zeitmodells auf individueller Ebene mit einer Aufwertung der Arbeitszufriedenheit zugunsten des Vollerwerbsmodells verbunden (Abbildung 1)<sup>5</sup>. Der gruppenspezifische Unterschied zwischen Teilzeit- und Vollzeiterwerbstätigen wird also durch die Verwendung von Längsschnittdaten als substanziell verzerrter Effektschätzer entlarvt. Auffällig ist zudem, dass die langfristige Entwicklung der Arbeitszufriedenheit nach dem Ereignis in beiden Analysegruppen negativ ist. Hierbei handelt es sich mutmaßlich um einen Alters- bzw. Betriebszugehörigkeitseffekt, wie er beispielweise von Lesch et al. (2011) beschrieben wurde.

---

<sup>5</sup> Diese Verlaufsanalysen sowie die Analyse des Zufriedenheitsverlaufs um das Ereignis *Entfristung* wurden auch separat für Frauen und Männer errechnet. Da sich dabei keine besonderen geschlechtsspezifischen Unterschiede zeigten, wurde auf eine differenzierte Darstellung der Ergebnisse nach Geschlecht verzichtet.

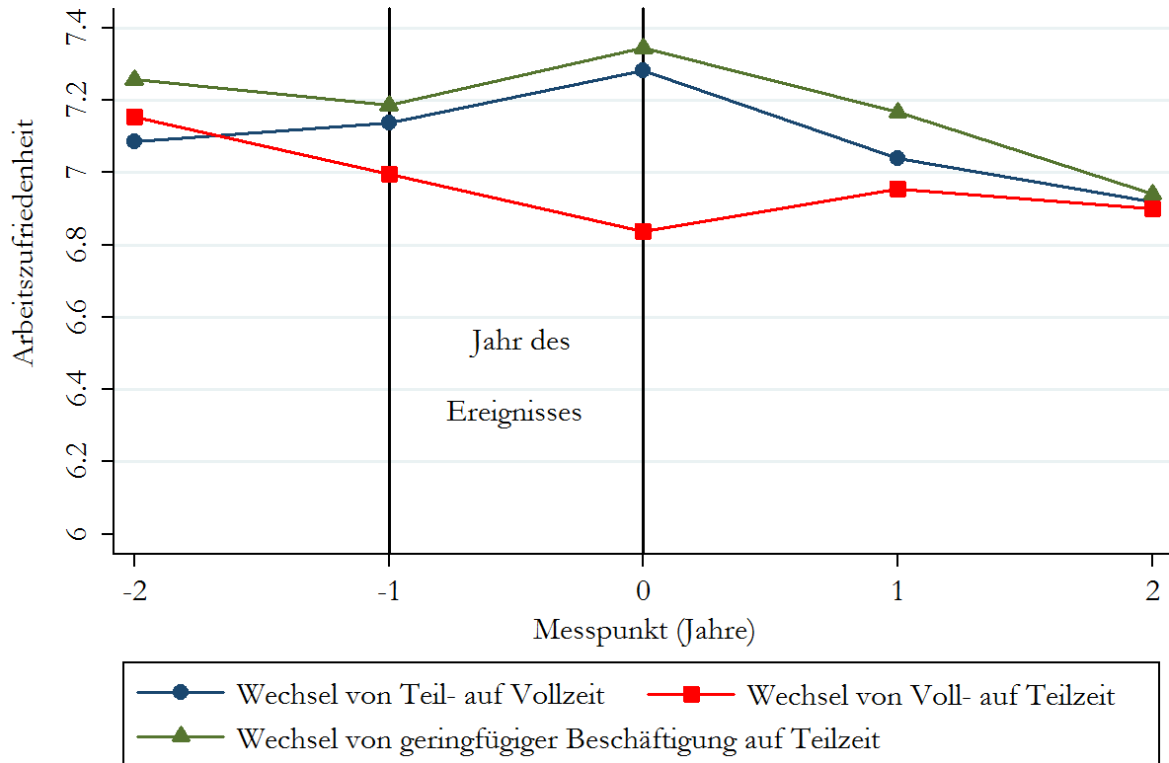
Abbildung 1: Verlauf der Arbeitszufriedenheit vor und nach der Entfristung des Arbeitsvertrages



Quelle: SOEP 1995-2011; eigene, längsschnittgewichtete Ergebnisse; Jobepisoden von mind.  $t(-1)$  bis  $t(2)$ ; 1307 Übergänge

