



**BERGISCHE
UNIVERSITÄT
WUPPERTAL**

Arbeitsstress und mentale Gesundheit

Schriftliche Habilitationsleistung zur Erlangung der Venia Legendi für das Fach Arbeitsepidemiologie

in der
Fakultät für Maschinenbau und Sicherheitstechnik

der
Bergischen Universität Wuppertal

vorgelegt von
Dr. med. Jean-Baptist Freiherr von du Prel, MPH
aus München

Wuppertal 2022

Eidesstattliche Erklärung

Hiermit versichere ich an Eides statt, dass ich die vorliegende kumulative Habilitationsschrift selbstständig und ohne unzulässige fremde Hilfe verfasst habe. Dabei habe ich keine anderen als die angegebenen Quellen und Hilfsmittel verwendet. Die wörtlich oder sinngemäß entnommenen Stellen habe ich als solche kenntlich gemacht. Zudem erkläre ich, dass diese Habilitationsschrift bislang von keiner anderen Fakultät abgelehnt wurde.

Die ethischen Grundsätze sowie die jeweils aktuellen Leitlinien und Empfehlungen zur Sicherung einer guten wissenschaftlichen Praxis wurden bei den Untersuchungen, die Gegenstand dieser kumulativen Habilitationsschrift sind, beachtet.

Wuppertal, den 14.02.2022

Dr. med. Jean-Baptist Freiherr von du Prel, MPH

Gendererklärung

In dieser Arbeit wird aus Gründen der besseren Lesbarkeit die Sprachform des generischen Maskulinums verwendet. Es wird an dieser Stelle darauf hingewiesen, dass die ausschließliche Verwendung der männlichen Form geschlechtsunabhängig verstanden werden soll.

Zusammenfassung

Diese kumulative Habilitationsschrift umfasst sieben Originalarbeiten. Deren übergeordnetes Ziel ist die Untersuchung von arbeitsbezogenem Stress und mentaler Gesundheit aus arbeitsepidemiologischer Sicht. Konkret wird der Einfluss von Arbeitsstress und psychischen Störungen auf Arbeitsunfähigkeit (AU) bzw. der mittel- und unmittelbare Einfluss von arbeitsbezogenem Stress auf Depressivität als eine häufige Form psychischer Störungen erforscht. Zudem wird der Zusammenhang zwischen Prädisposition, Arbeitsumgebung sowie körperlicher Freizeitaktivität und Arbeitsstress untersucht. Alle Originalarbeiten basieren auf stresstheoretischen Grundlagen zu psychosozialen Arbeitsbelastungen. Als Datenbasis dient bei sechs Untersuchungen die deutschlandweite prospektive lidA („leben in der Arbeit“)- und in einem Fall die schwedische WOLF („Work, Lipids and Fibrinogen“)-Kohortenstudie. Die statistischen Analysen erfolgen mittels multipler Regressions-, Moderations-, Mediations-, Mehrebenen-, Strukturgleichungs- und Imputationsmodelle.

Ein Zusammenhang zwischen Arbeitsstress und AU kann im fortgeschrittenen Erwerbsalter auch unabhängig von psychischen Störungen bestehen. Jedoch erfolgt wahrscheinlich ein Teil der Varianzaufklärung des Zusammenhangs von psychischen Störungen und AU durch arbeitsbezogenen Stress. Arbeitsstress kann als partieller Mediator in der Assoziation von Sozialstatus und Depressivität wirken sowie selbst zum Teil durch einen Konflikt zwischen Berufs- und Privatleben vermittelt werden. Beides trägt zur Varianzaufklärung von Depressivität bei. Beschäftigte aller Altersgruppen aus dem Industriesektor mit Verausgabungsneigung zeigen im Längsschnitt eine erhöhte Anfälligkeit für Arbeitsstress. Bei älteren Beschäftigten kann körperliche Freizeitaktivität als Moderator das Stressniveau über die Zeit senken.

Die Studien zeigen unterschiedliche Wege auf, auf denen arbeitsbezogener Stress mittel- und unmittelbar Einfluss auf psychische Störungen bzw. AU nehmen kann. Sie eröffnen damit verhaltens- und verhältnispräventive Ansätze zur Stressreduktion bei Beschäftigten im fortgeschrittenen Alter sowie bei solchen mit Verausgabungsneigung.

Die Originalarbeiten tragen durch den Innovationsgehalt ihrer Fragestellung und/oder ihres Studiendesigns (z.B. Studienkollektiv, Analysemethodik) zur Erweiterung des Kenntnisstandes in der Stressforschung bei. Jede Originalarbeit liefert einen Stein zu einem Mosaik, das in seiner Gesamtheit bedeutende Ansätze zur Vorbeugung von psychosozialen Arbeitsstress, psychischen Störungen und AU eröffnet.

Übersicht einbezogener Originalarbeiten

1. **Du Prel, J.-B.**, March, S., Schröder, H., & Peter, R. (2015). Berufliche Gratifikationskrisen und Arbeitsunfähigkeit in Deutschland. *Bundesgesundheitsblatt Gesundheitsforschung Gesundheitsschutz*, 58(9), 996-1004. <https://doi.org/10.1007/s00103-015-2207-5>
2. Peter, R., March, S., Schröder, H., & **du Prel, J.-B.** (2015). Besteht ein Zusammenhang von psychischen Erkrankungen und Arbeitsunfähigkeit unabhängig von soziodemografischen Faktoren? *Das Gesundheitswesen*, 77(4), e70-e76. <https://doi.org/10.1055/s-0034-1398598>
3. **Du Prel, J.-B.**, Iskenius, M., & Peter, R. (2014). Are effort-reward imbalance and social isolation mediating the association between education and depressiveness? Baseline findings from the lidA(§)-study. *International Journal of Public Health*, 59(6), 945-955. <https://doi.org/10.1007/s00038-014-0613-3>
4. **Du Prel, J.-B.**, & Peter, R. (2015). Work family-conflict as a mediator in the association between work-related stress and depressive symptoms – Results from the prospective lidA cohort study. *International Archives of Occupational and Environmental Health*, 88(3), 359-368. <https://doi.org/10.1007/s00420-014-0967-0>
5. Peter, R., March, S., & **du Prel, J.-B.** (2016). Are status inconsistency, work stress and work-family conflict associated with depressive symptoms? Testing prospective evidence in the lidA study. *Social Science & Medicine*, 151, 100-109. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2016.01.009>
6. **Du Prel, J.-B.**, Runeson-Broberg, R., Westerholm, P., Alfredsson, L., Fahlén, G., Knutsson, A., Nordin, M., & Peter, R. (2018). Work overcommitment – Is it a trait or a state? *International Archives of Occupational and Environmental Health* 91(1), 1-11. <https://doi.org/10.1007/s00420-017-1253-8>.
7. **Du Prel, J.-B.**, Siegrist, J., & Borchart, D. (2019). The Role of Leisure-Time Physical Activity in the Change of Work-Related Stress (ERI) over Time. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 16 (23), 4839. <https://doi.org/10.3390/ijerph16234839>

Inhaltsverzeichnis

Eidesstattliche Erklärung	II
Gendererklärung	III
Zusammenfassung	IV
Übersicht einbezogener Originalarbeiten	V
Inhaltsverzeichnis	VI
Abkürzungsverzeichnis	VIII
Tabellen- und Abbildungsverzeichnis	IX
1 Einleitung	1
2 Hintergrund und wissenschaftlicher Kenntnisstand	3
2.1 Psychosoziale Belastungen und arbeitsbezogener Stress	3
2.2 Psychische Erkrankungen	15
2.3 Depressive Störungen	18
2.4 Beziehung von arbeitsbezogenem Stress und psychischen Störungen	20
2.5 Gesundheitsförderung und Prävention in Hinblick auf arbeitsbezogenen Stress und mentale Gesundheit	22
2.6 Methodische Aspekte	24
2.7 Forschungsfragen	27
3 Kurzbeschreibung der Originalarbeiten	29
4 Diskussion	50
4.1 Bedeutung psychosozialen Arbeitsstressses und psychischer Störungen in Bezug auf Arbeitsunfähigkeit	50
4.2 Unterschiedliche Rollen von arbeitsbezogenem Stress im Kontext vertikaler und horizontaler sozialer Ungleichheit bei Depressivität	53
4.3 Einfluss von Prädisposition, Arbeitsumgebung und körperlicher Bewegung in der Freizeit auf arbeitsbezogenen Stress	56
4.4 Erörterung der Ergebnisse unter Aspekten der Gefährdungsbeurteilung, der betrieblichen Gesundheitsförderung und der Prävention	58
4.5 Limitationen der Ergebnisse	66
4.6 Erörterung der Ergebnisse im Gesamtzusammenhang	67
4.7 Weiterer Forschungsbedarf	69

5 Fazit	71
6 Literaturverzeichnis	72
7 Anhang Originalarbeiten	88

Abkürzungsverzeichnis

ArbSchG	Arbeitsschutzgesetz
AU	Arbeitsunfähigkeit
BAuA	Bundesanstalt für Arbeitsschutz und Arbeitsmedizin
BDI-V	Beck Depressions-Inventar - Kurzversion
BKK	Betriebskrankenkassen
COPSOQ	Copenhagen Psychosocial Questionnaire
COVID-19	Coronavirus Disease 2019
DEGS1(-MH)	Studie zur Gesundheit Erwachsener in Deutschland (- Modul „Psychische Gesundheit“)
DIN EN ISO	Deutsches Institut für Normung, Europäische Norm, International Organization for Standardization (Normung)
DSM(-IV-TR)	Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders(-vierte Auflage-Textrevision)
ERI	Effort Reward Imbalance
EU-OSHA	Europäische Agentur für Sicherheit und Gesundheitsschutz am Arbeitsplatz
GEDA-Studie	„Gesundheit in Deutschland für alle“-Studie
GRADE	Grading Recommendations Assessment, Development & Evaluation
HHN-Achse	Hypothalamus-Hypophysen-Nebennierenrinden-Achse
IEB	Integrierte Erwerbsbiographie
JDC(S)-Modell	Job Demand Control (Support)-Modell
LAU	Langzeit-Arbeitsunfähigkeit
lidA-Studie	„leben in der Arbeit“-Studie
PANAS	Positive and Negative Affect Schedule
PHQ-8	8-Item-Version des Patient Health Questionnaires
WFC	Work-Family Conflict
WHO	World Health Organization
WOLF-Studie	„Work, Lipids and Fibrinogen“-Studie
SARS-CoV-2	Severe Acute Respiratory Syndrome Coronavirus 2
SNN-Achse	Sympathisches-Nervensystem-Nebennierenmark-Achse
TK	Techniker Krankenkasse

Tabellen- und Abbildungsverzeichnis

Tabellen

Tabelle 1: Studiendesign der lidA- und der WOLF-Studie	25
Tabelle 2: Direkte, indirekte sowie gesamte Effekte in der Assoziation zwischen Bildung und Depressivität	36

Abbildungen

Abbildung 1: Das Modell beruflicher Gratifikationskrisen	9
Abbildung 2: Das Anforderungs-Kontroll-Modell	12
Abbildung 3: Modell zur Beziehung von Bildung und Depressivität	34
Abbildung 4: Mediationskriterien nach Baron und Kenny	35
Abbildung 5: Mehrebenenanalyse zur Aufklärung einer regionalen Variabilität der Assoziationen im Mediationsmodell auf Ebene 1 durch die Arbeitslosenquote als Moderator auf Ebene 2	37
Abbildung 6: Mediation eines Work-Family-Konfliktes zwischen arbeitsbezogenem Stress und Depressivität bei Frauen sowie in Voll- bzw. Teilzeitbeschäftigung	40
Abbildung 7: Effektmodifikation von arbeitsbezogenem Stress über die Zeit durch körperliche Freizeitaktivität	48

1 Einleitung

Im Zuge des demographischen Wandels, der Globalisierung, des schnellen technischen Fortschritts und der Digitalisierung ist die heutige Arbeitswelt durch ständige Veränderungen gekennzeichnet. Dabei hält die Entwicklung weg von produktionsnahen hin zu wissensbasierten Tätigkeiten an (Badura et al., 2010). Die Veränderungen bedingen zunehmende Anforderungen an die Beschäftigten, z. B. durch das Erfordernis höherer Flexibilität, Mobilität und Arbeitsintensität in Verbindung mit schwindenden Grenzen von Arbeitszeit (Bundesministerium für Arbeit und Soziales, 2022; Robert Koch-Institut, 2016; Rothe et al., 2017). In den meisten Industriestaaten steht diesen Veränderungen im Zuge des demographischen Wandels eine alternde Arbeitnehmerschaft gegenüber. Durch den Alterungsprozess können sich – konträr zu den steigenden Anforderungen – Einschränkungen in der Belastbarkeit ergeben.

Die mit diesen Veränderungen einhergehenden Arbeitsbedingungen stehen in einem engen Zusammenhang mit der Zunahme psychischer Belastungen für die Beschäftigten (Fergen & Tiedemann, 2018). Diesen Belastungen stehen persönliche Ressourcen gegenüber, die sowohl durch die arbeitsbezogenen Verhältnisse als auch durch das eigene Verhalten gestärkt werden können und die ein gesundheitsförderliches Potential aufweisen (Gemeinsame Deutsche Arbeitsschutzstrategie, 2017). Inwieweit sich psychische Belastungen auf die mentale Gesundheit der Beschäftigten auswirken, welche Rolle Ressourcen dabei spielen und auf welchen Wegen dies geschieht, ist Gegenstand des fortlaufenden Wissenschaftsdiskurses.

Parallel zu den beschriebenen Veränderungen in der Arbeitswelt haben Arbeitsunfähigkeits(AU)-Tage und vorzeitige Berentung auf Grund psychischer Störungen in den letzten Jahrzehnten in Deutschland deutlich zugenommen (Beermann, 2016; Rothe et al., 2017). In Erwerbstätigenbefragungen werden psychische Belastungen zugleich häufiger genannt. So wird etwa im Stressreport der Bundesanstalt für Arbeitsschutz und Arbeitsmedizin (BAuA) über höheren Termin- und Leistungsdruck sowie einen Anstieg der Multitasking-Anforderungen berichtet (Lohmann-Haislah, 2012).

Die psychische Gesundheit von Beschäftigten ist seit einigen Jahren auch von zunehmendem öffentlichem Interesse (Bundesministerium für Arbeit und Soziales, 2017). Dem tragen unterschiedliche öffentliche Initiativen Rechnung. So bildet beispielsweise eine angemessene Arbeitsgestaltung bei psychischer Belastung seit 2013 einen

Schwerpunkt der Gemeinsamen Deutschen Arbeitsschutzstrategie (Bundesministerium für Arbeit und Soziales, 2017; Gemeinsame Deutsche Arbeitsschutzstrategie, 2017).

Die Originalarbeiten dieser kumulativen Habilitationsschrift dienen dem Ziel, einen Beitrag zur Ergründung der Zusammenhänge zwischen psychosozialen Arbeitsbelastungen und psychischen Störungen sowie deren Folgen für den Arbeitsmarkt zu leisten. Darüber hinaus werden auf Grundlage der Ergebnisse dieser Untersuchungen Überlegungen dazu angestellt, wie betriebliche Gesundheitsförderung und Prävention sowohl das Risiko für psychische Störungen auf Grundlage psychosozialer Belastungen als auch deren Folgen für Beschäftigte, Betriebe sowie die Gesellschaft vermindern können.

Im folgenden Abschnitt wird der theoretische Hintergrund der einbezogenen Originalarbeiten zusammengefasst. Grundlegende Begriffe für das Verständnis dieser kumulativen Habilitationsschrift werden eingeführt, sowie stresstheoretische und methodische Grundlagen vermittelt. Der aktuelle Stand der Forschung zu psychosozialen Arbeitsstress und psychischen Störungen sowie deren Zusammenhang bzw. deren Folgen unter arbeitsepidemiologischen und ökonomischen Gesichtspunkten wird wiedergegeben. Es folgen die forschungsleitenden Fragestellungen. Die einbezogenen Originalarbeiten werden im Folgeabschnitt zusammenfassend vorgestellt. In der Gesamtdiskussion wird daran anschließend kurz auf die Ergebnisse der Einzelstudien einschließlich der Grenzen ihrer Aussagekraft eingegangen und diese werden unter Gesichtspunkten der Gesundheitsförderung bzw. der Prävention erörtert. Auf die Darlegung von Forschungslücken im betrachteten Kontext von Arbeitsstress und mentaler Gesundheit folgt das Fazit.

2 Hintergrund und wissenschaftlicher Kenntnisstand

2.1 Psychosoziale Belastungen und arbeitsbezogener Stress

Unter dem Begriff „psychische Belastungen“ ist die Gesamtheit aller kognitiven, emotionalen und verhaltensbezogenen Arbeitsanforderungen zu verstehen (Beck et al., 2017). Diese resultieren aus der Organisation der Arbeit, der Aufgabenverteilung und -gestaltung, sowie den sozialen Interaktionen und den Umgebungsbedingungen bei der Arbeit. Der Begriff „Belastung“ ist im arbeitswissenschaftlichen Sinn wertneutral zu sehen. Er bezeichnet lediglich die Anforderungen an den Beschäftigten, die sich aus der Arbeit ergeben, als von außen wirkende Größe (Schmauder & Spanner-Ulmer, 2014). So können psychische Belastungen in Abhängigkeit von der individuellen Beanspruchung des Beschäftigten mit negativen oder aber mit positiven physischen und psychischen gesundheitlichen wie auch motivationalen Folgen einhergehen. Dies hängt davon ab, in welcher Form und in welchem Maß sich der einzelne Beschäftigte auf Grund individueller Leistungsvoraussetzungen von der Belastung beansprucht fühlt. Dabei können die Folgen der Beanspruchung wiederum die individuellen Leistungsvoraussetzungen verändern (Kahl, 2019). Dementsprechend sind psychische Belastung und psychische Beanspruchung in der internationalen Norm DIN EN ISO 10075-1 wertneutral formuliert: Hier wird „psychische Belastung“ definiert als „die Gesamtheit aller erfassbaren Einflüsse, die von außen auf den Menschen zukommen und psychisch auf ihn einwirken“. „Psychische Beanspruchung“ wird hingegen charakterisiert als „die unmittelbare – nicht langfristige – Auswirkung der psychischen Belastung im Individuum in Abhängigkeit von seinen jeweiligen überdauernden und augenblicklichen Voraussetzungen, einschließlich der individuellen Bewältigungsstrategien“ (DIN EN ISO 10075-1, zitiert nach Joiko et al., 2010). In ihrem Kern gehen diese Begriffe auf das Belastungs-Beanspruchungs-Modell zurück (Rohmert & Rutenfranz, 1975; zitiert nach Richter & Schütte, 2017).

Mit der Novellierung des Arbeitsschutzgesetzes (ArbSchG §5, Abs. 3, Ziffer 6) im Jahr 2013 kommt psychischen Belastungen bei der Arbeit und ihren negativen Folgen für die Gesundheit der Beschäftigten explizit ein gleichrangiger Stellenwert wie körperlichen arbeitsbezogenen Belastungen zu (Bundesministerium für Arbeit und Soziales, 2013). Dabei ist der Schutz vor den gesundheitlichen Risiken arbeitsbedingter psychischer Belastungen nicht nur unter ethischen, sondern auch unter gesellschaftlichen und ökonomischen Gesichtspunkten relevant, wie an anderer Stelle noch näher ausgeführt wird.

Im Folgenden wird häufig der Begriff „psychosoziale Belastungen“ verwendet, wenn es um psychische Belastungen am Arbeitsplatz geht. Mit diesem Begriff wird der Qualität der sozialen Komponente der psychischen Belastung ausreichend Rechnung getragen (Morschhäuser et al., 2013). Im Zuge der Untersuchung arbeitsbezogener Gesundheitsrisiken für Beschäftigte gerieten in den vergangenen Jahrzehnten zunehmend psychosoziale Einflüsse in den Fokus des Interesses der internationalen arbeitsepidemiologischen Forschung: In unterschiedlichen Studien konnte gezeigt werden, dass psychosoziale Faktoren der Arbeitsumgebung das Risiko für somatische Erkrankungen, wie etwa Herz-Kreislauf-Erkrankungen (Dragano et al., 2017; Kivimäki et al., 2006; Kivimäki et al., 2012; Nyberg et al., 2013) oder Diabetes mellitus Typ II (Pena-Gralle et al., 2022), und psychische Krankheiten, wie depressive Störungen (Madsen et al., 2017; Netterstrom et al., 2008; Rugulies et al., 2017; Theorell et al., 2015), erhöhen.

Viele arbeitsbezogene Faktoren aus den Bereichen Arbeitsaufgabe, Organisation, Führung, Arbeitszeit und technische Faktoren können sowohl als Stressoren als auch als Ressourcen für die Beschäftigten wirken (Rothe et al., 2017). Als Stressreaktion werden sowohl emotionale als auch daran anschließende körperliche Reaktionen des Individuums (z. B. die Erhöhung der Stresshormone Adrenalin und Kortisol mit entsprechenden physiologischen Reaktionen des Körpers) als Antwort auf eine Stresseinwirkung bezeichnet (Peter, 2017). Dabei gibt es eine interindividuelle Variabilität, die bestimmt, wie diese Reaktion ausfällt. Neben der individuellen Einschätzung, ob der Stressor eine Bedrohung oder eine Herausforderung darstellt, können hier Vorerfahrungen und Verhaltensweisen eine Rolle spielen. Zusammengenommen wird von Bewältigungsverhalten oder „Coping“ gesprochen. Dabei kann ein Stressor mit physiologischen und psychischen Kosten einhergehen. Das kann dazu führen, dass Arbeitsergebnisse wider Erwarten nicht erreicht werden oder der Beschäftigte leistungsmäßig überfordert wird (Rothe et al., 2020). Gegenspieler zu Stressoren sind Ressourcen. Diese können die persönliche Entwicklung und das Erreichen von Zielen fördern sowie die Wirkung von Stressoren abfedern. Neben angeborenen (z. B. Resilienz) sind in diesem Zusammenhang arbeitskontextuelle Ressourcen zu nennen. Letztere können auf personaler (z. B. Entscheidungs- und Handlungsspielraum), organisationaler (z. B. genügend Erholungspausen) und interpersoneller Ebene (z. B. Unterstützung oder Anerkennung durch Vorgesetzte oder Kollegen) vorliegen (Karasek, 1979; Siegrist, 1996).

Stressoren sind somit Faktoren, die Stress auslösen können, Ressourcen solche, die den Umgang mit Stressoren erleichtern oder unterstützen können. Hierbei können sich unterschiedliche Stressoren wie auch Ressourcen wechselseitig beeinflussen und kumulieren (= Kumulation). Des Weiteren können sich Stressoren und Ressourcen auch gegenseitig abschwächen oder aufheben (= Kompensation). Allerdings können bei Überschreiten eines bestimmten Maßes an beruflichen Anforderungen (z. B. permanente Überstunden ohne ausreichende Erholungszeit) Stressoren mit hoher Wahrscheinlichkeit nicht mehr durch Ressourcen ausgeglichen werden. In diesem Fall ist mit negativen Auswirkungen auf die Psyche zu rechnen (Rothe et al., 2017).

Arbeitsbezogener Stress durch psychosoziale Belastungen ist in Europa weit verbreitet. Jeder zweite Arbeitnehmer gibt an, am Arbeitsplatz häufig arbeitsbezogenem Stress ausgesetzt zu sein, bei jedem vierten ist dies meistens oder immer der Fall (Eurofound & EU-OSHA, 2014). Zudem wird etwa die Hälfte aller arbeitsbezogenen Fehlzeiten durch Stress verursacht (Levi, 2017). Neben physikalischen Stressoren (z. B. Arbeiten unter ungünstigen klimatischen Bedingungen oder bei zu hohem Lärmpegel), die nicht Gegenstand dieser Habilitationsschrift sind, können unterschiedliche psychosoziale Einflüsse, die individuelle Prädisposition und deren Zusammenspiel zu arbeitsbezogenem Stress führen. Europaweit werden eine hohe Arbeitsintensität, Arbeitsplatzunsicherheit, Überstunden oder nicht geregelte Arbeitszeiten von den Beschäftigten selbst häufig als Stressoren genannt (Eurofound & EU-OSHA, 2014). Weitere psychosoziale Stressoren sind Mobbing, sexuelle Belästigung und ein Missverhältnis zwischen beruflichem Einsatz und den dafür erhaltenen Belohnungen (Levi, 2017).

In Deutschland geben 61 % der Erwachsenen an gestresst zu sein: Bei 38 % ist das manchmal und bei 23 % häufig der Fall (Techniker Krankenkasse [TK]-Stress-Studie, 2016). Der Beruf bzw. die Ausbildung steht dabei an erster Stelle der Ursachen für die Stressbelastung. Zwei Drittel der Berufstätigen sind der Ansicht, dass das Stressniveau in den vorangegangenen zwei Jahren angestiegen ist. Beschäftigte nennen mit absteigender Häufigkeit als arbeitsbezogene Stressfaktoren ‚Zu viel Arbeit‘, ‚Termindruck/Hetze‘ und ‚Unterbrechungen/Störungen‘. Mehr als jeweils ein Drittel empfinden zudem ‚mangelnde Anerkennung‘, ‚Informationsüberflutung/E-Mails‘, ‚ungenauere Anweisungen‘ sowie ‚ungerechte Bezahlung‘ als Stressoren (TK-Stress-Studie, 2016). Soziale Unterstützung bei der Arbeit sowie ein ausgewogenes Berufs- und

Privatleben erweisen sich hingegen als protektive Konditionen (Gemeinsame Deutsche Arbeitsschutzstrategie, 2017).

An dieser Stelle wird deutlich, dass unterschiedliche psychosoziale Belastungsformen als Stressoren fungieren können. Im Rahmen des ursprünglich von Selye (1936) definierten „generellen Adaptationssyndroms“ bestand die Vorstellung von Stress noch in einer unspezifischen, immer gleichen Antwort des Körpers auf jede äußere Anforderung. Diese Antwort kann entsprechend dem Modellansatz auch zu Krankheit führen. Gemäß Selyes Vorstellung lassen sich drei unterschiedliche Phasen des generellen Adaptationssyndroms unterscheiden: Auf eine Alarmreaktion als unmittelbare psychophysiologische Antwort in der primären Schockphase, die durch eine verminderte Resistenz gekennzeichnet ist, folgt die Gegenschockphase. In Letzterer werden Gegenmechanismen aktiviert. Darauf folgt die sogenannte „Kampf-oder-Flucht“- (engl. *fight-or-flight*)-Antwort: Durch die erhöhte Aktivierung des Sympathikus werden vermehrt Katecholamine ausgeschüttet, die den Körper physiologisch auf Kampf oder Flucht vorbereiten. Dazu zählen eine erhöhte Herz- und Atemfrequenz, ein Anstieg des Blutdrucks mit Zentralisierung des Blutflusses für die optimale Versorgung von Gehirn und Muskulatur sowie eine vermehrte Bereitstellung von Energiequellen mit Erhöhung des Blutzuckerspiegels. Selyes Kenntnisse zu diesen physiologischen Antworten des Körpers auf Gefahren gehen zurück auf Walter Cannon (1914). Letzterer konnte an Versuchstieren erstmalig diese physiologischen Stressreaktionen auf bedrohliche äußere Reize studieren. Die zweite Phase des generellen Adaptationssyndroms nach Selye (1936) ist gekennzeichnet durch die Resistenz gegenüber einem persistierenden Stressor. In dieser Resistenzphase lösen eine Anpassungsreaktion bzw. die Wiederherstellung des Gleichgewichtes die Alarmreaktion ab. Diese Phase kann allerdings nur von begrenzter Dauer sein. Wenn es über eine längere Periode zu intensiv und zu häufig zur Auslösung einer körperlichen Alarmreaktion kommt, erschöpfen sich die Energiereserven des Individuums, die für die Anpassungsreaktion benötigt werden. Es kommt dann zur dritten Phase in Form von Erschöpfung, Kollaps oder Tod (Selye, 1983).

Während Teilaspekte des generellen Adaptationssyndroms auch nach der heutigen Vorstellung von Stress noch zutreffend sind, wurde die Alles-oder-Nichts-Antwort dieses Ansatzes unabhängig von Stimulus und interindividueller Variation später revidiert (Cooper et al., 2001). Nach der kognitiv-transaktionalen Stresstheorie von Lazarus erfolgt eine Stressreaktion erst nach einer kognitiven Bewertung eines potentiellen Stressors

durch das Individuum (Folkman und Lazarus 1985). Ein Stressor allein genügt auch nach heute vorherrschender Sichtweise nicht mehr, um von Stress zu sprechen; vielmehr steht die Interaktion bzw. die Transaktion des Individuums mit seiner Umwelt im Fokus. Demnach bedarf es, um von Stress zu sprechen, neben dem Stressor zusätzlich einer individuellen Antwort auf diesen, also einer Stressreaktion. Diese kann bei der jeweils gegenüber dem Stressor exponierten Person in Abhängigkeit von der individuellen Coping-Strategie unterschiedlich ausfallen. Das individuelle Bewältigungsverhalten wirkt dabei wie ein Filter, der sich aus individuellen Vorerfahrungen, Verhaltensweisen und Bewertungen zusammensetzt (Peter, 2017).

Es gibt mittlerweile eine Reihe von arbeitsbezogenen theoretischen Stressmodellen, die unterschiedliche psychosoziale Faktoren unter einer bestimmten Stresstheorie zusammenfassen. Zu den bedeutendsten zählen das Anforderungs-Kontroll-Modell nach Karasek (1979), das Modell beruflicher Gratifikationskrisen nach Siegrist (1996), das Belastungs-Beanspruchungs-Modell nach Rohmert und Rutenfranz (1975) und das transaktionelle Stressmodell nach Lazarus und Folkman (1984) (Lohmann-Haislah, 2012). Gemeinsam ist diesen arbeitsbezogenen Stressmodellen, dass sie den beruflichen Anforderungen Ressourcen gegenüberstellen. Stress entsteht dabei immer dann, wenn die äußeren Anforderungen an ein Individuum dessen Bewältigungsmöglichkeiten übersteigen. Allerdings kann auch eine Unterforderung, z. B. durch monotone Arbeiten, eine Ursache für arbeitsbezogenen Stress sein.

Für keines der genannten Stressmodelle wird dabei ein Anspruch auf Vollständigkeit erhoben. Vielmehr wird mit solchen theoriegeleiteten Modellen in der Wissenschaft versucht, durch Reduktion eines Phänomens auf wenige zu Grunde liegende Prinzipien dieses einer wissenschaftlichen Untersuchung zugänglich zu machen (Peter, 2017). Außerdem sollen dadurch Vergleiche unterschiedlicher Untersuchungen zum gleichen Phänomen angestellt werden – und falls sich signifikante Zusammenhänge finden, Veränderungen der Welt ermöglicht werden (Siegrist, 2017). Im Fall von Arbeitsstress können solche Veränderungen in der Arbeitswelt z. B. wirksame gesundheitsbezogene Interventionen wie Präventions- oder betriebliche Gesundheitsförderungsmaßnahmen sein, die sich aus einem gut untersuchten theoretischen Stressmodell und dessen Bezug zu Gesundheitsendpunkten ableiten lassen.

International am besten wissenschaftlich untersucht sind das Anforderungs-Kontroll-Modell von Karasek (1979) und das Modell beruflicher Gratifikationskrisen von Siegrist

(1996). Diesen beiden Modellen liegt stresstheoretisch die Gegenüberstellung von beruflichen Anforderungen und Ressourcen zugrunde: Ein Ungleichgewicht zwischen beiden Komponenten führt nach den jeweils zu Grunde liegenden Modellvorstellungen zu arbeitsbezogenem Stress. Damit kann ein erhöhtes Risiko für das Auftreten gesundheitlicher Beeinträchtigungen in Form psychischer (z. B. Madsen et al., 2017; Rugulies et al., 2017) oder körperlicher Krankheiten (z. B. Dragano et al., 2017; Kivimäki et al., 2006; Kivimäki et al., 2012; Pena-Gralle et al., 2022) einhergehen. Beim Modell beruflicher Gratifikationskrisen ist die chronischen Stress erzeugende Situation ein Ungleichgewicht von beruflicher Verausgabung auf der Anforderungsseite und dafür erhaltener Gratifikationen auf der Seite der Ressourcen (Siegrist, 1996). Beim Anforderungs-Kontroll-Modell handelt es sich hingegen um ein Missverhältnis zwischen den psychosozialen Anforderungen am Arbeitsplatz und den eigenen Einfluss- bzw. Kontrollmöglichkeiten (Karasek, 1979). Für beide Modelle ist mittlerweile der Zusammenhang zu Depressivität durch systematische Reviews und Metaanalysen belegt (Madsen et al., 2017; Rugulies et al., 2017). In den Publikationen, die Gegenstand dieser kumulativen Habilitation sind, wird arbeitsbezogener Stress sechsmal anhand des Modells beruflicher Gratifikationskrisen und einmal anhand des Anforderungs-Kontroll-Modells parametrisiert. Im Folgenden werden diese beiden Modelle näher beschrieben.

