

Unfair wahrgenommene eigene Entlohnung, Arbeitszufriedenheit und Kündigungsabsicht: Empirische Evidenz auf Basis des SOEPs

Von Felix M. Kersting und Christian Pfeifer*

Abstract

In this paper, we use data of the German socio-economic panel (SOEP) for the years 2005, 2007, and 2009 in order to analyze the impact of subjective fairness perceptions of own labor income on job satisfaction and quit intentions of male and female employees. In pooled cross-section and in panel estimates with person specific fixed effects, we find that unfair wage perceptions are of statistical and economic significance. Gender specific differences are small. Workers with unfair wage perception report on average lower job satisfaction by about 4 to 6 percent and higher quit intentions by about 15 to 23 percent.

Zusammenfassung

In diesem Beitrag untersuchen wir mit Daten des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP) für die Jahre 2005, 2007 und 2009 den Einfluss der subjektiven Gerechtigkeitsbeurteilung des eigenen Arbeitseinkommens auf die Arbeitszufriedenheit und die Kündigungsabsichten von männlichen und weiblichen Arbeitnehmern. Wir finden sowohl in unseren gepoolten Querschnittsschätzungen als auch in unseren bevorzugten Panel-Schätzungen mit personenspezifischen fixen Effekten einen statistisch und ökonomisch signifikanten Einfluss einer als ungerecht wahrgenommenen Entlohnung. Geschlechtsspezifische Unterschiede sind nur gering ausgeprägt. Arbeitnehmer, die ihre Entlohnung als unfair wahrnehmen, haben im Durchschnitt eine um etwa 4 bis 6 Prozent geringere Arbeitszufriedenheit und eine um etwa 15 bis 23 Prozent höhere Kündigungsabsicht.

JEL Classification: JEL Classification: D63, J31, J62, M52

Received: Feb 1, 2013

Accepted: Oct 18, 2013

* Die Autoren danken Renke Schmacker für hilfreiche Diskussionen.

1. Einleitung

Mehr als ein Drittel der Beschäftigten in Deutschland finden in einer Auswertung des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP) ihren eigenen Lohn ungerecht (Liebig/Valet/Schupp, 2010). Gleichzeitig sind bereits über einen längeren Zeitraum stagnierende Reallöhne und eine größere Spreizung der Lohnverteilung in Deutschland festzustellen (Brenke/Grabka, 2011). Auch im öffentlichen Diskurs werden Fragen der Lohnfairness beispielsweise bei der Einführung von Mindestlöhnen und der Angemessenheit der Entlohnung von Managern diskutiert.

Innerhalb der Arbeits- und Personalökonomik werden Fairnessüberlegungen in verschiedenen Forschungssträngen thematisiert. So dient Lohnfairness in Verknüpfung mit relativen Lohnpositionen der Erklärung des Easterlin-Paradoxons (Easterlin, 1974; Clark/Frijters/Shields, 2008), nach dem Einkommenserhöhungen in einem Land nicht zwangsläufig mit erhöhter Zufriedenheit in dem Land einhergehen und Menschen in reicheren Ländern nicht zwangsläufig zufriedener sind als Menschen in ärmeren Ländern. Ferner postulieren Akerlof und Yellen (1990) mit der „Fair Wage-Effort“-Hypothese, dass Lohnunfairness bei unvollständigen Arbeitsverträgen negativ auf die Leistung wirkt. Denn nach der sozialpsychologischen Equity-Theorie von Adams (1965) entsteht Ungerechtigkeit, wenn die Relation von Lohn (Outcome) und Arbeitsleistung (Input) bei einer Person schlechter ausfällt als bei einer Referenzperson oder Referenzgruppe. Eine mögliche Reaktion auf diese wahrgenommene Ungerechtigkeit könnte die Reduzierung der eigenen Arbeitsleistung sein, um die Relation entsprechend anzupassen. Löhne, die oberhalb eines als fair eingestuften Referenzlohnes liegen, könnten im Gegenzug zu einer Erhöhung der eigenen Arbeitsleistung führen, um dem Gefühl einer ungerechtfertigten Überbezahlung entgegen zu wirken. Der subjektiv geleistete Aufwand, mit dem der Lohn in Relation gesetzt wird, hängt dabei von den individuell unterschiedlich empfundenen Kosten für den Aufwand ab (Camerer/Malmendier, 2007). Die umfangreiche experimentelle Literatur zur „Fair Wage-Effort“-Hypothese unterstreicht die ökonomische Bedeutung von Lohnfairness (Fehr/Goette/Zehnder, 2009; Fehr/Kirchsteiger/Riedl, 1993).

Die Einflüsse von Lohnfairness verdeutlichen beispielsweise Dohmen et al. (2009), die zu dem Ergebnis kommen, dass ein fairer Lohn die Leistung, die mit der Anzahl an Überstunden gemessen wird, signifikant erhöht. Ein Experiment von Falk et al. (2011) zeigt die negative Wirkung von unfairen Löhnen auf die Herzratenvariabilität, wodurch die Wahrscheinlichkeit von Herzerkrankungen steigt. Ferner weisen die Autoren den Einfluss von wahrgenommener Lohnfairness auf den subjektiven Gesundheitsstatus nach. Aus zahlreichen Interviews mit Managern schließt Bewley (1999), dass Unternehmen davor zurückschrecken, Löhne zu senken. So fürchten Unternehmen negativ reziproke Reaktionen von Arbeitnehmern, d. h. eine geringere Leistung hervorzurufen, da Lohnkürzungen als unfair wahrgenommen werden.

In unserer Arbeit untersuchen wir die Korrelation von wahrgenommener Lohnfairness mit der Arbeitszufriedenheit und den Kündigungsabsichten von Arbeitnehmern mit Daten aus den Sozio-ökonomischen Panel (SOEP) für die Jahre 2005, 2007 und 2009. Mit Arbeitszufriedenheit und Kündigungsabsicht wählen wir zwei Konstrukte, die eine hohe ökonomische Relevanz aufweisen. Als unfair wahrgenommene Löhne können sich negativ auf die Arbeitszufriedenheit und somit auf die Arbeitsleistung auswirken (Judge et al., 2001). Aus einer Unternehmensperspektive gilt es Kündigungen wegen des Verlusts an betriebsspezifischem Humankapital und weiterer Turnover-Kosten zu vermeiden (Salop/Salop, 1976).

Im Unterschied zu den meisten bisherigen Untersuchungen beruhen die Fairnesseinschätzungen in unserer Arbeit auf subjektiven Urteilen der befragten Personen und werden nicht durch die Lohndifferenz zum durchschnittlichen Lohn einer vergleichbaren Gruppe berechnet (z. B. Clark/Oswald, 1996). Der Vergleich mit einem konstruierten objektiven Vergleichslohn beinhaltet Schwächen, die dazu führen, dass der tatsächliche Fairnesseffekt schwer zu identifizieren ist und tendenziell unterschätzt wird. Zunächst weisen Lohnschätzungen, mit denen ein objektiv fairer Lohn konstruiert wird, häufig einen beträchtlichen Anteil unerklärter Varianz auf. Die Generierung der Vergleichslöhne unterliegt beispielsweise dem Problem unbeobachtbarer Heterogenität zwischen Arbeitnehmern (und Firmen), da der Vergleichslohn lediglich ein Gruppenschnitt für eine beobachtbare Vergleichsgruppe ist. Außerdem kann eine negative Abweichung des eigenen Lohnes vom Vergleichslohn einerseits als geringerer sozialer Status und somit unter Umständen als ungerecht gewertet werden und andererseits als positives Signal für weitere Aufstiegschancen inklusive Lohnerhöhungen interpretiert werden und somit auf höhere Akzeptanz stoßen (z. B. Pfeifer/Schneck, 2012a). Diese gegenläufigen Effekte sind gerade bei der Analyse von Lohngerechtigkeit äußerst problematisch. Ein Vorteil einer direkt abgefragten subjektiven Wahrnehmung der eigenen Lohngerechtigkeit ist ferner, dass Gerechtigkeitseinschätzungen größtenteils subjektiv sind. Zwar hängt die empfundene Lohngerechtigkeit auch von objektiven Faktoren wie der absoluten Lohnhöhe (Schneck, 2013) oder der eigenen Leistung ab, aber die Bewertung dieser objektiven Faktoren unterscheidet sich zwischen Individuen, da es beispielsweise viele unterschiedliche Gerechtigkeitskonzepte gibt (z. B. absolute Gleichheit, Chancengleichheit, Beitragsprinzip, Effizienzprinzip) (vgl. ausführlich Struck et al., 2006). Die individuellen Präferenzen für die unterschiedlichen Gerechtigkeitskonzepte sind allerdings genauso wenig direkt beobachtbar wie die tatsächlich eingebrachte Leistung bzw. Arbeitsanstrengung. Aus den genannten Gründen präferieren wir in unserer empirischen Analyse die subjektive Einschätzung der wahrgenommenen Lohngerechtigkeit gegenüber konstruierten objektiven Vergleichslöhnen.

Der weitere Aufbau der Arbeit gliedert sich wie folgt. Im folgenden Kapitel werden theoretische Überlegungen sowie bisherige empirische Resultate zu Ar-

beitszufriedenheit und Kündigungsabsicht zusammengefasst und Hypothesen abgeleitet. Die Daten, Variablen und methodischen Ansätze zur Überprüfung dieser Hypothesen werden im dritten Kapitel vorgestellt. Im vierten Kapitel werden die Ergebnisse der mikroökonomischen Analyse präsentiert und interpretiert. Die Arbeit schließt mit einem kurzen Fazit ab.

2. Theoretische Überlegungen, Forschungsstand und Hypothesen

2.1 Arbeitszufriedenheit

Arbeitszufriedenheit wird den subjektiven Wohlfahrtsindikatoren zugeordnet und basiert in der Regel auf dem erinnerten Nutzen, der aus der Arbeit resultiert (Kahneman/Krueger, 2006). In der Ökonomik wird Arbeitszufriedenheit als Proxy für den individuellen Nutzen aus der Arbeit verwendet. Freeman (1978) führt Arbeitszufriedenheit als ökonomische Variable ein und zeigt die Gültigkeit des Konzepts anhand des Einflusses von Arbeitszufriedenheit auf Arbeitsplatzmobilität. Nach Locke (1976) resultiert Arbeitszufriedenheit aus der gewichteten Summe verschiedener Kategorien von Arbeitsresultaten. Clark (2005) nennt sechs weitgefassete Kategorien, die für die Bestimmung der Arbeitszufriedenheit relevant sind: Bezahlung, Arbeitsstunden, Zukunftsaussichten, Jobinhalt (Interesse, Prestige und Unabhängigkeit), interpersonelle Beziehungen sowie Schwierigkeit, Stress und Gefährlichkeit. Innerhalb der Kategorien erfolgt ein Vergleich der jeweiligen Erwartungen und Anforderungen mit den tatsächlichen Arbeitsbedingungen. Die Gewichtung einzelner Kategorien erfolgt individuell. Je wichtiger ein Bereich einer Person ist, beispielsweise das Gehalt, desto stärker wirken sich die Diskrepanzen zwischen Erwartungen und Bedingungen auf die Arbeitszufriedenheit aus. In seinem Verständnis von Arbeitszufriedenheit verknüpft Locke (1976) situative (Bottom-up Theorien) mit individuellen (Top-down Theorien) Charakteristika. Somit ist sein Ansatz als interaktionistisch zu klassifizieren.