In Abbildung 2 wird auf eine ähnliche Weise der Verlauf der durchschnittlichen Arbeitszufriedenheit um das Ereignis *Entfristung des Arbeitsvertrages* dargestellt. Im Zeitpunkt -1 werden hier befristete Beschäftigungsverhältnisse beobachtet, welche in der darauf folgenden Messung von den Befragten als unbefristet bezeichnet sind. Das resultiert in 1 307 beobachtbaren Ereignissen. Die Abbildung zeigt, dass die Entfristung des Vertrages zu keiner Veränderung der Arbeitszufriedenheit führt,  $F(1, 2556)=0.05, p=0.831$ . Auffällig bei diesem Verlauf ist wiederum die leichte, stetige Senkung der Zufriedenheit über die Jahre. Insgesamt können hier also die Ergebnisse des deskriptiven Querschnittsvergleichs in Tabelle 1 durch den längsschnittlichen Ansatz abgesichert werden und Hypothese 4, dass befristete Verträge negativ die Arbeitszufriedenheit beeinflussen, nicht bestätigt werden.

Abbildung 2: Verlauf der Arbeitszufriedenheit vor und nach einem Wechsel des Erwerbsstatus



Quelle: SOEP 1995-2011; eigene, längsschnittgewichtete Ergebnisse; Jobepisoden von mind. t(-1) bis t(2); 660 Übergänge von Teil- in Vollzeit, 705 Übergänge von Voll- in Teilzeit, 231 Übergänge von geringfügiger Beschäftigung in Teilzeit

Die Verlaufsanalyse ist auf Variablen ausgerichtet, bei denen Veränderungen klar definierte Ereignisse ausbilden. Metrische Variablen sind diesem Analyseformat daher kaum zugänglich. Zudem bietet die Verlaufsanalyse (in der hier verwendeten, deskriptiven Variante) nicht die Möglichkeit der Kontrolle zeitveränderlicher Drittvariablen an. Im nächsten Abschnitt werden daher die Ergebnisse einer multivariaten, längsschnittlichen Fixed Effects Regression präsentiert.

### **Multivariate längsschnittliche Ergebnisse**

Im Folgenden testen wir unsere Hypothesen zu den Determinanten der Arbeitszufriedenheit im Rahmen eines FE-Modells, welches bei der Konstruktion der Koeffizienten ausschließlich auf

intraindividuelle Variation abstellt und so, wie auch die Verlaufsanalyse, personenspezifische Heterogenität vollständig kontrolliert (Gießelmann/Windzio 2012; Brüderl 2010). Zusätzlich berichten wir die Ergebnisse einer einfachen OLS-Regression. Dieses querschnittliche Verfahren vermag unbeobachtete Heterogenität nicht zu kontrollieren. Es bildet, zu Vergleichszwecken, die querschnittliche Analyselogiken vieler der oben zitierten Referenzstudien ab.

In Tabelle 2 sind die Ergebnisse der FE- und der einfachen Regression ausgeführt. Neben den zentralen unabhängigen Variablen aus den Hypothesen sind mehrere zeitveränderliche Drittvariablen spezifiziert, welche (nach der automatischen Kontrolle personenspezifischer Heterogenität im FE-Modell) noch als relevante potentielle Störfaktoren verbleiben. Hierzu zählt insbesondere der *Familienstatus*, da arbeitsmarktspezifische Merkmale oft mit familienpezifischen Ereignissen verknüpft sind. Zudem werden der *Bildungsstatus* und demografische Variablen kontrolliert (deren Koeffizienten in den beiden Modellen aufgrund der unterschiedlichen Analyselogik divergierende inhaltliche Bedeutungen haben<sup>6</sup>). Als zentrale unabhängige Merkmale enthalten beide Modelle sowohl die zu testenden metrischen Variablen (*Lohn*, *Anzahl unbezahlter Überstunden*, *beruflicher Status*) als auch die bereits im Rahmen der Verlaufsanalysen berücksichtigten kategorialen Variablen (*Arbeitszeitmodell* und *Befristungsstatus*).