Das Modell beruflicher Gratifikationskrisen (Siegrist, 1996) wird auch ‚Effort-Reward-Imbalance(ERI)-Modell‘ genannt. Damit kommt zum Ausdruck, dass eine Verletzung sozialer Reziprozität in Form eines Ungleichgewichts zwischen arbeitsbezogenen Verausgabungen durch den Beschäftigten und dafür empfangenen Belohnungen zu arbeitsbezogenem Stress führen kann (Abbildung 1). Soziale Reziprozität ist ein grundlegendes evolutionäres Prinzip kooperativen menschlichen Austausches (Siegrist, 2017). Enttäuschte Erwartungen einer monetären (z. B. Arbeitslohn) oder extramonetären Gegenleistung (z. B. Anerkennung durch den Vorgesetzten) für erbrachte Leistungen bei der Arbeit können negative Emotionen wie Ärger und Frustration hervorrufen. Damit kann eine körperliche Stressreaktion einhergehen (Siegrist, 2017).

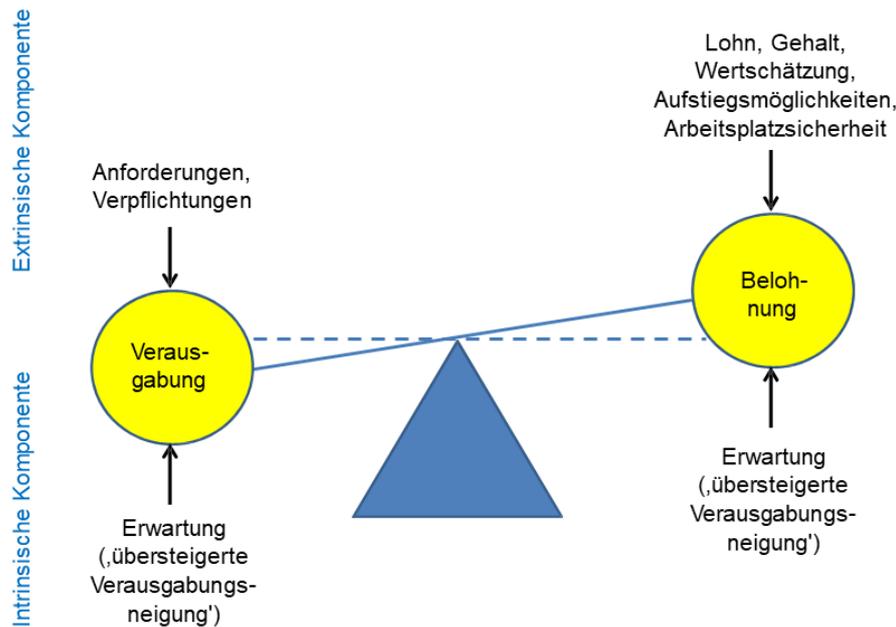


Abbildung 1 Das Modell beruflicher Gratifikationskrisen (Siegrist, 1996)

Das Modell beruflicher Gratifikationskrisen bezieht potenzielle Stressoren auf der arbeitnehmerseitigen Investitionsseite, z. B. hohe Arbeitsanforderungen, Arbeiten unter großem Zeitdruck, den Zwang, Überstunden zu leisten oder das Tragen hoher Verantwortung, mit ein (Abbildung 1). Auf der Belohnungsseite stehen diesen z. B. Anerkennung durch Vorgesetzte oder Kollegen, berufliche Entwicklungsmöglichkeiten, ein sicherer Job und das Gehalt gegenüber (Siegrist, 1996). Im Sinne einer Bilanzierung wird dabei überprüft, ob beide Aspekte im Gleichgewicht stehen. Die mittlerweile vielfach durch Studien belegte Grundannahme ist, dass ein dauerhaftes Ungleichgewicht zwischen beruflichen Verausgabungen und dafür erhaltenen monetären bzw. extramonetären Belohnungen zu einer chronischen Stressreaktion führen kann. Damit kann wiederum ein erhöhtes Gesundheitsrisiko einhergehen. Die Folge können sowohl physische als auch psychische Gesundheitsstörungen sein.

Im Rahmen des Modells beruflicher Gratifikationskrisen wird zwischen einer extrinsischen und einer intrinsischen Komponente unterschieden (Abbildung 1). Ein Kennzeichen der extrinsischen Komponente des Modells ist, dass mit dieser nicht nur die berufliche Belastung (z. B. das Tragen hoher Verantwortung) erfasst, sondern auch die Beanspruchung des Beschäftigten durch den jeweiligen Belastungsfaktor bei der Erhebung mitabgefragt wird. Das hat den Vorteil, dass die stressbehaftete

Arbeitssituation umfassender abgebildet wird. So ist es nicht allein die objektive arbeitsbezogene Belastung, die Stress auszulösen vermag. Vor allem der Grad, bis zu dem sich der einzelne Beschäftigte dadurch negativ beansprucht fühlt, fällt dabei ins Gewicht. So wird beispielsweise die fehlende berufliche Aufstiegsmöglichkeit, die eine Komponente des Modells beruflicher Gratifikationskrisen darstellt, in einem Betrieb wahrscheinlich erst dann als negative Belastung wahrgenommen, wenn der Beschäftigte sich den beruflichen Aufstieg wünscht. Wird ihm diese Möglichkeit durch die berufliche Situation verwehrt, fühlt er sich dadurch subjektiv eingeschränkt, also negativ beansprucht. Eine Stressreaktion kann die Folge sein. Die getrennte Erfassung von objektiver Belastung und subjektiver Beanspruchung ist auch in aktuellen Befragungsinstrumenten zur Arbeitssituation zu finden, wie im Index „Gute Arbeit“ des Deutschen Gewerkschaftsbundes. Dies bietet den Vorteil einer umfassenden Abbildung der Arbeitssituation in Form eines differenzierten Belastungs-Beanspruchungs-Profiles (Kulemann, 2015).

Interindividuelle Beanspruchungsunterschiede durch externe Stressoren können neben der individuell verschiedenen Vulnerabilität auch auf einem unterschiedlichen Bewältigungsverhalten beruhen. Das Modell beruflicher Gratifikationskrisen trägt dieser Überlegung mittels der intrinsischen Komponente Rechnung. Anhand dieser wird ein Bewältigungsverhalten beschrieben, das im zugrundeliegenden Konstrukt „berufliche Kontrollbestrebungen“ als ein „kognitiv-motivationales Muster hoher intrinsischer Verausgabungsbereitschaft in Leistungssituationen“ oder auch als „Overcommitment“ bezeichnet wird (Siegrist 1996). Entsprechend wird für den Begriff „Overcommitment“ im Rahmen dieser Arbeit häufiger vereinfachend der Begriff „Verausgabungsneigung“ verwendet. Beschäftigte mit Verausgabungsneigung streben wegen eines gleichzeitig übersteigerten Bedürfnisses nach Anerkennung für erbrachte Leistungen kontinuierlich nach großen Errungenschaften (Siegrist, 2017). Bei dermaßen überengagierten Beschäftigten kann es auch ohne objektiv vorliegende erhöhte äußere Anforderungen, z. B. durch ausbleibende Anerkennung für beruflich Geleistetes, zu einem Ungleichgewicht zwischen dem eigenen beruflichen Einsatz und den dafür erhaltenen Gratifikationen kommen (Peter, 2017). Neben den Kontrollbestrebungen, Verausgabungsneigung und übersteigertem Wunsch nach Anerkennung ist das Verhalten dieser Personen gekennzeichnet durch Wettbewerbsstreben, latente Feindseligkeit, Irritierbarkeit bei Störungen, die Bereitschaft sich in hohem Maß mit beruflichen Aufgaben zu identifizieren und die Unfähigkeit sich von beruflichen

Leistungsansprüchen zu distanzieren (Siegrist, 1996). Die Aufnahme dieser intrinsischen Komponente in das Stressmodell stellt einen bedeutenden Unterschied des Modells beruflicher Gratifikationskrisen zum später beschriebenen Anforderungs-Kontroll-Modell von Karasek (1979) dar. Unter diesem Aspekt ist das Modell beruflicher Gratifikationskrisen aus stresstheoretischer Sicht eine Weiterentwicklung des Anforderungs-Kontroll-Modells: Neben den äußeren Anforderungen kann demnach auch eine innere Leistungsbereitschaft des Beschäftigten zu verstärkter Verausgabung und in Kombination mit ausbleibender Belohnung zu Distress führen (Siegrist, 1996). In unterschiedlichen Untersuchungen konnte ein Zusammenhang zwischen diesem Coping-Verhalten mit erhöhter Verausgabungsneigung, das viele Parallelen zur Typ-A-Persönlichkeit aufweist, und einem erhöhten Risiko für gesundheitliche Beeinträchtigungen aufgezeigt werden. Dabei konnte Overcommitment neben der Interaktion mit der extrinsischen Komponente des Modells beruflicher Gratifikationskrisen auch als eigenständiger gesundheitlicher Risikofaktor, u. a. für Herz-Kreislauf-Erkrankungen, identifiziert werden (Van Vegchel et al., 2005). Unter diesen Gesichtspunkten ist die Berücksichtigung einer intrinsischen Motivation im Modell beruflicher Gratifikationskrisen eine bedeutende Ergänzung.

Während in wissenschaftlichen Untersuchungen heute zumeist die Kurzversion der Overcommitment-Skala mit sechs Items verwendet wird, besteht die ursprüngliche Langversion des Messinstruments aus 29 Items. Die Items der Langversion lassen sich vier Subskalen zuordnen. Letztere tragen den vier grundlegenden Charakteristika von Beschäftigten mit überhöhter Verausgabungsneigung Rechnung: Verstärktes Bedürfnis nach Anerkennung, Wettbewerbsstreben, Irritierbarkeit bei Störungen sowie hohe Identifizierung mit beruflichen Aufgaben in Kombination mit Distanzierungsunfähigkeit gegenüber beruflichen Leistungsansprüchen (Siegrist, 1996). Der Vorteil der in einer Originalarbeit (du Prel et al., 2018) dieser Habilitationsschrift verwendeten 29 Item-Langversion liegt darin, dass diese Subskalen zu arbeitsbezogenen Faktoren damit jeweils einzeln in Beziehung gesetzt werden können. Dadurch ergibt sich ein wesentlich differenzierteres Bild bezüglich der Frage, welche Charakteristika in den Kontrollbestrebungen dieser Beschäftigten den Zusammenhang zwischen der Verausgabungsneigung und den arbeitsbezogenen Faktoren ausmachen. Diese differenzierte Betrachtungsweise und der daraus resultierende Erkenntnisgewinn kann im Rahmen der Primär- und Sekundärprävention (z. B. kognitive Verhaltenstherapie) nützlich sein.

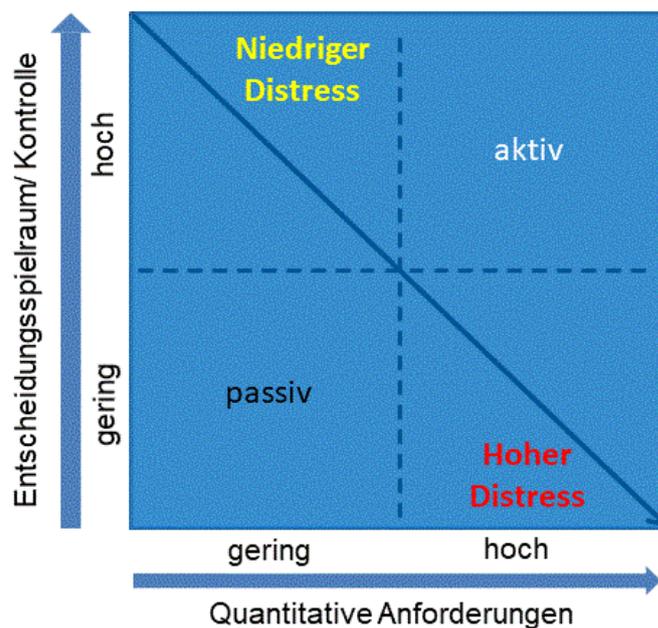


Abbildung 2 Das Anforderungs-Kontroll-Modell (Karasek, 1979, Karasek & Theorell, 1990)

Im Unterschied zum Modell beruflicher Gratifikationskrisen (Siegrist, 1996) stellt das Anforderungs-Kontroll-Modell (Karasek, 1979; Karasek & Theorell, 1990) den beruflichen Anforderungen ressourcenseitig die Kontrollmöglichkeiten durch den Beschäftigten gegenüber. Ein hohes Stresspotential ergibt sich nach der Theorie dieses Modells aus maximalen beruflichen Anforderungen bei minimalen Kontrollmöglichkeiten (Abbildung 2). Kontrolle bezieht sich demnach auf Entscheidungsspielraum bei der Arbeit und die Möglichkeit, eigene Fertigkeiten und Kompetenzen in den Job einzubringen. Die Annahme, dass ein Ungleichgewicht zwischen beruflichen Anforderungen und Kontrollmöglichkeiten mit einem Risiko für die Gesundheit wie auch mit Fehlbeanspruchungen einhergeht, ist auch als „Strain-Hypothese“ bekannt (van der Doef & Maes, 1999). Andere Belastungskonstellationen, wie etwa hohe Anforderungen bei gleichzeitig hohen Kontrollmöglichkeiten, führen nicht zu erhöhten gesundheitlichen Risiken (Pelfrene et al., 2003; Peter, 2017). In den 1980er Jahren wurde dieses Anforderungs-Kontroll-Modell – kurz JDC(für „Job-Demand-Control“)-Modell oder „Jobstrain“ genannt – durch eine protektive Komponente in Form sozialer Unterstützung erweitert (Johnson & Hall, 1988). Entsprechend wird für dieses erweiterte Anforderungs-Kontroll-Unterstützungs-Modell oft die Abkürzung JDCS-(für „Job-Demand-Control-

Support“-Modell verwendet. Die sog. „Pufferhypothese“ (engl. *buffer hypothesis*) besagt, dass Kontrolle die negativen Auswirkungen arbeitsbezogener Anforderungen auf das psychische Wohlergehen günstig beeinflussen kann. Im Rahmen der „Iso-Strain-Hypothese“ wird bezogen auf das erweiterte JDCS-Modell darüber hinaus angenommen, dass ein maximal ungünstiger Effekt auf das Wohlbefinden sich aus hohen Anforderungen bei gleichzeitig niedrigen Kontrollmöglichkeiten und fehlender sozialer Unterstützung bzw. sozialer Isolation ergibt (van der Doef & Maes, 1999). Der angenommene synergistische Effekt der drei Komponenten in diesem Anforderungs-Kontroll-Unterstützungsmodell konnte in späteren Untersuchungen jedoch selten in der erwarteten Richtung und Stärke verifiziert werden (De Jonge & Kompier, 1997; Eller et al., 2009).

Das Modell beruflicher Gratifikationskrisen (Siegrist, 1996) und das Anforderungs-Kontroll-(Unterstützungs-)Modell (Johnson & Hall, 1988; Karasek, 1979; Karasek & Theorell, 1990) haben gemeinsam, dass sie „Kraft raubende Anforderungen“ und „Kraft spendende Ressourcen“ gegenüberstellen (BAuA, 2014). Zudem erfolgt die Aktivierung der Stressachse in beiden Modellen über negative Emotionen: Im Modell beruflicher Gratifikationskrisen sind es die enttäuschte Erwartung bzw. der Verlust von Anerkennung, die zu Ärger und Frustration führen können. Im JDC-Modell ist es die enttäuschte Erwartung oder der Verlust der Kontrolle, z. B. in Form von ausbleibender Entscheidungsautonomie während der Arbeit, was ähnlich negative emotionale Reaktionen auslösen kann (Siegrist, 2017). Im Modell beruflicher Gratifikationskrisen stehen somit auf der Ressourcenseite Belohnungen im Arbeitskontext im Zentrum des Interesses. Im Anforderungs-Kontroll-Modell ist es hingegen der Handlungs- und Entscheidungsspielraum des Beschäftigten. Im Rahmen des ERI-Modells wird zudem auf der Anforderungsseite die Intensität und nicht die Häufigkeit abgefragt, wie es beim JDC-Modell der Fall ist. Eine intrinsische Komponente, die das Bewältigungsverhalten des Beschäftigten wiedergibt, gibt es im JDC-Modell nicht.

Das Überwiegen der Anforderungs- im Verhältnis zur jeweiligen Ressourcenkomponente kann in beiden Modellen über die Zeit mit einem erhöhten Gesundheitsrisiko für Beschäftigte aller Berufssektoren einhergehen. Ursächlich hierfür ist die chronische Aktivierung zweier allostatischer Systeme: Das sympathische Nervensystem einschließlich der Verbindung zum Nebennierenmark (SNN-Achse) und die Achse vom Hypothalamus über die Hypophyse zur Nebennierenrinde (HHN-Achse). Deren

kurzzeitige Aktivierung hat physiologisch die Funktion der Aufrechterhaltung des Gesamtgleichgewichtes des Individuums in subjektiv bedrohlichen Situationen im Sinne einer Kampf-, Flucht- oder Erstarrungsreaktion (Dragano, 2007). Zur Vermittlung einer Stressreaktion durch diese Systeme kommt es in Folge negativer Emotionen wie Angst oder dem Gefühl der Bedrohung. Infolge ihrer Aktivierung kommt es zur Ausschüttung der Stresshormone Noradrenalin und Adrenalin, die über unterschiedliche Regulationsmechanismen im Körper bewirken, dass die Energieversorgung von Herz, Muskulatur und Lunge wie auch des zentralen Nervensystems zu Lasten anderer Körpersysteme erhöht wird. Ziel dieser physiologischen Reaktion ist es, akut maximale Energien für eine Kampf- oder Fluchtreaktion bereitzustellen. Das dient physiologischerweise dem Überleben des Individuums. Die Aktivierung dieser beiden Stressachsen konnte allerdings auch bei arbeitsplatzbezogenen Stressoren durch entsprechende Biomarker – Plasmakatecholamine und Herzfrequenzvariabilität für die SSN-Achse, Plasmacortisolspiegel nach der physiologischen morgendlichen Cortisolerhöhung für die HHN-Achse – nachgewiesen werden (Chandola et al., 2010; Jarczok et al., 2013; Siegrist & Lee, 2017). Neben dem Cortisolspiegel ist im Wachzustand ebenso die Cortisolkonzentration beim Erwachen durch ein Ungleichgewicht von Verausgabung und Belohnung erhöht. Darüber hinaus ist bei Beschäftigten mit Verausgabungsneigung die Cortisolkonzentration auch unabhängig von der extrinsischen Komponente des Modells beruflicher Gratifikationskrisen erhöht (Eddy et al., 2018). Hansen et al. (2009) konnten zeigen, dass Fibrinogen und katabole Indikatoren (z. B. HbA1c als Langzeitmaß für einen Blutzuckeranstieg), die als energieliefernd definiert sind, in einer als widrig empfundenen Arbeitsumgebung erhöht sind. Hingegen waren die anabolen Indikatoren erniedrigt. Zudem geht ein Ungleichgewicht von Verausgabung und dafür erhaltenen Gratifikationen, wie auch die intrinsische Verausgabungsneigung, mit einer verminderten Immunantwort einher (Eddy et al., 2016). Demnach ist ein Ungleichgewicht zwischen beruflichem Einsatz und dafür erhaltenen Belohnungen, wie auch Verausgabungsneigung und eine als aversiv empfundene Arbeitsumgebung, mit für Stress typischen endokrinen, metabolischen sowie immunologischen Veränderungen assoziiert. Diese Untersuchungsergebnisse sind essenziell für das Verständnis der mit arbeitsbezogenem Stress einhergehenden erhöhten Krankheitsrisiken.

Der Begriff „allostatic load“ (McEwen & Stellar, 1993) beschreibt den Umstand, dass nicht nur ein einmaliges, als besonders bedrohlich erlebtes Ereignis zur Auslösung des

körpereigenen Stresssystems führen kann. Vielmehr können auch viele kleine, alltägliche als emotional belastend erlebte Ereignisse über die Zeit zu wiederholter neuronaler sowie neuroendokriner Aktivierung und damit zu chronischem Stress führen (Coronado et al., 2018). Die Daueraktivierung eines Systems, das der Aufrechterhaltung der körpereigenen Homöostase in bedrohlichen Situationen dient und durch eine entsprechende Reaktion („Kampf oder Flucht“) darauf abzielt, die Gesundheit zu erhalten, birgt selbst ein beträchtliches krankmachendes Potential sowohl physischer als auch psychischer Art. Das zeigen etwa Untersuchungen zum Zusammenhang von chronischem arbeitsbezogenem Stress und ischämischer Herzerkrankung (Dragano et al., 2017) oder depressiven Störungen (Madsen et al., 2017; Rugulies et al., 2017).

2.2 Psychische Erkrankungen

Nach der Weltgesundheitsorganisation ist psychische Gesundheit als ein „Zustand des Wohlbefindens, in dem der Einzelne seine Fähigkeiten ausschöpfen, die normalen Lebensbelastungen bewältigen, produktiv und fruchtbar arbeiten kann und imstande ist, etwas zu seiner Gemeinschaft beizutragen“ definiert (World Health Organization, 2019). Gerade im Arbeitskontext ist die mentale Gesundheit und deren Einfluss auf Kognition, Motivation, Kooperation und physische Gesundheit bedeutsam (Badura et al., 2010). Psychische Gesundheit ist damit auch eine Grundvoraussetzung für Leistungsfähigkeit und Arbeitsqualität.

Psychische Erkrankungen zählen zu den häufigsten gesundheitlichen Problemen moderner Gesellschaften. Gemäß der repräsentativen „Gesundheit in Deutschland für alle“(GEDA)-Befragung der deutschen Wohnbevölkerung von 2012 fühlen sich 10,4 % der Erwachsenen durch seelische Belastungen beeinträchtigt (Robert Koch-Institut, 2014a). Die weltweite Zwölf-Monats-Prävalenz psychischer Störungen in der arbeitenden Bevölkerung liegt bei 17,6 % (Steel et al., 2014). In Deutschland übersteigt die Jahresprävalenz dieser Krankheitsgruppe nach dem Zusatzmodul „Psychische Gesundheit“ der „Studie zur Gesundheit Erwachsener in Deutschland“ (DEGS1) diese globale Häufigkeit mit 27,7 % deutlich. Bei Frauen ist sie mit 33 % höher als bei Männern mit 22 %, bei Jüngeren höher als bei Älteren. Psychische Störungen sind sozial ungleich verteilt. Für Erwachsene mit niedrigem sozioökonomischem Status beträgt die Jahresprävalenz 38 %, bei den besser Gestellten hingegen nur 22 %. Die

Lebenszeitprävalenz für psychische Störungen liegt in Deutschland für Frauen bei 48,9 % und für Männer bei 36,8 % (Jacobi et al., 2004a).

Psychische Erkrankungen gehen nicht nur mit der Beeinträchtigung von Gesundheit und Lebensqualität, etwa in Form belastender Gedanken, Emotionen, Verhaltensweisen und sozialer Beziehungen für den Einzelnen, einher. Sie stellen auch eine erhebliche gesamtgesellschaftliche Belastung dar. Das wird deutlich, wenn die Folgen psychischer Störungen für das Arbeitsleben insgesamt und deren wirtschaftliche Konsequenzen betrachtet werden. So reduzieren psychische Störungen die Leistungsfähigkeit von Beschäftigten, verursachen Arbeitskräfteverlust durch Fehlzeiten sowie Erwerbsminderungsrenten und gehen mit erheblichen Folgekosten einher:

- Fünf der zehn weltweit häufigsten Gründe für AU-Zeiten sind psychische Störungen (du Prel et al. 2015; Harnois & Gabriel, 2000). Fehlzeiten auf Grund psychischer Störungen sind vor allem durch Langzeit-AU (LAU) bedingt (Knudsen et al., 2013). So lag die Dauer der Krankschreibung bei AU durch psychische Störungen mit 43 Tagen deutlich über dem Durchschnitt aller AU-Gründe (Bundesgesundheitsministerium 2021). Psychische Störungen gehören zusammen mit Muskel-Skelett-Erkrankungen und Krankheiten des Atmungssystems in Deutschland zu den Krankheitsgruppen mit den höchsten Anteilen an AU-Tagen (Bundesministerium für Arbeit und Soziales, 2017; Jacobi et al., 2004b; Robert Koch-Institut, 2016). Während andere häufige Gründe für AU-Tage, wie Muskel-Skelett-, Atemwegs-, Herz-Kreislauf- und Verdauungs-Erkrankungen, seit den frühen 1990er Jahren rückläufig sind, hat der Anteil psychischer Störungen an den Fehlzeiten seit den 1970er Jahren in Europa deutlich zugenommen. Konkret hat sich dieser zwischen 1976 und 2011 in Deutschland von 2,0 % auf 14,1 % erhöht (BKK Gesundheitsbericht, 2012). Dieser Trend setzt sich weiter fort: Waren es im Jahr 2014 noch 15,7 % aller AU-Tage, die durch psychische Störungen bedingt waren (Bundesministerium für Arbeit und Soziales, 2022), waren es 2019 bereits 16,5 % (BAuA, 2021) und bei den BKK-Versicherten 2020 17,5 % (BKK Gesundheitsreport, 2021). Mit einem Sechstel an den insgesamt 712,2 Millionen AU-Tage im Jahr 2019 hatten psychische Störungen nach den Krankheiten des Muskel-Skelett-Systems (22,3 %) den zweithöchsten Anteil an allen Fehltagen in Deutschland (BAuA, 2021).

- Eine ähnliche Entwicklung zeigt sich auch beim Anteil der psychischen Störungen als Grund für Erwerbsminderungsrenten: Zwischen 2000 und 2014 hat sich in Deutschland die Anzahl der Erwerbsminderungsrenten, die auf psychische Störungen zurückzuführen sind, von 50 000 auf 75 000 pro Jahr erhöht (Rothe et al., 2017). Im Unterschied dazu war die Häufigkeit von Erwerbsminderungsrenten aus anderen Gründen rückläufig (Robert Koch-Institut, 2016). Anteilig waren 41,7 % der Erwerbsminderungsrenten 2019 auf eine psychische Diagnose zurückzuführen (Deutsche Rentenversicherung Bund, 2020). Damit stehen psychische Störungen in Deutschland als Grund für den Bezug von Erwerbsminderungsrenten an erster Stelle. Der Anteil an den Erwerbsminderungsrenten, der auf psychische Störungen zurückgeht, könnte sich durch die hohen psychischen Belastungen im Zuge der Corona-Pandemie – z. B. bei im Gesundheitssektor Beschäftigten, aber auch in anderen Berufsgruppen – noch erhöhen.
- Psychische Störungen gehen mit erheblichen Kosten einher. In den Ländern der Europäischen Union verursachten psychische Störungen 2015 Kosten von mehr als 4 % des Bruttoinlandproduktes (Europäische Kommission, 2018). Das waren insgesamt mehr als 600 Milliarden Euro. Allein die direkten jährlichen Kosten, die im deutschen Gesundheitssystem durch psychische Erkrankungen verursacht werden, werden für 2015 auf 44,4 Milliarden Euro geschätzt (Statistisches Bundesamt, 2019). Hinzu kommen die indirekten Krankheitskosten etwa durch Arbeitsausfälle. An dieser Stelle sind auch die indirekten Kosten zu nennen, die durch Produktionsminderung bei Anwesenheit der Beschäftigten mit eingeschränkter Arbeitsfähigkeit durch psychische Störungen entstehen (Präsentismus). Diese indirekten Kosten können die durch Fehlzeiten bedingten nochmals deutlich übersteigen (Badura et al., 2010). Die Gesamtkosten aufgrund psychischer Störungen inklusive aller direkten und indirekten Kosten werden für Deutschland im Jahr 2015 auf 147 Milliarden Euro geschätzt (Europäische Kommission, 2018).
- Dabei sind auch die direkten und indirekten Kosten einer Frühberentung auf Grund psychischer Störungen zu bedenken. Jeder Arbeitnehmer, der aus dem Berufsleben ausscheidet, wird in zweifacher Hinsicht zum Kostenfaktor für die Solidargemeinschaft aller Sozialversicherungsnehmer: Er scheidet als aktiver

Beitragszahler der Sozialversicherungssysteme aus und nimmt zugleich vermehrt Versicherungsleistungen in Anspruch.

Anders als es die Anstiege der AU-Zeiten und der Erwerbsminderungsrenten auf Grund psychischer Störungen vermuten lassen, ist nach dem Zusatzmodul „Psychische Gesundheit“ der DEGS1-Studie 2010 keine Erhöhung der Prävalenz psychischer Störungen in Deutschland festzustellen (Jacobi et al., 2014b; Jacobi et al., 2016; Richter & Berger, 2013). Eine mögliche Erklärung für diese Diskrepanz ist, dass angesichts einer größeren Aufmerksamkeit gegenüber psychischen Störungen diese heute wahrscheinlich besser erkannt werden (Jacobi et al., 2014b). Eine weitere Erklärung könnte sein, dass die Bedeutung psychischer Störungen durch die eingangs genannten Veränderungen in der Arbeitswelt zugenommen hat. Körperliche treten im Vergleich zu psychischen Belastungen durch die sich verändernden Arbeitsbedingungen zurück (Peter, 2017). Körperlicher Kraft und Ausdauer kommt ein geringerer Stellenwert zu als mentalen Leistungen. Ein hohes Anpassungsvermögen an sich oftmals verändernde Arbeits- und Sozialbeziehungen ist zunehmend gefragt. Eine Voraussetzung für hohe soziale und kommunikative Kompetenzen ist dabei psychische Gesundheit. Folglich hat mentale Gesundheit mit den beschriebenen Veränderungen des Belastungsspektrums in der modernen Arbeitswelt einen höheren Stellenwert. Psychischen Störungen kommt damit ein anderer Krankheitswert zu. In der Folge rückt diese Krankheitsgruppe stärker in das gesamtgesellschaftliche Bewusstsein (Robert Koch-Institut, 2016). Hierdurch könnte auch die gesellschaftliche Stigmatisierung psychischer Störungen abgenommen haben. Die individuelle Bereitschaft, sich bei Vorliegen einer manifesten psychischen Erkrankung behandeln zu lassen, könnte in diesem Zusammenhang wiederum zugenommen haben (Richter & Berger, 2013).

2.3 Depressive Störungen

Depressionen umfassen ein Spektrum an verschiedenen depressiven Störungen mit unterschiedlichem Schweregrad und Verlauf einer depressiven Symptomatik (Brettschneider et al., 2018). Zur Kennzeichnung dieser Heterogenität wird im Folgenden häufiger der umfassendere Begriff „depressive Störungen“ verwendet. Symptome von depressiven Störungen können depressive Verstimmung, Verlust an Interesse oder Freude, Schlaflosigkeit, Müdigkeit und Energieverlust, Gefühle von Wertlosigkeit, verminderte Denk-, Konzentrations- und Entscheidungsfähigkeit, wiederkehrende

Gedanken an den Tod und Gewichtsverlust sein. Sofern mindestens fünf dieser Symptome länger als zwei Wochen anhalten, keiner bipolaren Episode (manische und depressive Störung) zugeordnet werden können, nicht auf eine direkte körperliche Substanzwirkung oder einfache Trauer zurückgehen sowie „in klinisch bedeutsamer Weise Leiden oder Beeinträchtigungen in sozialen, beruflichen oder anderen wichtigen Bereichen verursachen“, wird von einer depressiven Episode gesprochen (Robert Koch-Institut & Statistisches Bundesamt, 2010).