Die Lohnfairness ist innerhalb der oben genannten Kategorien von Clark (2005) dem Bereich der Bezahlung zuzuordnen. Die Bewertung der Lohnfairness erweitert diese Kategorie um ein subjektives Urteil zur Bezahlung und fußt nicht auf der Annahme, dass Personen eine gleiche Bezahlung auch als gleich wahrnehmen. Von dem Untersuchungsgegenstand ausgehend lässt sich Arbeitszufriedenheit formal beschreiben als:

$$(1) \quad U_i = f(A_i, E_i, W_{abs}, W_{fair}) = \alpha \frac{W_{fair}}{W_{abs}} + \sum_{k=1}^{k=6} \beta_k (A_{i:k} - E_{i:k})$$

Die individuelle Arbeitszufriedenheit U_i bildet sich aus der gewichteten Summe der Differenzen der individuellen Arbeitsbedingungen A_i und den Er-

wartungen E_i innerhalb der einzelnen Kategorien. Der Koeffizientenvektor β gibt die individuelle Wichtigkeit der einzelnen Bereiche an. Die Lohnfairness wird bestimmt als das Verhältnis zwischen fairem Lohn W_{fair} und tatsächlichem Lohn W_{abs} . Für den Koeffizient α ist bei einer Präferenz für einen fairen Lohn ein negatives Vorzeichen zu erwarten, wenn der faire Lohn den tatsächlichen Lohn übersteigt. Beim Lohn wird ein relatives Maß verwendet, daher gilt nicht die Annahme, dass eine gleiche absolute Differenz, z. B. in Höhe von 100 €, unabhängig von der Höhe des Lohns gleich bewertet wird. Damit wird auf die Resultate der Prospect-Theorie von Kahneman und Tversky (1979) zurückgegriffen, in der das fair eingeschätzte Einkommen als Referenzpunkt dient.

Zahlreiche empirische Untersuchungen nutzen die Differenz zwischen tatsächlichem und dem mit einer Regression geschätzten Lohn als Proxy für die Lohnfairness. Das geschätzte Einkommen ist dabei als Vergleichseinkommen zu verstehen (Hamermesh, 1975). Eine steigende negative Abweichung des beobachteten vom geschätzten Lohn führt zu einer unfairen Einstufung des Gehalts. Neben dieser Vorgehensweise kann auch die relative Lohnposition zur Operationalisierung von Lohnfairness genutzt werden. In der existierenden Forschungsliteratur (Clark/Kristensen/Westergaard-Nielsen, 2009; Brown, 2008) werden zwei Effekte für die relative Lohnposition herausgearbeitet: Von einem Status-Effekt wird gesprochen, wenn ein hoher Rang Nutzen für die Person stiftet. Umgekehrt wirkt der Signal-Effekt. Eine niedrige relative Lohnposition wird hierbei als Signal und Information für die künftige, steigende Lohnentwicklung gesehen und lässt somit den Nutzen steigen. Wenn eine Person folglich innerhalb einer Firma bereits eine hohe relative Lohnposition erreicht hat, ist ein hoher Status gegeben, gleichzeitig ist diese Position auch Signal dafür, dass wenig weitere Steigerungen möglich sind¹.

Für beide Effekte finden sich Belege. Während Clark/Oswald (1996) empirische Evidenz für einen Status-Effekt präsentieren, finden Clark/Kristensen/Westergaard-Nielsen (2009) klare Indizien für einen Signal-Effekt. Senik (2008) weist auf Länderunterschiede in der Wirkung von relativen Löhnen hin. Während eine niedrige relative Lohnposition in westeuropäischen Staaten negativ wirkt und somit der Status-Effekt überwiegt, dominiert der Signal-Effekt in den USA und osteuropäischen Transformationsstaaten. Card et al. (2012) sehen im Informationsstand eine wichtige Moderatorvariable für die Beziehung von Lohnvergleichen und Arbeitszufriedenheit. Innerhalb der Experimentalgruppe, die Zugang zu einer Internetseite mit Informationen über die Löhne der Arbeitskollegen erhält, zeigen diejenigen Teilnehmenden, deren Bezahlung unter dem Median liegt, eine signifikant geringere Arbeitszufriedenheit und eine hö-

¹ Wood et al. (1991) sehen in self-enhancement und self-improvement die zentralen Motive von sozialen Vergleichen. Ersteres meint den sozialen Vergleich nach unten, um seinen eigenen Status aufzubessern. Hingegen beschreibt self-improvement eine Orientierung an oben, um die eigenen Fähigkeiten zu verbessern. Der Status-Effekt ist folglich als self-enhancement, der Signal-Effekt als self-improvement zu verstehen.

here Kündigungsabsicht als die Kontrollgruppe. Tortia (2008) belegt die starke Wirkung von Verteilungs- und insbesondere Prozessgerechtigkeit auf die Arbeitszufriedenheit, dazu werden verschiedene subjektive Fairnessindikatoren zusammengefasst. Budria und Ferrer-i-Carbonell (2012) zeigen, dass Persönlichkeitseigenschaften Einfluss auf die individuelle Wichtigkeit von Lohnvergleichen ausüben. Vergleiche spielen eine größere Rolle für Personen, die eher neurotisch und extravertiert sind und eine externe Kontrollüberzeugung haben. Folglich wirken sich wahrgenommene Diskrepanzen für diese Personen stärker auf die Arbeitszufriedenheit aus.

Hinsichtlich der Arbeitszufriedenheit stellen wir auf Basis der vorangestellten Überlegungen folgende Hypothese auf zum Einfluss einer subjektiven Einschätzung der eigenen Lohngerechtigkeit.

Hypothese 1: Die Arbeitszufriedenheit ist geringer bei einer als unfair wahrgenommenen eigenen Entlohnung.

2.2 Kündigungsabsicht

Die Kündigungsabsicht von Arbeitnehmern wird häufig mit Hilfe der Theorie des Suchverhaltens (Mortensen, 1986) operationalisiert. Beschäftigte beginnen nach alternativen Stellen zu suchen, wenn der Grenzertrag des Suchens die Grenzkosten des Suchens übersteigt. Der Grenzertrag des Suchens erhöht sich, wenn die Nutzendifferenz zwischen neuer und alter Stelle größer wird. Da Arbeitszufriedenheit als Proxy für den erzielten Nutzen aus der Arbeit fungiert, stellt Arbeitszufriedenheit folglich einen wichtigen Prädiktor für das Suchverhalten dar. Die Verknüpfung von Arbeitszufriedenheit und Suchverhalten wird in dem Modell motivierten Verhaltens von March und Simon (1993) beschrieben. Mit sinkender Zufriedenheit steigen die Suchaktivitäten. Bei intensiverer Suche erhöht sich der erwartete Wert der Belohnung, z. B. in Form einer besser bezahlten Beschäftigung. Der höhere erwartete Wert der Belohnung wiederum steigert das Anspruchsniveau. Ein hohes Anspruchsniveau lässt die Zufriedenheit sinken. Ein empirisches Vorgehen, das diesen umfangreichen Prozess vollständig abbildet, ist äußerst komplex und wird nicht verwendet.

Die Humankapitaltheorie (Becker, 1964) stellt einen weiteren Anhaltspunkt für das zu erwartende Suchverhalten dar. Die Kündigungsabsicht nimmt mit steigender Betriebszugehörigkeit ab. Erklärung hierfür ist die Zunahme des betriebsspezifischen Humankapitals, infolgedessen der Lohn steigt. Es wird folglich schwieriger, eine gleich gut bezahlte Stelle zu finden, da das betriebsspezifische Humankapital im neuen Unternehmen fehlt. Akerlof et al. (1988) weisen in ihrem Modell zu Arbeitsplatzwechseln auf den prozyklischen Charakter von freiwilligen Kündigungen hin. Des Weiteren sind vor allem nichtmonetäre Faktoren Anreize für Arbeitsplatzwechsel, da diese in der Regel höchstens zu gleichbleibenden, häufig sogar zu fallenden Löhnen führen. Ebenso zeigen

Akerlof et al. (1988), dass jüngere Personen eher kündigen, da der Zeitraum größer ausfällt, in dem sie von dem höheren Nutzen profitieren. Zusammenfassend kann das Suchverhalten nach neuen Arbeitsstellen mit folgender Funktion beschrieben werden:

$$(2) \quad S_i = f(U_i, K) = f(A_i, E_i, W_{abs}, W_{fair}, K)$$

Das Suchverhalten einer Person S_i wird als eine Funktion der individuellen Arbeitszufriedenheit U_i und Konjunktüreinflüssen K verstanden. Dabei wird erwartet, dass steigende Arbeitszufriedenheit das Suchverhalten negativ beeinflusst (Freeman, 1978; Clark, 2001; March/Simon, 1993). Gleichzeitig ist von einem prozyklischen konjunkturellen Einfluss auszugehen (Akerlof et al., 1988).

Parallel zu den empirischen Arbeiten zur Arbeitszufriedenheit werden auch zur Analyse der Kündigungsabsicht die Differenz zwischen tatsächlichem und geschätztem Lohn und die relative Lohnposition zur Annäherung an die Lohnfairness genutzt. Pfeifer und Schneck (2012a) finden bei einer Untersuchung mit verknüpften Arbeitgeber- und Arbeitnehmerdaten aus Deutschland heraus, dass steigende Rangpositionen im Durchschnitt zu einer höheren Wahrscheinlichkeit eines Jobwechsels führen. Dieses Ergebnis wird als Beleg für den Signal-Effekt verstanden. Gleichzeitig jedoch hat ein Teil der Beschäftigten nach dem Arbeitsplatzwechsel sowohl ein höheres Einkommen als auch eine höhere Rangposition. Diese Beobachtung wird als Indiz für einen Status-Effekt interpretiert. In einer weiteren Analyse weisen Pfeifer und Schneck (2012b) daraufhin, dass bei Kontrolle auf Nichtlinearitäten abhängig von der relativen Lohnposition Status- und Signal-Effekte zu finden sind. Bei niedrigen Lohnpositionen dominiert der Status-Effekt. Weitere Verbesserungen sind innerhalb der Firma möglich. Hohe Lohnpositionen hingegen machen Arbeitsplatzwechsel wahrscheinlicher, da kaum Signale für weitere Karriereschritte innerhalb der jetzigen Firma vorhanden sind. Galizzi und Lang (1998) kommen mit italienischen Daten zu einem ähnlichen Resultat. Die Wahrscheinlichkeit eines Jobwechsels sinkt mit höheren Löhnen von Angestellten mit vergleichbaren Eigenschaften.

Brown et al. (2008) zeigen den Einfluss von Verteilungsaspekten auf das Kündigungsverhalten. Je rechtsschiefer die Lohnverteilung innerhalb eines Unternehmens ausfällt, desto höher ist die Kündigungswahrscheinlichkeit. Diese Beobachtung wird damit begründet, dass bei dieser Verteilung weniger Personen zufrieden sind. Anders verhält es sich bei einer linksschiefen Verteilung, da der Lohn vieler Personen näher an der Spitze der Lohnverteilung liegt. Lévy-Garboua/Montmarquette/Simonnet (2007) verwenden in einer Analyse des SOEP das Residuum einer Regressionsschätzung von Arbeitszufriedenheit als einen Ausdruck für die Präferenz für die aktuelle Tätigkeit und verstehen diesen Indikator als Proxy für den Vergleich von erwartetem Gegenwartswert von aktueller und alternativer Beschäftigung. Dieser Indikator erweist sich in der

Analyse des Kündungsverhaltens als geeigneter als die Arbeitszufriedenheit selbst. Je größer das Residuum ausfällt, desto niedriger ist die Kündigungswahrscheinlichkeit. Cornelißen (2009) und Böckerman/Ilmakunnas (2009) verdeutlichen anhand deutscher und finnischer Daten die Verbindung von Arbeitszufriedenheit, Suchverhalten und freiwilligen Kündigungen. Negative Arbeitsplatzcharakteristika senken die Arbeitszufriedenheit und erhöhen die Suchintensität. Letzteres wiederum wirkt sich positiv auf freiwillige Kündigungen aus.