---

<sup>6</sup> In beiden Modellen wird als Kontrollvariable das Bildungsniveau, operationalisiert durch die CASMIN-Klassifikation (Brauns & Steinmann, 1999), einbezogen. Während diese Variable in der einfachen Regression Unterschiede in der Arbeitszufriedenheit zwischen verschiedenen Bildungsgruppen darlegt, ist ihre Interpretation im FE-Modell weniger eingängig. Da der Fokus im FE-Modell auf intraindividuellen Veränderungen des erklärenden Merkmals liegt, zeigt hier die Bildungsvariable, wie sich die Arbeitszufriedenheit mit einer intraindividuellen Veränderung des Bildungsniveaus (was bei Erwerbstätigen selten der Fall ist) verändert. Die Variable *Geschlecht* schließlich wird zwar im Rahmen einer FE-Modellierung vollständig kontrolliert, ihr Koeffizient lässt sich aber aufgrund fehlender intraindividuelle Variation nicht mehr bestimmen.



Tabelle 2: Lineare Regressionen auf die Arbeitszufriedenheit erwerbstätiger Männer und Frauen in Deutschland (1995-2011)

	OLS			FE		
	$\beta$	$SE^1$	$t$	$\beta$	$SE$	$t$
Nettolohn pro Stunde	0.018	0.003	6.22***	0.006	0.001	5.08***
ISEI	0.006	0.001	5.38***	0.003	0.001	3.01**
Unbezahlte Überstunden pro Woche	-0.011	0.004	-2.95**	-0.004	0.002	-2.04*
Befristung des Arbeitsvertrages (0 befristet)						
1 unbefristeter Arbeitsvertrag	0.024	0.043	0.55	0.004	0.027	0.17
Erwerbsstatus (0 Teilzeitbeschäftigt)						
1 Vollzeitbeschäftigt	-0.062	0.044	-1.64	0.091	0.028	3.22***
2 Geringfügig erwerbstätig	-0.125	0.071	-1.76	-0.215	0.046	-4.62***
Alter	0.003	0.001	1.92	-0.059	0.002	-36.84***
Geschlecht (1 Mann 2 Frau)	0.050	0.034	1.46	~	~	~
Derzeit in Ausbildung	-0.067	0.066	-1.04	-0.063	0.032	-1.96*
Kinder im Haushalt unter 16 J.	0.025	0.032	0.95	0.005	0.019	0.29
Partner im Haushalt (0 kein Partner 1 Partner)	0.090	0.042	2.26*	-0.090	0.024	-3.76***
Zufriedenheit mit der Gesundheit	-0.299	0.042	60.16***	-0.299	0.003	94.10***
Bildungsniveau (0 kein Abschluss)						
1 Hauptschulabschluss ohne ber. Ausbildung	0.063	0.099	0.64	-0.033	0.097	-0.34
2 Hauptschulabschluss und ber. Ausbildung	0.091	0.093	0.98	-0.114	0.109	-1.05
3 Mittlere Reife ohne ber. Ausbildung	0.020	0.127	0.16	-0.379	0.133	-2.85**
4 Mittlere Reife und ber. Ausbildung	-0.002	0.093	-0.02	-0.136	0.117	-1.16
5 Abitur ohne ber. Ausbildung	-0.034	0.154	-0.22	0.117	0.161	0.73
6 Abitur und ber. Ausbildung	-0.123	0.102	-1.20	0.055	0.137	0.41
7 Fachhochschulabschluss/ Bachelor	-0.119	0.108	-1.10	-0.043	0.141	-0.31
8 Hochschulabschluss	-0.105	0.104	-1.01	-0.166	0.146	-1.14
Konstante	3.388	0.136	24.93***	7.341	0.139	52.90***
R <sup>2</sup>	0.19					
R <sup>2</sup> within				0.11		

Anmerkungen: N=22 715 Jobepisoden, N=122 316 Beobachtungsjahre, N=17 846 Personen. Nicht standardisierte Regressionskoeffizienten. 1) Robuste Standardfehler für OLS-Regression; \* p<0.05 \*\* p<0.01 \*\*\* p<0.001

Letztgenannte, ereignisbildende Variablen werden hier nochmals im multivariaten Kontext als Dummy-Variablen spezifiziert, um die Robustheit der Befunde aus der Verlaufsanalyse gegenüber der simultanen Integration zeitveränderlicher Kontrollvariablen zu überprüfen. Grade im Vergleich zwischen einfachen Regressions- und FE-Modell bestätigen die Koeffizienten dieser Variablen die bisherigen Befunde. So spielt die Entfristung des Arbeitsvertrages sowohl in

der einfachen Regression,  $\beta=0.024$ ,  $t(16\ 981)=0.55$ ,  $p=0.582$ , als auch in der FE-Spezifikation,  $\beta=0.004$ ,  $t(97\ 274)=0.17$ ,  $p=0.867$ , keine bedeutende Rolle für die Arbeitszufriedenheit. Genau wie im bivariaten Kontext reproduziert hier die längsschnittliche Analyse die Methode das Ergebnis aus dem Gruppenvergleich: Hypothese 4 kann also auch im multivariaten Kontext *nicht* bestätigt werden.