Unter den psychischen Störungen kommt den depressiven Störungen ein besonderer Stellenwert zu. In Staaten mit mittlerem und hohem Einkommen stellen Depressionen den größten Teil der Krankheitslast (Robert Koch-Institut, 2016). Weltweit waren 2015 schätzungsweise 300 Millionen Menschen von einer Depression betroffen (Vos et al., 2016). Depressive Erkrankungen zählen zu den affektiven Störungen. Letztere sind nach den Angststörungen mit einer Zwölf-Monats-Prävalenz von insgesamt 9,8 % am zweithäufigsten in Deutschland (Jacobi et al., 2014a; Jacobi et al., 2016). Innerhalb der Gruppe der affektiven Störungen machen depressive Störungen den Hauptanteil aus – für unipolare Depressionen beträgt die Zwölf-Monats-Prävalenz alleine 8,2 %. Die Zwölf-Monats-Prävalenz unipolarer Depressionen ist bei Frauen mit 11,3 % mehr als doppelt so hoch wie bei Männern mit 5,1 % (Jacobi et al., 2014a; Jacobi et al., 2016). Dabei können sich Unterschiede in den berichteten Prävalenzen nach dem zugrundeliegenden Klassifikationssystem ergeben (Rothe et al., 2017). Hinsichtlich depressiver Symptomatik, welche in der zweiten Welle des European Health Interview Survey 2013 bis 2015 mittels des 8-Item Patient Health Questionnaire (PHQ-8) erfasst wurde, war der geschlechtsspezifische Unterschied nicht ganz so ausgeprägt (Hapke et al., 2019): Hier lag die Prävalenz bei Frauen mit 10,8 % allerdings immer noch deutlich höher als bei Männern (7,6 %). Wie bei anderen psychischen Störungen ist die Prävalenz von Depressionen in Deutschland über die letzten Jahrzehnte relativ stabil geblieben (Brettschneider et al., 2018).

Depressive Störungen haben auf Grund der Minderung der Lebensqualität für Beschäftigte sowie angesichts Produktionsausfällen durch Fehlzeiten und der Qualitätsminderung von Produkten eine erhebliche Relevanz sowohl für die Betroffenen selbst als auch für die Betriebe, in denen diese beschäftigt sind (Whiteford et al., 2013). Depressive Störungen stellen damit auch eine hohe gesamtgesellschaftliche Belastung dar. Zwischen 2000 und 2014 war sowohl für die AU-Zeiten als auch für die Rentenzugänge auf Grund von Erwerbsminderung ein Zuwachs bei den depressiven

Erkrankungen beobachtbar (Schütte & Kaul, 2015). Gründe dafür dürften, wie bei den anderen psychischen Störungen, in einem anderen Diagnoseverhalten durch Sensibilisierung der Ärzte und einer veränderten Akzeptanz in der Bevölkerung zu finden sein. Von den 71 319 neuen Fällen an Erwerbsminderungsrenten, die 2018 auf Grund psychischer Störungen gezahlt wurden, machten dauerhafte und vorübergehende depressive Störungen 31 078 Fälle (43,6 %) aus (Deutsches Ärzteblatt, 2019). Hinzu kommen die direkten und indirekten Krankheitskosten der Fehlzeiten durch AU.

Gemäß der GEDA-Studie von 2010 wurde im Alter zwischen 45 und 64 Jahren sowohl bei den Frauen (13,8 %) als auch bei den Männern (8,8 %) eine Depression häufiger als in allen anderen Altersgruppen diagnostiziert (Robert Koch-Institut, 2014b). Der Gesamtdurchschnitt über alle Altersgruppen in dieser Studie betrug bei Frauen 9,8 % und bei Männern 6,1 % (Robert Koch-Institut, 2014b). Depressive Störungen sind jedoch nicht nur horizontal, sondern auch vertikal sozial ungleich verteilt: Untere soziale Schichten weisen ein höheres Risiko für Depressivität auf. So lag die Prävalenz bei den Frauen in der Altersgruppe der 45- bis 64-Jährigen in oberen Bildungsgruppen bei 11,1 %, in unteren hingegen mit 16,6 % deutlich darüber (Robert Koch-Institut, 2014b). Bei den Männern in dieser Altersgruppe war der Unterschied mit 5,7 % und 17,7 % noch größer. Für depressive Störungen ist ein sozialer Gradient auch durch andere Untersuchungen belegt (Busch et al., 2013; Melchior et al., 2013; Robert Koch-Institut, 2016; Hoebel et al., 2017). Hier stellt sich die Frage, wie die beobachteten horizontalen und vertikalen gesundheitlichen Ungleichheiten in Bezug auf Depressivität erklärbar sind. Im Rahmen dieser kumulativen Habilitation sind drei Originalarbeiten (du Prel et al., 2014; du Prel & Peter, 2015; Peter et al., 2016) der Frage gewidmet, ob diese Ungleichheiten bezüglich Geschlecht und Bildung einschließlich Statusinkonsistenz durch arbeitsbezogene Faktoren erklärbar sind.

2.4 Beziehung von arbeitsbezogenem Stress und psychischen Störungen

Während eine angemessen gestaltete Arbeit die Psyche des Beschäftigten zu stabilisieren vermag, können psychosoziale Belastungen während der beruflichen Tätigkeit diese positive Wirkung von Arbeit auch in das Gegenteil umschlagen lassen. So kann dauerhaft bestehender arbeitsbedingter Stress, dessen Beanspruchungsfolgen nicht kompensiert werden können, Erkrankungen auslösen (Bundesministerium für Arbeit und Soziales, 2013).

Inzwischen gibt es zahlreiche Studien, in denen der Zusammenhang zwischen arbeitsbedingten psychosozialen Belastungen und psychischen Störungen untersucht wurde. In Übersichtsarbeiten wird der signifikante Zusammenhang psychosozialer Faktoren bei der Arbeit und psychischer Störungen umfassend belegt. Die stärksten und konsistentesten Zusammenhänge zwischen psychosozialen Faktoren und häufigen psychischen Störungen konnten dabei in Metaanalysen zu Längsschnittuntersuchungen für das Jobstrain-Modell und das ERI-Modell gefunden werden (Madsen et al., 2017; Rugulies et al., 2017; Stansfeld & Candy, 2006).

In den Originalarbeiten dieser kumulativen Habilitation finden diese beiden, im beschriebenen Kontext wissenschaftlich am besten untersuchten Stressmodelle Anwendung (Theorell et al., 2015). Die Bedeutung der beiden Stressmodelle, also des Modells beruflicher Gratifikationskrisen nach Siegrist (1996) und des Anforderungs-Kontroll-Modells nach Karasek (1979), für die Prävention von psychischen Störungen wird deutlich, wenn die ihnen zuschreibbaren Anteile für psychische Störungen herangezogen werden: In einer Studie unter Einschluss von 31 europäischen Ländern konnte gezeigt werden, dass der dem Anforderungs-Kontroll-Modell zuschreibbare Anteil an psychischen Störungen 18,2 % und der dem Modell beruflicher Gratifikationskrisen entsprechende Anteil 14,8 % beträgt (Niedhammer et al., 2014). In zwei großen Metaanalysen konnte zudem der Zusammenhang für ERI und depressive Störungen (Rugulies et al., 2017) wie auch für JDC und Depression (Madsen et al., 2017) belegt werden: In der Metanalyse von Rugulies et al. (2017) unter Einbezug von 80 963 Beschäftigten aus acht prospektiven Kohorten-Studien zeigte sich ein 1,49-fach erhöhtes Risiko (95%-KI: 1,23–1,80) für die Entwicklung depressiver Störungen über die Zeit bei Arbeitsstress, der mittels des ERI-Modells gemessen wurde. Der gepoolte Risikoschätzer blieb auch in Teilanalysen weitestgehend konstant, etwa wenn Studien, in denen das Original-ERI-Instrument verwendet wurde, und Studien, in denen ein ERI-Proxy einbezogen wurde, separat ausgewertet wurden. Das spricht einerseits für die Robustheit des ERI-Risikoschätzers in Bezug auf depressive Störungen, unterstreicht andererseits aber auch die Bedeutung von ERI-Proxys als annähernd gleichwertigen Risikoschätzern für arbeitsbezogenen Stress, die auch in anderen Studien bereits gefunden wurde (z. B. Fahlén et al., 2004). Ein ERI-Proxy kam auch in der sechsten Originalarbeit dieser Habilitationsschrift (du Prel et al., 2018) zur Anwendung. Madsen et al. (2017) führten eine Metanalyse zum Zusammenhang von Arbeitsstress aufgrund eines Ungleichgewichts von Arbeitsanforderungen und Kontrollmöglichkeiten sowie klinisch

diagnostizierter Depression durch. Einbezogen wurden 27 461 Beschäftigte aus publizierten wie auch nichtpublizierten prospektiven Studien. Die Autoren konnten zeigen, dass ein Ungleichgewicht zwischen beruflichen Anforderungen und Kontrollmöglichkeiten sowohl in den publizierten (RR: 1,77; 95%-KI: 1,47–2,13) als auch in den nicht publizierten Studien (RR: 1,27; 95%-KI: 1,04–1,55) signifikant mit klinisch bestätigter Depression assoziiert war.

2.5 Gesundheitsförderung und Prävention in Hinblick auf arbeitsbezogenen Stress und mentale Gesundheit

Ziel betrieblicher Gesundheitsförderung und Prävention ist es, die Ressourcen der Beschäftigten zu stärken sowie Belastungen zu vermindern. Beide Ansätze sollen zum Erhalt und zur Verbesserung von Gesundheit beitragen (Peter, 2017). Betriebliche Gesundheitsförderung zielt auf eine gesunde und gesundheitsförderliche Gestaltung von Arbeit und anderen Lebensbereichen ab. Neben technischen, organisatorischen und psychosozialen Maßnahmen steht hier der Gedanke der Mitarbeiterpartizipation im Zentrum (Faller, 2017). So dienen bestimmte Strukturen im Rahmen betrieblicher Gesundheitsförderung, wie etwa Gesundheitszirkel und Mitarbeiterbefragungen, in erster Linie dazu, dem einzelnen Beschäftigten bei gesundheitsrelevanten Themen wie etwa Arbeitsbelastungen ein Mitspracherecht zu geben. Mit dem Grundanliegen der Stärkung von Gesundheitsressourcen, um gemäß der Ottawa-Charta „sichere, anregende, befriedigendere und angenehmere Arbeits- und Lebensbedingungen zu schaffen“ (World Health Organization, 1986), ist der gesundheitsförderliche Ansatz breiter aufgestellt als der präventive. Im Unterschied zu Letzterem zielt er zudem im Sinne der Salutogenese auf die Determinanten von Gesundheit bzw. Wohlbefinden ab und nicht auf die Verhinderung von Krankheit (Council on Long Range Planning and Development, 1996). Einen weiteren Schwerpunkt betrieblicher Gesundheitsförderung bildet im Sinne der Ottawa-Charta die Beseitigung oder zumindest die Verminderung gesundheitlicher Ungleichheit (Faller, 2017). Der präventive Ansatz, der im betrieblichen Setting vor allem im Rahmen des Arbeitsschutzes umgesetzt wird, ist hingegen fokussierter. Hier liegt der Gedanke eines Ursachen-Wirkungs-Gefüges im Sinne eines pathogenetischen Ansatzes zu Grunde: Es wird versucht, mittels Reduktion durch wissenschaftlichen Nachweis belegter Risikofaktoren für bestimmte gesundheitliche Endpunkte (Krankheit, Behinderung und Tod) gezielt negative Gesundheitsfolgen zu verhindern. Insofern setzt dieser Ansatz an bestehenden Defiziten an. Deren Reduktion kann durch Verhaltens-

oder Verhältnisprävention erreicht werden. Insbesondere die Kombination beider Ansätze ist nach heutigem Wissen erfolgversprechend und nachhaltig. Nach Ansicht einiger Autoren ist es darüber hinaus nicht möglich und auch nicht sinnvoll, eine klare Grenze zwischen Verhältnis- und Verhaltensprävention zu ziehen, da die eine ohne die andere Präventionsform nicht wirksam werden könne (Faller, 2017). Im Übrigen lassen sich primär-, sekundär- und tertiärpräventive Interventionen unterscheiden, je nachdem, ob die präventive Maßnahme bei Gesunden auf die Verhinderung von Krankheit oder aber bei Individuen in einem frühen oder bereits fortgeschrittenen Krankheitsstadium auf die Verhinderung einer Zustandsverschlechterung abzielt. Obwohl der Gesundheitsförderung und der Prävention unterschiedliche Konzepte zu Grunde liegen, schließen sich diese keineswegs aus. Sie können vielmehr synergistisch auf die Erreichung des gemeinsamen Ziels des Erhalts bzw. der Stärkung von Gesundheit und des Vorbeugens von Krankheit hinwirken.

Das Modell beruflicher Gratifikationskrisen sieht gesundheitsförderliche und präventive Maßnahmen auf drei Ebenen vor (Siegrist, 1996). Auf der Individualebene geht es um verhaltenspräventive Maßnahmen zur Verbesserung der Stressbewältigungskompetenzen und zur Verminderung gesundheitsschädlichen bzw. zur Stärkung gesundheitsförderlichen Verhaltens. Prävention und Gesundheitsförderung auf interpersoneller Ebene liegt der Gedanke zu Grunde, dass stressinduzierende Gefühle von Ärger durch zwischenmenschliche Beziehungen entstehen können (Peter, 2017). Dies gilt sowohl für horizontale (Kollegen, Kunden) als auch für vertikale zwischenmenschliche Beziehungen (Vorgesetzte und Mitarbeiter). Auf der interpersonellen Ebene können sowohl verhaltenspräventive (z. B. Selbstbehauptungs- oder Kooperationstraining) als auch strukturelle Ansätze (z. B. Personalentwicklungsmaßnahmen) erfolgreich sein. Auf der verhältnispräventiven Ebene geht es schließlich um die Veränderung der Arbeits- und Lebensbedingungen. Diese wird zum einen durch die Einführung monetärer und extramonetärer Gratifikationssysteme erreicht (z. B. Etablierung eines innerbetrieblichen Achtungsmarktes für alle Beschäftigten unabhängig von der beruflichen Position), die auf die tatsächlichen Leistungen der Beschäftigten abgestimmt sind. Zum anderen zählen zur Verhältnisprävention mit Weiterentwicklungspotential das betriebliche Weiterbildungssystem, flexibel an die Bedarfe der Beschäftigten angepasste Arbeitszeiten und ein betriebliches Angebot von Dienstleistungen, z. B. Kinderbetreuung in Betriebskindergärten (Siegrist, 1996).

2.6 Methodische Aspekte

Bei der Interpretation wissenschaftlicher Untersuchungen stellt sich zunächst die Frage der Verallgemeinerbarkeit der Studienergebnisse (du Prel et al., 2009). Bei arbeitswissenschaftlichen Studien geht es hierbei um die Frage, für welche Beschäftigtengruppen die verwendete Stichprobe repräsentativ ist. Davon hängt ab, inwieweit Rückschlüsse von den auf Grundlage der Stichprobe erhaltenen Ergebnissen auf alle Beschäftigten einer Grundgesamtheit möglich sind. In die Originalarbeiten dieser kumulativen Habilitation wurden Stichproben von zwei großen bevölkerungsbasierten, prospektiven Kohortenstudien einbezogen. Sechsmal bilden die Daten der deutschen lidA(„leben in der Arbeit“)-Kohortenstudie die Analysegrundlage und einmal die schwedische WOLF(„Work, Lipids and Fibrinogen“)-Kohortenstudie.

Im Rahmen der lidA-Studie bestand das Ziel in den ersten beiden Studienwellen in der Untersuchung des Einflusses arbeitsbezogener Faktoren auf die Gesundheit einer alternden Arbeitnehmerschaft in Deutschland. Mit der dritten Studienwelle wurde die Studie um die Zielgröße des Erwerbsverbleibs erweitert (Hasselhorn et al., 2014). Die WOLF-Studie wurde ursprünglich zur Untersuchung von Herz-Kreislauf-Risiken im Kontext psychosozialer Arbeitsbedingungen sowie biologischer und lebensstilbedingter Faktoren unter schwedischen Arbeitnehmern ins Leben gerufen.

In Tabelle 1 werden die Charakteristika der lidA- und der WOLF-Studie gegenübergestellt. Es fällt auf, dass sich die Studien in ihrem jeweiligen Studiendesign in mehreren Punkten unterscheiden. Zunächst betrifft dies die Erhebungszeitpunkte: Während die Erhebungen der WOLF-Studie, die deren Analysedatengrundlage bilden, im Zeitraum zwischen 1996 (Beginn WOLF-N) und 2003 (Ende WOLF-F) stattfanden, lag das Zeitfenster in der lidA-Studie zwischen 2011 (erste Studienwelle) und 2014 (zweite Studienwelle).

Bei den Probanden der lidA-Studie handelt es sich um eine breit angelegte Stichprobe über alle Berufssektoren aus der Integrierten Erwerbsbiographie (IEB) des Instituts für Arbeitsmarktforschung der Bundesagentur für Arbeit (Hasselhorn et al., 2014). Letzterer Datensatz beinhaltet alle zum Zeitpunkt der Stichprobenziehung am 31.12.2009 sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten (einschließlich geringfügig Beschäftigter, ohne Beamte und Selbständige) der Jahrgänge 1959 und 1965 (Rauch et al., 2015). Das sind etwa vier Fünftel aller Beschäftigten dieser Jahrgänge in der BRD (Hasselhorn et al., 2014).

Tabelle 1 Studiendesign der lidA- und der WOLF-Studie

Studie	lidA („leben in der Arbeit“)	WOLF („Work, Lipids and Fibrinogen“)
Studientyp	Prospektive Kohortenstudie	Prospektive Kohortenstudie
Land/Region	Deutschland/ 222 Erhebungspunkte in ganz Deutschland	Schweden/nördliche Provinzen Västernorrland und Jämtland (Beschäftigte, die zur arbeitsmedizinischen Untersuchung kamen)
Basiserhebung (N)	02/2011–10/2011 (6585)	1996–1998 (4715)
Primäre Response-Rate	27,3 %*	93 %
1. Follow-up (N/n ^a)	01/2014–04/2014 (4244/3961)	2000–2003 (3637/2940)
Studienpopulation	Sozialversicherungspflichtige Beschäftigte der Jahrgänge 1959 und 1965	Beschäftigte aus 19 Betrieben im Industriesektor
Alter (bei Basiserhebung)	46 und 52 Jahre (2011)	19 bis 70 Jahre (2000)
Frauenanteil ^b	53,5 %	15,9 %

*Standarddefinition nach American Association for Public Opinion Research (2016); ^aStudienteilnehmer, die zu beiden Studienwellen einer Beschäftigung nachgingen; ^bbezogen auf die realisierte Stichprobe im Rahmen der Basiserhebung

Die lidA-Stichprobenziehung erfolgte durch zweifache Zufallsauswahl zunächst über 222 zufällig gewählte bevölkerungsproportionale Erhebungspunkte in ganz Deutschland, aus denen schließlich ebenfalls zufällig die Probanden gezogen wurden (Tophoven et al., 2016). Bei den Probanden der WOLF-Studie handelt es sich um Beschäftigte aus dem Industriesektor. Beschäftigte aller beruflichen Positionen aus 19 Betrieben in zwei Regionen Nordschwedens, die zur arbeitsmedizinischen Untersuchung in eine der dreizehn Stellen des arbeitsmedizinischen Dienstes dieser Regionen kamen, nahmen teil. Die primäre Response-Rate der WOLF-Studie war mit 93 % deutlich höher als bei der lidA-Studie (27,3 %). Ein Vergleich der lidA-Stichprobe mit der Grundgesamtheit aller sozialversicherten Beschäftigten der genannten Jahrgänge in Deutschland mittels der Daten der IEB zeigte allerdings für 16 unterschiedliche soziodemographische Variablen eine jeweils hohe Vergleichbarkeit (Schröder et al., 2013; Steinwede et al., 2015). Die

lidA-Daten zeichnen sich daher wahrscheinlich durch eine hohe Repräsentativität für die sozialversicherten Beschäftigten der Jahrgänge 1959 und 1965 in Deutschland aus. Die Follow-up-Zeit zwischen den ersten beiden Studienwellen der lidA-Studie betrug drei Jahre, bei der WOLF-Studie fünf Jahre. Weitere Unterschiede betreffen die Alters- und Geschlechtsverteilung. Die in die lidA-Studie einbezogenen sozialversicherten Beschäftigten der Geburtsjahrgänge 1959 und 1965 waren im Jahr der Basiserhebung 46 und 52 Jahre alt.

Bei der WOLF-Studie ist eine deutlich größere Altersspanne der einbezogenen Beschäftigten zu erkennen. Die Probanden waren zum Zeitpunkt der Basiserhebung WOLF-N zwischen 19 und 70 Jahre alt. Während der Frauenanteil in der WOLF-Studie bei nur 15,9 % lag, ist bei der lidA-Studie zum Zeitpunkt der Basiserhebung ein geringfügig höherer Anteil an Frauen zu erkennen (53,5 %). Allerdings war der Loss-to-Follow-up in der lidA-Studie bei den männlichen Studienteilnehmern höher als bei den weiblichen. Weitere Details zu den jeweils untersuchten Stichproben sind in den jeweiligen Originalarbeiten dieser kumulativen Habilitationsschrift und im lidA-Kohortenprofil zu finden (Hasselhorn et al., 2014). Unterschiede in der Zusammensetzung der betrachteten Stichproben und damit ihrer Verallgemeinerbarkeit gilt es bei der Interpretation der einbezogenen Originalarbeiten im Gesamtzusammenhang zu berücksichtigen.

Hinsichtlich des Studiendesigns gibt es weitere Unterschiede zwischen den Untersuchungen, die den Originalarbeiten dieser Habilitationsschrift zu Grunde liegen. Zwei der sieben Untersuchungen waren konfirmatorischer Art (du Prel et al., 2014; Peter et al., 2016), die übrigen explorativ. Drei der Originalarbeiten beinhalten Längsschnitt- (du Prel et al., 2018; du Prel et al., 2019; Peter et al., 2016), die übrigen Querschnittuntersuchungen. Alle Längsschnittuntersuchungen wurden über jeweils zwei Studienwellen realisiert und bezogen nur Probanden ein, die zu beiden Zeitpunkten einer Beschäftigung nachgingen. Dadurch reduzierte sich die Anzahl der einbezogenen Befragten naturgemäß. Auch bezüglich der Analysemethodik bestehen Unterschiede in den eingesetzten statistischen Verfahren. Diese reichen von multiplen, hierarchischen Regressionen ohne (du Prel et al., 2015; Peter et al., 2015) sowie mit Mediations- und Moderationsanalysen (du Prel et al., 2014; du Prel et al., 2019; du Prel & Peter, 2015) bis hin zu Mehrebenen- (du Prel et al., 2014) bzw. Strukturgleichungsmodellen (Peter et al., 2016). Während bei einigen Untersuchungen (du Prel et al., 2015; du Prel & Peter, 2015) keine Fehlerwertersetzung durchgeführt wurde (Complete Case Analyse), erfolgte bei

anderen eine Ersetzung fehlender Werte mittels multipler Imputations- (du Prel et al., 2014; du Prel et al., 2018) oder Maximum-Likelihood-Verfahren (Peter et al., 2016). Zudem erfolgte bei Skalen eine Mittelwertimputation (du Prel et al., 2019).

2.7 Forschungsfragen

Die Originalarbeiten dieser Habilitationsschrift zielen darauf ab, in ihrer Gesamtheit zur Erweiterung des arbeitsepidemiologischen Kenntnisstandes bezüglich psychosozialen Arbeitsstress und mentaler Gesundheit beizutragen. Dies geschieht in Form drei übergeordneter Fragestellungen:

Als Erstes geht es um die Klärung der Frage, welche Bedeutung psychosozialen Arbeitsstress und psychischen Störungen hinsichtlich AU in Deutschland zukommt. Dazu wird einmal der Einfluss von Arbeitsstress (hier: ERI) auf AU und LAU unabhängig von psychischen Störungen (du Prel et al., 2015) und einmal der Einfluss psychischer Störungen auf diese Endpunkte unabhängig von sozialen Faktoren und psychosozialen Arbeitsstress (hier: Jobstrain) untersucht (Peter et al., 2015).

Zweitens werden unterschiedliche Rollen von psychosozialen Arbeitsstress (hier: ERI) zur Erklärung vertikaler und horizontaler sozialer Ungleichheit in Bezug auf Depressivität untersucht. Dabei geht es zunächst um die Klärung der Rolle psychosozialen Arbeitsstress als Vermittler in der Beziehung von Sozialstatus und Depressivität (du Prel et al., 2014). Dann wird die Rolle eines Konfliktes zwischen Berufs- und Privatleben in der Beziehung von psychosozialen Arbeitsstress (hier: ERI) und Depressivität im Geschlechtervergleich untersucht (du Prel & Peter, 2015). Schließlich geht es um die Frage, ob Arbeitsstress durch berufliche Gratifikationskrisen und Work-Family-Konflikt¹ (WFC) als Vermittler in der Beziehung von Statusinkonsistenz und Depressivität wirken (Peter et al., 2016).

Als Drittes stellt sich die Frage, welchen Einfluss Prädisposition, Arbeitsumgebung und körperliche Freizeitaktivität auf psychosozialen Arbeitsstress (hier: ERI) haben. Dazu wird

¹ Aus Gründen der Konsistenz zu den Originalarbeiten wird in dieser Schrift der inzwischen veraltete Begriff „Work-Family-Konflikt“ bzw. die englische Abkürzung „WFC“ anstelle des aktuell gebräuchlicheren Begriffs „Work-Life-Konflikt“ (vgl. Burr et al., 2019) zur Beschreibung eines Konfliktes zwischen Berufs- und Privatleben verwendet.

zum einen der Einfluss arbeitsbezogener Faktoren auf Overcommitment untersucht (du Prel et al., 2018). Zum anderen wird die Rolle von physischer Freizeitaktivität zur Reduktion von Arbeitsstress auf Grund beruflicher Gratifikationskrisen über die Zeit analysiert (du Prel et al., 2019).

Im Folgenden werden die sieben Originalarbeiten in der Reihenfolge dieser übergeordneten Fragestellungen kurz vorgestellt. Daran schließen sich die Diskussion und das Fazit an.

3 Kurzbeschreibung der Originalarbeiten

Originalarbeit 1: Berufliche Gratifikationskrisen und Arbeitsunfähigkeit in Deutschland. Querschnittsergebnisse aus der lidA(leben in der Arbeit)-Studie (du Prel et al., 2015; <https://doi.org/10.1007/s00103-015-2207-5>)

Ein Sechstel aller AU-Tage in Deutschland ist durch psychische Störungen bedingt (BAuA, 2021). Nahezu jeder sechste Fall psychischer Störungen ist auf berufliche Gratifikationskrisen zurückzuführen (Niedhammer et al., 2014). Ein gewichtiger Anteil der AU-Zeiten durch psychische Störungen könnte daher auf berufliche Gratifikationskrisen zurückzuführen sein. Allerdings ist Arbeitsstress auch mit anderen Erkrankungen assoziiert, die wiederum selbst zu AU führen können. Das trifft insbesondere für Beschäftigte im fortgeschrittenen Alter – mit dem Alter als eigenständigem gesundheitlichem Risikofaktor – zu. Im Rahmen dieser Studie wurde erstmalig in Deutschland untersucht, ob Arbeitsstress in Form beruflicher Gratifikationskrisen auch unabhängig von psychischen Störungen mit AU bzw. LAU assoziiert ist.

Die Analyse erfolgte auf Grundlage der 6339 sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten der Jahrgänge 1959 und 1965 der ersten Studienwelle der lidA-Studie 2011. Arbeitsstress wurde durch die 17-Item-Version der extrinsischen Komponente des Modells beruflicher Gratifikationskrisen erfasst. In diese Analyse ging der ERI-Quotient in Form von Terzilen in das multiple logistische Regressionsmodell ein. Neben psychischen Störungen und soziodemographischen Variablen wurde für die 6-Item-Kurzversion der intrinsischen Komponente des Modells beruflicher Gratifikationskrisen adjustiert. Arbeitsunfähigkeit wurde in dieser Untersuchung retrospektiv durch Selbstangaben der Fehlzeiten in den letzten zwölf Monaten erfasst. LAU wurde als Fehlzeit mit einer Dauer von mindestens 43 Tagen definiert. In Anlehnung an die Erfassung im Bundesgesundheitsurvey 1998 wurden die Probanden gefragt, ob ein Arzt jemals die Diagnose einer psychischen Störung bei ihnen gestellt hatte.

Es fand sich ein signifikant erhöhtes Chancenverhältnis (Odds Ratio = OR) für Arbeitsstress in Bezug auf AU (OR: 1,64; 95%-KI: 1,42-1,90) und LAU (OR: 1,66; 95%-KI: 1,19-2,31) auch nach Adjustierung für psychische Störungen im hierarchischen logistischen Modell. Es zeigte sich zudem ein ansteigendes OR für AU bzw. LAU mit zunehmender Stressbelastung im Sinne eines biologischen Gradienten. Die Ergebnisse

weisen darauf hin, dass arbeitsbezogener Stress auch unabhängig von psychischen Störungen ein Risikofaktor für Fehlzeiten bei der Arbeit ist. Der biologische Gradient zwischen Stressbelastung und AU wie auch LAU macht zudem einen ursächlichen Zusammenhang nach den Bradford-Hill-Kriterien (Hill, 1965) wahrscheinlicher. Im Unterschied zu den genannten Ergebnissen zeigte sich die Erhöhung von AU und LAU bei Beschäftigten mit Verausgabungsneigung, die in der bivariaten Analyse zunächst beobachtet wurde, nach Adjustierung für andere Kovariaten (z. B. extrinsische Komponente des ERI-Modells, Geschlecht) im multiplen Modell nicht mehr. Dies ist ein Hinweis darauf, dass die Varianz bezüglich AU bzw. LAU, die in der bivariaten Analyse durch Overcommitment beobachtet wurde, in der multiplen Analyse hinreichend durch andere Kovariaten erklärt werden konnte. Psychische Störungen sind, wie eingangs beschrieben, vor allem ein Risikofaktor für LAU. Das bestätigte sich in der hierarchischen Regressionsanalyse insofern, als sich die Assoziation zwischen Arbeitsstress und LAU nach Hinzunahme psychischer Störungen reduzierte. Die Verallgemeinerbarkeit der Ergebnisse ist durch den Einbezug von nur zwei Geburtsjahrgängen sozialversicherungspflichtiger Beschäftigter eingeschränkt. Das Querschnittsdesign ist eine weitere Limitation.

Zusammenfassend wurden in dieser Untersuchung Hinweise darauf gefunden, dass arbeitsbezogener Stress in Deutschland einen eigenständigen Risikofaktor für AU und LAU unabhängig von psychischen Störungen darstellt. Auffällig war zudem die starke Assoziation von psychischen Störungen mit AU und vor allem mit LAU. In Anbetracht dessen stellte sich in der nächsten Untersuchung die Frage, wie stark psychische Störungen auch unabhängig von soziodemographischem und psychosozialem Arbeitsstress in Deutschland mit AU und LAU assoziiert sind.

Originalarbeit 2: Besteht ein Zusammenhang von psychischen Erkrankungen und Arbeitsunfähigkeit unabhängig von soziodemographischen Faktoren?