Zusammenfassend legen theoretische und empirische Arbeiten zum Einfluss von relativen Lohnpositionen und Arbeitszufriedenheit auf die Kündigungsabsicht folgenden Zusammenhang nahe.

Hypothese 2: Die Kündigungsabsicht ist höher bei einer als unfair wahrgenommenen eigenen Entlohnung.

3. Daten, Variablen und methodisches Vorgehen

Für unsere empirische Analyse nutzen wir Daten des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP). Das SOEP ist eine jährlich erhobene repräsentative Haushaltsbefragung in Deutschland (Wagner/Frick/Schupp, 2007). Relevant für unsere Analyse sind die SOEP Erhebungen aus den Jahren 2005, 2007 und 2009, da diese Fragen zu der subjektiven Lohnfairness enthalten. Zudem beinhalten diese Jahre auch Informationen zur Arbeitszufriedenheit und Kündigungsabsicht, die uns als abhängige Variablen dienen. Bevor wir genauer auf diese Variablen und die Methodik zur Überprüfung unserer Hypothesen eingehen, noch einige Worte zu unserer Eingrenzung der Stichprobe, die aufgrund unserer Fragestellungen erforderlich ist.

Zunächst berücksichtigen wir nur unbefristet beschäftigte Arbeiter und Angestellte im Alter von 18 bis 65 Jahren, da uns die Berücksichtigung von Selbständigen, Beamten, befristet Beschäftigten und Leiharbeitnehmern bei einer Untersuchung der Lohnfairness und der Kündigungsabsicht wenig sinnvoll erscheint. Ferner schließen wir Arbeitnehmer in Mini-Jobs mit einem monatlichen Einkommen von weniger als 400 € aus, da es sich hierbei häufig um Nebenverdienste handelt und eine Beurteilung der Lohnfairness und der Kündigungsabsicht schwierig ist. Um Panelschätzverfahren durchzuführen, berücksichtigen wir nur Arbeitnehmer, die in mindestens zwei Jahren in unseren Daten beobachtet werden können. In unserer Stichprobe verbleiben somit 7842 Beobachtungen von 3076 Männern und 6374 Beobachtungen von 2533 Frauen in einem nicht ausbalancierten Panel für die Jahre 2005, 2007 und 2009. Diese Fallzahlen erlauben es, getrennte Schätzungen für Männer und Frauen durchzuführen, um mögliche geschlechtsspezifische Unterschiede zu berücksichtigen.

Im ersten Teil unserer empirischen Analyse untersuchen wir die Korrelation einer als ungerecht wahrgenommenen Entlohnung mit der Arbeitszufriedenheit.

Die eigene Arbeitszufriedenheit schätzen die befragten Personen auf einer elfstufigen Likert-Skala von null („ganz und gar unzufrieden“) bis zehn („ganz und gar zufrieden“) ein. Als zweite abhängige Variable wird die eigene Einschätzung der Wahrscheinlichkeit binnen der nächsten zwei Jahre von sich aus eine neue Stelle zu suchen genutzt, die als Kündigungsabsicht interpretiert werden kann. Die Befragten beurteilen die Wahrscheinlichkeit auf einer elfstufigen Skala von null Prozent („mit Sicherheit nicht eintreten“) bis hundert Prozent („mit Sicherheit eintreten“) in Abstufungen von jeweils zehn Prozentpunkten. Beide abhängige Variablen können als quasi-kontinuierlich interpretiert werden, so dass wir Schätzungen mit OLS (Ordinary Least Squares) durchführen, die uns auch die Aufnahme von personenspezifischen fixen Effekten in den Regressionen erlauben. Schätzungen mit personenspezifischen Effekten haben den Vorteil, dass sie zeitinvariante unbeobachtbare Heterogenität berücksichtigen, die sowohl objektive Faktoren wie nicht beobachtbare zeitinvariante Arbeitsplatzigenschaften als auch subjektive Faktoren wie unterschiedliches Antwortverhalten bei Selbsteinschätzungen (z. B. Zufriedenheit, Kündigungsabsicht) und unterschiedliche Präferenzen für Gerechtigkeitskonzepte beinhaltet. So zeigen beispielsweise Ferrer-i-Carbonell und Frijters (2004) für Zufriedenheitsschätzungen mit dem SOEP, dass fixe Effekte einen großen Einfluss auf die Ergebnisse haben, während die Unterschiede zwischen OLS und geordneten Logit Schätzungen nicht von signifikanter Bedeutung sind.²

Unsere bevorzugte erklärende Variable ist die wahrgenommene Lohnunfairness. Im SOEP werden die Arbeitnehmer gefragt, ob sie ihr Einkommen auf der jetzigen Stelle gerecht finden. Die binäre Variable zur unfairen Entlohnung kodieren wir so, dass sie den Wert Eins annimmt, wenn der eigene Lohn nicht als gerecht empfunden wird, und den Wert Null annimmt, wenn der Lohn als gerecht empfunden wird. Mehr als ein Drittel der Personen in unserer Stichprobe beurteilen ihren Lohn als unfair. In unseren Regressionen verwenden wir zudem eine Vielzahl weiterer Kontrollvariablen, die zusammen mit den deskriptiven Statistiken für unsere zentralen Variablen in Tabelle 1 aufgeführt und näher beschrieben werden. Neben Variablen für das Arbeitseinkommen und die Arbeitszeit, berücksichtigen wir auch Variablen zur beruflichen Stellung und zu den erforderlichen Qualifikationen für die ausgeübten Tätigkeiten. Ferner nehmen wir die Chancen eine gleichwertige Stelle zu finden, die empfundene Arbeitsplatzunsicherheit und berufliche Aufstiegschancen als Kontrollvariablen auf. Weitere Kontrollvariablen sind die Betriebszugehörigkeit, der Pendlerstatus, die Lage der Arbeitsstätte in Westdeutschland, ein privatwirtschaftlicher Arbeitgeber, die Betriebsgröße und das Jahr, wodurch auch aggregierte konjunkturelle Einflüsse berücksichtigt werden.

² Van Praag/Ferrer-i-Carbonell (2008) haben ferner einen POLS (probit adapted OLS) Schätzer entwickelt, der zu vergleichbaren Ergebnissen wie in OLS und geordneten Logit Schätzungen führt aber restriktiveren Annahmen unterliegt.

Tabelle 1
Variablenbeschreibung und deskriptive Statistiken

| Variablenname | Variablendefinition | Männer (n=7842; N=3076) | | | Frauen (n=6374; N=2533) | | |
|------------------------------|---|-------------------------|-------------------------------|------------------------------|-------------------------|-------------------------------|--|
| | | Mittelwert | Standard- abweichung | | Mittelwert | Standard- abweichung | |
| Arbeitszufriedenheit | Subjektive Arbeitszufriedenheit (11-stufige Skala von 0 bis 10) | 6,8970 | 1,9443 1,6308 1,0771 | overall between within | 6,9228 | 1,9221 1,5618 1,1366 | |
| Kündigungsabsicht | Wahrscheinlichkeit von sich aus in den nächsten zwei Jahren eine neue Stelle zu suchen (11-stufige Skala von 0 bis 100 in zehn Prozentpunktschritten) | 21,0482 | 27,9627 23,4774 15,7035 | overall between within | 18,3762 | 26,6095 21,5054 16,1856 | |
| Unfaire Entlohnung | Subjektiv empfundene ungerechte eigene Entlohnung (dummy) | 0,3720 | 0,4834 0,3940 0,2841 | overall between within | 0,4029 | 0,4905 0,4064 0,2786 | |
| Arbeitseinkommen | Monatliches Netto-Arbeitseinkommen in Tsd. Euros (reale Euros 2006, CPI) | 2,1153 | 1,1094 1,0795 0,2855 | overall between within | 1,2811 | 0,6766 0,6393 0,1792 | |
| Sondervergütung | Zusätzliche Sondervergütungen (dummy) | 0,8110 | 0,3915 0,3381 0,2082 | overall between within | 0,8042 | 0,3968 0,3443 0,2076 | |
| Arbeitsstunden | Durchschnittliche tatsächliche wöchentliche Arbeitsstunden | 44,4771 | 7,7612 7,0255 3,4494 | overall between within | 35,7774 | 9,8110 9,2225 3,5222 | |
| Überstunden im letzten Monat | Überstunden im letzten Monat geleistet (dummy) | 0,6033 | 0,4892 0,3935 0,2954 | overall between within | 0,5249 | 0,4994 0,4042 0,2988 | |
| Keine Abgeltung Überstunden | Keine Abgeltung der geleisteten Überstunden durch Bezahlung oder Abfeiern (dummy) | 0,2279 | 0,4195 0,2791 0,3180 | overall between within | 0,2057 | 0,4042 0,2471 0,3244 | |

| | | | | | | |
|---|--|------------------------------|--------|----------------------------|--------|----------------------------|
| Nacharbeit | Mindestens einmal in der Woche Nacharbeit (dummy) | overall between within | 0,1525 | 0,3595 0,3288 0,1480 | 0,0847 | 0,2785 0,2508 0,1212 |
| Abendarbeit | Mindestens einmal in der Woche Abendarbeit (dummy) | overall between within | 0,2916 | 0,4545 0,4064 0,2066 | 0,2338 | 0,4233 0,3777 0,1911 |
| Wochenendarbeit | Mindestens einmal im Monat Wochenendarbeit (dummy) | overall between within | 0,3559 | 0,4788 0,4186 0,2342 | 0,3473 | 0,4762 0,4407 0,1832 |
| Arbeitszeitregelungen: wechselnde Arbeitszei- ten | Arbeitszeitregelungen: wechselnde Arbeitszeiten (dummy, Referenzgruppe feste Arbeitszeiten) | overall between within | 0,1809 | 0,3850 0,3127 0,2300 | 0,2352 | 0,4241 0,3590 0,2323 |
| Arbeitszeitregelungen: selbst festgelegte Ar- beitszeiten | Arbeitszeitregelungen: durch Arbeitnehmer selbst festgelegte Arbeitszeiten (dummy) | overall between within | 0,1635 | 0,3698 0,3234 0,1827 | 0,0828 | 0,2757 0,2382 0,1477 |
| Arbeitszeitregelungen: Arbeitszeitkonten | Arbeitszeitregelungen: Arbeitszeitkonten (dummy) | overall between within | 0,2487 | 0,4323 0,3780 0,2059 | 0,2571 | 0,4371 0,3933 0,1835 |
| Berufliche Stellung: ge- lernte und Facharbeiter | Berufliche Stellung: gelernte und Facharbeiter (dummy, Refer- enzgruppe un-/angeleitete Arbeiter) | overall between within | 0,2484 | 0,4321 0,3965 0,1765 | 0,0468 | 0,2111 0,1864 0,1015 |
| Berufliche Stellung: Vorarbeiter, Kolonnen- führer, Meister, Polier | Berufliche Stellung: Vorarbeiter, Kolonnenführer, Meister, Polier (dummy) | overall between within | 0,0694 | 0,2541 0,2212 0,1256 | 0,0058 | 0,0760 0,0654 0,0406 |
| Berufliche Stellung: Angestellter mit einfa- chen Tätigkeiten | Berufliche Stellung: Angestellter mit einfachen Tätigkeiten (dummy) | overall between within | 0,0520 | 0,2221 0,1813 0,1297 | 0,1905 | 0,3927 0,3391 0,2025 |
| Berufliche Stellung: Angestellter mit qualifizierten Tätigkei- ten | Berufliche Stellung: Angestellter mit qualifizierten Tätig- keiten (dummy) | overall between within | 0,1858 | 0,3890 0,3424 0,1834 | 0,4881 | 0,4999 0,4446 0,2306 |