Gleichwohl werden die disparaten deskriptiven Ergebnisse zum Einfluss des Arbeitszeitmodells im multivariaten Kontext reproduziert: selbst bei der umfangreichen Kontrolle von demografischen und sozioökonomischen Merkmalen weist der Koeffizient der einfachen Regression fälschlicherweise einen negativen Einfluss von Vollzeitbeschäftigung aus,  $\beta=-0.06$ ,  $t(16\ 981)=-1.64$ ,  $p=0.101$ . Nur die multivariate Längsschnittanalyse entlarvt, dass Vollzeitbeschäftigung ein im Vergleich zur Teilzeitbeschäftigung signifikant *positiven*,  $\beta=0.091$ ,  $t(97\ 274)=3.22$ ,  $p<0.001$ , und die geringfügige Beschäftigung einen substantiellen und signifikanten *negativen* Einfluss,  $\beta=-0.215$ ,  $t(97\ 274)=-4.62$ ,  $p<0.001$ , auf die Arbeitszufriedenheit hat. Im FE-Modell lässt sich zudem, anders als im querschnittlichen Regressionsmodell, auch der Unterschied in der Arbeitszufriedenheit zwischen Vollzeit- und geringfügig Beschäftigten als signifikant nachweisen.

In beiden Modellen wird, in Einklang mit Hypothese 1, ein signifikant positiver Effekt des Stundenlohns auf die Arbeitszufriedenheit vorausgesagt,  $\beta=0.018$ ,  $t(16\ 981)=6.22$ ,  $p<0.001$  bzw.  $\beta=0.006$ ,  $t(97\ 274)=5.08$ ,  $p<0.001$ . Der Koeffizient der einfachen OLS Regression ist allerdings deutlich größer; Wird im einfachen Regressions-Modell bei einer Lohnsteigerung von 5 Euro eine mittlere Zufriedenheitserhöhung um einen Zehntel Skalenpunkt ermittelt, braucht es nach dem FE-Modell (also bei ausschließlicher Betrachtung interindividueller Lohnvariation) eine Lohnerhöhung von über 17 Euro für eine solche Zufriedenheitssteigerung.

Ähnliche Disparitäten zwischen Quer- und Längsschnittanalyse lassen sich beim Effekt des Status konstatieren. Bei einem Anstieg des Status um 10 Punkte (das entspricht in etwa der ISEI-Differenz zwischen einem wissenschaftlichen Mitarbeiter und einem Universitätsprofessor) wird bei ausschließlicher Berücksichtigung intraindividuelle Variation eine geringfügige, gleichwohl signifikante Zufriedenheitserhöhung um 0.03 Skalenpunkte ermittelt,  $\beta=0.003$ ,  $t(97\ 274)=3.01$ ,  $p=0.003$ . Nimmt man diesen FE-Koeffizienten, bei dem zeitkonstante Störvariablen vollständig kontrolliert sind, als Referenz, produziert das querschnittlich angelegte einfache Regressions-Modell einen um den Faktor 2 vergrößerten und verzerrten Schätzer des Statuseffektes,  $\beta=0.006$ ,  $t(16\ 981)=5.38$ ,  $p<0.001$ , führt also zu einer deutlichen Überschätzung des in Hypothese 2 behaupteten Effektes.

Eine ähnliche Verzerrung der Effekte durch die querschnittliche Modellierung ist bei dem Umfang von unbezahlten Überstunden zu finden. Während die Überstunden im Rahmen des FE-Modells einen signifikant negativen Effekt auf die Arbeitszufriedenheit haben,  $\beta=-0.004$ ,  $t(97\ 274)=-2.04$ ,  $p=0.041$ , beträgt der Koeffizient im einfachen Regressions-Modell  $-0.011$ ,  $t(16\ 981)=-2.95$ ,  $p=0.003$ . Hier wird, ganz im Sinne von Hypothese 3, für jeweils ca. 9 zusätzliche Überstunden eine Zufriedenheitsabnahme von 0.1 Skalenpunkten ermittelt, was einen realen und substanziellen Einfluss widerspiegelt. Tatsächlich aber sind, laut heterogenitätskontrolliertem within-Schätzer, ca. 25 unbezahlte Überstunden für solch einen Abfall der Arbeitszufriedenheit notwendig — ein Ergebnis, welches einen substanziellen Einfluss von Überstunden de-facto negiert und den Querschnittsschätzer als irreführend entlarvt.