(Peter et al., 2015; doi: <https://doi.org/10.1055/s-0034-1398598>)

Psychische Störungen sind in Deutschland häufig. Mehr als jeder Zehnte fühlt sich durch seelische Belastungen deutlich beeinträchtigt (Robert Koch-Institut, 2014a). Der Anteil von psychischen Störungen an allen Fehltagen hat sich hierzulande in den letzten fünf Jahrzehnten mehr als verachtfacht (BKK Gesundheitsbericht, 2012 & 2021). Dabei gibt es große soziale Unterschiede sowohl in der Häufigkeit psychischer Störungen wie auch in der Häufigkeit von durch psychischen Störungen bedingten Fehltagen (Löve et al, 2013). Daher war diese Untersuchung der Frage gewidmet, inwieweit der starke Zusammenhang zwischen psychischen Störungen und AU bzw. LAU bereits durch Merkmale der horizontalen oder vertikalen sozialen Ungleichheit erklärt werden kann. Ebenfalls von Interesse war die offene Frage der vorangegangenen Untersuchung, ob dieser Zusammenhang auch unabhängig von arbeitsbezogenen Faktoren wie arbeitsbezogenem Stress besteht. Während AU- und LAU-Zeiten sowie mentale Störungen wie in der ersten Originalarbeit parametrisiert wurden, wurde arbeitsbezogener Stress anhand einer vereinfachten Form des Anforderungs-Kontroll-Modells basierend auf den COPSOQ (*Copenhagen Psychosocial Questionnaire*)-Fragen gemessen. Dies bot im Unterschied zur vorangegangenen Studie die Möglichkeit, den Einfluss von Arbeitsstress auf AU bzw. LAU zusätzlich anhand eines anderen Stressmodells basierend auf einem Ungleichgewicht von beruflichen Anforderungen und Entscheidungsspielraum zu untersuchen. Vertikale Sozialvariablen wurden in Form der meritokratischen Triade (Schulbildung, berufliche Position und personenbezogenes Einkommen) abgefragt. In dieser Analyse kam wiederum die hierarchische logistische Regression zur Anwendung. Das bot den Vorteil, die Veränderung der Stärke der Assoziation der unabhängigen Variable mit der abhängigen Variable zu betrachten, wenn die jeweils interessierende Kovariate – hier Parameter der vertikalen und horizontalen sozialen Ungleichheit – mit in das Modell aufgenommen wurde. Die Datengrundlage der Querschnittsanalyse waren erneut die 6339 sozialversicherungspflichtig Beschäftigten der Jahrgänge 1959 und 1965 aus der ersten lidA-Studienwelle.

Es zeigte sich, dass psychische Störungen auch nach Adjustierung für soziodemographische Variablen, Arbeitsstress und Arbeitszeit signifikant mit AU (OR: 2,31; 95%-KI: 1,84-2,90) und mit LAU (OR: 6,10; 95%-KI: 4,60-8,08) assoziiert waren. Im

Unterschied zur vorangegangenen Untersuchung, in der ein von psychischen Störungen unabhängiger Effekt von Arbeitsstress (hier: ERI) auf AU und LAU identifiziert wurde, konnte in dieser Untersuchung zusätzlich eine von Arbeitsstress (hier: Jobstrain) unabhängige signifikante Assoziation zwischen psychischen Störungen und AU bzw. LAU ermittelt werden. Obwohl beide Größen nicht unabhängig voneinander zu sehen sind, stehen sie dennoch auch unabhängig voneinander für einen Teil der Varianzaufklärung von AU und LAU. Die unterschiedliche Parametrisierung von Arbeitsstress in dieser und der vorangegangenen Untersuchung ist beim Vergleich der Ergebnisse zu berücksichtigen.

Zusätzlich zeigte sich in dieser Untersuchung, dass die Variablen der vertikalen sozialen Ungleichheit einen Teil der Varianz zwischen psychischen Störungen und LAU erklären konnten. In diesem Zusammenhang erschien es interessant, auch die Beziehung von Merkmalen der vertikalen sozialen Ungleichheit, Arbeitsstress und psychischen Störungen näher zu untersuchen. In der folgenden Untersuchung geschah dies exemplarisch anhand der Beziehung zwischen sowohl Bildung als einem Merkmal vertikaler sozialer Ungleichheit als auch Arbeitsstress in Form beruflicher Gratifikationskrisen und Depressivität als einer häufigen Form psychischer Störungen.

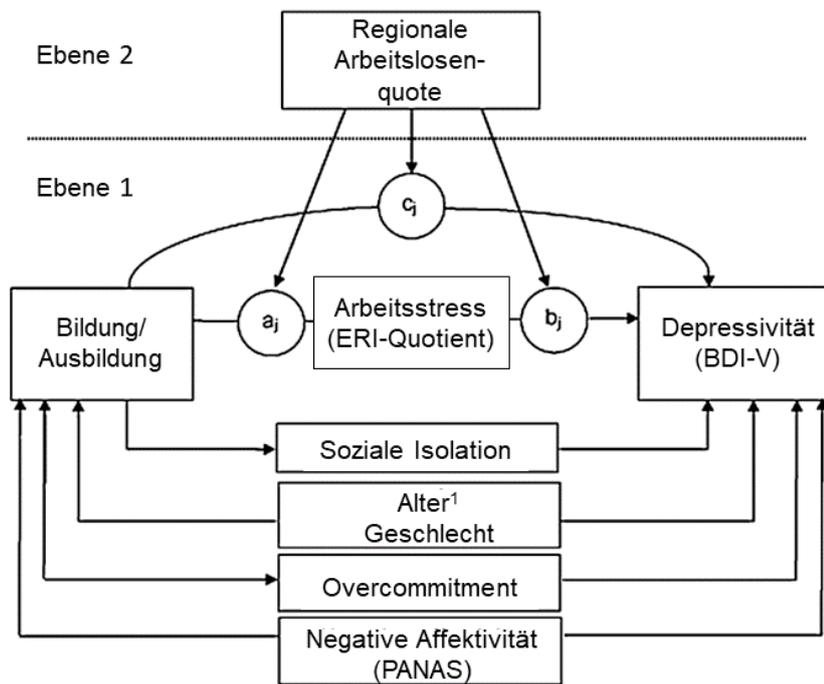
Originalarbeit 3: Are effort-reward imbalance and social isolation mediating the association between education and depressiveness? Baseline findings from the lidA-study

(du Prel et al., 2014; <https://doi.org/10.1007/s00038-014-0613-3>)

Depressive Störungen sind sozial ungleich verteilt. So hat sich in Deutschland ein sozialer Gradient von Depressionen und Depressivität zu Ungunsten niedriger Sozialstatusgruppen gezeigt (Melchior et al., 2013, Busch et al., 2013). Dies führte zu der Frage, durch welche Faktoren diese vertikale soziale Ungleichverteilung depressiver Störungen erklärt werden kann.

Durch die sich verändernden Arbeitsanforderungen während der letzten Jahrzehnte wurde arbeitsbezogener Stress als gesundheitlicher Risikofaktor zunehmend bedeutsamer (Siegrist et al., 2004). Ein Zusammenhang von arbeitsbezogenem Stress durch berufliche Gratifikationskrisen und depressiven Störungen war zu Studienbeginn hoch wahrscheinlich. Daher lag es nahe anzunehmen, dass ein Teil der Zunahme an

depressiven Störungen auf einen vermittelnden Effekt (Mediation) arbeitsbedingten Stresses zurückzuführen ist. Allerdings gab es bis zu diesem Zeitpunkt nur mäßige Evidenz dafür, dass arbeitsbezogene Faktoren als Mediator in der Beziehung von Sozialstatus und Gesundheit fungieren können (Hoven & Siegrist, 2013). Ziel war es daher zu untersuchen, ob arbeitsbezogener Stress (hier: ERI) ein Mediator in der Beziehung von Sozialstatus und Depressivität sein kann. Der Sozialstatus wurde in dieser Untersuchung durch eine Kombination aus Schulbildung und beruflicher Ausbildung nach den Empfehlungen der Deutschen Gesellschaft für Epidemiologie parametrisiert (Jöckel et al., 1998). Depressivität wurde mittels schriftlicher Befragung anhand der 20-Item-Kurzversion des Beck-Depressions-Inventars (BDI-V) erfasst (Schmitt et al., 2006). Allerdings war es nicht plausibel anzunehmen, dass die Zunahme an depressiven Störungen allein durch arbeitsbedingte Faktoren erklärbar ist. Der Einfluss sozialer Isolation auf die Entstehung von Depressivität war bereits belegt (Bruce & Hoff, 1994; Hagerty & Williams, 1999). Angenommen wurde daher, dass ein Teil der Beziehung zwischen Bildung und Depressivität über soziale Isolation vermittelt wird. Zusätzlich fungierte daher soziale Isolation als zweiter nicht arbeitsbezogener Mediator im dieser Studie zugrundeliegenden Analysemodell. Eine weitere Modellannahme war, dass die betrachtete Beziehung zwischen Bildung und Depressivität eine gebietsbezogene Variation aufweist und dass ein mit Arbeit assoziierter dritter Faktor, hier arbeitsbezogener Stress (hier: ERI), diese Variation erklären kann. Dem lag die theoretische Annahme zu Grunde, dass in Regionen mit hoher Arbeitslosigkeit die subjektive Einschätzung, ein höheres Risiko für einen Arbeitsplatzverlust zu haben, das Gleichgewicht zwischen beruflichem Einsatz und den erhaltenen Gratifikationen ungünstig beeinflussen kann. Gestützt wurde diese Annahme dadurch, dass die Sicherheit des Arbeitsplatzes – in dem Sinn, dass dieser nicht gefährdet ist – ein zentraler Faktor auf der Belohnungsseite des Modells beruflicher Gratifikationskrisen ist. Zusätzlich wurde in dieser Studie daher die Variabilität der Assoziationen zwischen Sozialstatus und arbeitsbezogenem Stress bzw. zwischen arbeitsbezogenem Stress und Depressivität über die 222 Erhebungsgebiete der lidA-Studie in einem Mehrebenenmodell untersucht. Falls vorhanden, sollte überprüft werden, ob diese gebietsbezogene Variabilität durch die Arbeitslosenquote als Moderator (Modellebene 2) auf die drei genannten Assoziationen auf Individualebene (Modellebene 1) wirkt (*moderated lower-level mediation*, Abbildung 3).



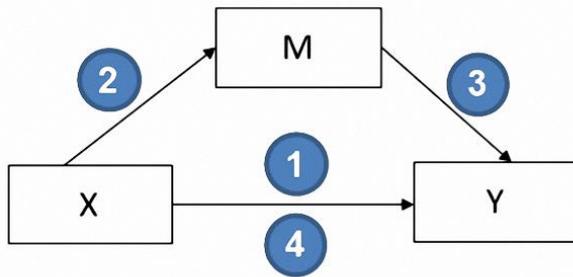
Abk.: ERI-Quotient = Effort-Reward-Imbalance-Quotient; BDI-V = Beck Depressions-Inventar – Kurzversion; PANAS = *Positive and Negative Affect Schedule*; Ebene 1 = Personenebene; Ebene 2 = Gebietsebene; a_j – c_j = Slopes a–c; ¹stratifiziert nach Alter

Abbildung 3 Modell zur Beziehung von Bildung und Depressivität (*moderated lower level mediation*)

Folgende Studienhypothesen wurden demnach für diese konfirmatorische Analyse a priori aufgestellt:

H1: Die Assoziation zwischen Bildung und Depressivität wird bei Beschäftigten mittleren Alters durch arbeitsbezogenen Stress und soziale Isolation mediiert.

H2: Die Mediation der Assoziation zwischen Bildung und Depressivität durch arbeitsbezogenen Stress zeigt eine regionale Variabilität, die durch die regionale Arbeitslosenquote erklärt werden kann.



- 1 Die unabhängige Variable X muss signifikant mit der abhängigen Variable Y assoziiert sein.
- 2 Die unabhängige Variable X muss signifikant mit der mediierenden Variable M assoziiert sein.
- 3 M muss signifikant mit Y assoziiert sein und zwar auch nach Kontrolle für X.
- 4 Die Effektstärke von X auf Y muss sich nach Adjustierung für M verringern.

Abbildung 4 Mediationskriterien nach Baron und Kenny (1986)

Die Analyse erfolgte in drei Schritten:

Schritt 1: Analyse des mediierenden Effektes von Arbeitsstress und sozialer Isolation zwischen Bildung und Depressivität auf der ersten Ebene mittels multipler linearer Regression. Für die Mediationsanalyse wurden die Kriterien von Baron und Kenny (1986) zu Grunde gelegt (Abbildung 4). Im Vergleich zu neueren Mediationsverfahren ist die Methode nach Baron und Kenny konservativer. Das heißt, wenn basierend auf diesen Kriterien eine Mediation verifiziert wird, so wird diese wahrscheinlich auch mit neueren Verfahren nachweisbar sein. Vorteile des Verfahrens nach Baron und Kenny sind die hohe Transparenz, Darstellbarkeit und Nachvollziehbarkeit.

Schritt 2: Lineare Mehrebenenanalyse der regionalen Variabilität (= zweite Ebene) der drei Slopes in der Assoziation zwischen Bildung und Depressivität, die durch Arbeitsstress mediiert wurde.

Schritt 3: Falls einer der drei Slopes eine signifikante regionale Variabilität zeigte, wurde untersucht, ob diese Variabilität durch einen moderierenden Effekt der regionalen Arbeitslosenquote bedingt ist.

Diese drei Schritte wurden zunächst für das Gesamtsample und anschließend altersstratifiziert durchgeführt.

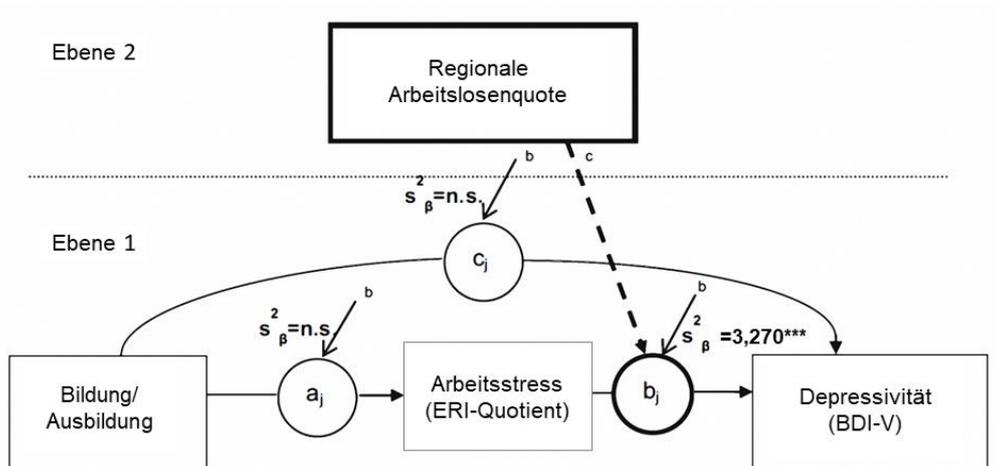
Tabelle 2 Direkte, indirekte sowie Gesamt-Effekte in der Assoziation zwischen Bildung und Depressivität

Effekt	Alle Beschäftigten (N = 6339)			Geburtsjahr					
				1959 (n = 2785)			1965 (n = 3554)		
	β (95%-KI)	p	(%) ^a	β (95%-KI)	p	(%)	β (95%-KI)	p	(%) ^a
<i>Direkter</i>	-0,10 (-0,29; 0,08)	n.s.	45,5	0,09 (-0,23; 0,41)	n.s.	- ^b	-0,26 (-0,48; -0,04)	*	68,4
<i>Indirekter (ERI)</i>	-0,05 (-0,08; -0,03)	***	22,7	-0,05 (-0,10; -0,02)	***	- ^b	-0,05 (-0,08; -0,02)	***	13,2
<i>Indirekter (soziale Isolation)</i>	-0,07 (-0,10; -0,05)	***	31,8	-0,07 (-0,12; -0,04)	***	- ^b	-0,07 (-0,11; -0,04)	***	18,4
<i>Gesamt</i>	-0,22 (-0,41; 0,04)	*	100	-0,03 (-0,34; 0,28)	n.s.	- ^b	-0,38 (-0,59; -0,16)	*	100

KI = Konfidenzintervall, ERI = Effort-Reward-Imbalance; n.s. = nicht signifikant; * p < 0,05; ** p < 0,01; *** p < 0,001; ^a Prozent des Gesamteffektes; ^b Prozentwert wurde nicht berechnet, da Gesamteffekt nicht signifikant

In dieser Analyse zeigte sich, dass sowohl arbeitsbezogenem Stress (hier: ERI) als auch sozialer Isolation ein partiell vermittelnder Effekt in der Beziehung von Bildung und Depressivität in der Gesamtstichprobe sowie in der jüngeren Alterskohorte zukommt. Die Mediationskriterien nach Baron und Kenny waren allerdings für die ältere Kohorte nicht vollständig erfüllt, da nur die indirekte, nicht aber direkte Assoziation zwischen Bildung und Depressivität signifikant war (Tabelle 2). Hypothesenkonform zeigte sich bei allen Beschäftigten eine signifikante regionale Variabilität der Assoziation zwischen Arbeitsstress und Depressivität, nicht jedoch für die Assoziationen zwischen Bildung und Arbeitsstress bzw. Depressivität (Abbildung 5). Entgegen der Hypothese konnte die beobachtete regionale Variabilität nicht durch die regionale Arbeitslosenquote erklärt werden.

Zusammenfassend ließ sich in dieser Querschnittuntersuchung ein vermittelnder Effekt von arbeitsbezogenem Stress, gemessen anhand des Modells beruflicher Gratifikationskrisen, in der Beziehung zwischen Bildung und Depressivität für die Gesamtstichprobe und die jüngere Alterskohorte bestätigen. Dieser medierende Effekt zeigt eine regionale Variabilität für die Assoziation von Arbeitsstress und Depressivität, der jedoch nicht durch die regionale Arbeitslosenquote erklärt werden konnte. Als Nebenbefund zeigte sich auch ein signifikant vermittelnder Effekt von sozialer Isolation. Die beobachteten Zusammenhänge dieser Querschnittuntersuchung müssen allerdings noch in längsschnittlichen Untersuchungen verifiziert werden.



Abk.: ERI-Quotient = Effort-Reward-Imbalance-Quotient; BDI-V = Beck Depressions-Inventar-Kurzversion; PANAS = *Positive and Negative Affect Schedule*; Ebene 1 = Personenebene; Ebene 2 = Gebietsebene; a_j - c_j = Slopes a-c; S^2_{β} = Slopevariabilität; n.s. = nicht signifikant; *** $p < 0,001$

Abbildung 5 Mehrebenenanalyse zur Aufklärung der regionalen Variabilität der Assoziationen im Mediationsmodell auf Ebene 1 durch die Arbeitslosenquote als Moderator auf Ebene 2 (alle Assoziationen adjustiert für Alter, Geschlecht, Overcommitment und negative Affektivität; N = 6339)

Ziel dieser Untersuchung war es, zur Aufklärung vertikaler sozialer Ungleichheit in Bezug auf depressive Störungen beizutragen. Jedoch ist bei Letzteren auch horizontale soziale Ungleichheit zu Ungunsten von Frauen bekannt. Die folgende Originalarbeit war daher der Frage gewidmet, inwieweit horizontale soziale Ungleichheit in Hinblick auf Depressivität durch die Aufklärung eines geschlechtsspezifischen Unterschiedes im vermittelnden Effekt eines WFC in der Beziehung von Arbeitsstress und Depressivität reduziert werden kann.

Originalarbeit 4: Work family-conflict as a mediator in the association between work-related stress and depressive symptoms – Results from the prospective lidA cohort study

(du Prel & Peter, 2015; <https://doi.org/10.1007/s00420-014-0967-0>)

Depressivität ist bei Frauen häufiger als bei Männern (Busch et al., 2013). Arbeitsbezogener Stress auf Grundlage beruflicher Gratifikationskrisen ist mit Depressivität assoziiert (Rugulies et al., 2017). Die Aufklärung von Wegen, auf denen arbeitsbezogener Stress und Depressivität wirken, kann unter präventiven Gesichtspunkten bedeutsam sein. In vorangegangenen Studien war Stress durch

berufliche Gratifikationskrisen signifikant mit WFC (z. B. Kato und Yamazaki, 2009) und WFC mit Depressionen assoziiert (z. B. Wang et al., 2012). WFC könnte daher als Vermittler in der Beziehung von Arbeitsstress und Depressivität auftreten. Wird die Beziehung oder ein Teil der Beziehung von Arbeitsstress sowie Depressivität durch WFC vermittelt, könnte sich die Stärke dieser Mediation zwischen weiblichen und männlichen Beschäftigten unterscheiden, da die Rollen im Berufs- und Privatleben unter ihnen oft ungleich verteilt sind. Eine solche geschlechtsspezifisch unterschiedliche Vermittlung durch WFC kann auch unter dem Aspekt des Abbaus horizontaler gesundheitlicher Ungleichheit bedeutsam sein: Im Falle des Vorliegens einer Mediation würden sich die negativen Auswirkungen beruflichen Stresses auf die mentale Gesundheit durch Veränderung des WFC bei weiblichen im Vergleich zu männlichen Beschäftigten stärker reduzieren lassen. Dies könnte dazu beitragen, geschlechtsspezifische Unterschiede in Hinblick auf Depressivität abzubauen.

Die dieser Untersuchung zugrundeliegenden Annahmen lauteten demzufolge: Beschäftigte, die in hohem Maß beruflichem Stress durch ein Ungleichgewicht von beruflicher Verausgabung und dafür erhaltenen Gratifikationen ausgesetzt sind, geraten leichter in einen WFC. Dieser kann selbst zu Depressivität führen oder eine bereits bestehende Depressivität verstärken. Ein WFC kann somit als Mediator einen Teil des Zusammenhangs zwischen arbeitsbezogenem Stress und Depressivität erklären. Während es sich bei dieser Untersuchung um eine Querschnittsanalyse handelt, stützen die Ergebnisse longitudinaler Studien die dieser Studie zugrundeliegende Annahme über die Richtung des Zusammenhangs: Arbeitsbezogener Stress führt demnach zu WFC und nicht umgekehrt (Peeters et al., 2004). Eine Annahme war daher, dass der Einfluss von arbeitsbezogenem Stress auf Depressivität durch WFC mediiert wird und nicht umgekehrt. Zudem wurde angenommen, dass der durch WFC vermittelte Anteil in der Beziehung von psychosozialen Arbeitsstress und Depressivität sich geschlechtsspezifisch und in Abhängigkeit des Beschäftigungsumfanges unterscheidet. Auf Basis dieser Annahmen sollte in dieser Studie geklärt werden, welcher Teil der Assoziation zwischen beruflichem Stress (hier: ERI) und Depressivität bei Frauen und Männern in Voll- und Teilzeitbeschäftigung über den vermittelnden Effekt von WFC erklärt werden kann.

Die Analyse erfolgte auf Grundlage multipler linearer Regressionsmodelle auf Grundlage der 6339 sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten der ersten Studienwelle der lidA-Studie. Depression wurde mittels BDI-V (Schmitt et al., 2006) ermittelt. Weiterhin wurde

WFC mit zwei Fragen aus dem COPSOQ, die sich auf einen Konflikt zwischen Berufs- und Privatleben in Bezug auf Zeit und Energie beziehen, parametrisiert (Pejtersen et al., 2010). Arbeitsbezogener Stress wurde wiederum mit der 17-Item-Version der extrinsischen Komponente des Modells beruflicher Gratifikationskrisen (Siegrist, 1996) parametrisiert. In dem multiplen linearen Regressionsmodell wurde zudem für die 6-Item-Version von Overcommitment adjustiert.

Die Fragestellung wurde auf Grund des angenommenen Geschlechtsunterschieds in der Mediation für Frauen und Männer getrennt analysiert. Um dem Umstand Rechnung zu tragen, dass Frauen hierzulande wesentlich häufiger einer Teilzeitbeschäftigung nachgehen als Männer, wurden die Analysen zudem stratifiziert nach Voll- und Teilzeitbeschäftigung durchgeführt. Für die Mediationsanalyse fanden wiederum die Kriterien nach Baron und Kenny (1986) Anwendung.

In Übereinstimmung mit dem bestehenden Kenntnisstand zu depressiven Störungen im Geschlechtervergleich in der BRD zeigte sich, dass weibliche Beschäftigte der untersuchten Jahrgänge im Mittel einen höheren Depressivitätsgrad als männliche aufweisen. Wie in einer vorangegangenen Studie (Dragano et al., 2008) war bei ihnen zudem die Assoziation von Arbeitsstress durch berufliche Gratifikationskrisen und Depressivität nach Stratifizierung für Voll- bzw. Teilzeitbeschäftigung schwächer als bei den männlichen sozialversicherungspflichtig Beschäftigten ausgeprägt.

In dieser Untersuchung wurden deutliche Hinweise darauf gefunden, dass WFC die Beziehung zwischen arbeitsbezogenem Stress (hier: ERI) und Depressivität mediiert. Zudem wurde eine geschlechtsspezifische Variation des Anteils der Assoziation zwischen Arbeitsstress und Depressivität gefunden, der durch WFC vermittelt wird (Abbildung 6): Bei den weiblichen Probanden mit Vollzeitbeschäftigung war dieser wie angenommen höher als bei den männlichen (45,5 % vs. 23,2 %). Ein zunächst scheinbar höherer WFC bei Männern kehrte sich nach Stratifizierung für Voll- und Teilzeittätigkeit um. Erwartungskonform fand sich bei Frauen unter Berücksichtigung des Beschäftigungsumfangs ein höherer WFC. Das Phänomen der Umkehr eines scheinbaren Unterschieds hinsichtlich eines Merkmals (in diesem Fall WFC) zwischen zwei und mehr Vergleichsgruppen – hier im Geschlechtervergleich – nach Berücksichtigung einer relevanten Drittvariable – hier in Form des Beschäftigungsumfangs – ist als Simpson-Paradoxon bekannt (Hammer et al., 2009).

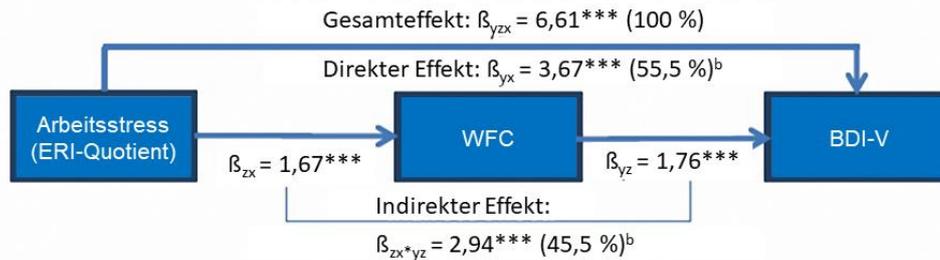


Abbildung 6a Frauen in Vollzeitbeschäftigung^a (n = 1 445)

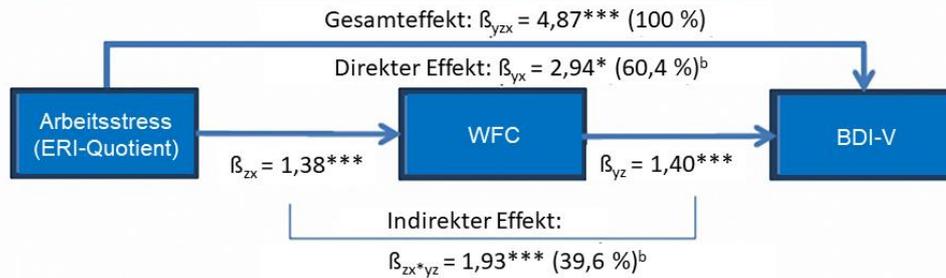


Abbildung 6b Frauen in Teilzeitbeschäftigung^a (n = 1 552)

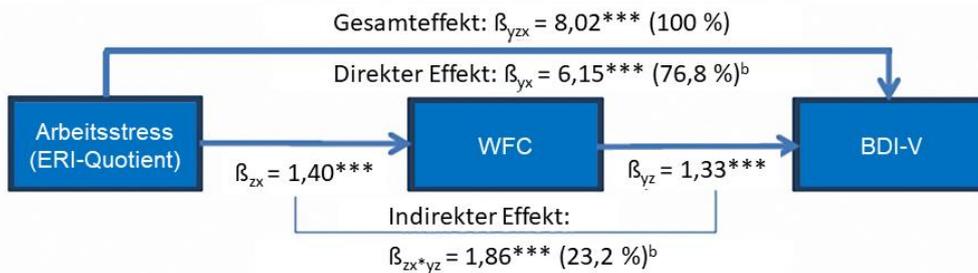


Abbildung 6c Männer in Vollzeitbeschäftigung^a (n = 2 804)

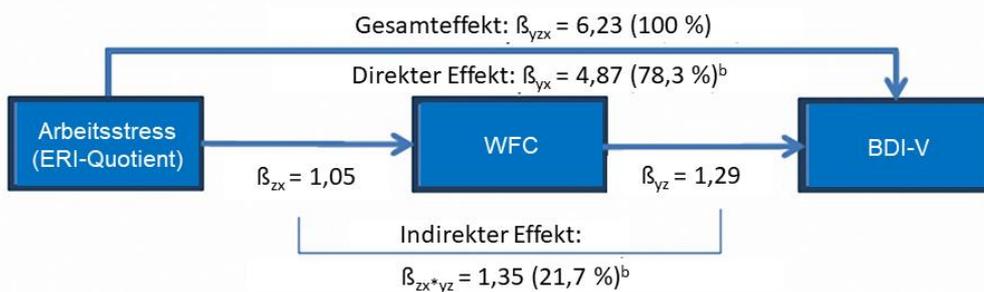


Abbildung 6d Männer in Teilzeitbeschäftigung^a (n = 104)

Abk.: ERI-Quotient = Effort-Reward-Imbalance-Ratio; BDI-V = Beck Depressions-Inventar –Kurzversion; WFC = Work-Family-Konflikt; ^aadjustiert für Bildung, negativen Affekt, Overcommitment, Alter, Anzahl von Kindern unter 14 Jahren; ^bAnteil am Gesamteffekt in der Assoziation zwischen Arbeitsstress (ERI) und Depressivität; * p < 0,05; ** p < 0,01; *** p < 0,001;

Abbildung 6 Mediation eines Work-Family-Konfliktes zwischen arbeitsbezogenem Stress und Depressivität bei Frauen sowie Männern in Voll- bzw. Teilzeitbeschäftigung (N = 5905)

Frauen üben in Deutschland deutlich häufiger eine Teilzeitbeschäftigung aus als Männer, was die Umkehr der Häufigkeit des WFC nach Adjustierung für das Beschäftigungsverhältnis in dieser Untersuchung erklärt. Der Anteil der Männer mit Teilzeitbeschäftigung ist indes gering. Das erschwert die Aussage, ob bei männlichen Teilzeitbeschäftigten eine Mediation über WFC ebenfalls eine signifikante Rolle spielt. Der Geschlechtervergleich bei den Teilzeitbeschäftigten ist in vorliegender Untersuchung daher mit Zurückhaltung zu interpretieren. Als weitere Limitationen dieser Untersuchung sind das Querschnittsdesign sowie die eingeschränkte Generalisierbarkeit durch die Beschränkung auf nur zwei Alterskohorten sozialversicherungspflichtiger Beschäftigter zu nennen.

Zusammenfassend unterstützen die in dieser Untersuchung gefundenen Assoziationen frühere Studienergebnisse zum Zusammenhang von arbeitsbedingtem Stress durch berufliche Gratifikationskrisen und Depressivität. Auch die höhere Stärke dieser Assoziation bei männlichen im Vergleich zu weiblichen Beschäftigten steht im Einklang mit dem bestehenden Kenntnisstand. In dieser Arbeit konnte zudem der vermittelnde Effekt von WFC in Bezug auf die Beziehung von Arbeitsstress und Depressivität für ein Merkmal der horizontalen sozialen Ungleichheit – das Geschlecht – anhand einer Mediationsanalyse näher untersucht werden. Konkret war der durch WFC vermittelte Anteil bei weiblichen Beschäftigten in Vollzeit höher als bei männlichen. Die gefundenen Unterschiede geben Hinweise auf die Möglichkeit des Abbaus geschlechtsspezifischer gesundheitlicher Ungleichheit in Bezug auf Depressivität durch Reduzierung eines bestehenden WFC.

In diesem Zusammenhang schien es interessant, im Rahmen der nächsten Originalarbeit zusätzlich Statusinkonsistenz als ein Missverhältnis zwischen zwei unterschiedlichen Merkmalen vertikaler sozialer Ungleichheit unter Einbezug zweier stressbezogener Mediatoren (ERI, WFC) hinsichtlich ihres Einflusses auf die Entstehung von Depressivität im Geschlechtervergleich zu untersuchen.