Fortsetzung nächste Seite

Fortsetzung Tabelle 1

| Variablenname | Variablendefinition | Männer (n=7842; N=3076) | | Frauen (n=6374; N=2533) | |
|--|---|-------------------------|-------------------------------|-------------------------|-------------------------------|
| | | Mittelwert | Standard-abweichung | Mittelwert | Standard-abweichung |
| Berufliche Stellung: Angestellter mit hochqualifizierten Tätigkeiten, umfassenden Führungsaufgaben | Berufliche Stellung: Angestellter mit hochqualifizierten Tätigkeiten, Leitungsfunktionen, umfassenden Führungsaufgaben (dummy) | 0,3173 | 0,4654 0,4376 0,1564 | 0,1636 | 0,3700 0,3394 0,1480 |
| Erforderliche Qualifikation: Berufsausbildung | Erforderliche Qualifikation für ausübte Tätigkeit: Berufsausbildung (dummy, Referenzgruppe keine/Einarbeitung) | 0,5847 | 0,4928 0,4499 0,2046 | 0,6577 | 0,4745 0,4356 0,1914 |
| Erforderliche Qualifikation: Studium | Erforderliche Qualifikation für ausübte Tätigkeit: Studium (dummy) | 0,2489 | 0,4324 0,4124 0,1283 | 0,1782 | 0,3827 0,3605 0,1274 |
| Chancen gleichwertige Stelle zu finden: | Chancen gleichwertige Stelle zu finden: schwierig (dummy, Referenzgruppe leicht) | 0,6505 | 0,4769 0,3860 0,2842 | 0,6566 | 0,4749 0,3864 0,2806 |
| Chancen gleichwertige Stelle zu finden: praktisch unmöglich | Chancen gleichwertige Stelle zu finden: praktisch unmöglich (dummy) | 0,2150 | 0,4108 0,3488 0,2202 | 0,2236 | 0,4167 0,3502 0,2263 |
| Arbeitsplatzunsicherheit | Wahrscheinlichkeit in den nächsten zwei Jahren den Arbeitsplatz zu verlieren (11-stufige Skala von 0 bis 100 in zehn Prozentpunktschritten) | 22,8386 | 22,9737 18,2212 14,1677 | 21,7226 | 23,0959 18,6959 13,7291 |
| Aufstiegchancen | Wahrscheinlichkeit in den nächsten zwei Jahren im Betrieb beruflich aufzusteigen (11-stufige Skala von 0 bis 100 in zehn Prozentpunktschritten) | 19,5320 | 23,8768 19,8478 13,5488 | 14,9169 | 21,8733 17,8031 13,0657 |
| Betriebszugehörigkeit | Dauer der Betriebszugehörigkeit in Jahren | 13,2903 | 9,7656 9,6654 1,9139 | 12,4051 | 9,1145 8,9650 1,6983 |

| | | | | | | |
|--------------------------|--|------------------------------|--------|----------------------------|--------|----------------------------|
| Pendler | Arbeitsnehmer pendelt mindestens einmal in der Woche zum Arbeitsplatz (dummy) | overall between within | 0,6089 | 0,4880 0,4490 0,1929 | 0,4984 | 0,5000 0,4645 0,1876 |
| Alte Bundesländer | Arbeitsstätte liegt in den alten Bundesländern (dummy) | overall between within | 0,7962 | 0,4028 0,3930 0,0856 | 0,7291 | 0,4445 0,4338 0,0842 |
| Privatwirtschaft | Arbeitsnehmer ist in privatwirtschaftlichem Betrieb tätig (dummy) | overall between within | 0,8429 | 0,3639 0,3417 0,1185 | 0,6749 | 0,4684 0,4404 0,1536 |
| Betriebsgröße 20 – 199 | Betrieb hat 20 bis 199 Beschäftigte (dummy, Referenzgruppe < 20) | overall between within | 0,2956 | 0,4563 0,4106 0,1994 | 0,3011 | 0,4588 0,4091 0,2110 |
| Betriebsgröße 200 – 1999 | Betrieb hat 200 bis 1999 Beschäftigte (dummy) | overall between within | 0,2564 | 0,4367 0,3855 0,2052 | 0,2358 | 0,4245 0,3693 0,2083 |
| Betriebsgröße ≥ 2000 | Betrieb hat mindestens 2000 Beschäftigte (dummy) | overall between within | 0,2731 | 0,4456 0,4066 0,1782 | 0,2256 | 0,4180 0,3766 0,1779 |
| Jahr 2007 | Jahr 2007 (dummy, Referenzgruppe Jahr 2005) | overall between within | 0,3693 | 0,4826 0,1237 0,4697 | 0,3715 | 0,4832 0,1287 0,4690 |
| Jahr 2009 | Jahr 2009 (dummy) | overall between within | 0,3125 | 0,4636 0,1696 0,4384 | 0,3141 | 0,4642 0,1742 0,4374 |
| Lebenszufriedenheit | Subjektive Zufriedenheit mit Leben im Allgemeinen (11-stufige Likert-Skala von 0 – 10) | overall between withi | 7,0658 | 1,5809 1,3650 0,8151 | 7,0213 | 1,6308 1,3913 0,8611 |

Daten: SOEP 2005+2007+2009.

4. Ergebnisse der mikroökonomischen Analyse

Die Ergebnisse unserer OLS-Regressionen für die Arbeitszufriedenheit (gemessen in Punkten auf 11-stufiger Skala von 0 bis 10) sind für Männer in Tabelle 2 und für Frauen in Tabelle 3 enthalten. Wir schätzen jeweils vier Spezifikationen. Die ersten beiden Schätzungen sind gepoolte OLS-Schätzungen und die letzten beiden OLS-Schätzungen berücksichtigen personenspezifische fixe Effekte. Die erste und die dritte Spezifikation enthalten die Dummy-Variable für unfaire Entlohnung und mehrere Kontrollvariablen. Die zweite und die vierte Spezifikation beinhalten zusätzlich die Zufriedenheit mit dem Leben im Allgemeinen. Durch die Aufnahme der allgemeinen Lebenszufriedenheit kann zum Teil für unbeobachtbare zeitkonstante und zeitvariante Heterogenität in den gepoolten Schätzungen und für unbeobachtbare zeitvariante Heterogenität in den Schätzungen mit personenspezifischen fixen Effekten kontrolliert werden. Beispielsweise könnten nicht beobachtbare Lebensumstände oder deren Veränderungen (z. B. Ausmaß von Erkrankungen) zu einem verzerrten Antwortverhalten bei der Arbeitszufriedenheit und bei der Beurteilung einer gerechten Entlohnung führen. Die Aufnahme der allgemeinen Lebenszufriedenheit führt im Grundprinzip dazu, dass wir den Einfluss der anderen erklärenden Variablen auf die Differenz der Arbeitszufriedenheit zur Lebenszufriedenheit schätzen.

Die Ergebnisse für den Einfluss einer unfairen Entlohnung auf die Arbeitszufriedenheit sind jeweils im oberen Teil der Tabellen dargestellt. Neben dem Koeffizienten, der den absoluten Einfluss einer unfairen Entlohnung angibt, haben wir die dazugehörige Semi-Elastizität berechnet. Die Semi-Elastizität kann als relative Veränderung der Arbeitszufriedenheit bei einem Wechsel von faire auf unfaire Entlohnung für eine durchschnittliche Person in unserer Stichprobe interpretiert werden. In Spezifikation (1) in Tabelle 2 beurteilen männliche Arbeitnehmer mit einer als unfair wahrgenommenen Entlohnung ihre Arbeitszufriedenheit um 0,84 Punkte bzw. um 11,66% geringer als männliche Arbeitnehmer mit einer fairen Entlohnung. Die Aufnahme der allgemeinen Lebenszufriedenheit als weitere Kontrollvariable in Spezifikation (2) reduziert den Einfluss der unfairen Entlohnung auf 0,55 Punkte bzw. auf 7,76%. Die Aufnahme von personenspezifischen Effekten in Spezifikation (3) ohne Kontrolle für allgemeine Lebenszufriedenheit reduziert den Einfluss der unfairen Entlohnung weiter auf 0,42 Punkte bzw. auf 5,94%. In unserer konservativsten Spezifikation (4) mit personenspezifischen fixen Effekten und Kontrolle für allgemeine Lebenszufriedenheit hat eine unfaire Entlohnung immer noch einen signifikanten Einfluss auf die Arbeitszufriedenheit von 0,35 Punkten bzw. von 4,93% bei Männern. Die Ergebnisse für die Arbeitszufriedenheit von Frauen in Tabelle 3 unterscheiden sich nur geringfügig von den Männern, auch wenn die absoluten und relativen Größen der geschätzten Einflüsse etwas geringer sind bei Frauen. Der absolute (relative) Einfluss der unfairen Entlohnung auf die Arbeitszufriedenheit von Frauen beträgt -0,66 Punkte (-9,13%) in Spezifikation (1), -0,51

Tabelle 2

Unfaire Entlohnung und Arbeitszufriedenheit (Männer)