## **Zusammenfassung und Diskussion**

Im Rahmen längsschnittlicher Modellierungen auf Basis des Sozio-oekonomischen Panels konnte gezeigt werden, dass der Lohn (H1), das berufliche Prestige (H2), geregelte Arbeitszeiten (H3) sowie Vollzeitwerbstätigkeit (H5) positive mit der Arbeitszufriedenheit zusammenhängen.

Die systematische, vollständige Kontrolle personenspezifischer Heterogenität sowie die Integration relevanter zeitveränderlicher Drittvariablen stützen dabei die Effektinterpretation. In diesem analytischen Rahmen konnte zum Befristungsstatus des Arbeitsverhältnisses (H4) allerdings kein Einfluss auf die Arbeitszufriedenheit nachgewiesen werden.

Insgesamt zeigt der Vergleich zwischen querschnittlichen und längsschnittlichen Analyseergebnissen, dass es bei Verwendung querschnittlicher Daten- und Analysedesigns in der Arbeitszufriedenheitsforschung durchgehend zu substantiellen Fehlschlüssen kommt: Die zufriedenheitsstiftenden Wirkungen des Lohnes (H1), des beruflichen Prestiges (H2) sowie geregelter Arbeitszeiten (H3) werden in der Querschnittsmodellierung, selbst bei sorgfältiger Kontrolle sozio-ökonomischer und demografischer Drittvariablen, deutlich überschätzt. Der längsschnittlich eindeutig nachgezeichnete, positive Effekt von Vollzeitätigkeit (H5) wird schließlich in der Querschnittsmodellierung völlig verkannt.

Somit takten sich unsere Ergebnisse ergänzend in den bestehenden Forschungsstand zu den Determinanten der Arbeitszufriedenheit ein. Insbesondere beim Lohneffekt wird dabei die einschlägige, querschnittsbasierte Studienlage herausgefordert, da der dort zumeist als moderat berichtete Lohneffekt (siehe Judge et al., 2010; Lesch et al. 2011) hier durch Verwendung längsschnittlicher Analyselogiken als marginal entlarvt wird. Andere querschnittliche Befunde zu Arbeitszufriedenheit, wie der negative Einfluss unbezahlter Überstunden (Beckers et al. 2008), konnten dagegen im Rahmen unseres längsschnittlichen Designs repliziert werden. Insgesamt betont sowohl der Unterschied zwischen unseren längsschnittlichen und querschnittlichen Ergebnissen, als auch der Abgleich unserer Befunde mit dem Forschungsstand die Notwendigkeit, im Rahmen surveybasierter Analysen zur Arbeitszufriedenheit auf längsschnittliche Daten und Verfahren abzustellen.

## Literatur

- Adams, J. S. (1963). Toward an understanding of inequity. *Journal of Abnormal and Social Psychology, 67*, 422-436.
- Allison, P. D. (2009). *Fixed effects regression models*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Beckers, D. G., van der Linden, D., Smulders, P. G., Kompier, M. A., van Veldhoven, M. J. & van Yperen, N. W. (2004). Working overtime hours: Relations with fatigue, work motivation, and the quality of work. *Journal of Occupational and Environmental Medicine, 46*, 1282-1289.
- Brüderl, J. (2010). Kausalanalyse mit Paneldaten. In C. Wolf & H. Best (Hrsg.), *Handbuch der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse* (S. 963-994). Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Clark, A., Oswald, A. & Warr, P. (1996). Is job-satisfaction U-shaped in age? *Journal of Occupational and Organizational Psychology, 69*, 57-81.
- Diener, E., Lucas, R.E. & Scollon, C. N. (2006). Beyond the hedonic treadmill: Revising the adaptation theory of well-being. *American Psychologist, 61*, 305-314.
- Drago, R. & Wooden, M. (1992). The determinants of labour absence: Economic factors and workgroup norms across countries. *Industrial and Labour Relations Review, 45*, 764-778.
- Ganzeboom, H. B., De Graaf, P. M. & Treiman, D. J. (1992). A standard international socio-economic index of occupational status. *Social Science Research, 21*, 1-56.
- Giesselmann, M. & Windzio, M. (2012). *Regressionsmodelle zur Analyse von Paneldaten*. Wiesbaden: Springer VS.