Originalarbeit 5: Are status inconsistency, work stress & work-family conflict associated with depressive symptoms? Testing prospective evidence in the lidA study

(Peter et al., 2016; <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2016.01.009>)

In dieser konfirmatorischen Längsschnittuntersuchung wurde der Frage nachgegangen, ob die geschlechtsspezifische Variabilität von Depressivität durch Unterschiede im Sinne einer Statusinkonsistenz bedingt sein kann. Für Arbeitsstress (hier: ERI) und WFC wurde in dieser Modellierung eine mediierende Rolle angenommen. Bei Statusinkonsistenz handelt es sich um ein Ungleichgewicht zwischen unterschiedlichen Parametern der meritokratischen Triade, also zwischen zwei der drei zentralen Parameter des sozioökonomischen Status (Bildung, berufliche Stellung, Einkommen). Dabei werden negative und positive Statusinkonsistenz voneinander unterschieden. Erstere beschreibt ein Ungleichgewicht zweier Sozialstatusvariablen zu Ungunsten der Betroffenen, während positive Statusinkonsistenz sich umgekehrt auf ein solches Ungleichgewicht zu Gunsten der Betroffenen bezieht. In dieser Untersuchung war in erster Linie negative Statusinkonsistenz von Interesse. Sie wurde dabei durch ein zu geringes Einkommen für den jeweils erreichten Bildungsstand definiert. Dieses war gegeben, wenn das Gehalt des Beschäftigten für den jeweils betrachteten Berufsabschnitt deutlich unterhalb des für den Bildungsstand zu erwartenden Gehalts lag. Die zugrundeliegende Annahme war, dass die gesundheitlichen Auswirkungen solcher Phasen von negativer Statusinkonsistenz sich über die Erwerbsbiografie kumulieren und das Risiko für Depressivität erhöhen können.

Folgende Hypothesen wurden vorab aufgestellt:

H1: Hinsichtlich des höheren Grades der Fragmentierung und der höheren Prävalenz von Statusinkonsistenz (Einkommen in Beziehung zum erreichten Bildungsstand) in der Biografie weiblicher Beschäftigter unterscheidet sich die Assoziation zwischen Statusinkonsistenz sowie Depressivität bei Frauen und Männern. Erwartet wird ein signifikanter Zusammenhang zwischen Statusinkonsistenz und Depressivität, der bei Frauen stärker ausgeprägt ist als bei Männern. Positive Statusinkonsistenz ist invers mit Depressivität assoziiert und kommt nur bei Männern vor.

H2: Höhere Raten an Arbeitsstress (hier: ERI) und WFC zu Studienanfang sind mit zunehmender Depressivität im Follow-up bei Frauen und Männern assoziiert. Die Assoziation von WFC und Depressivität ist bei Frauen stärker ausgeprägt.

H3: Arbeitsstress (hier: ERI) und WFC sind Mediatoren in der Beziehung von Statusinkonsistenz und Depressivität. Dabei wird als Erstes angenommen, dass die Assoziation zwischen negativer Statusinkonsistenz und Depressivität bei Frauen durch psychosoziale Faktoren mediiert wird. Zweitens wird angenommen, dass der Grad an Depressivität mit zunehmendem Arbeitsstress und WFC ebenfalls zunimmt.

Die Datengrundlage für die Parametrisierung von Statusinkonsistenz bildete in dieser Studie die IEB der Bundesagentur für Arbeit. Die Daten der 3340 Beschäftigten, die in den ersten beiden Wellen der lidA-Studie einer Arbeit nachgingen, wurden mit den IEB-Daten verbunden. Letztere erlauben bei sozialversicherungspflichtig Beschäftigten eine differenzierte Erfassung des Erwerbsstatus und des Einkommens im Längsschnitt. In Kombination mit den lidA-Daten wird eine Erfassung von Statusinkonsistenz über die Zeit möglich, da Bildung in der Regel früh erworben wird. Insbesondere in den hier betrachteten fortgeschrittenen Altersgruppen ist davon auszugehen, dass sich der Bildungsstand nur selten noch verändert. Negative Statusinkonsistenz wurde jeweils getrennt für Frauen und Männer erfasst, um geschlechtsspezifische Unterschiede aufzuzeigen. Der Annahme, dass negative Statusinkonsistenz zu Depressivität führen kann, lagen einerseits Beobachtungen von Lenski (1954) über die negativen gesundheitlichen Folgen negativer Statusinkonsistenz wie auch von Eun-Young (2008) zu den Stressfolgen von Statusinkonsistenz zu Grunde. Positive Statusinkonsistenz – in Form eines zu hohen Einkommens für den erreichten Bildungsstand – diente in dieser Untersuchung nur als Kontrollvariable. Depressivität wurde wie bei den anderen Originalarbeiten dieser Schrift in Form des BDI-V (Schmitt et al., 2006) parametrisiert, ERI durch das Modell beruflicher Gratifikationskrisen (Siegrist, 1996) und WFC mit der Zwei-Item-Kurzversion des COPSOQ (Pejtersen et al., 2010). Als Kontrollvariable ging neben soziodemographischen Variablen auch die intrinsische Komponente des Modells beruflicher Gratifikationskrisen als möglicher Confounder in das Modell ein. Die Analyse erfolgte in Form eines konfirmatorischen Cross-Lagged-Pfadmodells.

In der Untersuchung konnten zwei der drei Studienhypothesen nicht verifiziert werden: Zum einen war negative Statusinkonsistenz weder bei männlichen noch bei weiblichen Beschäftigten mit Depressivität assoziiert. Es konnte damit auch keine höhere

Assoziation zwischen negativer Statusinkonsistenz und Depressivität bei weiblichen als bei männlichen Beschäftigten gefunden werden (Studienhypothese 1). Damit konnte auch kein medierender Effekt von arbeitsbezogenem Stress durch ein Ungleichgewicht von Verausgabung und dafür empfangenen Gratifikationen in der Assoziation von Statusinkonsistenz sowie Depressivität identifiziert werden (Studienhypothese 3). Die zweite Studienhypothese konnte ebenfalls nicht vollständig verifiziert werden: Zwar zeigte sich, dass ein höheres Maß an arbeitsbezogenem Stress sowie ein Konflikt zwischen Arbeits- und Privatleben in einer Welle mit einem höheren Grad an Depressivität in der Folgewelle bei beiden Geschlechtern einherging. Allerdings waren diese Längsschnitzusammenhänge nur bei ERI hypothesenkonform für weibliche Beschäftigte stärker ausgeprägt als für männliche, nicht aber in Hinblick auf WFC. Bezüglich des Letzteren war die Assoziation bei männlichen stärker als bei weiblichen Beschäftigten ausgeprägt. Ein Nebenbefund dieser Untersuchung ist, dass wider Erwarten bei männlichen Beschäftigten Statuskonsistenz, also eine hohe Übereinstimmung zwischen dem erwirtschafteten Gehalt sowie dem Bildungsstatus, ein Prädiktor für Depressivität war. Es fand sich in der zuletzt genannten Beziehung auch ein medierender Effekt von ERI und WFC. Bei weiblichen Beschäftigten konnte weder für Statuskonsistenz noch für Statusinkonsistenz ein Zusammenhang zu Depressivität gezeigt werden. Die Frage der Mediation erübrigt sich daher in dieser Gruppe.

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass in dieser Untersuchung weder die angenommenen Beziehungen zwischen negativer Statusinkonsistenz und Depressivität über die Zeit noch die medierenden Effekte von ERI und WFC bestätigt werden konnten. Unter präventiven Aspekten ist es jedoch relevant, dass arbeitsbezogener Stress und WFC sich bei beiden Geschlechtern als Prädiktoren für Depressivität über die Zeit erwiesen. Arbeitsbezogener Stress kann neben der Arbeitsumgebung auch von Individualmerkmalen abhängen. Hierzu zählt neben einer interindividuell unterschiedlichen Vulnerabilität gegenüber arbeitsbezogenen Stressoren auch das Bewältigungsverhalten (Coping) des einzelnen Beschäftigten, also die Befähigung des Einzelnen, mit bestimmten Arbeitsbelastungen adäquat umzugehen. Wie eingangs beschrieben, trägt das Modell beruflicher Gratifikationskrisen dieser individuellen Variabilität im Coping-Verhalten mit der intrinsischen Modellkomponente Rechnung. Im Zuge der nächsten Untersuchung wurde die intrinsische Komponente des Modells beruflicher Gratifikationskrisen hinsichtlich ihrer Veränderbarkeit durch die Arbeitsumgebung näher untersucht.

Originalarbeit 6: Work overcommitment – Is it a trait or a state?

(du Prel et al., 2018; <https://doi.org/10.1007/s00420-017-1253-8>)

Die dieser Originalarbeit zugrundeliegende forschungsleitende Fragestellung war, ob es sich bei dem eingangs beschriebenen speziellen Bewältigungsverhalten ‚Overcommitment‘ um einen stabilen Charakterzug (*trait*) oder aber ein in Abhängigkeit von der jeweiligen Arbeitsumgebung und -situation veränderliches Merkmal (*state*) handelt. Diese Frage wurde bislang noch nicht untersucht. Ihre Klärung ist allerdings für die Beschäftigten mit diesem gesundheitlich riskanten Bewältigungsverhalten unter präventiven Gesichtspunkten relevant: Im Falle der Beeinflussbarkeit von Overcommitment durch Faktoren der Arbeitsumgebung könnte durch eine entsprechende Ausgestaltung des Arbeitsumfeldes eine intrinsisch motivierte Stressreaktion bei den betroffenen Beschäftigten vermieden oder zumindest reduziert werden.

Zur Klärung der forschungsleitenden Fragestellung wurden die Veränderungen von Overcommitment bzw. deren Subskalen im Zusammenhang mit Veränderungen von arbeitsbezogenen Faktoren betrachtet. Als Letztere wurden Entscheidungsfreiheit bei der Arbeit, das Ausführen eines Nebenjobs sowie arbeitsbezogener Stress in Form eines ERI-Proxys einbezogen. Die Annahme war, dass es sich bei Verausgabungsneigung wahrscheinlich um einen *state* handelt, wenn sich dieses Coping-Verhalten über die Zeit in gleicher Richtung zu den betrachteten arbeitsbezogenen Belastungen verändert.

Die Untersuchung basiert auf Daten der schwedischen prospektiven WOLF-Kohortenstudie. Einbezogen in die Analyse wurden die Daten der Studienabschnitte von 1996 bis 1998 (WOLF-N) sowie von 2000 bis 2003 (WOLF-F). Es lagen somit Messwerte zu zwei Zeitpunkten im Abstand von durchschnittlich fünf Jahren vor. Die Studienpopulation von WOLF-N und WOLF-F umfasst vornehmlich Beschäftigte aus dem Industriesektor im Alter zwischen 19 und 69 Jahren aus 19 Betrieben im Norden Schwedens. Insgesamt 2940 Beschäftigte waren zu den beiden Studienwellen in Arbeit und wurden in die Studie eingeschlossen. Die WOLF-Studie erschien besonders geeignet als Grundlage zur Klärung der forschungsleitenden Fragestellung, da hier die Langversion der Overcommitment-Skala als Befragungsinstrument verwendet wurde. In den meisten aktuellen Studien wird nur noch die Kurzskala mit sechs Items zur Erfassung von Overcommitment verwendet. Mit Hilfe der Langversion können allerdings die vier

Subskalen ‚Bedürfnis nach Anerkennung‘, ‚Wettbewerbsstreben‘, ‚Irritierbarkeit bei Störungen‘ und ‚Unfähigkeit sich von der Arbeit zu distanzieren‘ von Overcommitment detailliert abgefragt werden (Siegrist, 1996). Dies war zur umfassenden Klärung der Fragestellung essenziell. Die Längsschnittanalyse über zwei Messzeitpunkte erfolgte mittels multipler linearer Regressionsanalyse. Fehlende Werte wurden mittels multipler Imputation ersetzt.

Es zeigte sich, dass Arbeitsstress sowohl mit Overcommitment als Gesamtmessinstrument als auch mit allen Subskalen bis auf ‚Wettbewerbsstreben‘ über die Zeit assoziiert war. Diese Beobachtung stand in Übereinstimmung mit der These einer erhöhten Vulnerabilität der Beschäftigten mit übersteigerter Verausgabungsneigung in Bezug auf arbeitsbezogenen Stress. Offenbar als Reaktion auf den höheren Stress verstärken betroffene Beschäftigte auf Grund ihres übersteigerten Wunsches nach Anerkennung und Wertschätzung ihre beruflichen Anstrengungen. Das geschieht wahrscheinlich, um das subjektiv wahrgenommene Ungleichgewicht zwischen beruflichem Einsatz und dafür empfangenen Gratifikationen zu korrigieren. Im Unterschied dazu waren Veränderungen der beiden anderen arbeitsbezogenen Einflussgrößen ‚Einfluss auf die Arbeit‘ und ‚Ausüben einer weiteren beruflichen Tätigkeit‘ nicht mit Veränderungen von Overcommitment assoziiert. In Übereinstimmung mit einer anderen Studie (Siegrist et al., 2004) hatten Arbeitnehmer mit höherem Bildungsstand in dieser Untersuchung ein größeres Risiko für eine Verausgabungsneigung. Es sind noch weitere Untersuchungen erforderlich, um Overcommitment sicher als einen *state* zu verifizieren. Die Übereinstimmung der Ergebnisse bezüglich des Zusammenhangs zwischen Overcommitment und arbeitsbezogenem Stress mit vorangegangenen Untersuchungen spricht aber dafür, dass Beschäftigte, bei denen Overcommitment als Coping-Strategie beobachtet wird, besonders vulnerabel für arbeitsbezogenen Stress sind.

Zusammenfassend zeigte sich in dieser Untersuchung, dass arbeitsbezogener Stress durch berufliche Gratifikationskrisen das Risiko für eine vorhandene Verausgabungsneigung zusätzlich steigern kann. Eine signifikante Assoziation zu Overcommitment wurde für weitere arbeitsbezogene Variablen nicht gefunden.

Der gefundenen Assoziation zwischen Arbeitsstress und Overcommitment kommt unter Aspekten der Gesundheitsförderung bzw. der Prävention insofern Bedeutung zu, als Beschäftigte mit diesem gesundheitlich riskanten Bewältigungsverhalten von einem

verhältnispräventiven Ansatz zur Reduktion von Arbeitsstress im Betrieb besonders profitieren würden. Neben einer Verhältnisprävention könnten auch verhaltensbezogene Ansätze zur Reduktion von Arbeitsstress beitragen. Daher sollte im Rahmen der nächsten Arbeit untersucht werden, inwieweit Verhaltensprävention in Form von körperlicher Freizeitaktivität hilfreich sein kann, um arbeitsbezogenen Stress im Sinne beruflicher Gratifikationskrisen über die Zeit zu reduzieren.

Originalarbeit 7: The Role of Leisure-Time Physical Activity in the Change of Work-Related Stress (ERI) over Time

(du Prel et al., 2019; <https://doi.org/10.3390/ijerph16234839>)

In der letzten Originalarbeit wurde der Frage nachgegangen, ob körperliche Freizeitaktivität arbeitsbezogenen Stress über die Zeit günstig zu beeinflussen vermag. Ein Alleinstellungsmerkmal dieser Untersuchung ist, dass darin erstmalig die Rolle physischer Freizeitaktivität bezüglich Arbeitsstress auf Grundlage des Modells beruflicher Gratifikationskrisen über die Zeit erforscht wurde.

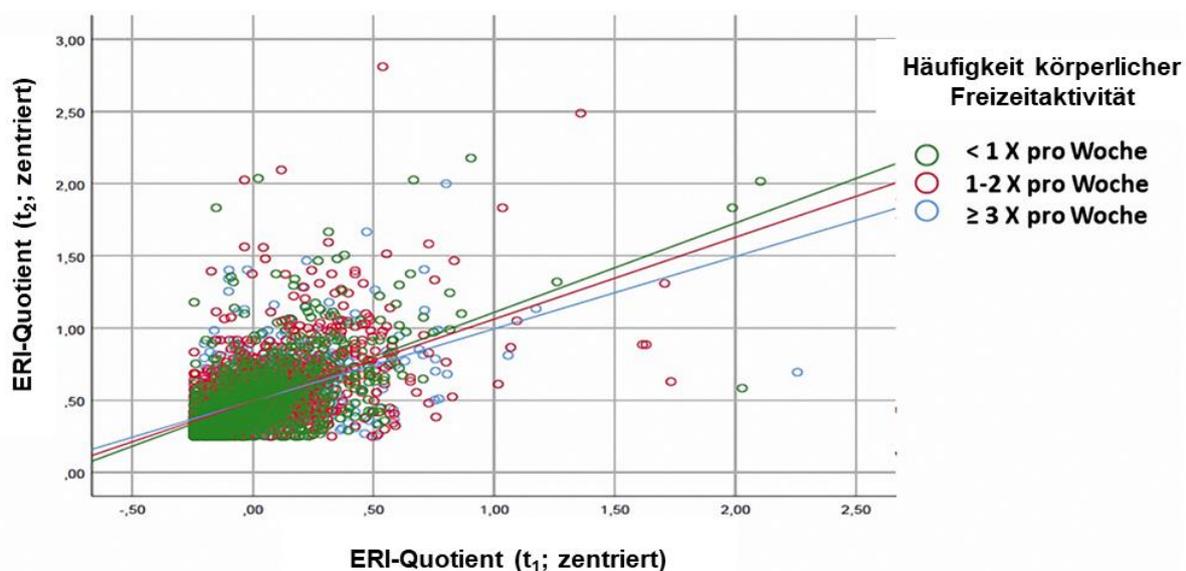
In die Untersuchung gingen Daten von 3961 Probanden der Geburtsjahrgänge 1959 und 1965 der lidA-Studie der beiden ersten Studienwellen 2011 sowie 2014 ein, die zu beiden Zeitpunkten einer sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung nachgingen. Arbeitsstress wurde erneut mittels der 17-Item-Version der extrinsischen Komponente des Modells beruflicher Gratifikationskrisen parametrisiert (Siegrist, 1996). Zudem wurde die Häufigkeit körperlicher Freizeitaktivität pro Woche Likert-skaliert erfasst. Die Analyse erfolgte mittels multipler linearer Regressionsanalyse unter Einschluss eines Interaktionsterms zwischen Arbeitsstress und körperlicher Freizeitaktivität mit der Statistiksoftware SPSS 25.

In dieser Studie zeigte sich zunächst, dass körperliche Freizeitaktivität nicht unmittelbar mit arbeitsbezogenem Stress assoziiert ist. Sie wurde im multiplen Regressionsmodell jedoch als signifikanter Moderator von arbeitsbezogenem Stress über die Zeit identifiziert. Dieser moderierende Effekt konnte auch nach Adjustierung für soziodemographische Variablen und körperliche Freizeitaktivität selbst beobachtet werden. Einige zentrale Kausalitätskriterien nach Bradford Hill (Hill, 1965; Gianicolo et al., 2020) untermauern die Plausibilität des beobachteten Zusammenhangs: Neben der Eindeutigkeit des zeitlichen Bezugs (Bradford-Hill-Kriterium: *zeitliche Beziehung*) in der Longitudinalanalyse konnte

auch eine Dosis-Wirkungs-Beziehung (Bradford-Hill-Kriterium: *biologischer Gradient*) in dem moderierenden Effekt von körperlicher Freizeitaktivität auf das Stressniveau über die Zeit gefunden werden: Je häufiger die Beschäftigten pro Woche körperlich aktiv waren, umso stärker war der Stressniveauabfall zwischen den beiden Studienwellen (Abbildung 7).

Abk.: ERI-Quotient = Effort-Reward-Imbalance-Quotient; t_1 = Studienwelle 1 (2011); t_2 = Studienwelle 2 (2014)

Abbildung 7 Effektmodifikation von arbeitsbezogenem Stress über die Zeit durch körperliche



Freizeitaktivität (N = 3801)

Auch unter dem Aspekt der biologischen Plausibilität (Bradford-Hill-Kriterium: *Plausibilität*) sprechen einige Aspekte für die beobachteten Ergebnisse: Körperliche Aktivität könnte helfen, physiologische Stressreaktionen im Sinne der eingangs beschriebenen Kampf-oder-Flucht-Reaktion mit Erhöhung körpereigener Stresshormone abzubauen. Schließlich stehen die beobachteten Zusammenhänge im Einklang mit anderen Studien, in denen der Einfluss von körperlicher Aktivität auf arbeitsbezogenen Stress untersucht wurde (Bradford-Hill-Kriterium: *Konsistenz*). Obwohl epidemiologische Plausibilitätskriterien die Ergebnisse stützen, gilt es, auch einige Limitationen der Studie zu nennen. Die Ergebnisse lassen sich nur auf Beschäftigte der Jahrgänge 1965 und 1959, die einer sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung nachgehen, verallgemeinern. Zudem bezieht sich die Untersuchung auf nur zwei Erhebungszeitpunkte. Interessant wäre es zu sehen, ob sich die Dosis-Wirkungs-Beziehung zwischen körperlicher Aktivität und arbeitsbezogenem Stress in einer

Trendanalyse auch über drei und mehr Studienwellen beobachten lässt. Das war zum Analysezeitpunkt auf Grundlage der verfügbaren Daten allerdings nicht möglich. Es könnte eingewendet werden, dass das Ungleichgewicht zwischen beruflicher Verausgabung und erhaltenen Gratifikationen nur ein mögliches Maß für psychosozialen Arbeitsstress ist. Allerdings zeigte sich ein ähnlich günstiger Effekt körperlicher Freizeitaktivität über die Zeit bereits im Jobstrain-Modell bei jungen Erwachsenen in Bezug auf ihre Situation im mittleren Erwachsenenalter (Yang et al., 2010). Auch selbstberichteter Arbeitsstress wurde über die Zeit günstig durch körperliche Freizeitaktivität beeinflusst (Schnohr et al., 2005).

Zusammenfassend liefern die Ergebnisse dieser Untersuchung epidemiologisch plausible Anhaltspunkte dafür, dass körperliche Freizeitaktivität hilft, das Stressniveau durch ERI über die Zeit zu reduzieren. In Verbindung mit dem bereits mittels anderer Stressmaße beobachteten günstigen Effekt von körperlicher Freizeitaktivität auf arbeitsbezogenen Stress über die Zeit legt dies die Vermutung nahe, dass körperliche Freizeitaktivität relativ unspezifisch bezüglich des berufsbezogenen Stressors als verhaltenspräventive Maßnahme zum beruflichen Stressabbau beitragen kann. Allerdings müssen diese Ergebnisse noch in weiterführenden Studien mit mehr als zwei Altersgruppen und mehr als zwei Studienwellen verifiziert werden.

Im Folgenden werden die Ergebnisse der sieben Originalarbeiten in Bezug zu den drei übergeordneten Fragestellungen und ihrer Relevanz für die Gefährdungsbeurteilung, die Gesundheitsförderung und die Prävention diskutiert.

4 Diskussion

Die sieben Originalarbeiten dieser kumulativen Habilitationsschrift tragen in ihrer Gesamtheit zur Erweiterung des wissenschaftlichen Kenntnisstands zu arbeitsbezogenem Stress und psychischen Störungen bei. Das betrifft zum einen den Kenntnisstand zum Zusammenhang von Arbeitsstress und psychischen Störungen in Bezug auf AU in Deutschland. Zum anderen leisten die Arbeiten Beiträge zur Aufklärung der Rolle arbeitsbezogenen Stresses im komplexen Gefüge von vertikaler sowie horizontaler sozialer Ungleichheit und depressiven Störungen. Drittens erweitern sie den Kenntnisstand zum Stellenwert von individueller Prädisposition, Arbeitsumgebung und Freizeitaktivität in Bezug auf arbeitsbezogenen Stress. Zusammengenommen können die Originalarbeiten dieser Schrift damit Ansatzpunkte für die Gefährdungsbeurteilung sowie die betriebliche Gesundheitsförderung und die Prävention von psychosozialen Arbeitsstress zum Erhalt mentaler Gesundheit aufzeigen. Diese können sich wiederum positiv auf die Reduzierung von Fehlzeiten auswirken.

4.1 Bedeutung psychosozialen Arbeitsstresses und psychischer Störungen in Bezug auf Arbeitsunfähigkeit

In Übereinstimmung mit der internationalen Studienlage (vgl. Holmgren et al., 2013; Magnavita & Garbarino, 2013) fand sich erstmalig für Deutschland eine signifikante Assoziation zwischen arbeitsbezogenem Stress durch berufliche Gratifikationskrisen und AU bzw. LAU (du Prel et al., 2015). Ein diesbezüglicher Zusammenhang war auch unabhängig von psychischen Störungen sowie soziodemographischen und arbeitsbezogenen Einflussgrößen gegeben. Die hier beobachteten Assoziationen im Querschnitt stehen in Übereinstimmung mit der Mehrzahl der internationalen Längsschnittstudien zum Zusammenhang von Stress durch berufliche Gratifikationskrisen und AU bzw. LAU (Ala-Mursula et al., 2005; Derycke et al., 2013; Head et al., 2007). Der untersuchte Zusammenhang von Arbeitsstress und AU bei älteren Beschäftigten (du Prel et al., 2015) konnte zwischenzeitlich in einer neueren Untersuchung auch im Längsschnitt für Deutschland über alle Alters- und Berufsgruppen hinweg auf Grundlage des sozioökonomischen Panels bestätigt werden (Götz et al., 2018). Zudem war in dieser Untersuchung der Zusammenhang zwischen Arbeitsstress durch berufliche Gratifikationskrisen und AU bei älteren Beschäftigten stärker ausgeprägt als bei jüngeren. Diese und eine weitere neue Querschnittuntersuchung basierend auf

den lidA-Daten (Montano & Peter, 2021) konnten zudem auch für die Einzelkomponenten des ERI-Modells Zusammenhänge zu AU aufzeigen. In einer anderen Längsschnittstudie wurde darüber hinaus unmittelbar der Zusammenhang zwischen Arbeitsstress durch berufliche Gratifikationskrisen und Fehlzeiten durch psychische Störungen untersucht (Ndjaboue et al., 2014). Für diesen Zusammenhang zeigte sich ein signifikant erhöhtes OR von 1,38 (95%-KI: 1,08-1,76). Diese Ergebnisse sind in hohem Maße mit der in der ersten Originalarbeit beobachteten reduzierten Stärke des Zusammenhangs zwischen hoch gegen Arbeitsstress (hier: ERI) exponierten Beschäftigten und AU nach Adjustierung für psychische Störungen im Regressionsmodell vereinbar (du Prel et al., 2015). Als ein Ergebnis der zweiten Originalarbeit konnte zudem unabhängig von dem Zusammenhang mit psychischen Störungen ein signifikanter Zusammenhang von Arbeitsstress in Form eines Ungleichgewichts zwischen Anforderungen und Kontrolle mit AU (OR: 1,33; 95%-KI: 1,02-1,74) bzw. LAU (OR: 1,62; 95%-KI: 1,02-2,58) gefunden werden (Peter et al., 2015). Da psychische Störungen als alleinige Erklärung für AU und LAU bei beiden Formen von arbeitsbedingtem Stress offenbar nicht ausreichen, stellt sich die Frage nach weiteren Pfaden für AU und LAU bei erhöhter Stressbelastung. Beide Stressmodelle waren in unterschiedlichen Studien neben psychischen Krankheiten, wie depressiven Störungen (Rugulies et al., 2017, Madsen et al., 2017), auch mit kardiovaskulären Erkrankungen (Kivimäki et al., 2006; Kivimäki et al., 2012; Kivimäki & Kawachi, 2015), Diabetes mellitus Typ II (Pena-Gralle et al., 2022) und Burn-out (Chirico, 2016; Hasselhorn et al., 2004) assoziiert. Die Assoziationen von Arbeitsstress und AU bzw. LAU sind daher mit hoher Wahrscheinlichkeit neben psychischen Störungen partiell auch durch andere gesundheitsbezogene Endpunkte erklärbar. Ein Teil könnte allerdings auch durch Fehlzeiten auf Grund von Stressvermeidungsverhalten bedingt sein (Nielsen et al., 2013).

Des Weiteren konnte die Beziehung psychischer Störungen zu AU und noch deutlicher zu LAU unabhängig von Jobstrain sowie Sozialstatus im Querschnitt aufgezeigt werden (Peter et al., 2015). Diese Ergebnisse stehen in Übereinstimmung mit der bestehenden nationalen und internationalen Studienlage zum Zusammenhang von psychischen Störungen und AU bzw. LAU (de Vries et al., 2018; Dewa et al., 2014; Harnois & Gabriel, 2000; Henderson et al., 2011; Knudsen et al., 2013; Slesina, 2008). Als Nebenbefund der ersten Originalarbeit waren diese Assoziationen auch nach Adjustierung für Arbeitsstress durch berufliche Gratifikationskrisen beobachtbar (du Prel et al., 2015). Sehr

wahrscheinlich gibt es somit einen Zusammenhang zwischen psychischen Störungen und AU bzw. LAU auch unabhängig von den jeweils betrachteten Arbeitsstressmodellen.

Mit den Ergebnissen der ersten beiden Originalarbeiten dieser Schrift liegen Hinweise auf unterschiedliche Wege vor, wie durch die Verminderung von psychosozialen Arbeitsstress und die Prävention psychischer Störungen arbeitsbezogene Fehlzeiten reduziert werden können. Die Reduktion psychosozialen Arbeitsstress hätte dabei den Vorteil, dass damit zugleich einem Teil der AU-Zeiten durch psychische Störungen vorgebeugt werden könnte. In Übereinstimmung mit dieser Überlegung konnten Bourbonnais et al. (2011) zeigen, dass Interventionen zur Reduktion von Stress durch berufliche Gratifikationskrisen in einem Krankenhaussetting dazu beitragen können, psychische Störungen über die Zeit zu reduzieren. Aber auch unabhängig von psychischen Störungen legen die vorliegenden Ergebnisse nahe, dass bei hohen Stressbelastungen durch ERI ein 1,6- bis 1,7-fach erhöhtes OR für AU und LAU besteht (du Prel et al., 2015). Beim Anforderungs-Kontroll-Modell war das von psychischen Störungen unabhängige signifikante OR für AU-Zeiten mit 1,3 etwas niedriger, für LAU aber auf vergleichbarem Niveau (Peter et al., 2015). Stressreduktion durch Maßnahmen der betrieblichen Gesundheitsförderung und Prävention könnte sich demnach auch über die Vorbeugung psychischer Störungen hinaus hinsichtlich der Reduktion von AU-Zeiten für die Betriebe lohnen. Unabhängig von den beiden hier betrachteten Stressmodellen sowie von vertikalen und horizontalen Sozialmerkmalen besteht allerdings bei einem OR von über 6 für die Assoziation zwischen psychischen Störungen und LAU ein großes Potential, durch erfolgreiche Vorbeugung und Behandlung psychischer Störungen dem Risiko für arbeitsbezogene Fehlzeiten entgegenzuwirken. Neben Maßnahmen der Gesundheitsförderung und der Primärprävention, einschließlich einer angemessenen Gefährdungsbeurteilung psychischer Risiken in Betrieben, wäre hier auch an Maßnahmen der Tertiärprävention zu denken (Peter et al., 2015). Neben Rehabilitationsmaßnahmen bei stattgehabter psychischer Erkrankung ginge es dann auch um die berufliche Wiedereingliederung der betroffenen Beschäftigten. Allerdings werden Interventionen zur beruflichen Wiedereingliederung bei psychischen Störungen noch zu selten durchgeführt. Ist dies hingegen der Fall, sind sie oft nicht erfolgreich (de Vries et al., 2018). Hier besteht also noch erheblicher Forschungs- und praktischer Nachbesserungsbedarf. Ein Interesse des Arbeitgebers an der Initiierung angemessener betrieblicher Maßnahmen könnte sich – neben der ohnehin bestehenden gesetzlichen Verpflichtung zur Gefährdungsbeurteilung – auch aus praktischen Gründen ergeben: Der

Arbeitgeber ist durch die Regelung nach § 3 Entgeltfortzahlungsgesetz zur Lohnfortzahlung innerhalb der ersten sechs Wochen verpflichtet. Damit ist er neben dem Arbeitskräfteverlust durch die Ausfallszeiten auch unmittelbar monetär betroffen (du Prel et al., 2015). Bei AU-Zeiten, die länger als sechs Wochen anhalten bzw. mehrfach auftreten, ergibt sich für den Arbeitgeber nach § 84 Abs. 2 SGB IX im Rahmen der Prävention zusätzlich die Verpflichtung, „mit Zustimmung und Beteiligung der betroffenen Person die Möglichkeiten [zu erörtern], wie die AU möglichst überwunden werden und mit welchen Leistungen oder Hilfen erneuter AU vorgebeugt und der Arbeitsplatz erhalten werden kann (betriebliches Eingliederungsmanagement)“ (du Prel et al., 2015). Alle Anstrengungen im Rahmen von Gesundheitsförderung und Prävention zur mittelbaren und unmittelbaren Reduktion psychischer Störungen würden sich angesichts der individuellen betriebswirtschaftlichen sowie gesellschaftlichen Folgen eines zunehmenden Anteils psychischer Störungen an den Gründen für AU-Zeiten lohnen. Das gilt auch unter den Vorzeichen der Langzeiteffekte der aktuellen SARS-CoV-2-Pandemie: Aktuelle Analysen weisen darauf hin, dass die Häufigkeit psychischer Störungen nach stattgehabter COVID-19-Erkrankung in Zukunft ansteigen könnte (Taquet et al., 2021).