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| Unfaire Entlohnung | -0,8404*** (0,0522) | -0,5509*** (0,0475) | -0,4193*** (0,0758) | -0,3461*** (0,0725) |
| Relativer Effekt für Wechsel von faire auf unfaire Entlohnung | [-0,1166] | [-0,0776] | [-0,0594] | [-0,0493] |
| Arbeitseinkommen | 0,0950*** (0,0282) | 0,0349 (0,0245) | 0,0869 (0,0715) | 0,0735 (0,0667) |
| Sondervergütung | 0,1947*** (0,0634) | 0,1269** (0,0562) | 0,0285 (0,1046) | -0,0037 (0,0983) |
| Arbeitsstunden | -0,0033 (0,0039) | 0,0007 (0,0036) | 0,0016 (0,0063) | 0,0024 (0,0061) |
| Überstunden im letzten Monat | -0,1469*** (0,0490) | -0,0971** (0,0440) | -0,0558 (0,0679) | -0,0615 (0,0650) |
| Keine Abgeltung Überstunden | -0,0391 (0,0501) | -0,0262 (0,0456) | 0,0099 (0,0620) | 0,0116 (0,0599) |
| Nacharbeit | -0,0302 (0,0873) | -0,0380 (0,0771) | -0,0580 (0,1440) | -0,0559 (0,1347) |
| Abendarbeit | 0,0076 (0,0675) | 0,0038 (0,0589) | -0,0765 (0,1142) | -0,0462 (0,1104) |
| Wochenendarbeit | -0,0047 (0,0572) | 0,0331 (0,0505) | 0,0584 (0,0884) | 0,0621 (0,0845) |
| Arbeitszeitregelungen: wechselnde Arbeitszeiten | -0,1057 (0,0662) | -0,0704 (0,0582) | -0,1012 (0,0915) | -0,0974 (0,0872) |
| Arbeitszeitregelungen: selbst festgelegte Arbeitszeiten | -0,0661 (0,0802) | -0,0339 (0,0702) | 0,1067 (0,1264) | 0,1169 (0,1200) |
| Arbeitszeitregelungen: Arbeitszeitkonten | -0,1488** (0,0681) | -0,0461 (0,0599) | 0,0753 (0,1133) | 0,1025 (0,1076) |
| Berufliche Stellung: gelernte und Facharbeiter | 0,3016*** (0,1020) | 0,1819** (0,0924) | 0,1713 (0,1735) | 0,0973 (0,1614) |
| Berufliche Stellung: Vorarbeiter, Kolonnenführer, Meister, Polier | 0,3252** (0,1271) | 0,1975* (0,1149) | 0,2960 (0,2435) | 0,2329 (0,2329) |
| Berufliche Stellung: Angestellter mit einfachen Tätigkeiten | 0,1478 (0,1357) | 0,1136 (0,1220) | 0,0773 (0,2295) | 0,1104 (0,2201) |
| Berufliche Stellung: Angestellter mit qualifizierten Tätigkeiten | 0,1774 (0,1141) | 0,0280 (0,1051) | 0,1993 (0,2392) | 0,1865 (0,2278) |
| Berufliche Stellung: Angestellter mit hochqualifizierten Tätigkeiten, Leitungsfunktionen, umfassenden Führungsaufgaben | 0,2998** (0,1236) | 0,1181 (0,1124) | 0,4779* (0,2576) | 0,4739* (0,2478) |
| Erforderliche Qualifikation: Berufsausbildung | 0,1309 (0,0847) | 0,1119 (0,0761) | 0,0566 (0,1324) | 0,0575 (0,1271) |
| Erforderliche Qualifikation: Studium | 0,1045 (0,1111) | 0,0100 (0,0995) | 0,0496 (0,1922) | 0,0920 (0,1860) |
| Chancen gleichwertige Stelle zu finden: schwierig | -0,1024 (0,0657) | 0,0395 (0,0586) | -0,0182 (0,1109) | 0,0344 (0,1044) |

| | | | | |
|--|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| Chancen gleichwertige Stelle zu finden: praktisch unmöglich | -0,3547*** (0,0857) | -0,0240 (0,0760) | -0,1353 (0,1412) | -0,0531 (0,1343) |
| Arbeitsplatzunsicherheit | -0,0268*** (0,0012) | -0,0190*** (0,0011) | -0,0148*** (0,0017) | -0,0125*** (0,0016) |
| Aufstiegchancen | 0,0079*** (0,0010) | 0,0065*** (0,0009) | 0,0065*** (0,0017) | 0,0061*** (0,0016) |
| Betriebszugehörigkeit | -0,0120*** (0,0031) | -0,0119*** (0,0027) | -0,0470** (0,0183) | -0,0463*** (0,0161) |
| Pendler | -0,0465 (0,0504) | -0,0040 (0,0441) | -0,0046 (0,1081) | -0,0242 (0,1027) |
| Alte Bundesländer | -0,1520** (0,0646) | -0,2341*** (0,0564) | 0,1176 (0,2449) | 0,0842 (0,2408) |
| Privatwirtschaft | -0,0443 (0,0715) | -0,0778 (0,0631) | -0,1519 (0,1892) | -0,1113 (0,1804) |
| Betriebsgröße 20 – 199 | -0,1227 (0,0767) | -0,1230* (0,0686) | 0,0872 (0,1746) | 0,0382 (0,1658) |
| Betriebsgröße 200 – 1999 | -0,1424* (0,0837) | -0,1509** (0,0746) | -0,0755 (0,1991) | -0,0908 (0,1908) |
| Betriebsgröße > = 2000 | -0,2805*** (0,0858) | -0,2646*** (0,0763) | -0,0395 (0,2138) | -0,0898 (0,2049) |
| Jahr 2007 | -0,0491 (0,0386) | -0,0314 (0,0366) | -0,0196 (0,0580) | 0,0023 (0,0544) |
| Jahr 2009 | -0,1506*** (0,0446) | -0,0891** (0,0419) | -0,1274 (0,0824) | -0,0650 (0,0746) |
| Lebenszufriedenheit | | 0,5213*** (0,0170) | | 0,3616*** (0,0288) |
| Konstante | 7,9948*** (0,2185) | 4,0084*** (0,2300) | 7,4627*** (0,5314) | 4,7988*** (0,5365) |
| Personenspezifische fixe Effekte | Nein | Nein | Ja | Ja |
| R ² | 0,1969 | 0,3474 | 0,7184 | 0,7406 |
| Korrigiertes R ² | 0,1936 | 0,3446 | 0,5336 | 0,5703 |

Anmerkung: 7842 Beobachtungen von 3076 Männern. OLS für Arbeitszufriedenheit. Robuste auf Personenebene geclusterte Standardfehler für Koeffizienten in runden Klammern. Relativer Effekt (Semi-Elastizität) für Wechsel von faire auf unfaire Entlohnung am Mittelwert aller anderen erklärenden Variablen in eckigen Klammern. Koeffizient signifikant auf dem * 10%-, ** 5%- und *** 1%-Niveau.

Daten: SOEP 2005+2007+2009.

Tabelle 3

Unfaire Entlohnung und Arbeitszufriedenheit (Frauen)

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| Unfaire Entlohnung | −0,6565*** (0,0551) | −0,5112*** (0,0519) | −0,2824*** (0,0854) | −0,2617*** (0,0839) |
| Relativer Effekt für Wechsel von faire auf unfaire Entlohnung | [−0,0913] | [−0,0717] | [−0,0401] | [−0,0372] |
| Arbeitseinkommen | −0,0081 (0,0450) | −0,0250 (0,0405) | 0,2809** (0,1306) | 0,2637** (0,1227) |
| Sondervergütung | 0,1386** | 0,0846 (0,0632) | 0,1172 (0,1213) | 0,1183 (0,1177) |
| Arbeitsstunden | −0,0056* (0,0033) | −0,0029 (0,0030) | 0,0010 (0,0076) | 0,0017 (0,0075) |
| Überstunden im letzten Monat | −0,0401 (0,0537) | 0,0002 (0,0499) | −0,0253 (0,0848) | −0,0192 (0,0827) |
| Keine Abgeltung Überstunden | −0,0595 (0,0621) | −0,0739 (0,0586) | 0,0107 (0,0837) | 0,0013 (0,0812) |
| Nacharbeit | −0,1094 (0,1153) | −0,0931 (0,1098) | −0,1015 (0,2116) | −0,1334 (0,2074) |
| Abendarbeit | −0,0303 (0,0800) | −0,0138 (0,0725) | −0,1184 (0,1341) | −0,1272 (0,1295) |
| Wochenendarbeit | −0,0469 (0,0678) | −0,0163 (0,0634) | −0,1259 (0,1451) | −0,1138 (0,1433) |
| Arbeitszeitregelungen: wechselnde Arbeitszeiten | −0,1610** (0,0688) | −0,1642*** (0,0633) | −0,1386 (0,1089) | −0,1280 (0,1064) |
| Arbeitszeitregelungen: selbst festgelegte Arbeitszeiten | −0,0086 (0,0995) | −0,0168 (0,0919) | −0,1658 (0,1898) | −0,1654 (0,1835) |
| Arbeitszeitregelungen: Arbeitszeitkonten | −0,0992 (0,0725) | −0,0892 (0,0663) | −0,0835 (0,1454) | −0,0684 (0,1383) |
| Berufliche Stellung: gelernte und Facharbeiter | −0,0711 (0,1787) | −0,1011 (0,1567) | 0,1068 (0,3431) | 0,1026 (0,3354) |
| Berufliche Stellung: Vorarbeiter, Kolonnenführer, Meister, Polier | 0,0784 (0,3757) | −0,0612 (0,3110) | −0,0007 (0,6400) | 0,1135 (0,5750) |
| Berufliche Stellung: Angestellter mit einfachen Tätigkeiten | 0,0849 (0,1202) | 0,0745 (0,1086) | −0,2353 (0,3066) | −0,2139 (0,3023) |
| Berufliche Stellung: Angestellter mit qualifizierten Tätigkeiten | 0,2534** (0,1212) | 0,1616 (0,1109) | −0,1446 (0,3285) | −0,1619 (0,3223) |
| Berufliche Stellung: Angestellter mit hochqualifizierten Tätigkeiten, Leitungsfunktionen, umfassenden Führungsaufgaben | 0,5158*** (0,1423) | 0,3649*** (0,1288) | −0,0772 (0,3615) | −0,1039 (0,3501) |
| Erforderliche Qualifikation: Berufsausbildung | 0,1568* (0,0912) | 0,0755 (0,0833) | −0,0148 (0,1501) | −0,0265 (0,1483) |
| Erforderliche Qualifikation: Studium | −0,0148 (0,1164) | −0,1325 (0,1056) | −0,1382 (0,2136) | −0,1701 (0,2112) |
| Chancen gleichwertige Stelle zu finden: schwierig | −0,1067 (0,0783) | −0,0453 (0,0713) | −0,1758 (0,1360) | −0,1898 (0,1310) |

| | | | | |
|--|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| Chancen gleichwertige Stelle zu finden: praktisch unmöglich | -0,2617*** (0,0962) | -0,0803 (0,0888) | -0,2578 (0,1627) | -0,2358 (0,1571) |
| Arbeitsplatzunsicherheit | -0,0252*** (0,0013) | -0,0205*** (0,0012) | -0,0138*** (0,0021) | -0,0128*** (0,0020) |
| Aufstiegchancen | 0,0071*** (0,0011) | 0,0071*** (0,0010) | 0,0070*** (0,0019) | 0,0074*** (0,0019) |
| Betriebszugehörigkeit | -0,0148*** (0,0033) | -0,0144*** (0,0030) | -0,0880*** (0,0340) | -0,0834** (0,0335) |
| Pendler | 0,0333 (0,0537) | 0,0430 (0,0492) | 0,1293 (0,1373) | 0,1138 (0,1341) |
| Alte Bundesländer | -0,2548*** (0,0664) | -0,3192*** (0,0607) | 0,4557 (0,3523) | 0,3294 (0,3408) |
| Privatwirtschaft | 0,1039 (0,0634) | 0,0673 (0,0585) | 0,0394 (0,1627) | 0,0310 (0,1628) |
| Betriebsgröße 20-199 | -0,0539 (0,0744) | -0,0906 (0,0689) | 0,1768 (0,1710) | 0,1149 (0,1688) |
| Betriebsgröße 200-1999 | -0,1926** (0,0826) | -0,1888** (0,0769) | 0,1744 (0,1857) | 0,1301 (0,1852) |
| Betriebsgröße >=2000 | -0,1894** (0,0857) | -0,1996** (0,0796) | 0,2059 (0,1956) | 0,1703 (0,1957) |
| Jahr 2007 | -0,0514 (0,0447) | -0,0521 (0,0434) | 0,0162 (0,0819) | 0,0189 (0,0802) |
| Jahr 2009 | -0,0985* (0,0564) | -0,0683 (0,0543) | 0,0409 (0,1383) | 0,0639 (0,1360) |
| Lebenszufriedenheit | | 0,3865*** (0,0183) | | 0,2590*** (0,0320) |
| Konstante | 8,1022*** (0,1970) | 5,2921*** (0,2214) | 7,7399*** (0,6050) | 5,9792*** (0,6151) |
| Personenspezifische fixe Effekte | Nein | Nein | Ja | Ja |
| R ² | 0,1552 | 0,2530 | 0,6740 | 0,6872 |
| Korrigiertes R ² | 0,1509 | 0,2491 | 0,4546 | 0,4766 |

Anmerkung: 6374 Beobachtungen von 2533 Frauen. OLS für Arbeitszufriedenheit. Robuste auf Personenebene geclusterte Standardfehler für Koeffizienten in runden Klammern. Relativer Effekt (Semi-Elastizität) für Wechsel von faire auf unfaire Entlohnung am Mittelwert aller anderen erklärenden Variablen in eckigen Klammern. Koeffizient signifikant auf dem * 10%-, ** 5%- und *** 1%-Niveau.