- Giesselmann, M. & Windzio, M. (2014). Paneldaten in der Soziologie: Fixed Effects Paradigma und empirische Praxis in Panelregression und Ereignisanalyse. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 66, 95-113.
- Goebel, J., Grabka, M. M., Krause, P., Kroh, M., Pischner, R., Sieber, I. & Spieß, M. (2008). Mikrodaten, Gewichtung und Datenstruktur der Längsschnittstudie Sozio-oekonomisches Panel (SOEP). *Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung*, 77, 77-109.
- Hackman, J. R. & Oldham, G. R. (1980). *Work redesign*. Reading, MA: Addison-Wesley.
- Hamaker, E. L., Kuiper R. M. & Grasman, R. P. (2015). A critique of the cross-lagged panel model. *Psychological Methods*, 20, 102-116.
- Herzberg, F., Mausner, B. & Snyderman, B. (1959). *The motivation to work*. New York: Wiley.
- Jahn, E. (2013). Don't worry, be flexible? Job satisfaction among flexible workers. *LASER Discussion Papers*, 71, 1-33.
- Judge, T. A., Piccolo, R. F., Podsakoff, N. P., Shaw, J. C. & Rich, B. L. (2010). The relationship between pay and job satisfaction: A meta-analysis of the literature. *Journal of Vocational Behavior*, 77, 157-167.
- Judge, T. A., Heller, D. & Mount, M. K. (2002). Five-Factor Model of personality and job satisfaction: A meta-analysis. *Journal of Applied Psychology*, 87, 530-541.
- Judge, T. A., Thoresen, C. J., Bono, J. E. & Patton, G. K. (2001). The job satisfaction-job performance relationship: A qualitative and quantitative review. *Psychological Bulletin*, 127, 376-407.
- Lesch, H., Schäfer, H. & Schmidt, J. (2011). *Arbeitszufriedenheit in Deutschland. Messkonzepte und empirische Befunde*. Köln: Institut der deutschen Wirtschaft Köln Medien GmbH.
- Mathieu, J. E. & Zajac, D. M. (1990). A review and meta-analysis of the antecedents, correlates and consequences of organizational commitment. *Psychological Bulletin*, 108, 171-194.

- Robie, C., Ryan, A. M., Schmieder, R. A., Parra, L. F. & Smith, P. C. (1998). The Relation between job level and job satisfaction. *Group & Organization Management*, 23, 470-495.
- Schupp, J. (2012). Das Sozio-oekonomische Panel (SOEP). *Bundesgesundheitsblatt*, 55 (6/7), 767-774.
- Schupp, J. (2014). Paneldaten für die Sozialforschung. In N. Baur & J. Blasius (Hrsg.), *Handbuch Methoden der empirischen Sozialforschung* (S. 925-939). Wiesbaden: Springer VS.
- Schupp, J. & Wagner G. G. (2010). Ein Vierteljahrhundert Sozio-oekonomisches Panel (SOEP): Die Bedeutung der Verhaltenswissenschaften für eine sozial- und wirtschaftswissenschaftliche Längsschnittstudie. In B. Mayer & H.-J. Kornadt (Hrsg.), *Psychologie – Kultur – Gesellschaft* (S. 239-272), Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Sheldon, K. M. & Lucas, R. E. (2014). *Stability of happiness: Theories and evidence on whether happiness can change*. Amsterdam: Elsevier.
- Sozio-oekonomisches Panel (SOEP) (2012). *Daten für die Jahre 1984-2011*, Version 28, SOEP, doi:10.5684/soep.v28.
- Steyer, R., Eid, M. & Schwenkmezger, P. (1997). Modeling true intraindividual change: True change as a latent variable. *Methods of Psychological Research Online*, 2 (1), 21-33.
- Wagner, G. G., Frick J. R., & Schupp J. (2007). The German Socio-Economic Panel Study (SOEP) - Scope, Evolution and Enhancements. *Schmollers Jahrbuch* 127 (1), 139-169.