4.2 Unterschiedliche Rollen von arbeitsbezogenem Stress im Kontext vertikaler und horizontaler sozialer Ungleichheit bei Depressivität

Während vertikale und horizontale soziale Ungleichheiten bei depressiven Störungen, z. B. in Form von Bildungs- oder Geschlechtsunterschieden, bekannt sind (Busch et al., 2013), fehlen noch Untersuchungen dazu, auf welchen Wegen diese Unterschiede zustande kommen. Im Arbeitskontext ist die Assoziation zwischen psychosozialen Stress in Form beruflicher Gratifikationskrisen und depressiven Störungen inzwischen umfassend belegt (vgl. Rugulies et al., 2017). Die Frage, ob Arbeitsstress zur Erklärung soziodemographischer Unterschiede im Risiko für depressive Störungen beitragen kann, ist daher naheliegend. In drei der Originalarbeiten im Rahmen dieser Habilitationsschrift wurde vor diesem Hintergrund angenommen, dass arbeitsbezogener Stress durch berufliche Gratifikationskrisen in unterschiedlicher Form zur Aufklärung von vertikaler und horizontaler sozialer Ungleichheit bei depressiven Störungen beiträgt.

Die erste Annahme war, dass Bildungsunterschiede im Kontext von Depressivität partiell durch Arbeitsstress erklärt werden können. Für Arbeitsstress wurde dabei eine vermittelnde Rolle in der Beziehung zwischen Bildung und Depressivität angenommen.

Ein partiell mediierende Rolle konnte für die jüngere Kohorte der 1965 geborenen Beschäftigten verifiziert werden, während die Kriterien einer Mediation nach Baron und Kenny (1986) bei der älteren Kohorte nicht erfüllt waren (du Prel et al., 2014). Hier deutet sich ein präventiver Ansatz zur Reduktion von vertikaler sozialer Ungleichheit von depressiven Störungen an: Die Verminderung arbeitsbezogenen Stresses könnte gerade in der vulnerablen Gruppe der Bildungsschwächeren ein Weg sein, vertikale soziale Ungleichheit in Bezug auf Depressivität teilweise auszugleichen. Zumindest für die jüngere Alterskohorte könnte nach den Studienergebnissen ein präventiver Ansatz in dieser Form erfolgreich sein. Darauf wird an anderer Stelle noch einmal im Gesamtzusammenhang der Ergebnisse dieser Habilitationsschrift mit betrieblicher Gesundheitsförderung und Prävention eingegangen.

Die zweite Annahme war, dass geschlechtsspezifische Unterschiede bezüglich Depressivität durch arbeitsbezogenen Stress und WFC erklärt werden können. Es wurde sowohl angenommen, dass Letzterem eine vermittelnde Rolle in der Beziehung von Arbeitsstress sowie Depressivität zukommt, als auch, dass sich die Effektstärke dieser Mediation bei Frauen und Männern unterscheidet (du Prel & Peter, 2015). Die Rolle von WFC als Mediator konnte im Querschnitt verifiziert werden. Die Ergebnisse weisen zudem darauf hin, dass erwartungskonform die Effektstärke bei weiblichen Vollzeitbeschäftigten deutlich höher als bei männlichen ausgeprägt ist. Für männliche Teilzeitbeschäftigte konnte hingegen – wahrscheinlich auf Grund der geringen Fallzahl – keine Mediation der Assoziation von Arbeitsstress und Depressivität durch WFC gefunden werden. Damit waren auch keine sicheren Aussagen über diesbezügliche Geschlechtsunterschiede bei Teilzeitbeschäftigung möglich. Bei allen Ergebnissen dieser Untersuchung sind die Einschränkungen in der Aussagekraft durch das Querschnittsdesign zu beachten.

Neuere arbeitswissenschaftliche Studienergebnisse bestätigen, dass Konflikte zwischen Berufs- und Privatleben einen erheblichen Einfluss auf die psychische Gesundheit haben (Zhou et al., 2020). Die deutlichsten Zusammenhänge finden sich dabei neben Burnout und Angststörungen für depressive Störungen (Wöhrmann, 2016). Auch der höhere Anteil, den WFC bei Frauen im Zusammenhang mit Depressionen hat, konnte mittlerweile bei werdenden Ärztinnen im Vergleich zu ihren männlichen Kollegen bestätigt werden (Guille et al., 2017). Hierbei gilt es den Altersunterschied zu den Beschäftigten in Originalarbeit 4 (du Prel & Peter, 2015) zu berücksichtigen. Die Ergebnisse dieser Originalarbeit liefern in mehrfacher Hinsicht Ansatzpunkte für betriebliche

Gesundheitsförderung und Prävention. Zum einen würde die Verminderung eines WFC unmittelbar helfen, Depressivität bei Beschäftigten im fortgeschrittenen Erwerbsalter abzubauen. Darüber hinaus könnte die Reduktion eines WFC als Mediator einen Teil des Effektes von Arbeitsstress auf Depressivität abfedern. Da Letztere nicht nur die Gesundheit und die Produktivität der Beschäftigten beeinträchtigt, sondern auch zum Verlust von Arbeitskraft durch Fehltage sowie zu Frühberentung führen kann, wäre es auch im Interesse sowohl der Arbeitgeber als auch der Gesellschaft, Arbeitsstress auf diesem Wege zu reduzieren.

Hinsichtlich der Maßnahmen betrieblicher Gesundheitsförderung und Prävention wäre beispielsweise an Arbeitszeitflexibilisierung oder betriebliche Kinderbetreuungsstätten zu denken, um berufliche und private Verpflichtungen besser in Einklang bringen zu können. Nach den Ergebnissen dieser Studie würden im fortgeschrittenen Erwerbsalter Frauen stärker als Männer von solchen Maßnahmen zur Reduktion eines WFC profitieren, da bei ihnen der durch WFC vermittelte Anteil in der Beziehung von Arbeitsstress durch berufliche Gratifikationskrisen und Depressivität in dieser Untersuchung deutlich höher war. Der Grund dafür könnte in der höheren Doppelbelastung durch Beruf und Familie bei Frauen liegen, z.B. durch die Pflege von Angehörigen. Insofern könnten Maßnahmen zur Reduktion eines WFC auch einen Beitrag zum Abbau horizontaler sozialer Ungleichheit leisten.

Die dritte Annahme war, dass negative Statusinkonsistenz in Form eines Ungleichgewichtes zwischen erworbenem Bildungsstatus und Arbeitslohn teilweise geschlechtsspezifische Unterschiede bei Depressivität erklären kann. Ebenfalls wurde angenommen, dass Arbeitsstress und WFC in dieser Beziehung eine vermittelnde Rolle zukommt (Peter et al., 2016). In der Längsschnittuntersuchung fand sich kein signifikanter Zusammenhang zwischen negativer Statusinkonsistenz und Depressivität. Die Frage nach der partiellen Mediation von ERI und WFC in dieser Beziehung erübrigt sich damit. Allerdings erwiesen sich sowohl Arbeitsstress als auch ein Konflikt zwischen Berufs- und Privatleben in dieser Studie als prädiktiv für Depressivität.

Während Statusinkonsistenz offenbar nicht zur Varianzaufklärung von Depressivität über die Zeit beiträgt, sind die Ergebnisse bezüglich betrieblicher Gesundheitsförderung und Prävention dennoch interessant. Nach den Ergebnissen dieser Untersuchung können stressvolle Erfahrungen (ERI, WFC) das Risiko für zukünftige Depressivität unabhängig von beruflicher Position, Voll- oder Teilzeitbeschäftigung, regionalen Unterschieden und

Verausgabungsneigung erhöhen (Peter et al., 2016). Für längerfristige Gesundheitsförderungs- und Präventionsbestrebungen ist dies unter dem Aspekt der Nachhaltigkeit relevant.

4.3 Einfluss von Prädisposition, Arbeitsumgebung und körperlicher Bewegung in der Freizeit auf arbeitsbezogenen Stress

Bei der Gegenüberstellung von individueller Prädisposition und Einflüssen der Arbeitsumgebung in Form psychosozialer Stressoren ist es von Interesse, inwiefern sich diese gegenseitig beeinflussen. So war es bei der intrinsischen Komponente des Modells beruflicher Gratifikationskrisen interessant zu untersuchen, ob es sich bei dieser Bewältigungsform, die mit einer exzessiven Verausgabungsneigung einhergeht, um ein unveränderliches Persönlichkeitsmerkmal (*trait*) handelt oder aber um ein Coping-Verhalten, das sich in Abhängigkeit von der Arbeitsumgebung verändern kann (*state*). Diesbezüglich konnte im Längsschnitt gezeigt werden, dass sich Overcommitment und drei der vier Subskalen (‘starkes Bedürfnis nach Anerkennung’, ‘unverhältnismäßige Irritierbarkeit bei Störungen’, ‘Unfähigkeit zur Distanzierung gegenüber beruflichen Leistungsansprüchen’) unter dem Einfluss von arbeitsbezogenem Stress durch ein Ungleichgewicht von beruflichem Einsatz und dafür erworbenen Gratifikationen über die Zeit veränderten. Insofern handelt es sich bei Overcommitment um einen *state* (du Prel et al., 2018).

Dieses Ergebnis ist unter gesundheitsförderlichen und präventiven Gesichtspunkten bedeutsam: Intrinsische Verausgabungsneigung konnte in früheren Studien selbst als Risikofaktor für unterschiedliche gesundheitliche Risiken (Gilbert-Ouimet et al., 2014), somatische Erkrankungen (Bracke et al., 2012; Joksimovic et al., 2002; Lau, 2008) und psychische Störungen (Fahlén et al., 2006; Godin & Kittel, 2004; Loerbroks et al., 2010; Preckel et al., 2005) identifiziert werden. Ein erhöhtes Risiko für Personen mit diesem Bewältigungsverhalten fand sich speziell auch bezüglich depressiver Störungen (du Prel & Peter, 2015; Lau, 2008; Peter et al., 2016). Bei ohnehin erhöhtem Gesundheitsrisiko könnten Beschäftigte mit exzessiver Verausgabungsneigung im besonderen Maße von Maßnahmen der Gesundheitsförderung und der Prävention zur Reduktion psychosozialen Arbeitsstresses profitieren. Diese Ergebnisse könnten zudem unter dem Aspekt der betrieblichen Gefährdungsbeurteilung psychosozialer Belastungen relevant sein. Beschäftigte mit Verausgabungsneigung stellen ein gesundheitliches Risikokollektiv

dar. Die Identifikation von Personen mit einem solchen gesundheitlichen Risikoprofil, z. B. durch gezielte Abfrage bestimmter mit Overcommitment verbundener Merkmale in Mitarbeiterbefragungen und rechtzeitige präventive Interventionen, könnte längerfristige gesundheitliche Folgen dieses riskanten Bewältigungsverhaltens verhindern. Dazu kommen verhältnis- oder verhaltenspräventive Ansätze in Frage. Ein verhältnispräventiver Ansatz zur Reduktion von Arbeitsstress käme Beschäftigten mit Verausgabungsneigung im besonderen Maße zugute. Dazu wäre es im Rahmen der Gefährdungsbeurteilung zunächst notwendig, psychosoziale Belastungen in Form eines Missverhältnisses von beruflicher Verausgabung und dafür empfangenen Gratifikationen z. B. mittels Mitarbeiterbefragungen zu identifizieren. Das wäre auf Grundlage des ERI-Quotienten, der das Verhältnis von Verausgabung und Belohnung quantifiziert, möglich (Peter, 2017). Arbeitsbezogener Stress könnte dann im Rahmen eines umfassenden betrieblichen Gesundheitsmanagements gezielt angegangen werden. Da die extrinsische Komponente des Modells beruflicher Gratifikationskrisen einen selbständigen Risikofaktor für unterschiedliche Gesundheitsstörungen darstellt, könnte ein solcher verhältnispräventiver Ansatz auch für andere Beschäftigte nützlich sein. Zusätzlich wären unterschiedliche verhaltensbasierte Präventionsansätze denkbar. In erster Linie kämen auf Grund der in dieser Untersuchung beobachteten Assoziation von Arbeitsstress und Verausgabungsneigung (du Prel et al., 2018) klassische Maßnahmen zur Stressbewältigung in Frage, wie etwa Entspannungstechniken oder ein verbessertes Ärgermanagement (Peter, 2017). Diese können in Form von Stressbewältigungsprogrammen auf individueller oder auf Gruppenebene realisiert werden.

Daneben bieten sich Maßnahmen zur Verbesserung gesundheitsförderlichen Verhaltens an. Eine häufige Annahme ist, dass körperliche Freizeitaktivität arbeitsbezogenem Stress entgegenwirkt. Allerdings gibt es bislang wenige Untersuchungen, die diesen Zusammenhang belegen. Insbesondere liegen kaum Studien über die Wirkung von körperlicher Freizeitaktivität auf Arbeitsstress durch ein Ungleichgewicht zwischen beruflicher Verausgabung und dafür erhaltener Belohnung vor. Im Rahmen dieser Untersuchung konnte gezeigt werden, dass körperliche Freizeitaktivität das Stressniveau auf Grundlage des Modells beruflicher Gratifikationskrisen über die Zeit im Sinne einer Moderation abzusenken vermag (du Prel et al., 2019).

Zwar wurde in dieser Untersuchung die Wirkung von körperlicher Freizeitaktivität auf ein psychosoziales Maß – nämlich Stress durch berufliche Gratifikationskrisen – untersucht, und nicht explizit auf mentale Gesundheit. Allerdings gibt es ausreichend Evidenz dafür,

dass sich körperliche Freizeitaktivität ebenfalls positiv auf mentale Gesundheit auswirkt (Harvey et al., 2018; Mammen & Faulkner, 2013; Warburton et al., 2010). So hat sich körperliche Freizeitaktivität unter anderem als protektiv gegenüber depressiven Störungen erwiesen, die ihrerseits mit Arbeitsstress auf Grundlage beruflicher Gratifikationskrisen assoziiert sind (Rugulies et al. 2017). In anderen Studien konnte zudem ein positiver Effekt von körperlicher Freizeitaktivität auf die Beziehung zwischen Arbeitsstress parametrisiert durch das Anforderungs-Kontroll-Modell und selbstberichteter Gesundheit gefunden werden (Jonsdottir et al., 2010; Schnohr et al., 2005; Yang et al., 2010).

Die Ergebnisse der siebten Originalarbeit könnten zur Aufklärung des protektiven Effekts von körperlicher Freizeitaktivität in Bezug auf mentale Gesundheit beitragen. Nachdem körperliche Freizeitaktivität bereits als protektiv bezüglich depressiver Störungen identifiziert werden konnte, die wiederum selbst mit Arbeitsstress auf Grundlage beruflicher Gratifikationskrisen assoziiert sind, könnten die Ergebnisse dieser Originalarbeit eine Erklärung für diesen protektiven Effekt liefern: Möglicherweise wird ein Teil des positiven Effektes von körperlicher Freizeitaktivität auf mentale Gesundheit über die Reduktion von Arbeitsstress (hier: ERI) vermittelt (du Prel et al., 2019). Dies müsste jedoch in weitergehenden Untersuchungen unter Einbezug eines mentalen Gesundheitsoutcomes verifiziert werden. Schließlich bleibt festzuhalten, dass die hier gefundenen Ergebnisse zum Effekt körperlicher Freizeitaktivität auf Arbeitsstress unter dem Aspekt von Gesundheitsförderung und Prävention auch insofern interessant sind, als nach aktueller Studienlage Ausgleichssport am Arbeitsplatz selbst offenbar nur einen geringen Effekt auf das psychosoziale Arbeitsumfeld und die mentale Gesundheit der Beschäftigten hat (Bordado Sköld et al., 2019).

4.4 Erörterung der Ergebnisse unter Aspekten der Gefährdungsbeurteilung, der betrieblichen Gesundheitsförderung und der Prävention

Zu den Zielen der Europäischen Union zählt die Verbesserung der Arbeitsbedingungen. Den Vertrag über die Arbeitsweise der EU haben alle Mitgliedstaaten, also auch Deutschland, ratifiziert. Alle unterzeichnenden Staaten haben damit zugesichert, sich für die Förderung der Beschäftigung und die Verbesserung der Arbeitsbedingungen einzusetzen (Artikel 151). Ziel der Strategie Europa 2020 war es, den Beschäftigungsgrad in der Europäischen Union zu erhöhen (Eurofound & EU-OSHA,

2014). Dieses Ziel ist insbesondere auf Grund einer im Zuge des demographischen Wandels alternden und kleiner werdenden Arbeitnehmerschaft in Deutschland wie auch in vielen anderen europäischen Staaten weiterhin bedeutsam. Unter den Rahmenwerken, die zur Erreichung dieses Ziels in der Vergangenheit von der Europäischen Union auf den Weg gebracht wurden, ist für die psychosozialen Arbeitsbedingungen und deren Einfluss auf Gesundheit die Richtlinie 89/391/EEG für die Sicherheit und die Gesundheit von Arbeitnehmern bei der Arbeit von besonderer Bedeutung. Darin werden Arbeitgeber dazu verpflichtet, die Gesundheit ihrer Angestellten sicherzustellen, sowie explizit dazu aufgefordert, eine sichere und gesundheitsförderliche Arbeitsumgebung zu gewährleisten. Hinsichtlich des Geltungsbereiches dieser Richtlinie wird nicht zwischen physischen und psychischen Arbeitsbedingungen unterschieden – beide sind gemeint.

Besondere Brisanz erhält das Thema arbeitsbezogener Stress und mentale Gesundheit unter Sicherheitsaspekten am Arbeitsplatz: Chronischer psychosozialer Arbeitsstress, etwa verursacht durch ein Ungleichgewicht zwischen Verausgabung und dafür erhaltener Gratifikationen, kann sowohl die Entscheidungsfindung als auch die Reaktionszeit des Beschäftigten vermindern. Dazu liefert eine Studie an Jockeys, Praktizierenden einer Extremsportart, die mit der Anforderung schneller Entscheidungsfindung und der Notwendigkeit schneller Reaktionsfähigkeit verbunden ist, interessante Erkenntnisse (Landolt et al., 2017). Demnach kann chronischer Arbeitsstress mit einer Verminderung der Befähigung zur Entscheidungsfindung verbunden sein, die vergleichbar einer Alkoholkonzentration von 0,8 Promille im Blut ist. Zweifellos wäre die Ausübung von Tätigkeiten, die eine hohe Entscheidungskompetenz und eine hohe Reaktionsfähigkeit gerade in kritischen Situationen erfordern, wie es z. B. bei Ärzten, Piloten und Fernfahrern der Fall ist, im alkoholisierten Zustand kontraindiziert. Damit kann nicht nur eine erhöhte Eigen-, sondern auch eine erhebliche Fremdgefährdung einhergehen. Chronischer Stress ist jedoch ein verbreitetes Phänomen insbesondere in solchen Berufsgruppen (Useche et al., 2017). Bezogen auf Entscheidungsfindung und Reaktionsfähigkeit befinden sich chronisch gestresste Arbeitnehmer offenbar in einer dem alkoholisierten Zustand vergleichbaren Situation. Bei Busfahrern konnte bereits eine Assoziation zwischen Arbeitsstress (ERI, JDC, soziale Unterstützung) und riskantem Fahrverhalten gefunden werden (Useche et al., 2017). Bezüglich psychosozialer Belastungen am Arbeitsplatz, die zu arbeitsbezogenem Stress führen, besteht offenbar neben negativen gesundheitlichen Langzeiteffekten auch unter Sicherheitsaspekten am Arbeitsplatz

akuter Handlungsbedarf. Neben der Entwicklung chronischer psychischer und physischer Erkrankungen geht arbeitsbezogener Stress mit einer erhöhten Eigen- und Fremdgefährdung durch verminderte Entscheidungsfindungs- und Reaktionsfähigkeit einher.

Psychosoziale Risiken in Betrieben lassen sich in der Praxis am besten im Rahmen der Gefährdungsbeurteilung ermitteln, wobei hier auch Maßnahmen zu deren Unterbindung umgesetzt werden können. In Deutschland beinhaltet das Arbeitsschutzgesetz seit Herbst 2013 explizit die Aufgaben des Arbeitgebers in Bezug auf psychische Belastungen von Arbeitnehmern. Ihm obliegt die Beurteilung der Gefährdungen von Beschäftigten durch psychische Belastungen und die Ermittlung der gebotenen präventiven Maßnahmen (Beck et al., 2017). Die Notwendigkeit zur Beurteilung der Gefährdung der Beschäftigten durch die Arbeitsbedingungen ist im Paragraph 5 des Arbeitsschutzgesetzes verankert: Demnach ist der Arbeitgeber dazu verpflichtet, die mit der Arbeit verbundenen Gefährdungen der Beschäftigten zu beurteilen und die notwendigen Maßnahmen des Arbeitsschutzes zu ermitteln (§ 5 ArbSchG, Abs. 1). Dazu zählen ausdrücklich auch psychische Arbeitsbelastungen (§ 5 ArbSchG, Abs. 6). Ein gut funktionierendes System für die Sicherheit und den Gesundheitsschutz am Arbeitsplatz ist dabei eine wesentliche Voraussetzung für die Vermeidung bzw. die Verringerung psychosozialer Risiken (Eurofound & EU-OSHA, 2014). Nach dem Arbeitsschutzgesetz ist seitens des Arbeitgebers die Arbeit „so zu gestalten, dass eine Gefährdung für das Leben sowie die physische und die psychische Gesundheit vermieden und die verbleibende Gefährdung möglichst gering gehalten wird“ (§ 4 ArbSchG, Satz 1). Aus der gesetzlichen Verankerung psychosozialer Risiken ergibt sich die konkrete Verpflichtung des Arbeitgebers zur Gefährdungsbeurteilung und zur Ableitung adäquater Maßnahmen. Die Pflichten des Arbeitgebers in Bezug auf das Erkennen und die Reduzierung psychischer Gefährdungen werden hierzu im Arbeitsschutzgesetz konkretisiert. Der sachgerechten Umsetzung mit Unterstützung durch Aufsichtspersonal sollen die „Leitlinien zur Beratung und Überwachung psychischer Belastungen am Arbeitsplatz“ Rechnung tragen (Geschäftsstelle der Nationalen Arbeitsschutzkonferenz, 2018). Diese Leitlinien beschreiben gesetzeskonforme methodische Vorgehensweisen der für den Arbeitsschutz zuständigen Landesbehörden wie auch der Unfallversicherungsträger für die Beratung und Überwachung der Betriebe.

Das Thema psychosoziale Belastungen, wenngleich schon seit langem in Gesellschaft und Betrieben diskutiert, findet in vielen Betrieben bisher wenig Beachtung. Zu diesem

Schluss kommen sowohl der Arbeitszeitreport der Bundesanstalt für Arbeitsschutz und Arbeitsmedizin (Wöhrmann et al., 2016) als auch die Dachevaluation der Gemeinsamen Deutschen Arbeitsschutzstrategie (2017). Die Gefährdungsbeurteilung bei psychischer Belastung, wenngleich gesetzlich vorgeschrieben, wird nur selten regelgerecht durchgeführt (Beermann, 2016). Auch in Hinblick auf das psychosoziale Risikomanagement – definiert als Verfahren und Maßnahmen, um mit psychosozialen Belastungen umzugehen – liegt Deutschland unterhalb des europäischen Durchschnitts (EU-OSHA, 2018). Entscheidende Einflussfaktoren erfolgreichen innerbetrieblichen Managements psychosozialer Risiken sind das Engagement der Leitung des Unternehmens, sowie die formelle (z.B. im Ausschuss für Sicherheit und Gesundheitsschutz) und informelle Mitarbeiterteilnahme an der Gefährdungsbeurteilung und den daran anschließenden Maßnahmen (EU-OSHA, 2018).

Um Betriebe dabei zu unterstützen psychische Gefährdungen zu erkennen, zu beurteilen und zu vermeiden, sind empirische Studien zur Häufigkeit psychosozialer Belastungen und Beanspruchungen von Beschäftigten notwendig, ebenso wie zum Grad von deren Assoziation zu gesundheitsbezogenen Endpunkten wie psychischen Störungen. Dazu sollen die Originalarbeiten dieser kumulativen Habilitation beitragen. Nur mittels solcher Untersuchungen kann die Relevanz konkreter psychosozialer Belastungen in Bezug auf die Gesundheit der Arbeitnehmer abgeschätzt werden. In diesem Zusammenhang ist es relevant zu erwähnen, dass die extrinsischen Komponenten des Modells beruflicher Gratifikationskrisen Verausgabung und Belohnung auch unabhängig voneinander zu einem erhöhten Krankheitsrisiko führen können, wie es etwa am Beispiel von Herz-Kreislauf-Erkrankungen gezeigt werden konnte (Dragano et al., 2017). Beide Komponenten sind somit aus Sicht der Gefährdungsbeurteilung auch unabhängig voneinander relevant und sollten im Rahmen der Bewertung psychischer Belastungen von Arbeitnehmern in die Gesamtbeurteilung miteinbezogen werden.

Neben den Aspekten der Gefährdungsbeurteilung psychosozialer Belastungen im Rahmen des Arbeitsschutzes ist die Stressbewältigung im Rahmen betrieblicher Gesundheitsförderung und Prävention von besonderer Relevanz. Der Vorbeugung depressiver Störungen kommt unter individuellen, betrieblichen, gesellschaftlichen und wirtschaftlichen Aspekten ein hoher Stellenwert zu. Zu diesem Ergebnis kam auch das Projekt „Psychische Gesundheit in der Arbeitswelt – Wissenschaftliche Standortbestimmung“ (Rothe et al., 2017). In ihrer Veröffentlichung geben die Autoren für praktische und wissenschaftliche Arbeitsbedingungen den Stand des Wissens wieder

und sprechen darauf basierend Handlungsempfehlungen aus. Dabei ist es hilfreich, die Stressbelastung des einzelnen Beschäftigten im betrieblichen Kontext zu betrachten. Oft ist es nicht der Einzelne allein, der einer erhöhten Stressbelastung ausgesetzt ist. Vielmehr stehen die Organisationen in der heutigen Arbeitswelt selbst unter massivem Veränderungsdruck. Stress besteht damit auch auf organisatorischer Ebene (Friczewski, 2017). Dieser Organisationsstress kann sich durch gesteigerte mentale Beanspruchung bis hin zum Mobbing auf die Beschäftigten übertragen. Anzeichen dafür, dass ein erhöhtes Maß an Stress auf betrieblicher Ebene besteht, können beispielsweise höhere Fehlzeiten sein. Um die Stressbewältigungskompetenz auf betrieblicher Ebene zu verbessern, können grundlegende partizipativ ausgelegte Strukturen der betrieblichen Gesundheitsförderung wie Gesundheitszirkel hilfreich sein. In diesen betriebsinternen Treffen unter Einschluss aller Beschäftigten kann das Thema Stress und dessen gesundheitliche Auswirkungen in der Belegschaft behandelt werden. Gemeinsam kann dann auf unterschiedlichen Ebenen nach Lösungen gesucht werden. Ein zentraler Erfolgsfaktor aller Maßnahmen der betrieblichen Gesundheitsförderung und der Prävention ist die Akzeptanz dieser Maßnahmen seitens der Beschäftigten. Hier sind die Ergebnisse einer aktuellen Studie unter Einbezug Beschäftigter aus allen beruflichen Positionen zur Bedeutung arbeitsbezogener Faktoren bei der Entstehung psychischer Störungen und dem Stellenwert betriebsbezogener Präventionsmaßnahmen zu deren Verhinderung vielversprechend (Burgess et al., 2019). In dieser Untersuchung zeigte sich zum einen ein hohes Bewusstsein für die Zusammenhänge zwischen psychosozialen Arbeitsbelastungen und psychischen Störungen unter den teilnehmenden Beschäftigten in Übereinstimmung mit dem aktuellen Forschungsstand. Zum anderen wurden betrieblichen Maßnahmen zur Vorbeugung psychischer Störungen von der Mehrzahl der Studienteilnehmer als relevant bis sehr relevant eingestuft. Sowohl das in dieser Untersuchung beobachtete Problembewusstsein unter den Teilnehmern als auch die Einsicht bezüglich des Stellenwertes betrieblicher Präventivmaßnahmen könnten optimale Voraussetzungen für den Erfolg einer partizipativ ausgerichteten betrieblichen Gesundheitsförderung bzw. Prävention sein. Ziele wären hier der Stressabbau und die Stärkung der Widerstandskraft der Beschäftigten zur Verringerung des Risikos für psychische Störungen. Davon könnten nicht nur die Beschäftigten selbst, sondern auch die Unternehmen und die Gesellschaft – z. B. durch Verringerung von Fehlzeiten – profitieren.

Aus den Ergebnissen der Originalarbeiten dieser kumulativen Habilitationsschrift lassen sich verhältnis- und verhaltenspräventive Ansätze im Rahmen betrieblicher Gesundheitsförderung und Prävention auf personaler, interpersoneller und struktureller Ebene ableiten: Auf personaler Ebene könnte verstärkte körperliche Freizeitaktivität im Sinne einer Verhaltensprävention das Risiko für arbeitsbezogenen Stress senken (du Prel et al., 2019). Wahrscheinlich könnten die damit verbundenen mentalen und auch sicherheitsrelevanten Folgeerscheinungen gleichfalls vermindert werden. Auch hier könnte eine stärkere Förderung bzw. Promotion körperlicher Freizeitaktivität von betrieblicher Seite einen Beitrag zum Abbau von arbeitsbezogenem Stress und zur Reduzierung von Depressivität leisten. Zudem könnten bei Beschäftigten mit erhöhter intrinsischer Verausgabungsneigung Kurse zum Selbstmanagement und zum Coping-Verhalten helfen, in dieser gegenüber Arbeitsstress besonders vulnerablen Gruppe das Risiko zu senken (du Prel et al., 2018).

Auf interpersoneller Ebene könnte die Verbesserung sozialer Beziehungen sowohl unter Mitarbeitern als auch zwischen Vorgesetzten und Mitarbeitern helfen, Arbeitsstress abzubauen. Hier wäre ein kombinierter verhältnis- und verhaltensbezogener Ansatz der betrieblichen Gesundheitsförderung und Prävention am erfolgversprechendsten. Beispielsweise hätte die Etablierung eines betrieblichen Achtungsmarktes (Siegrist, 1996) als verhältnispräventive Maßnahme wahrscheinlich auch eine Veränderung des Verhaltens der Beschäftigten untereinander im Sinne einer Verhaltensprävention in Hinblick auf arbeitsbezogenen Stress zur Folge. Eine verstärkte Etablierung partizipativ ausgerichteter Instrumente der betrieblichen Gesundheitsförderung, beispielsweise in Form von Gesundheitszirkeln und Mitarbeiterbefragungen, unter Einbeziehung der Führungskräfte könnte gleichfalls dazu beitragen. Durch verstärkte Information und Kommunikation könnte mittels dieser Instrumente ein Bewusstsein unter allen Beteiligten für die Thematiken psychosoziale Risiken bei der Arbeit und psychische Gesundheit geschaffen werden. An dieser Stelle wird deutlich, dass der Übergang zwischen interpersoneller und struktureller Ebene bei diesem Thema fließend ist.

Strukturelle Maßnahmen zum Abbau arbeitsbezogenem Stress und zur Verbesserung der mentalen Gesundheit von Beschäftigten, die aus diesen Untersuchungen abgeleitet werden können, betreffen zudem ein verbessertes betriebliches Weiterbildungsangebot zum Abbau von Bildungsunterschieden. Hiervon würden vor allem jüngere Beschäftigte profitieren (du Prel et al., 2014). Dies könnte insbesondere in dieser Gruppe den Abbau vertikaler gesundheitlicher Ungleichheit in Bezug auf Depressivität fördern. Betriebliche

Maßnahmen zur Reduktion eines WFC könnten zusätzlich helfen, arbeitsstressassoziierte Depressivität abzubauen (du Prel et al., 2015). Diese dürfen sich allerdings nicht allein auf Arbeitszeitflexibilisierung und das Angebot von betriebseigenen Kindertagesstätten beschränken, wie sie in vielen Betrieben hierzulande schon umgesetzt werden (Flütter-Hoffmann & Seyda, 2006). Es gilt vielmehr eine umfassende Unternehmenskultur zur besseren Vereinbarkeit von Arbeit und Privatleben zu etablieren. Bereits der Wahrnehmung fairer Arbeitsbedingungen seitens der Beschäftigten in Abhängigkeit von der familiären Situation kann ein protektiver Effekt in Bezug auf Depressionen zukommen (Zhou et al., 2020).