Daten: SOEP 2005+2007+2009.

Punkte (-7,17%) in Spezifikation (2), -0,28 Punkte (-4,01 %) in Spezifikation (3) und -0,26 Punkte (-3,72%) in Spezifikation (4). Somit finden wir in allen Schätzungen sowohl für Männer als auch für Frauen eine statistisch und ökonomisch signifikante negative Korrelation zwischen einer unfairen Entlohnung und der Arbeitszufriedenheit (*Hypothese 1*).

Hinsichtlich der Kontrollvariablen zeigt sich ein ähnliches Bild für Männer und Frauen. Neben der unfairen Entlohnung haben nur wenige Variablen einen statistisch signifikanten Einfluss auf die Arbeitszufriedenheit über die einzelnen Spezifikationen. Nennenswert ist zunächst der tendenziell positive Einfluss der Höhe des Arbeitseinkommens, der allerdings weniger stark ausgeprägt zu sein scheint als der Einfluss einer unfairen Entlohnung. Zudem sind Arbeitnehmer mit geringerer Arbeitsplatzunsicherheit und besseren Aufstiegschancen zufriedener mit ihrer Arbeit. Arbeitszeitregelungen und Lage der Arbeitszeit haben dagegen keinen signifikanten Einfluss auf die Arbeitszufriedenheit in unseren Schätzungen. Die Ergebnisse für Spezifikationen (2) und (4) zeigen ferner, dass Arbeitszufriedenheit und allgemeine Lebenszufriedenheit stark, aber nicht perfekt miteinander korrelieren.

Die Ergebnisse unserer OLS-Regressionen für die Kündigungsabsicht (gemessen in Prozentpunkten auf 11-stufiger Skala von 0 bis 100) sind für Männer in Tabelle 4 und für Frauen in Tabelle 5 dargestellt. Unsere Vorgehensweise ist analog zur Arbeitszufriedenheit, d. h. wir schätzen erneut jeweils vier Spezifikationen, wobei die zweite und die vierte Spezifikation nun die Arbeitszufriedenheit anstatt der Lebenszufriedenheit beinhalten. In Spezifikation (1) in Tabelle 4 beurteilen männliche Arbeitnehmer mit einer als unfair wahrgenommenen Entlohnung ihre Kündigungsabsicht um 6,65 Prozentpunkte bzw. um 35,78% höher als männliche Arbeitnehmer mit einer fairen Entlohnung. Die Aufnahme der Arbeitszufriedenheit als weitere Kontrollvariable in Spezifikation (2) reduziert den Einfluss der unfairen Entlohnung auf 3,32 Prozentpunkte bzw. auf 16,76%. In Spezifikation (3) mit personenspezifischen fixen Effekten und ohne Kontrolle für Arbeitszufriedenheit beträgt der Einfluss der unfairen Entlohnung 4,51 Prozentpunkte bzw. 23,28%. Bei Kontrolle von personenspezifischen fixen Effekten und Arbeitszufriedenheit in Spezifikation (4) hat eine unfaire Entlohnung immer noch einen signifikanten Einfluss auf die Kündigungsabsicht von 2,99 Prozentpunkten bzw. von 15,02% bei Männern. Die Ergebnisse für Frauen in Tabelle 5 unterscheiden sich nur geringfügig von den Männern. Der absolute (relative) Einfluss der unfairen Entlohnung auf die Kündigungsabsicht von Frauen beträgt 4,92 Prozentpunkte (30,00%) in Spezifikation (1), 2,48 Prozentpunkte (14,28%) in Spezifikation (2), 3,92 Prozentpunkte (23,36%) in Spezifikation (3) und 2,76 Prozentpunkte (16,01%) in Spezifikation (4). Zusammenfassend zeigt sich in allen Schätzungen eine statistisch und ökonomisch signifikante positive Korrelation zwischen einer unfairen Entlohnung und der Kündigungsabsicht von Männern und Frauen (*Hypothese 2*).

Tabelle 4

Unfaire Entlohnung und Kündigungsabsicht (Männer)

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| Unfaire Entlohnung | 6,6473*** (0,6808) | 3,3209*** (0,6534) | 4,5098*** (1,1062) | 2,9942*** (1,0660) |
| Relativer Effekt für Wechsel von faire auf unfaire Entlohnung | [0,3578] | [0,1676] | [0,2328] | [0,1502] |
| Arbeitseinkommen | -1,1841*** (0,3369) | -0,8082** (0,3195) | -0,6357 (0,9483) | -0,3214 (0,9501) |
| Sondervergütung | -1,4611* (0,8451) | -0,6906 (0,8083) | -1,5136 (1,5411) | -1,4107 (1,4954) |
| Arbeitsstunden | 0,0586 (0,0492) | 0,0454 (0,0448) | -0,0361 (0,0965) | -0,0304 (0,0911) |
| Überstunden im letzten Monat | 2,3516*** (0,6146) | 1,7700*** (0,5914) | 1,5373 (0,9637) | 1,3356 (0,9393) |
| Keine Abgeltung Überstunden | 0,5083 (0,6828) | 0,3537 (0,6404) | -0,2899 (0,8946) | -0,2540 (0,8496) |
| Nacharbeit | 0,1145 (1,0769) | -0,0049 (1,0116) | 0,8890 (2,0282) | 0,6792 (1,9231) |
| Abendarbeit | -0,4815 (0,8413) | -0,4514 (0,7971) | -0,3281 (1,5327) | -0,6047 (1,4579) |
| Wochenendarbeit | -0,1554 (0,7441) | -0,1739 (0,7040) | -0,8175 (1,2844) | -0,6064 (1,2354) |
| Arbeitszeitregelungen: wechselnde Arbeitszeiten | 1,1474 (0,8615) | 0,7289 (0,8041) | -0,8339 (1,3071) | -1,1998 (1,2511) |
| Arbeitszeitregelungen: selbst festgelegte Arbeitszeiten | 2,2808** (1,0581) | 2,0190** (1,0020) | -3,7277* (2,0977) | -3,3419* (1,9658) |
| Arbeitszeitregelungen: Arbeitszeitkonten | 2,0613** (0,8759) | 1,4724* (0,8370) | -2,6617 (1,6847) | -2,3894 (1,6030) |
| Berufliche Stellung: gelernte und Facharbeiter | 0,2650 (1,2268) | 1,4586 (1,1854) | -0,2676 (2,2077) | 0,3516 (2,1853) |
| Berufliche Stellung: Vorarbeiter, Kolonnenführer, Meister, Polier | 1,1464 (1,5606) | 2,4337 (1,5160) | 1,5455 (2,9469) | 2,6156 (2,8752) |
| Berufliche Stellung: Angestellter mit einfachen Tätigkeiten | 3,7652** (1,7905) | 4,3501*** (1,6745) | 1,2832 (2,9616) | 1,5624 (2,8752) |
| Berufliche Stellung: Angestellter mit qualifizierten Tätigkeiten | 5,6145*** (1,4167) | 6,3167*** (1,3539) | -0,1753 (2,9797) | 0,5450 (2,8889) |
| Berufliche Stellung: Angestellter mit hochqualifizierten Tätigkeiten, Leitungsfunktionen, umfassenden Führungsaufgaben | 5,3346*** (1,5672) | 6,5214*** (1,5122) | -2,6099 (3,3001) | -0,8823 (3,1690) |
| Erforderliche Qualifikation: Berufsausbildung | -0,3206 (1,0420) | 0,1974 (0,9897) | -1,3102 (1,7554) | -1,1054 (1,6547) |
| Erforderliche Qualifikation: Studium | 2,5202* (1,4144) | 2,9340** (1,3494) | -3,5283 (2,8219) | -3,3489 (2,6559) |
| Chancen gleichwertige Stelle zu finden: schwierig | -9,3258*** (1,0734) | -9,7312*** (0,9883) | -6,2982*** (1,6862) | -6,3638*** (1,5862) |

| | | | | |
|--|-------------------------|-------------------------|------------------------|------------------------|
| Chancen gleichwertige Stelle zu finden: praktisch unmöglich | -16,6627*** (1,1890) | -18,0667*** (1,1222) | -6,9846*** (1,9928) | -7,4736*** (1,8919) |
| Arbeitsplatzunsicherheit | 0,5007*** (0,0161) | 0,3944*** (0,0165) | 0,3883*** (0,0273) | 0,3348*** (0,0269) |
| Aufstiegchancen | 0,0848*** (0,0149) | 0,1161*** (0,0141) | -0,0073 (0,0261) | 0,0162 (0,0253) |
| Betriebszugehörigkeit | -0,4153*** (0,0327) | -0,4629*** (0,0323) | 0,7172*** (0,2766) | 0,5475** (0,2447) |
| Pendler | 1,2338* (0,6338) | 1,0498* (0,6050) | 0,3317 (1,5403) | 0,3150 (1,4966) |
| Alte Bundesländer | 4,0571*** (0,8661) | 3,4556*** (0,8209) | 2,6213 (4,2882) | 3,0464 (4,1815) |
| Privatwirtschaft | 0,6721 (0,8191) | 0,4968 (0,7848) | 1,9221 (2,4061) | 1,3731 (2,2738) |
| Betriebsgröße 20 – 199 | -0,1066 (0,9963) | -0,5922 (0,9374) | 0,4209 (2,4684) | 0,7362 (2,3398) |
| Betriebsgröße 200 – 1999 | -0,0642 (1,0729) | -0,6280 (1,0088) | 0,0972 (2,9012) | -0,1757 (2,7511) |
| Betriebsgröße > = 2000 | 0,7836 (1,0966) | -0,3268 (1,0396) | 0,0035 (3,1560) | -0,1393 (2,9665) |
| Jahr 2007 | 1,1978** (0,5514) | 1,0034* (0,5251) | -0,3783 (0,8593) | -0,4493 (0,8038) |
| Jahr 2009 | -0,0083 (0,6267) | -0,6045 (0,5990) | -2,9240** (1,2326) | -3,3844*** (1,1214) |
| Arbeitszufriedenheit | | -3,9583*** (0,1966) | | -3,6148*** (0,3392) |
| Konstante | 10,6146*** (2,9675) | 42,2606*** (3,2669) | 11,0965 (8,3594) | 38,0723*** (8,4093) |
| Personenspezifische fixe Effekte | Nein | Nein | Ja | Ja |
| R ² | 0,3152 | 0,3760 | 0,7300 | 0,7478 |
| Korrigiertes R ² | 0,3124 | 0,3734 | 0,5528 | 0,5822 |

Anmerkung: 7842 Beobachtungen von 3076 Männern. OLS für Kündigungsabsicht. Robuste auf Personenebene geclusterte Standardfehler für Koeffizienten in runden Klammern. Relativer Effekt (Semi-Elastizität) für Wechsel von faire auf unfaire Entlohnung am Mittelwert aller anderen erklärenden Variablen in eckigen Klammern. Koeffizient signifikant auf dem * 10%-, ** 5%- und *** 1%-Niveau.