Hinsichtlich Vereinbarkeit von Berufs- und Privatleben ist die soziale Unterstützung durch Vorgesetzte von zentraler Bedeutung (Wöhrmann, 2016). In Mitarbeitergesprächen oder -befragungen gilt es diesbezüglich die Interessens- und Konfliktlage der Beschäftigten zu ermitteln sowie entsprechende Angebote der betrieblichen Gesundheitsförderung (z. B. Reduktion arbeitsbezogener Belastungen, Rollenklärung u. v. m.) auf die Bedürfnisse des Beschäftigten abzustimmen (Hämm & Bauer, 2017). Gemäß den Ergebnissen der Untersuchungen im Rahmen dieser Schrift würde die hier skizzierte Unternehmenskultur weibliche Beschäftigte der untersuchten Jahrgänge noch stärker als männliche darin unterstützen, betriebliche und private Verpflichtungen besser zu vereinbaren. Sie könnte helfen, Depressivität in Folge von arbeitsbezogenem Stress zu reduzieren. Damit würde auch ein Beitrag zum Abbau geschlechtsspezifischer gesundheitlicher Ungleichheit geleistet. Eine umfassende Strategie zur besseren Vereinbarkeit von Beruf und Privatleben würde sich aber auch für das Unternehmen und die Volkswirtschaft insgesamt durch Beschäftigungs- und zusätzliches Wirtschaftswachstum lohnen (Hämm & Bauer, 2017).

Auf Individualebene würden von solchen mittel- oder unmittelbaren Maßnahmen zur Reduktion von Arbeitsstress und dessen mentalen Folgen wahrscheinlich Beschäftigte mit übersteigerter Verausgabungsneigung als Hochrisikokollektiv besonders profitieren. Es konnte diesbezüglich gezeigt werden, dass die extrinsische Komponente wahrscheinlich verstärkend auf die intrinsische Komponente des Modells beruflicher Gratifikationskrisen wirkt (du Prel et al., 2018). Erschwerend kommt bei Beschäftigten im fortgeschrittenen Erwerbssalter mit Verausgabungsneigung hinzu, dass bei ihnen grundsätzlich bereits ein erhöhtes Risiko für depressive Störungen besteht (du Prel & Peter, 2015; Lau, 2008; Peter et al., 2016).

Gesamtgesellschaftlich gesehen sind vor allem die beobachteten Zusammenhänge zwischen Arbeitsstress und psychischen Störungen sowie AU und LAU (du Prel et al., 2015; Peter et al., 2015) relevant. Demnach könnten Maßnahmen zur Reduktion von Arbeitsstress unmittelbar und mittelbar – über die Verbesserung mentaler Gesundheit – zur Verminderung von AU-Zeiten und Produktionseinbußen beitragen. Dies hätte wahrscheinlich auch eine Reduktion von Arbeitskräfteverlusten durch vorzeitige Renteneintritte zur Folge, da mit Zunahme der Stressbelastung auch der Wunsch nach Frühberentung ansteigt (Siegrist & Wahrendorf, 2009). Zudem ist das Abwandern von Beschäftigten in kritischen Bereichen mit Personalmangel, wie der Kranken- und Intensivpflege, in andere Arbeitsbereiche zu bedenken. Eine aktuelle Studie aus Italien konnte zeigen, dass im Rahmen der mit der SARS-CoV-2-Pandemie einhergehenden Arbeitsanforderungen mit anhaltendem Arbeitsstress auf Grundlage beruflicher Gratifikationskrisen ein massiver Anstieg von Depressivität bei über 60% der Belegschaft auf Intensivstationen zu beobachten war (Magnavita et al., 2021). In dieser Untersuchung zeigte sich zudem, dass Arbeitsstress ein signifikanter Prädiktor für die Absicht des Ausstiegs aus einer Krankenhaustätigkeit war.

Ein umfassender Ansatz der betrieblichen Gesundheitsförderung und Prävention könnte auf unterschiedlichen Wegen zum Stressabbau und den damit verbundenen gesundheitlichen sowie gesamtgesellschaftlichen Folgen beitragen. Ein kombinierter Ansatz auf den drei angesprochenen Ebenen kann sich dann nicht nur für den einzelnen Beschäftigten durch die Reduktion von Gesundheitsrisiken und die Verbesserung der Lebensqualität rentieren. Auch in einer sich auf Grund des demographischen Wandels alternden und voraussichtlich verkleinernden Gesellschaft kann er dazu beitragen, die Arbeitskraft sowie die sozialen Sicherungssysteme aufrechtzuerhalten.

Aktuelle Studienergebnisse zeigen im Ländervergleich, dass ein umfassendes betriebliches Risikomanagement in Bezug auf psychosoziale Belastungsfaktoren einen Unterschied des Risikos zwischen den Ländern um 30 % zu erklären vermag (Lunau et al., 2017). Dies ist in Bezug auf die wahrscheinlich damit verbundene Reduktion von Krankheits- und Unfallrisiken, Fehlzeiten, Frühberentungen sowie Produktionsminderung vielversprechend. Letzteres gilt allerdings unter der Voraussetzung, dass das Risikomanagement in den vergleichsweise schlechter-, möglicherweise aber auch in den bessergestellten Ländern noch Optimierungspotential aufweist.

4.5 Limitationen der Ergebnisse

Eine gemeinsame Limitation aller in diese kumulative Habilitationsschrift einbezogenen Studien ist, dass es sich um Beobachtungsstudien handelt. Letztere können zwar die Wahrscheinlichkeit von Zusammenhängen aufzeigen, auf Grund der Möglichkeit unterschiedlicher Formen von Bias und Confounding ist eine Beweisführung allerdings komplizierter als bei Interventionsstudien (du Prel et al., 2009; Röhrig et al., 2009a; Röhrig et al., 2009b). Jedoch verbietet sich für viele der hier betrachteten Zusammenhänge eine unmittelbare Untersuchung mittels Interventionsstudien aus ethischen Gründen. Bei einigen der einbezogenen Studien stellt das querschnittliche Studiendesign einen weiteren limitierenden Faktor dar, weil dadurch die Beurteilung der Richtung des beobachteten Zusammenhangs erschwert ist und eine Verlaufsbeobachtung nicht möglich ist. Die Vergleiche zu den Ergebnissen von Längsschnittstudien zur gleichen Thematik aus der Literatur lassen jedoch die vermutete Richtung der Zusammenhänge bei einigen Originalarbeiten mit Querschnittsdesign plausibler erscheinen und erlauben Verlaufsbeobachtungen. Hinsichtlich der in dieser Schrift einbezogenen Längsschnittuntersuchungen ist als Limitation zu nennen, dass diese nur über zwei Studienwellen erfolgten. Eine Trenderkennung war somit nicht möglich.

Auch hinsichtlich der Verallgemeinerbarkeit der Ergebnisse gibt es bei allen einbezogenen Originalarbeiten Einschränkungen. Die sechs Untersuchungen, für die auf die Daten der lidA-Studie zurückgegriffen wurde, erlauben nur Aussagen zu sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten der Jahrgänge 1959 und 1965. Zudem ist bezüglich dieser Studie auch die Response-Rate von 27 % zu nennen. Allerdings zeigte ein Vergleich der eingeschlossenen Stichprobe mit der Grundgesamtheit aller sozialversicherten Beschäftigten in Deutschland anhand der Daten der IEB eine hohe Übereinstimmung 16 verschiedener soziodemographischer Merkmale über beide betrachteten Wellen (Hasselhorn et al., 2014). Eine weitere Einschränkung ist, dass die Verlustrate über die Zeit bei Männern in der lidA-Studie höher war als bei Frauen. Die Studie, die auf Daten der schwedischen WOLF-Studie basiert, beinhaltet zwar Daten zu Beschäftigten aller Altersstufen, ist aber auf Beschäftigte im Industriesektor beschränkt (du Prel et al., 2018). Die Untersuchung weist zudem einen relativ geringen Frauenanteil auf. Es können also auch auf dieser Basis keine sicheren Aussagen über alle Beschäftigten in Schweden getroffen werden. Allerdings bleibt festzuhalten, dass es sich beim Modell beruflicher Gratifikationskrisen und beim Anforderungs-Kontroll-Modell um die am besten untersuchten arbeitsbezogenen Stressmodelle handelt. Viele der hier

gezeigten Ergebnisse lassen sich daher problemlos in den bereits bestehenden Kenntnisstand zu diesen Modellen einordnen.

4.6 Erörterung der Ergebnisse im Gesamtzusammenhang

Im dem Projekt „Psychische Gesundheit in der Arbeitswelt –Wissenschaftliche Standortbestimmung“ wurde von der BAuA eine systematische Sichtung von 616 Publikationen durchgeführt (Rothe et al., 2017). Demnach sind zur vollständigen Beurteilung der Belastungssituation am Arbeitsplatz neben den Belastungen unbedingt auch die Ressourcen mit in die Beurteilung einzubeziehen sind, um zu einer validen Aussage zu kommen. Oftmals findet eine Fixierung auf belastende Stressoren statt, also auf Faktoren, die das Erreichen von Arbeitsergebnissen erschweren oder zur Überlastung durch Überschreitung des Leistungsvermögens und damit zur Beeinträchtigung physischer wie psychischer Gesundheit führen können. Zur Komplementierung des Gesamtbildes erscheint es jedoch sinnvoll, auch die Gegenspieler in die Gesamtbeurteilung miteinzubeziehen. Gemeint sind solche Faktoren, die das Erreichen des Arbeitszieles unterstützen sowie belastende Stressoren abmildern können und damit die Wahrscheinlichkeit des Auftretens von Gesundheitsstörungen absenken – also die Ressourcen (Beermann, 2016). Bei beiden Stressmodellen, die in den Untersuchungen im Rahmen dieser Habilitation zur Anwendung kamen, werden neben Belastungen auch Ressourcen zur Beurteilung der Stresssituation miteinbezogen. Das Modell beruflicher Gratifikationskrisen (Siegrist, 1996) berücksichtigt z. B. die ‚Unterstützung vom direkten Vorgesetzten‘ und die ‚Unterstützung durch Kollegen‘ neben monetären und anderen extramonetären Ressourcen. Beim JDC-Modell (Karasek, 1979) steht diesbezüglich die Entscheidungsautonomie darüber, wie und wann der Beschäftigte seine Arbeitsaufgabe erfüllt, im Vordergrund. Beide Modelle tragen damit im Sinne einer ganzheitlicheren Beurteilung der Belastungssituation beiden Aspekten – der Belastung und den Ressourcen – Rechnung. Eine Kritik an beiden Modellen könnte lauten, dass nur eine Auswahl an Belastungen wie auch Ressourcen in das jeweilige Modell miteinbezogen wird. Unter diesem Gesichtspunkt stehen beide Stressmodelle nicht in Konkurrenz, sondern können sich sinnvoll ergänzen, wenn es darum geht, unterschiedliche Facetten von arbeitsbezogenem Stress abzubilden. In den eingeschlossenen Untersuchungen zeigte sich sowohl im Quer- als auch im Längsschnitt ein Zusammenhang zwischen arbeitsbezogenem Stress und Depressivität. Ein WFC

kann in diesem Zusammenhang als Mediator wirken, und zwar bei weiblichen in höherem Maße als bei männlichen Beschäftigten im fortgeschrittenen Erwerbsalter. Unabhängig vom Erwerbsalter fand sich bei Beschäftigten mit Verausgabungsneigung eine erhöhte Vulnerabilität gegenüber arbeitsbezogenem Stress. Zudem war Letzterer wie auch psychische Störungen mit AU assoziiert. Unter diesen Gesichtspunkten könnte die Vermeidung von Arbeitsstress einschließlich der Förderung einer Balance zwischen Berufs- und Privatleben nicht nur die Entwicklung von depressiven Störungen bei Beschäftigten in fortgeschrittenem Erwerbsalter verringern. Vielmehr könnte sich diese durch die Verringerung von Fehlzeiten, Produktionsminderung sowie Sicherheitsrisiken auch günstig auf die Betriebe und damit die Gesellschaft insgesamt auswirken. Es konnte gezeigt werden, dass körperliche Freizeitaktivität dazu beitragen kann, arbeitsbezogenen Stress über die Zeit zu senken (du Prel et al., 2019). Allerdings können sich Ansätze zur Reduktion von arbeitsbezogenem psychosozialen Stress nicht allein auf verhaltenspräventive Ansätze stützen. Zusätzlich bedarf es umfassender betrieblicher verhältnispräventiver Ansätze, die auf den in dieser Arbeit einbezogenen Stressmodellen aufbauen können. Hinsichtlich einer solchen betrieblichen Verhältnisprävention zur Reduktion von Arbeitsstress sind daher zu fordern:

- Angemessene, also weder über- noch unterfordernde Arbeitsaufgaben mit einer ausgeglichenen Bilanz zwischen erbrachten Leistungen und dafür erhaltenen monetären und extramonetären Gratifikationen (z. B. Anerkennung durch Vorgesetzte und Kollegen, berufliche Entwicklungschancen),
- eine den Arbeitsanforderungen angemessene berufliche Entscheidungsautonomie der Beschäftigten,
- soziale Unterstützung durch sowohl Vorgesetzte als auch Mitarbeiter in einem vertrauensvollen, fairen sowie kooperativen Arbeitsumfeld,
- Betriebe sowie Vorgesetzte, die der Balance zwischen Berufs- und Privatleben ihrer Mitarbeiter Achtung zollen und ihr organisatorisch Rechnung tragen.

Solche Veränderungen sind nicht allein durch Verhaltensänderungen der Beteiligten zu erreichen, sondern bedürfen zusätzlich organisatorischer Veränderungen im Rahmen eines umfassenden betrieblichen Gesundheitsmanagements. Letzteres könnte sich hierzulande bezüglich der zur Verfügung stehenden Arbeitskraft neben einer Reduktion von AU und LAU in einer alternden und sich verkleinernden Arbeitnehmerschaft auch hinsichtlich des Erwerbsverbleibs für die Betriebe und die Gesellschaft insgesamt lohnen:

So sind angemessene psychosoziale Arbeitsbedingungen auch mit einer höheren Chance für einen längeren Erwerbsverbleib verbunden (Stengård et al., 2021). Dazu zählen:

- Ein günstiges Verhältnis von beruflicher Verausgabung und dafür erhaltene Belohnung,
- ein hohes Maß an beruflicher Entscheidungsautonomie,
- die Möglichkeit eigenen Fähigkeiten in die Tätigkeit einzubringen und sich beruflich weiterzubilden,
- Kontrollmöglichkeiten über die eigene Arbeitszeit,
- soziale Unterstützung bei der Arbeit bei älteren Beschäftigten.

Bei diesen für den Erwerbsverbleib förderlichen Faktoren findet sich ein hoher Grad der Übereinstimmung mit den Arbeitsbedingungen, die auf Grund der Ergebnisse der Originalarbeiten dieser Habilitationsschrift zur Stressreduktion zu fordern sind. Neben einer Reduktion der Fehlzeiten wäre die Umsetzung dieser Arbeitsbedingungen daher wahrscheinlich auch einem längeren Erwerbsverbleib zuträglich. Beides könnte helfen den Arbeitskräfteverlust in einer alternden und schrumpfenden Bevölkerung zu reduzieren.

4.7 Weiterer Forschungsbedarf

Interventionsstudien, in denen Maßnahmen der Gesundheitsförderung und Prävention zur Reduktion von arbeitsbezogenem Stress und dessen Wirkung auf die mentale Gesundheit der Beschäftigten untersucht werden, sind bislang die Ausnahme. Dies ist in zweifacher Hinsicht nachteilig: Zum einen könnten Interventionsstudien zu Maßnahmen der Stressreduktion nach den GRADE-Kriterien (Balslem et al., 2011) ein genügend hohes Evidenzniveau liefern, um mit höherer Sicherheit Aussagen über den Zusammenhang zwischen arbeitsbezogenem Stress und psychischen Störungen treffen zu können. Selbst Metaanalysen unter Einschluss unterschiedlicher längsschnittlicher Beobachtungsstudien liefern nach den GRADE-Kriterien ein niedrigeres Evidenzniveau, da bei allen Formen von Beobachtungsstudien stets eine höhere Wahrscheinlichkeit für Bias und Confounding gegeben ist (Röhrig et al., 2009a & 2009b). Zum anderen könnten mit angemessen geplanten bzw. durchgeführten Interventionsstudien Aussagen über die Wirksamkeit von Maßnahmen der betrieblichen Gesundheitsförderung und Prävention

zum Abbau psychosozialer Belastungen getroffen werden. Nur durch hochwertige Interventionsstudien wird es zukünftig gelingen, sowohl die Forschung als auch die gesundheitliche Vorsorge in diesem Bereich entscheidend voranzubringen.

5 Fazit

Die sieben Originalarbeiten dieser kumulativen Habilitationsschrift erweitern in ihrer Gesamtheit den wissenschaftlichen Kenntnisstand zu Arbeitsstress und mentaler Gesundheit sowie deren Folgen in Form von AU. Sie zeigen damit unterschiedliche Wege für die Gesundheitsförderung und die Prävention von arbeitsbezogenem Stress und damit assoziierten mentalen Störungen einschließlich der Folgen für Betriebe sowie Gesellschaft auf: Erstmals konnte für Deutschland eine Assoziation zwischen arbeitsbezogenem Stress (hier: ERI) und AU bzw. LAU auch unabhängig von psychischen Störungen gefunden werden (du Prel et al., 2015). Letztere waren unabhängig von Arbeitsstress (hier: Jobstrain) und sozialer Position mit AU und LAU assoziiert (Peter et al., 2015). Ein WFC konnte als Mediator in der Beziehung zwischen beruflichem Stress (hier: ERI) sowie Depressivität im Querschnitt identifiziert werden (du Prel & Peter, 2015). Darüber hinaus fanden sich Hinweise auf die Rolle von Arbeitsstress in Form beruflicher Gratifikationskrisen als Vermittler in der Assoziation von Bildung und Depressivität (du Prel et al., 2014). Der Zusammenhang von Arbeitsstress (hier: ERI) sowie WFC und Depressivität konnte auch im Längsschnitt verifiziert werden (Peter et al., 2016). Overcommitment wurde im Sinne eines *state* durch die extrinsische Komponente des Modells beruflicher Gratifikationskrisen beeinflusst (du Prel et al., 2018). Nicht zuletzt konnte körperliche Freizeitaktivität als Moderator von arbeitsbezogenem Stress (hier: ERI) über die Zeit aufgezeigt werden (du Prel et al., 2019). Das querschnittliche Studiendesign und die eingeschränkte Generalisierbarkeit sind Limitationen einiger Untersuchungen, die eine Verifizierung in weitergehenden konfirmatorischen Längsschnittstudien unter Einbezug eines größeren Altersspektrums von Beschäftigten erfordern. Für den Forschungsfortschritt bedarf es darüber hinaus Interventionsstudien, die die Wirkung von Maßnahmen betrieblicher Gesundheitsförderung und Prävention zur Vorbeugung von Arbeitsstress sowie zum Erhalt der mentalen Gesundheit von Beschäftigten untersuchen. Aus den Ergebnissen dieser Schrift ergibt sich zudem die Forderung nach einem umfassenden betrieblichen Gesundheitsmanagement zur Reduktion von Arbeitsstress sowie zur Förderung der Vereinbarkeit von Berufs- und Privatleben. Ein vorrangiges Ziel ist dabei die Vorbeugung depressiver Störungen. Davon würden nicht nur die Beschäftigten selbst, sondern auch die Betriebe und die Gesellschaft durch Reduktion von Arbeitskräfteverlusten und Produktionsminderungen profitieren.

6 Literaturverzeichnis

- Ala-Mursula, L., Vahtera, J., Linna, A., Pentti, J., & Kivimäki, M. (2005). Employee worktime control moderates the effects of job strain and effort-reward imbalance on sickness absence: the 10-town study. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 59, 851–857. <https://doi.org/10.1136/jech.2004.030924>
- American Association for Public Opinion Research. (2016). *Standard Definitions: Final Dispositions of Case Codes and Outcome Rates for Surveys*. 9th edition. AAPOR. https://www.aapor.org/aapor_main/media/publications/standard-definitions20169theditionfinal.pdf
- Badura, B., Walter, U., & Hehlmann, T. (2010). *Betriebliche Gesundheitspolitik: Der Weg zur gesunden Organisation* (2. Auflage). Berlin/Heidelberg: Springer-Verlag. ISBN: 978-3642043369
- Balshem, H., Helfand, M., Schünemann, H. J., Oxman, A. D., Kunz, R., Brozek, J., Vist, G. U., Falck-Ytter, Y., Meerpohl, J., Norris, S., & Guyatt, G. H. (2011). GRADE guidelines: 3. Rating the quality of evidence. *Journal of Clinical Epidemiology*, 64(4), 401-406. <https://doi.org/10.1016/j.jclinepi.2010.07.015>
- Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The mediator- moderator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51, 1173-1182. <https://doi.org/10.1037//0022-3514.51.6.1173>
- Beck, D., Schuller, K., & Schulz-Dadaczynski, A. (2017). Aktive Gefährdungsbeurteilung bei psychischer Belastung. Möglichkeiten und Grenzen betrieblichen Handelns. *Prävention und Gesundheitsförderung*, 12, 302–310. <https://doi.org/10.1007/s11553-017-0615-0>
- Beermann, B. (2016). *Psychische Gesundheit in der Arbeitswelt-Aufbereitung, Vertiefung und Verwendung von Wissen für die betriebliche Prävention*. 122. Sicherheitswissenschaftliches Kolloquium am 15. November 2016 in Wuppertal.
- BKK Gesundheitsbericht. (2012). *Gesundheit fördern – Krankheit versorgen – mit Krankheit leben* (S. 19). BKK-Bundesverband. ISSN 1434-1603. <https://www.gesundheitsmanagement24.de/wp-content/uploads/2015/08/BKK-Gesundheitsreport-2012-kurz.pdf>
- BKK Gesundheitsbericht. (2021). *Krise – Wandel – Aufbruch* (pp. 85 - 92). Medizinisch Wissenschaftliche Verlagsgesellschaft. ISBN 978-3-95466-648-5. https://www.bkk-dachverband.de/fileadmin/Artikelsystem/Publikationen/2021/Gesundheitsreport_2021/BKK_Gesundheitsreport_2021.pdf
- Bordado Sköld, M., Bayattork, M., Andersen, L. L., & Schlünssen, V. (2019). Psychosocial effects of workplace exercise – A systematic review. *Scandinavian Journal of Work Environment and Health*, 45(6), 533-545. <https://doi.org/10.5271/sjweh.3832>
- Bourbonnais, R., Brisson, C., & Vézina, M. (2011). Longterm effects of an intervention on psychosocial work factors among healthcare professionals in a hospital setting. *Occupational and Environmental Medicine*, 68, 479–486. <https://doi.org/10.1136/oem.2010.055202>

- Brettschneider, J., Janitzka, S., Jacobi, F., Thom, J., Hapke, U., Kurth, T., & Maske, U. E. (2018). Time trends in depression prevalence and health-related correlates: results from population-based surveys in Germany 1997–1999 vs. 2009–2012. *BMC Psychiatry*, *18*, 394. <https://doi.org/10.1186/s12888-018-1973-7>
- Bruce, M. L., & Hoff, R. A. (1994). Social and physical health risk factors for first-onset major depressive disorder in a community sample. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, *29*, 165–171. <https://doi.org/10.1007/BF00802013>
- Bundesanstalt für Arbeitsschutz und Arbeitsmedizin. (2021). *Volkswirtschaftliche Kosten durch Arbeitsunfähigkeit 2019*. https://www.baua.de/DE/Themen/Arbeitswelt-und-Arbeitsschutz-im-Wandel/Arbeitsweltberichterstattung/Kosten-der-AU/pdf/Kosten-2019.pdf?__blob=publicationFile&v=3
- Bundesgesundheitsministerium. (2021). *Arbeitsunfähigkeit: Fälle und Tage nach Alters- und Krankheitsartengruppen 2019*. https://www.bundesgesundheitsministerium.de/fileadmin/Dateien/3_Download/s/Statistiken/GKV/Geschaeftergebnisse/Diagnosen_und_Alter_2019.pdf
- Bundesministerium für Arbeit und Soziales. (2013). *Gemeinsame Erklärung psychische Gesundheit in der Arbeitswelt*. Bonn: Bundesministerium für Arbeit und Soziales. Referat Information, Publikation, Redaktion. <https://www.bmas.de/DE/Service/Publikationen/a-449-gemeinsame-erklaerung-psychische-gesundheit-arbeitswelt.html>
- Bundesministerium für Arbeit und Soziales. (2017). *Arbeitsschutz in der Praxis. Psychische Arbeitsbelastung und Gesundheit*. Berlin: Leitung des GDA-Arbeitsprogramms Psyche, c/o Bundesministerium für Arbeit und Soziales. http://www.gda-psyche.de/SharedDocs/Publikationen/DE/psychische-arbeitsbelastung-und-gesundheit.pdf?__blob=publicationFile&v=1
- Bundesministerium für Arbeit und Soziales. (2022). *Psychische Gesundheit*. <https://www.bmas.de/DE/Arbeit/Arbeitsschutz/Gesundheit-am-Arbeitsplatz/psychische-gesundheit.html>
- Bundespsychotherapeutenkammer. (2013). *BPtK-Studie zur Arbeits- und Erwerbsunfähigkeit. Psychische Erkrankungen und gesundheitsbedingte Frühverrentung*. Berlin: Bundespsychotherapeutenkammer. https://www.bptk.de/wp-content/uploads/2019/01/20140128_BPtK-Studie_Arbeits- und_Erwerbsunfaehigkeit-2013.pdf
- Burgess, S., Junne, F., Rothermund, E., Zipfel, S., Gündel, H., Rieger, M. A., & Michaelis, M. (2019). Common mental disorders through the eyes of German employees: attributed relevance of work-related causes and prevention measures assessed by a standardised survey. *International Archives of Occupational and Environmental Health*, *92*, 795–811. <https://doi.org/10.1007/s00420-019-01414-7>
- Burr, H., Berthelsen, H., Moncada, S., Nübling, M., Dupret, E., Demiral, Y., Oudyk, J., Kristensen, T. S., Llorens, C., Navarro, A., Lincke, H. J., Bocéréan, C., Sahan, C., Smith, P., Pohrt, A., & international COPSOQ Network (2019). The Third Version of the Copenhagen Psychosocial Questionnaire. *Safety and health at work*, *10*(4), 482–503. <https://doi.org/10.1016/j.shaw.2019.10.002>

- Busch, M. A., Maske, U. E., Ryl, L., Schlack, R., & Hapke, U. (2013). Prevalence of depressive symptoms and diagnosed depression among adults in Germany: results of the German health interview and examination survey for adults (DEGS1). *Bundesgesundheitsblatt Gesundheitsforschung Gesundheitsschutz*, *56*, 733–739. <https://doi.org/10.1007/s00103-013-1688-3>
- Cannon, W.B. (1914). The emergency function of the adrenal medulla in pain and the major emotions. *Am J Physiol-Legacy Content* *33*: 356-372. <https://doi.org/10.1152/ajplegacy.1914.33.2.356>
- Chandola, T., Heraclides, A., & Kumari M. (2010). Psychophysiological biomarkers of workplace stressors. *Neuroscience & Biobehavioral Reviews*, *35*, 51–57. <https://doi.org/10.1016/j.neubiorev.2009.11.005>
- Chirico, F. (2016). Job stress models for predicting burnout syndrome: a review. *Annali dell'Istituto Superiore di Sanità*, *52*(3), 443-456. https://doi.org/10.4415/ANN_16_03_17
- Cooper, C. L., Dewe P. J., & O'Driscoll, M. P. (2001). *Organizational Stress: A Review and Critique of Theory, Research, and Applications*. California, USA: Sage Publications. https://doi.org/10.1111/1468-0432.00006_4
- Coronado, J. I. C., Chandola, T., & Steptoe, A. (2018). Allostatic Load and Effort-Reward Imbalance: Associations over the Working-Career. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, *15*(2), 191. <https://doi.org/10.3390/ijerph15020191>
- Council on Long Range Planning and Development. (1996). The future of preventive medicine. *Preventive Medicine*, *25*, 73–81. <https://doi.org/10.1006/pmed.1996.0027>
- Deutsches Ärzteblatt. (2019, 9. September). Zehntausende gehen wegen psychischer Probleme in Frührente. <https://www.aerzteblatt.de/nachrichten/105820/Zehntausende-gehen-wegen-psychischer-Probleme-in-Fruehrente>
- Derycke, H., Vlerick, P., Van de Ven, B., Rots, I., & Clays, E. (2013). The impact of effort reward imbalance and learning motivation on teachers' sickness absence. *Stress and Health*, *29*(1), 14–21. <https://doi.org/10.1002/smi.2416>
- Deutsche Rentenversicherung Bund. (2020, 24. Juli). Rentenversicherung in Zahlen 2020. *Statistik der Deutschen Rentenversicherung*. https://www.deutscherentenversicherung.de/SharedDocs/Downloads/DE/Statistiken-und-Berichte/statistikpublikationen/rv_in_zahlen_2020.html
- De Vries, H., Fitha, A., Weikert, B., Rodriguez Sanchez, A. & Wegewitz, U. (2018). Determinants of Sickness Absence and Return to Work Among Employees with Common Mental Disorders: A Scoping Review. *Journal of Occupational Rehabilitation*, *28*(3), 393–417. <https://doi.org/10.1007/s10926-017-9730-1>
- Dewa, C. S., Loong, D., Bonato, S., & Hees, H. (2014). Incidence rates of sickness absence related to mental disorders: a systematic literature review. *BMC Public Health*, *14*, 205. <https://doi.org/10.1186/1471-2458-14-205>
- Dragano, N. (2007). *Arbeit, Stress und krankheitsbedingte Frührenten. Zusammenhänge aus theoretischer und empirischer Sicht* (1. Auflage). Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften GWV Fachverlage GmbH. ISBN: 978-3-531-15304-9