Daten: SOEP 2005+2007+2009.

Tabelle 5

Unfaire Entlohnung und Kündigungsabsicht (Frauen)

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--|------------------------|------------------------|-----------------------|----------------------|
| Unfaire Entlohnung | 4,9187*** (0,6889) | 2,4812*** (0,6632) | 3,9230*** (1,2121) | 2,7630** (1,1564) |
| Relativer Effekt für Wechsel von faire auf unfaire Entlohnung | [0,3000] | [0,1428] | [0,2336] | [0,1601] |
| Arbeitseinkommen | 0,5126 (0,6822) | 0,4825 (0,6912) | -1,1983 (1,9019) | -0,0442 (1,8090) |
| Sondervergütung | -2,1325** (0,8946) | -1,6180* (0,8547) | 1,6126 (1,6855) | 2,0941 (1,5893) |
| Arbeitsstunden | -0,0130 (0,0418) | -0,0340 (0,0410) | -0,0760 (0,1037) | -0,0718 (0,0978) |
| Überstunden im letzten Monat | 0,5468 (0,6621) | 0,3979 (0,6370) | -0,8399 (1,1695) | -0,9437 (1,1149) |
| Keine Abgeltung Überstunden | 2,1067*** (0,7960) | 1,8859** (0,7564) | 1,1520 (1,0969) | 1,1962 (1,0358) |
| Nacharbeit | -0,2234 (1,2416) | -0,6296 (1,2039) | -1,6097 (2,5559) | -2,0268 (2,5921) |
| Abendarbeit | -0,6606 (0,9559) | -0,7733 (0,9004) | 2,4481 (1,8019) | 1,9616 (1,6897) |
| Wochenendarbeit | 0,2901 (0,8032) | 0,1160 (0,7726) | 1,9977 (1,8054) | 1,4804 (1,7901) |
| Arbeitszeitregelungen: wechselnde Arbeitszeiten | 0,0952 (0,8498) | -0,5025 (0,8231) | -0,1437 (1,5704) | -0,7128 (1,5046) |
| Arbeitszeitregelungen: selbst festgelegte Arbeitszeiten | 0,1448 (1,2562) | 0,1129 (1,2121) | -3,4413 (2,5280) | -4,1224* (2,3607) |
| Arbeitszeitregelungen: Arbeitszeitkonten | 1,6330* (0,8980) | 1,2647 (0,8578) | -1,0073 (2,0433) | -1,3501 (1,9026) |
| Berufliche Stellung: gelernte und Facharbeiter | 2,0469 (1,8784) | 1,7828 (1,7646) | -6,1034 (4,0066) | -5,6646 (3,7460) |
| Berufliche Stellung: Vorarbeiter, Kolonnenführer, Meister, Polier | -3,6697 (3,1958) | -3,3786 (3,2625) | -4,2443 (7,2179) | -4,2471 (5,7735) |
| Berufliche Stellung: Angestellter mit einfachen Tätigkeiten | 2,9047** (1,3670) | 3,2200** (1,3495) | -2,6139 (3,6760) | -3,5807 (3,2809) |
| Berufliche Stellung: Angestellter mit qualifizierten Tätigkeiten | 4,8467*** (1,4082) | 5,7876*** (1,3790) | -0,1846 (4,0759) | -0,7787 (3,6111) |
| Berufliche Stellung: Angestellter mit hochqualifizierten Tätigkeiten, Leitungsfunktionen, umfassenden Führungsaufgaben | 5,4176*** (1,7529) | 7,3329*** (1,6984) | -2,5078 (4,8325) | -2,8248 (4,3589) |
| Erforderliche Qualifikation: Berufsausbildung | 1,1346 (1,1590) | 1,7169 (1,1261) | -0,4145 (2,2607) | -0,4751 (2,1455) |
| Erforderliche Qualifikation: Studium | 4,7214*** (1,5233) | 4,6663*** (1,4818) | -0,8776 (3,4408) | -1,4453 (3,3317) |
| Chancen gleichwertige Stelle zu finden: schwierig | -7,0109*** (1,1935) | -7,4071*** (1,1025) | -0,0918 (2,1942) | -0,8141 (2,0415) |

| | | | | |
|--|-------------------------|-------------------------|-----------------------|------------------------|
| Chancen gleichwertige Stelle zu finden: praktisch unmöglich | -13,8695*** (1,2899) | -14,8412*** (1,2108) | -3,3208 (2,4928) | -4,3798* (2,3647) |
| Arbeitsplatzunsicherheit | 0,4725*** (0,0171) | 0,3792*** (0,0173) | 0,4017*** (0,0322) | 0,3450*** (0,0307) |
| Aufstiegchancen | 0,0977*** (0,0169) | 0,1242*** (0,0162) | 0,0217 (0,0293) | 0,0504* (0,0276) |
| Betriebszugehörigkeit | -0,4326*** (0,0350) | -0,4876*** (0,0348) | 1,0760*** (0,3983) | 0,7144** (0,3221) |
| Pendler | 0,3420 (0,6402) | 0,4655 (0,6148) | 0,6987 (1,9046) | 1,2299 (1,7898) |
| Alte Bundesländer | 4,4627*** (0,7725) | 3,5168*** (0,7437) | -7,5721** (3,8260) | -5,7001 (3,5481) |
| Privatwirtschaft | 1,1425 (0,7286) | 1,5285** (0,6949) | -1,3829 (2,2956) | -1,2212 (2,1185) |
| Betriebsgröße 20–199 | -3,0674*** (0,9417) | -3,2675*** (0,9028) | -1,5793 (2,4819) | -0,8531 (2,2985) |
| Betriebsgröße 200–1999 | -1,1581 (1,0284) | -1,8732* (0,9906) | -1,2744 (2,6953) | -0,5578 (2,5921) |
| Betriebsgröße > = 2000 | -1,7080 (1,0756) | -2,4114** (1,0205) | -2,1268 (2,9039) | -1,2810 (2,8013) |
| Jahr 2007 | 1,7771*** (0,6192) | 1,5863*** (0,5863) | -0,5693 (1,0708) | -0,5027 (0,9564) |
| Jahr 2009 | 0,6014 (0,7344) | 0,2358 (0,6979) | -3,9192** (1,7350) | -3,7513** (1,4880) |
| Arbeitszufriedenheit | | -3,7130*** (0,2020) | | -4,1080*** (0,3438) |
| Konstante | 9,2345*** (2,4214) | 39,3181*** (2,9172) | 8,3507 (7,8216) | 40,1460*** (7,4590) |
| Personenspezifische fixe Effekte | Nein | Nein | Ja | Ja |
| R ² | 0,2847 | 0,3454 | 0,6815 | 0,7102 |
| Korrigiertes R ² | 0,2811 | 0,3420 | 0,4671 | 0,5150 |

Anmerkung: 6374 Beobachtungen von 2533 Frauen. OLS für Kündigungsabsicht. Robuste auf Personenebene geclusterte Standardfehler für Koeffizienten in runden Klammern. Relativer Effekt (Semi-Elastizität) für Wechsel von faire auf unfaire Entlohnung am Mittelwert aller anderen erklärenden Variablen in eckigen Klammern. Koeffizient signifikant auf dem * 10%-, ** 5%- und *** 1%-Niveau.

Daten: SOEP 2005+2007+2009.

Die Unterschiede zwischen Männern und Frauen hinsichtlich der Ergebnisse für die Kontrollvariablen sind ebenfalls gering. So zeigt sich, dass neben der unfairen Entlohnung nur wenige Variablen einen statistisch signifikanten Einfluss auf die Kündigungsabsicht über die einzelnen Spezifikationen haben. Die Höhe des Arbeitseinkommens hat zwar tendenziell einen negativen Einfluss auf die Kündigungsabsicht ist aber nur von geringer statistischer Signifikanz – im Gegensatz zur wahrgenommenen unfairen Entlohnung. Wenig überraschend haben Arbeitnehmer mit schlechteren Chancen eine gleichwertige Stelle zu finden geringere Kündigungsabsichten. Arbeitnehmer mit einer höheren Wahrscheinlichkeit ihre Stelle zu verlieren haben eine höhere Wahrscheinlichkeit auch von sich aus eine neue Stelle zu suchen. Die Ergebnisse der konservativen Spezifikationen (2) und (4) zeigen entsprechend der Erwartungen, dass Arbeitnehmer, die zufriedener mit ihrer Arbeit sind, signifikant geringere Kündigungsabsichten haben.

Wir haben verschiedene Robustheitschecks bezüglich der Stichproben vorgenommen, auf die wir an dieser Stelle kurz verbal eingehen. Zunächst haben wir die Spezifikationen (1) und (2) für die einzelnen Querschnitte 2005, 2007 und 2009 geschätzt, in denen sich keine nennenswerten Unterschiede ergaben. Außerdem haben wir alle Schätzungen mit einem ausbalancierten Panel von Arbeitnehmern wiederholt, die in allen drei Wellen in der gleichen Firma tätig waren ($n=7983$; $N=2661$). Durch den Ausschluss von Firmenwechslern, reduziert sich ein mögliches Verzerrungsproblem durch unbeobachtbare zeitkonstante Firmenheterogenität. Die Ergebnisse erwiesen sich auch in dieser konservativen Stichprobe als robust.

Ein Endogenitätsproblem, das der Interpretation unserer Ergebnisse als kausale Effekte entgegenstehen könnte, ist eine mögliche umgekehrte Kausalität, die auch durch Schätzungen mit personenspezifischen Effekten nicht behoben wird. Denn wir können nicht ausschließen, dass beispielsweise zur Vermeidung kognitiver Dissonanzen die subjektive Beurteilung der Arbeitszufriedenheit und der Kündigungsabsicht die subjektive Wahrnehmung der Lohngerechtigkeit direkt beeinflusst. So könnten zufriedene Arbeitnehmer auch ihre Entlohnung als subjektiv gerecht beurteilen, obwohl sie es nach objektiven Kriterien nicht ist. Unzufriedene und kündigungswillige Arbeitnehmer könnten eine objektiv gerechte Entlohnung als ungerecht empfinden, um ihre Unzufriedenheit und Kündigungsabsicht zu rechtfertigen. Ein möglicher Ansatz um dem Problem der umgekehrten Kausalität zu begegnen wären IV-Schätzungen, für die uns allerdings keine geeigneten Instrumente zur Verfügung stehen.

5. Fazit

In unserer empirischen Analyse mit SOEP Daten für die Jahre 2005, 2007 und 2009 konnten wir zeigen, dass die subjektive Gerechtigkeitsbeurteilung

des eigenen Arbeitseinkommens eine wichtige Determinante der Arbeitszufriedenheit und der Kündigungsabsichten von männlichen und weiblichen Arbeitnehmern ist. In den von uns bevorzugten Panel-Schätzungen mit personenspezifischen fixen Effekten und der zusätzlichen Kontrolle für die Lebenszufriedenheit haben Arbeitnehmer mit einer als ungerecht wahrgenommenen Entlohnung im Durchschnitt eine um etwa 5 Prozent geringere Arbeitszufriedenheit bei Männern und eine um etwa 4 Prozent geringere Arbeitszufriedenheit bei Frauen. In den Schätzungen mit personenspezifischen fixen Effekten und der zusätzlichen Kontrolle für die Arbeitszufriedenheit haben Arbeitnehmer mit einer als ungerecht wahrgenommenen Entlohnung im Durchschnitt eine um etwa 15 Prozent höhere Kündigungsabsicht bei Männern und eine um etwa 16 Prozent höhere Kündigungsabsicht bei Frauen. Die Größenordnung der geschätzten Einflüsse selbst und ein Vergleich mit anderen Determinanten der Arbeitszufriedenheit und Kündigungsabsicht zeigen, dass ungerechte Entlohnung sowohl einen statistisch als auch ökonomisch signifikanten Einfluss hat.

Unsere Ergebnisse sind im Einklang mit vielen vorherigen theoretischen und empirischen Arbeiten, die die Relevanz einer fairen Entlohnung und nicht nur der absoluten Lohnhöhe betonen. Geringe Arbeitszufriedenheit und hohe Kündigungsabsichten der Arbeitnehmer sind nicht nur relevant aus einer arbeitnehmerseitigen Wohlfahrtsperspektive, sondern können auch mit Kosten für die Arbeitgeberseite verbunden sein. Beispielsweise sind negative Motivationseffekte (z. B. innere Kündigung, mangelnde oder sogar negative Reziprozität) und höhere Turnover-Kosten zu erwarten. Somit sollte die faire Ausgestaltung der Entlohnung sowohl aus Sicht der Arbeitnehmer als auch aus Sicht der Arbeitgeber von nicht zu unterschätzender Bedeutung sein. Die wichtige Frage, was die Gerechtigkeitsbeurteilung der eigenen Entlohnung beeinflusst, würde jedoch den Umfang unseres Beitrages sprengen und wird bereits in mehreren anderen Studien untersucht. Die Ergebnisse von Struck et al. (2006), Schneck (2013) und Pfeifer (2014) legen beispielsweise nahe, dass die Höhe und Entwicklung der eigenen Entlohnung, die Entlohnung von Vergleichsgruppen (z. B. Arbeitskollegen, Vorgesetzte) und Institutionen wie Betriebsräten eine große Rolle spielen. In einem Experiment von Abeler et al. (2010) wird gezeigt, dass eine Bezahlung nach Leistung (Equity) gerechter eingeschätzt wird als eine gleich hohe Bezahlung für alle Arbeitnehmer auf einer Hierarchieebene (Equality). Abeler et al. (2011) kommen ferner zu dem Ergebnis, dass ungleiche Bezahlung per se nicht zur Wahrnehmung von Ungerechtigkeit führt. Entscheidend sind vielmehr soziale Vergleiche und der Informationsstand über die Leistungen und Produktivität anderer Personen.

Literatur

- Abeler, J./Altmann, S./Kube, S./Wibral, M.* (2010): Gift Exchange and Workers' Fairness Concerns: When Equality Is Unfair, *Journal of the European Economic Association* 8, 1299–1324.
- Abeler, J./Goerg, S./Wibral, M./Altmann, S./Kube, S.* (2011): Equity and Efficiency in Multi-Worker Firms: Insights from Experimental Economics, IZA Discussion Paper No. 5727, Bonn.
- Adams, J. S.* (1965): Inequity in Social Exchange, in: L. Berkowitz (Hrsg.), *Advances in Experimental Social Psychology*, New York, 267–299.
- Akerlof, G./Rose, A./Yellen, J./Ball, L./Robert, E.* (1988): Job Switching and Job Satisfaction in the U.S. Labor and in Market, *Brooking Papers on Economic Activity* 2, 495–594.
- Akerlof, G./Yellen, J.* (1990): The Fair Wage-Effort Hypothesis and Unemployment, *Quarterly Journal of Economics* 105, 255–283.
- Becker, G.* (1964): *Human Capital. A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*, New York.
- Bewley, T.* (1999): *Why Wages Don't Fall During A Recession?* Cambridge.
- Böckerman, P./Ilmakunnas, P.* (2009): Job Disamenities, Job Satisfaction, Quit Intentions, and Actual Separations: Putting the Pieces Together, *Industrial Relations* 48, 73–96.
- Brenke, K./Grabka, M.* (2011): Schwache Lohnentwicklung im letzten Jahrzehnt, *DIW Wochenbericht* 83, 3–15.
- Brown, G./Gardner, J./Oswald, A./Qian, J.* (2008): Does Wage Rank Affect Employees' Well-being?, *Industrial Relations* 47, 355–389.
- Budria, S./Ferrer-i-Carbonell, A.* (2012): Income Comparisons and Non-Cognitive Skills, SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research No. 441, Berlin.
- Camerer, C./Malmendier, U.* (2007): Behavioral Economics of Organizations, in: P. Diamond und H. Vartiainen (Hrsg.), *Behavioral Economics and Its Applications*. Princeton University Press, 235–290.
- Card, D./Mas, A./Moretti, E./Saez, E.* (2012): Inequality at Work: The Effect of Peer Salaries on Job Satisfaction, *American Economic Review* 102, 2981–3003.
- Clark, A.* (2001): What Really Matters in a Job? Hedonic Measurement Using Quit Data, *Labour Economics* 8, 223–242.
- Clark, A.* (2005): Your Money or Your Life: Changing Job Quality in OECD Countries, *British Journal of Industrial Relations* 43, 377–400.
- Clark, A./Frijters, P./Shields, M.* (2008): Relative Income, Happiness, and Utility: An Explanation for the Easterlin and Other Puzzles Paradox, *Journal of Economic Literature* 46, 95–144.
- Clark, A./Kristensen, N./Westergaard-Nielsen, N.* (2009): Job Satisfaction and Co-Worker Wages: Status or Signal, *Economic Journal* 119, 430–447.

- Clark, A./Oswald, A. (1996): Satisfaction and Comparison Income, *Journal of Public Economics* 61, 359–381.
- Cornelißen, T. (2009): The Interaction of Job Satisfaction, Job Search, and Job Changes. An Empirical Investigation with German Panel Data, *Journal of Happiness Studies* 10, 367–384.
- Dohmen, T./Falk, A./Huffman, D./Sunde, U. (2009): Homo Reciprocans. Survey Evidence on Behavioural Outcomes, *Economic Journal* 119, 592–612.
- Easterlin, R. (1974): Does Economic Growth Improve the Human Lot? in: P. David/M. Abramovitz (Hrsg.), *Nations and Households in Economic Growth. Essay in Honour of Moses Abramovitz*, New York, 89–125.
- Falk, A./Menrath, I./Siegrist, J./Verde, P. (2011): Cardiovascular Consequences of Unfair Pay, IZA Discussion Paper No. 5720, Bonn.
- Fehr, E./Goette, L./Zehnder, C. (2009): A Behavioral Account of the Labor Market. The Role of Fairness Concerns, *Annual Review of Economics* 1, 355–384.
- Fehr, E./Kirchsteiger, G./Riedl, A. (1993): Does Fairness Prevent Market Clearing? An Experimental Investigation, *Quarterly Journal of Economics* 108, 437–459.
- Ferrer-i-Carbonell, A./Frijters, P. (2004): How Important is Methodology for the Estimates of the Determinants of Happiness?, *Economic Journal* 114, 641–659.
- Freeman, R. (1978): Job Satisfaction as an Economic Variable, *American Economic Review* 68, 135–141.
- Galizzi, M./Lang, K. (1998): Relative Wages, Wage Growth, and Quit Behavior, *Journal of Labor Economics* 16, 367–390.
- Hamermesh, D. (1975): Interdependence in the Labour Market, *Economica* 42, 420–429.
- Judge, T./Thoresen, C./Bono, J./Patton, G. (2001): The Job Satisfaction-Job Performance Relationship. A Qualitative and Quantitative Review, *Psychological Bulletin* 127, 376–407.
- Kahneman, D./Krueger, A. (2006): Developments in the Measurement of Well-Being, *Journal of Economic Perspectives* 20, 3–24.
- Kahneman, D./Tversky, A. (1979): Prospect Theory. An Analysis of Decision Under Risk, *Econometrica* 47, 263–292.
- Lévy-Garboua, L./Montmarquette, C./Simonnet, V. (2007): Job Satisfaction and Quits, *Labour Economics* 14, 251–268.
- Liebig, S./Valet, P./Schupp, J. (2010): Perceived Income Justice Depends on the Economy, DIW Weekly Report 6, 187–192.
- Locke, E. (1976): The Nature and Causes of Job Satisfaction, in: M. Dunette (Hrsg.), *Handbook of Industrial and Organizational Psychology*, Chicago, 1297–1349.
- March, J./Simon, H. (1993): *Organizations*, Cambridge.
- Mortensen, D. (1986): Job Search and Labor Market Analysis, in: O. Ashenfelter/R. Layard (Hrsg.), *Handbook of Labor Economics*, Volume 1, Amsterdam, 849–919.

- Pfeifer, C.* (2014): Determinants of fair own wage perceptions: the moderating effect of works councils and performance evaluations, *Applied Economics Letters* 21, 47–50.
- Pfeifer, C./Schneck, S.* (2012a): Relative Wage Positions and Quit Behavior: Evidence from Linked Employer-Employee Data, *Industrial and Labor Relations Review* 65, 126–147.
- Pfeifer, C./Schneck, S.* (2012b): Non-Linear Effects of Comparison Income in Quit Decisions: Status versus Signal!, *LABOUR: Review of Labour Economics and Industrial Relations* 26, 356–368.
- Salop, J./Salop, S.* (1976): Self-Selection and Turnover in the Labor Market, *Quarterly Journal of Economics* 90, 619–627.
- Schneck, S.* (2013): My Wage is Unfair! Just a Feeling or Comparison with Peers?, *EconStor Preprints* 70096, ZBW – German National Library of Economics.
- Senik, C.* (2008): Ambition and Jealousy: Income Interactions in the „Old“ Europe versus the „New“ Europe and the United States, *Economica* 75, 495–513.
- Struck, O./Stephan, G./Köhler, C./Krause, A./Pfeifer, C./Sohr, T.* (2006): Arbeit und Gerechtigkeit – Entlassungen und Lohnkürzungen im Gerechtigkeitsurteil der Bevölkerung, VS-Verlag, Wiesbaden.
- Tortia, E.* (2008): Worker Well-Being and Perceived Fairness: Survey-Based Findings from Italy, *Journal of Socio-Economics* 37, 2080–2094.
- Van Praag, B.M.S./Ferrer-i-Carbonell, A.* (2008): Happiness Quantified: A Satisfaction Calculus Approach, Oxford University Press.
- Wagner, G./Frick, J./Schupp, J.* (2007): The German Socio-Economic Panel Study (SOEP): Scope, Evolution and Enhancements, *Journal of Applied Social Science (Schmollers Jahrbuch)* 127, 139–169.
- Wood, J./Taylor, K./Suls, J./Wills Wood, J.* (1991): No Serving Self-Relevant Goals Through Social Comparison, in: J. Suls/T. Wills (Hrsg.), *Social Comparison: Contemporary Theory and Research*, Hillsdale, 23–49.