- Dragano, N., Ying, He, Moebus, S., Jöckel, K. H., Erbel, R., & Siegrist, J., for the Heinz Nixdorf Recall Study. (2008). Two models of job stress and depressive symptoms, Results from a population-based study. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 43(1), 72-78. <https://doi.org/10.1007/s00127-007-0267-z>
- Dragano, N., Siegrist, J., Nyberg, S. T., Lunau, T., Fransson, E. I., Alfredsson, L., Bjorner, J. B., Borritz, M., Burr, H., Erbel, R., Fahlén, G., Goldberg, M., Hamer, M., Heikkilä, K., Jöckel, K. H., Knutsson, A., Madsen, I. E. H., Nielsen, M. L., Nordin, M., Oksanen, T., Pejtersen, J. H., Pentti, J., Rugulies, R., Salo, P., Schupp, J., Singh-Manoux, A., Steptoe, A., Theorell, T., Vahtera, J., Westerholm, P. J. M., Westerlund, H., Virtanen, M., Zins, M., Batty, G. D., Kivimäki, M., & IPD-Work consortium (2017). Effort–reward imbalance at work and incident coronary heart disease: A multicohort study of 90,164 individuals. *Epidemiology*, 28(4), 619-626. <https://doi.org/10.1097/EDE.0000000000000666>
- Du Prel, J. B., Iskenius, M., & Peter, R. (2014). Are effort-reward imbalance and social isolation mediating the association between education and depressiveness? Baseline findings from the lidA(§)-study. *International Journal of Public Health*, 59(6), 945-955. <https://doi.org/10.1007/s00038-014-0613-3>
- Du Prel, J. B., March, S., Schröder, H., & Peter, R. (2015). Berufliche Gratifikationskrisen und Arbeitsunfähigkeit in Deutschland. *Bundesgesundheitsblatt Gesundheitsforschung Gesundheitsschutz*, 58(9), 996-1004. <https://doi.org/10.1007/s00103-015-2207-5>
- Du Prel, J. B. & Peter, R. (2015). Work family-conflict as a mediator in the association between work-related stress and depressive symptoms – Results from the prospective lidA cohort study. *International Archives of Occupational and Environmental Health*, 88(3), 359-368. <https://doi.org/10.1007/s00420-014-0967-0>
- Du Prel, J. B., Roehrig, B., & Blettner, M. (2009). Kritisches Lesen wissenschaftlicher Artikel. *Deutsches Ärzteblatt International* 106(7): 100-105. <https://doi.org/10.3238/arztebl.2009.0100>
- Du Prel, J. B., Runeson-Broberg, R., Westerholm, P., Alfredsson, L., Fahlén, G., Knutsson, A., Nordin, M., & Peter, R. (2018). Work overcommitment – Is it a trait or a state? *International Archives of Occupational and Environmental Health* 91(1), 1-11. <https://doi.org/10.1007/s00420-017-1253-8>.
- Du Prel, J. B., Siegrist, J. & Borchart, D. (2019). The Role of Leisure-Time Physical Activity in the Change of Work-Related Stress (ERI) over Time. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 16 (23), 4839. <https://doi.org/10.3390/ijerph16234839>
- Eddy, P., Heckenberg, R., Wertheim, E. H., Kent, S., & Wright, B. J. (2016). A systematic review and meta-analysis of the effort-reward imbalance model of workplace stress with indicators of immune function. *Journal of Psychosomatic Research*, 91, 1-8. <https://doi.org/10.1016/j.jpsychores.2016.10.003>
- Eddy, P., Wertheim, E. H., Hale, M.W., & Wright, B. J. A. (2018). Systematic Review and Meta-analysis of the Effort-reward Imbalance Model of Workplace Stress and HPA Axis Measures of Stress. *Psychosomatic Medicine* 80(1), 103-113. <https://doi.org/10.1097/PSY.0000000000000505>

- Eurofound & EU-OSHA. (2014). *Psychosocial risks in Europe: Prevalence and strategies for prevention*. Luxembourg: Publications Office of the European Union. ISBN 978-92-897-1218-7
- Europäische Kommission. (2018). *Health at a glance: Europe 2018*. https://ec.europa.eu/health/state-health-eu/health-glance-europe/health-glance-europe-2018_en
- Eun-Young, N. (2008). Status inconsistency and lifestyle among status groups: focusing on cultural capital and social capital. *Development and Society*, 37 (2), 169-186. <https://www.jstor.org/stable/deveandsoci.37.2.169>
- EU-OSHA (2018). *Management of psychosocial risks in European workplaces - evidence from the second European survey of enterprises on new and emerging risks (ESENER-2)*. European risk observatory. Report. Luxembourg: Publications Office of the European Union. ISBN: 978-92-9496-895-1. <https://doi.org/10.2802/5030>
- Fahlén, G., Peter, R., & Knutsson, A. (2004). The effort-reward imbalance model of psychosocial stress at the workplace—a comparison of ERI exposure assessment using two estimation methods. *Work and Stress*, 18, 81–88. <https://doi.org/10.1080/02678370410001696073>
- Fahlén, G., Knutsson, A., Peter, R., Åkerstedt, T., Nordin, M., Alfredsson, L., & Westerholm, P. (2006). Effort-reward imbalance, sleep disturbances and fatigue. *International Archives of Occupational and Environmental Health*, 79, 371–378. <https://doi.org/10.1007/s00420-005-0063-6>
- Faller, G. (2017). Was ist eigentlich betriebliche Gesundheitsförderung? In Faller G (Ed.), *Lehrbuch Betriebliche Gesundheitsförderung* (3. Aufl., pp. 25-36), Bern: Hogrefe Verlag. <http://doi.org/10.1024/85569-000>
- Fergen, A., & Thiedemann, M. B. (2018). *Gesundheitliche Auswirkungen psychischer Belastungen. Neue Befunde*. IG Metall Vorstand, FB Arbeitsgestaltung und Qualifizierungspolitik, Ressort Arbeitsgestaltung und Gesundheitsschutz (2. Auflage). https://www.igmetall.de/download/docs_Gesundheitliche_Auswirkungen_Psychischer_Arbeitsbelastungen_2_Auflage_web_3c42bb308cc2c4666eca706c815627ecf7ca196c.pdf
- Flütter-Hoffmann, C., & Seyda, S. (2006). *Unternehmensmonitor Familienfreundlichkeit 2006*. Berlin: Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend. <https://www.bmfsfj.de/resource/blob/95436/47ec050f35c17817bb33f2e4d7a2f12e/unternehmensmonitor-familienfreundlichkeit-data.pdf>
- Folkman, S., Lazarus, R. S. (1985). If it changes it must be a process, Study of emotion and coping during three stages of a college examination. *J Pers Soc Psychol*, 48, 150–170. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.48.1.150>
- Friczewski, F. (2017). Partizipation im Betrieb: Gesundheitszirkel & Co. In Faller G (Ed.), *Lehrbuch Betriebliche Gesundheitsförderung* (3. Aufl., pp. 243-250). Bern: Hogrefe Verlag. <http://doi.org/10.1024/85569-000>

- Gemeinsame Deutsche Arbeitsschutzstrategie. (2017). *Psychische Arbeitsbelastung und Gesundheit. Arbeitsschutz in der Praxis*.
https://www.bmas.de/SharedDocs/Downloads/DE/Arbeitsschutz/psychische-arbeitsbelastung-und-gesundheit.pdf?__blob=publicationFile&v=1
- Geschäftsstelle der Nationalen Arbeitsschutzkonferenz. (2018). *Gemeinsame Deutsche Arbeitsschutzstrategie – Leitlinie Beratung und Überwachung bei psychischer Belastung am Arbeitsplatz*.
https://www.gda-portal.de/DE/Downloads/pdf/Leitlinie-Psych-Belastung.pdf?__blob=publicationFile&v=5
- Gianicolo, E. A. L., Eichler, M., Muensterer, O., Strauch, K., & Blettner, M. (2020). Methoden zur Bewertung der Kausalität in Beobachtungsstudien. *Deutsches Ärzteblatt International*, 117, 101–107. <https://doi.org/10.3238/arztebl.2020.0101>
- Gilbert-Ouimet, M., Trude, X., Brisson, C., Milot, A., & Vézina, M. (2014). Adverse effects of psychosocial work factors on blood pressure: systematic review of studies on demand-control-support and effort-reward imbalance models. *Scandinavian Journal of Work, Environment & Health*, 40, 109–132. <https://doi.org/10.5271/sjweh.3390>
- Godin, I., & Kittel, F. (2004). Differential economic stability and psychosocial stress at work: associations with psychosomatic complaints and absenteeism. *Social Science & Medicine*, 58, 1543–1553. [https://doi.org/10.1016/S0277-9536\(03\)00345-9](https://doi.org/10.1016/S0277-9536(03)00345-9)
- Götz, S., Hoven, H., Müller, A., Dragano, N., & Wahrendorf, M. (2018). Age differences in the association between stressful work and sickness absence among full-time employed workers: evidence from the German Socio-Economic Panel. *International Archives of Occupational and Environmental Health*, 91, 479–496. <https://doi.org/10.1007/s00420-018-1298-3>.
- Guille, C., Frank, E., & Zhao, Z. (2017). Work-Family Conflict and the Sex Difference in Depression Among Training Physicians. *JAMA Internal Medicine*, 177(12), 1766-1772. <https://doi.org/10.1001/jamainternmed.2017.5138>
- Hämm, O., & Bauer, G. F. (2017). Vereinbarkeit von Beruf und Privatleben – ein wichtiges Thema der betrieblichen Gesundheitsförderung. In Faller G (Ed.), *Lehrbuch Betriebliche Gesundheitsförderung* (3. Aufl., pp. 309-322), Bern: Hogrefe Verlag. <http://doi.org/10.1024/85569-000>
- Hagerty, B. M., & Williams, R.A. (1999). The effects of sense of belonging, social support, conflict and loneliness on depression. *Nursing Research*, 48, 215–219. <https://doi.org/doi:10.1097/00006199-199907000-00004>
- Hammer, G. P., du Prel, J. B., & Blettner, M. (2009). Vermeidung verzerrter Ergebnisse in Beobachtungsstudien. *Deutsches Ärzteblatt International*, 106(41), 664-668. <https://doi.org/10.3238/arztebl.2009.0664>
- Hansen, A.M., Larsen, A.D., Rugulies, R., Garde, A.H., & Knudsen, L.E. (2009). A review of the effect of the psychosocial working environment on physiological changes in blood and urine. *Basic & Clinical Pharmacology & Toxicology*, 105(2): 73-83. <https://doi.org/10.1111/j.1742-7843.2009.00444.x>
- Harnois, G., & Gabriel, P. (2000). *Mental health and work: Impact, issues and good practices*. Geneva: WHO, 2002.
http://www.who.int/mental_health/media/en/712.pdf

- Hapke, U., Cohrdes, C., & Nübel, J. (2019). Depressive Symptomatik im europäischen Vergleich – Ergebnisse des European Health Interview Survey (EHIS) 2. *Journal of Health Monitoring*, 4 (4), 62-70. <https://doi.org/10.25646/6221>
- Harvey, S.B., Øverland, S., Hatch, S. L., Wessely, S., Mykletun, A., & Hotopf, M. (2018). Exercise and the Prevention of Depression: Results of the HUNT Cohort Study. *The American Journal of Psychiatry*, 175, 28–36. <https://doi.org/10.1176/appi.ajp.2017.16111223>
- Hasselhorn, H. M., Peter, R., Rauch, A., Schroeder, H., Swart, E., Bender, S., du Prel, J.-B., Ebener, M., March, S., Trappmann, M., Steinwede, J., & Mueller, B. H. (2014). Cohort profile: The lidA Cohort Study—a German Cohort Study on Work, Age, Health and Work Participation. *International Journal of Epidemiology*, 43, 1736-1749. <https://doi.org/10.1093/ije/dyu021>
- Hasselhorn, H. M, Tackenberg, P., Peter, R., & Next-Study Group. (2004). Effort-reward imbalance among nurses in stable countries and in countries in transition. *International Journal of Occupational Medicine and Environmental Health*, 10, 401-408. <https://doi.org/10.1179/oeh.2004.10.4.401>
- Henderson, M., Harvey, S. B., Overland, S., Mykletun, A., & Hotopf, M. (2011). Work and common psychiatric disorders. *Journal of the Royal Society of Medicine*, 104, 198–207. <https://doi.org/10.1258/jrsm.2011.100231>
- Head, J., Kivimaki, M., Siegrist, J., Ferrie, J. E., Vahtera, J., Shipley M. J., & Marmot M. G. (2007). Effort reward imbalance and relational injustice at work predict sickness absence: the Whitehall II study. *Journal of Psychosomatic Research*, 63: 433–440. <https://doi.org/10.1016/j.jpsychores.2007.06.021>
- Hill, A.B. (1965). The environment and disease: Association or causation? *Journal of the Royal Society of Medicine*, 58, 295–300. <https://doi.org/10.1177/0141076814562718>
- Hoebel, J., Maske, U. E., Zeeb, H., & Lampert, T. (2017). Social Inequalities and Depressive Symptoms in Adults: The Role of Objective and Subjective Socioeconomic Status. *PLoS One*, 12(1), e0169764. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0169764>
- Holmgren, K., Fjällström-Lundgren, M., & Hensing, G. (2013). Early identification of work-related stress predicted sickness absence in employed women with musculoskeletal or mental disorders: a prospective, longitudinal study in a primary health care setting. *Disability and Rehabilitation*, 35, 418–426. <https://doi.org/10.3109/09638288.2012.695854>
- Hoven, H., & Siegrist, J. (2013). Work characteristics, socioeconomic position and health: a systematic review of mediation and moderation effects in prospective studies. *Occupational and Environmental Medicine*, 70, 663–669. <https://doi.org/10.1136/oemed-2012-101331>
- Jacobi, F., Hoyer, J., & Wittchen, H. U. (2004a). Seelische Gesundheit in Ost und West: Analysen auf der Grundlage des Bundesgesundheits surveys. *Zeitschrift für Klinische Psychologie und Psychotherapie*, 33, 251–260. <https://doi.org/10.1026/1616-3443.33.4.251>

- Jacobi, F., Klose, M., & Wittchen, H. U. (2004b). Psychische Störungen in der deutschen Allgemeinbevölkerung: Inanspruchnahme von Gesundheitsleistungen und Ausfalltage. *Bundesgesundheitsblatt Gesundheitsforschung Gesundheitsschutz*, 47(8), 736-744. <https://doi.org/10.1007/s00103-004-0885-5>
- Jacobi, F., Höfler, M., Siegert, J., Mack, S., Gerschler, A., Scholl, L., Busch, M. A., Hapke, U., Maske, U., Seiffert, I., Gaebel, W., Maier, W., Wagner, M., Zielasek, J., & Wittchen, H.-U. (2014a). Twelve-month prevalence, comorbidity and correlates of mental disorders in Germany: the Mental Health Module of the German Health Interview and Examination Survey for Adults (DEGS1-MH). *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 23(3), 304-19. <https://doi.org/10.1002/mpr.1439>
- Jacobi, F., Höfler, M., Strehle, J., Mack, S., Gerschler, A., Scholl, L., Busch, M. A., Maske, U., Hapke, U., Gaebel, W., Maier, W., Wagner, M., Zielasek, J., & Wittchen, H.-U. (2014b). Psychische Störungen in der Allgemeinbevölkerung. *Der Nervenarzt*, 85, 77–87. <https://doi.org/10.1007/s00115-013-3961-y>
- Jacobi, F., Höfler, M., Strehle, J., Mack, S., Gerschler, A., Scholl, L., Busch, M.A., Maske, U., Hapke, U., Gaebel, W., Maier, W., Wagner, M., Zielasek, J., & Wittchen, H. U. (2016). Erratum zu: Psychische Störungen in der Allgemeinbevölkerung. Studie zur Gesundheit Erwachsener in Deutschland und ihr Zusatzmodul „Psychische Gesundheit“ (DEGS1-MH). *Der Nervenarzt*, 87, 88–90. <https://doi.org/10.1007/s00115-015-4458-7>
- Jarczok, M. N., Jarczok, M., Mauss, D., Koenig, J., Li, J., Herr, R. M., & Thayer, J. F. (2013). Autonomic nervous system activity and workplace stressors - A systematic review. *Neuroscience & Biobehavioral Reviews*, 37 (8), 1810-1823. <https://doi.org/10.1016/j.neubiorev.2013.07.004>
- Jöckel, K.H., Babitsch, B., Bellach, B.M., Bloomfield, K., Hoffmeyer-Zlotnik, J., Winkler, J., & Wolf, C. (1998). *Messung und Quantifizierung soziographischer Merkmale in epidemiologischen Studien*. Empfehlungen der Deutschen Arbeitsgemeinschaft Epidemiologie (DAE), der Gesellschaft für Medizinische Informatik, Biometrie und Epidemiologie (GMDS), der Deutschen Gesellschaft für Sozialmedizin und Prävention (DGSMP) und der Deutschen Region der Internationalen Biometrischen Gesellschaft, erarbeitet von der Arbeitsgruppe 'Epidemiologische Methoden' in der DAE der GMDS und der DGSMP. <https://www.dgepi.de/assets/Leitlinien-und-Empfehlungen/Messung-und-Quantifizierung-soziodemographischer-Merkmale.pdf>
- Johnson, J. V. & Hall, E. M. (1988). Job strain, work place social support and cardiovascular disease: a cross-sectional study of a random sample of the Swedish population. *American Journal of Public Health*, 78, 1336-1342. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511759048.004>
- Joiko, K., Schmauder, M., & Wolff, G. (2010). *Psychische Belastung und Beanspruchung im Berufsleben. Erkennen – Gestalten*. Dortmund: Bundesanstalt für Arbeitsschutz und Arbeitsmedizin (Hrsg.), 5. Auflage. ISBN: 978-3-88261-539-5

- Joksimovic, L., Starke, D., van der Knesebeck, O., & Siegrist, J. (2002). Perceived work stress, overcommitment, and self-reported musculoskeletal pain: a cross-sectional investigation. *International Journal of Behavioral Medicine*, 9, 122-138. https://doi.org/10.1207/s15327558ijbm0902_04
- Jonsdottir, I. H., Rödger, L., Hadzibajramovic, E., & Börjesson, M. (2010). A prospective study of leisure-time physical activity and mental health in Swedish health care workers and social insurance officers. *Preventive Medicine*, 51, 373-377. <https://doi.org/10.1016/j.ypmed.2010.07.019>
- Kahl, A. (2019). *Arbeitssicherheit. Fachliche Grundlagen*. Berlin: Erich Schmidt Verlag. <https://esv.info/978-3-503-17120-0>
- Karasek, Jr., R. A. (1979). Job demands, job decision latitude, and mental strain: Implications for job redesign. *Administrative Science Quarterly*, 24(2), 285-308. <https://doi.org/10.2307/2392498>
- Karasek, R. A., & Theorell, T. (1990). *Healthy work. Stress, productivity, and the reconstruction of working life*. New York: Basic Books. ISBN-13: 978-0465028962
- Kato, M., & Yamazaki, Y. (2009). An examination of factors related to work-to-family conflict among employed men and women in Japan. *Journal of Occupational Health*, 51, 303–313. <https://doi.org/10.1539/joh.l8099>
- Kivimäki, M., Virtanen, M., Elovainio, M., Kouvonen, A., Väänänen, A., & Vahtera, J. (2006). Work stress in the etiology of coronary heart disease – a meta-analysis. *Scandinavian Journal of Work, Environment & Health*, 32, 431-442. <https://doi.org/10.5271/sjweh.1049>
- Kivimäki, M., & Kawachi, I. (2015). Work Stress as a Risk Factor for Cardiovascular Disease. *Current Cardiology Reports*, 17, 74. <https://doi.org/10.1007/s11886-015-0630-8>
- Kivimäki, M., Nyberg, S. T., Batty, G. D., Fransson, E. I., Heikkilä, K., Alfredsson, L., Bjorner, J. B., Borritz, M., Burr, H., Casini, A., Clays, E., De Bacquer, D., Dragano, N., Ferrie, J. E., Geuskens, G. A., Goldberg, M., Hamer, M., Hooftman, W. E., Houtman, I. L., Joensuu, M., Jokela, M., Kittel, F., Knutsson, A., Koskenvuo, M, Koskinen A, Kouvonen A, Kumari M, Madsen IE, Marmot MG, Nielsen ML, Nordin M., Oksanen, T., Pentti, J., Rugulies, R., Salo, P., Siegrist, J., Singh-Manoux, A., Suominen, S. B., Väänänen, A., Vahtera, J., Virtanen, M., Westerholm, P. J. M., Westerlund, H., Zins, M., Steptoe, A., Theorell, T.; & IPD-Work Consortium (2012) Job strain as a risk factor for coronary heart disease: a collaborative meta-analysis of individual participant data. *The Lancet*, 380(9852), 1491-1497. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(12\)60994-5](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(12)60994-5)
- Knudsen, A. K., Harvey, S. B., Mykletun, A., & Overland, S. (2013). Common mental disorders and long-term sickness absence in a general working population: the Hordaland Health Study. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 127(4), 287–297. <https://doi.org/10.1111/j.1600-0447.2012.01902.x>
- Kulemann, P. (2015). *Gefährdungsbeurteilung als Baustein der Guten Arbeit. Beteiligungsbasiertes Arbeitsschutzhandeln mit dem DGB-Index Gute Arbeit in der BGV Hamburg*. http://www.xn--verdi-gefaehrungsbeurteilung-jkc.de/upload/pdf/Kulemann_Gefaehrungsbeurteilung.pdf

- Landolt, K., Maruff, P., Horan, B., Kingsley, M., Kinsella, G., O'Halloran, P. D., Hale, M. W., & Wright, B. J. (2017). Chronic work stress and decreased vagal tone impairs decision making and reaction time in jockeys. *Psychoneuroendocrinology*, *84*, 151-158. <https://doi.org/10.1016/j.psyneuen.2017.07.238>
- Lau, B. (2008). Effort-reward imbalance and overcommitment in employees in a Norwegian municipality: a cross sectional study. *Journal of Occupational Medicine and Toxicology*, *3*, 9. <https://doi.org/10.1186/1745-6673-3-9>
- Lazarus, R. S., & Folkman, S. (1984). *Stress, appraisal and coping*. New York: Springer Pub. ISBN-13: 978-0826141910
- Lenski, G. E. (1954). Status crystallization: a non-vertical dimension of social status. *American Sociological Review*, *19*(4), 405- 413. <https://doi.org/10.2307/2087459>
- Levi, L. (2017). Bridging the Science-Policy and Policy-Implementation Gaps. In Cary L. Cooper, C.L. & Quick, J. C. (Hrsg.) *The Handbook of Stress and Health: A Guide to Research and Practice* (pp.10). Wiley-Blackwell. <https://doi.org/10.1002/9781118993811>
- Loerbroks, A., Gadinger, M. C., Bosch, J. A., Sturmer, T., & Amelang, M. I. (2010) Work-related stress, inability to relax after work and risk of adult asthma: a population based cohort study. *Allergy*, *65*, 1298–1305. <https://doi.org/10.1111/j.1398-9995.2010.02375.x>
- Löve, J., Hensing, G., Holmgren, K., & Torén, K. (2013). Explaining the social gradient in sickness absence: a study of a general working population in Sweden. *BMC Public Health*; *13*, 545. <https://doi.org/10.1186/1471-2458-13-545>
- Lohmann-Haislah, A. (2012). *BAuA Stressreport Deutschland 2012. Psychische Anforderungen, Ressourcen und Befinden* (1. Auflage). Dortmund: Bundesanstalt für Arbeitsschutz und Arbeitsmedizin. ISBN 978-3-88261-725-2. <https://www.baua.de/dok/3430796>
- Lunau, T., Dragano, N., Siegrist, J., & Wahrendorf, M. (2017). Country differences of psychosocial working conditions in Europe: the role of health and safety management practices. *International Archives of Occupational and Environmental Health*, *90*(7), 629-638. <https://doi.org/10.1007/s00420-017-1225-z>
- Madsen, I. E., Nyberg, S. T., Hanson, L. M., Ferrie, J. E., Ahola, K., Alfredsson, L., Batty, G. D., Bjorner, J. B., Borritz, M., Burr, H., Chastang, J.-F., de Graaf, R., Dragano, N., Hamer, M., Jokela, M., Knutsson, A., Koskenvuo, M., Koskinen, A., Leineweber, C., Niedhammer I., Nielsen, M. L., Nordin, M., Oksanen, T., Pejtersen, J. H., Pentti, J., Plaisier, I., Salo, P., Singh-Manoux, A., Suominen, S., ten Have, M., Theorell, T., Toppinen-Tanner, S., Vahtera, J., Väänänen, A., Westerholm, P. J. M., Westerlund, H., Fransson, E. I., Heikkilä, K., Virtanen, M., Rugulies, R., & Kivimäki M., for the IPD-Work Consortium (2017). Job strain as a risk factor for clinical depression: systematic review and meta-analysis with additional individual participant data. *Psychological Medicine*, *47*, 1342–1356. <https://doi.org/10.1017/S003329171600355X>
- Magnavita, N., & Garbarino, S. (2013). Is absence related to work stress? A repeated cross-sectional study on a special police force. *American Journal of Industrial Medicine*, *56*, 765–775. <https://doi.org/10.1002/ajim.22155>

- Magnavita, N., Soave, P. M., & Antonelli, M. (2021). Prolonged Stress Causes Depression in Frontline Workers Facing the COVID-19 Pandemic—A Repeated Cross-Sectional Study in a COVID-19 Hub-Hospital in Central Italy. *International Journal of Environmental Research and Public Health* 18(14), 7316. <https://doi.org/10.3390/ijerph18147316>
- Mammen, G., & Faulkner, G. (2013). Physical activity and the prevention of depression: a systematic review of prospective studies. *American Journal of Preventive Medicine*, 45(5), 649-657. <https://doi.org/10.1016/j.amepre.2013.08.001>
- McEwen, B. S., & Stellar, E. (1993). Stress and the individual. Mechanisms leading to disease. *Archives of Internal Medicine*, 153(18): 2093–2101. doi:10.1001/archinte.1993.00410180039004
- McEwen, B. S., & Seeman, T. (1999). Protective and Damaging Effects of Mediators of Stress: Elaborating and Testing the Concepts of Allostasis and Allostatic Load. *Annals of the New York Academy of Sciences*, 896, 30–47. <https://doi.org/10.1111/j.1749-6632.1999.tb08103.x>
- Melchior, M., Chastang, J. F., Head, J., Goldberg, M., Zins, M., Nabi, H., & Younés, N. (2013). Socioeconomic position predicts long-term depression trajectory: a 13-year follow-up of the GAZEL cohort study. *Molecular Psychiatry*, 18, 112–121. <https://doi.org/10.1038/mp.2011.116>
- Montano, D., & Peter, R. (2021). The Causal Structure of the Effort-Reward Imbalance Model and Absenteeism in a Cohort Study of German Employees. *Occupational Health Science*, 5, 473–492. <https://doi.org/10.1007/s41542-021-00097-2>
- Morschhäuser, M., Beck, D., & Lohmann-Haislah, A. (2013). Psychische Belastung als Gegenstand der Gefährdungsbeurteilung. In: Bundesanstalt für Arbeitsschutz und Arbeitsmedizin (Hrsg.). *Gefährdungsbeurteilung psychischer Belastung. Erfahrungen und Empfehlungen*. Berlin: Erich Schmidt Verlag GmbH & Co KG. ISBN 978-3-503-15439-5
- Netterstrom, B., Conrad, N., Bech, P., Fink, P., Olsen, O., Rugulies, R., & Stansfeld, S. (2008). The relation between work-related psychosocial factors and the development of depression. *Epidemiologic Reviews*, 30, 118-132. <https://doi.org/10.1093/epirev/mxn004>
- Niedhammer, I., Sultan-Taieb, H., Chastang, J. F., Vermeulen, G., & Parent-Thirion, A. (2014). Fractions of cardiovascular diseases and mental disorders attributable to psychosocial work factors in 31 countries in Europe. *International Archives of Occupational and Environmental Health*, 87, 403–411. <https://doi.org/10.1007/s00420-013-0879-4>
- Nielsen, M. B., Madsen, I. E., Bültmann, U., Aust, B., Burr, H., & Rugulies, R. (2013). Effort-reward imbalance at work and risk of long-term sickness absence in the Danish workforce. *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, 55, 454–459. <https://doi.org/10.1097/JOM.0b013e31827dba5b>
- Ndjaboue, R., Brisson, C., Vezina, M., Blanchette, C., & Bourbonnais, R. (2014). Effort–reward imbalance and medically certified absence for mental health problems: a prospective study of white-collar workers. *Occupational and Environmental Medicine*, 71(1), 40–47. <https://doi.org/10.1136/oemed-2013-101375>

- Nyberg, S. T., Fransson, E. I., Heikkilä, K., Alfredsson, L., Casini, A., Clays, E., De Bacquer, D., Dragano, N., Erbel, R., Ferrie, J. E., Hamer, M., Jöckel, K.-H., Kittel, F., Knutsson, A., Ladwig, K.-H., Lunau, T., Marmot, M. G., Nordin, M., Rugulies, R., Siegrist, J., Steptoe, A., Westerholm, P. J. M., Westerlund, H., Theorell, T., Brunner, E. J., Singh-Manoux, A., Batty, G. D., & Kivimäki, M. (2013). Job strain and cardiovascular disease risk factors: meta-analysis of individual-participant data from 47,000 men and women. *PLoS One*, *8*(6): e67323. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0067323>
- Peeters, M. C. W., de Jonge, J., Janssen, P. P., & van der Linden, S. (2004). Work–Home Interference, Job Stressors, and Employee Health in a Longitudinal Perspective. *International Journal of Stress Management*, *11*, 305–322. <https://doi.org/10.1037/1072-5245.11.4.305>
- Peter, R., March, S., Schröder, H., & du Prel, J.-B. (2015). Besteht ein Zusammenhang von psychischen Erkrankungen und Arbeitsunfähigkeit unabhängig von soziodemografischen Faktoren?. *Das Gesundheitswesen*, *77*(4), e70-6. <https://doi.org/10.1055/s-0034-1398598>
- Peter, R., March, S., & du Prel, J.-B. (2016). Are status inconsistency, work stress and work-family conflict associated with depressive symptoms? Testing prospective evidence in the lidA study. *Social Science & Medicine*, *151*, 100–109. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2016.01.009>
- Peter, R. (2017). Von Handlungs- und Entscheidungsspielräumen, Belohnungen und betrieblicher Gerechtigkeit: Die Modelle Demand-Control und berufliche Gratifikationskrisen. In Faller G (Ed.), *Lehrbuch Betriebliche Gesundheitsförderung* (3. Aufl., pp. 111-123), Bern: Hogrefe Verlag. <http://doi.org/10.1024/85569-000>
- Pejtersen, J. H., Kristensen, T. S., Borg, V., & Bjorner, J. B. (2010). The second version of the Copenhagen psychosocial questionnaire. *Scandinavian Journal of Public Health*, *38* (3 suppl), 8–24. <https://doi.org/10.1177/1403494809349858>
- Pelfrene, E., Clays, E., Moreau, M., Mak, R., Vlerick, P., Kornitzer, M., & De Backer, G. (2003). The Job Content Questionnaire: methodological considerations and challenges for future research. *Archives of Public Health*, *61*, 53–74.
- Pena-Gralle, A. P. B., Talbot, D., Duchaine, C. S., Lavigne-Robichaud, M., Trudel, X., Aubé, K., Gralle, M., Gilbert-Ouimet, M., Milot, A., & Brisson, C. (2022). Job strain and effort-reward imbalance as risk factors for type 2 diabetes mellitus: A systematic review and meta-analysis of prospective studies. *Scandinavian Journal of Work, Environment and Health*, *48*(1): 5-20. <https://doi.org/10.5271/sjweh.3987>
- Preckel, D., von Känel, R., Kudielka, B. M., & Fischer, J. E. (2005). Overcommitment to work is associated with vital exhaustion. *International Archives of Occupational and Environmental Health*, *78*, 117–122. <https://doi.org/10.1007/s00420-004-0572-8>
- Rau, R., Gebele, N., Morling, K., & Rösler, U. (2010). *Untersuchung arbeitsbedingter Ursachen für das Auftreten von depressiven Störungen*. Dortmund: Bundesanstalt für Arbeitsschutz und Arbeitsmedizin. ISBN 978-3-88261-114-4

- Rauch, A., Burghardt, A., Eggs, J., Tisch, A., & Tophoven, S. (2015). lidA - leben in der Arbeit. German cohort study on work, age and health. *Journal for Labour Market Research*, 48 (3), 195-202. <https://doi.org/10.1007/s12651-015-0189-2>
- Richter, G., & Schütte, M. (2017). Belastung ist neutral! Das Belastungs-Beanspruchungs-Modell. In Faller G (Ed.), *Lehrbuch Betriebliche Gesundheitsförderung* (3. Aufl., pp. 123-129), Bern: Hogrefe Verlag. <http://doi.org/10.1024/85569-000>
- Richter, D., & Berger, K. (2013). Nehmen psychische Störungen zu? Update einer systematischen Übersicht über wiederholte Querschnittstudien. *Psychiatrische Praxis*, 40, 176-182. <https://doi.org/10.1055/s-0032-1333060>
- Robert Koch-Institut, & Statistisches Bundesamt. (2010). *Depressive Erkrankungen*. In Robert Koch-Institut (Ed.). Gesundheitsberichterstattung des Bundes. Heft 51. Berlin: RKI. ISBN 978-3-89606-205-5
- Robert Koch-Institut. (2014a). Seelische Belastungen. In Robert Koch-Institut (Ed.). *Daten und Fakten: Ergebnisse der Studie »Gesundheit in Deutschland aktuell 2012«*. Beiträge zur Gesundheitsberichterstattung des Bundes (pp. 47-49). Berlin: Robert Koch-Institut. ISBN 978-3-89606-222-2
- Robert Koch-Institut. (2014b). *Depressionen*. In Robert Koch-Institut (Ed.). Daten und Fakten: Ergebnisse der Studie »Gesundheit in Deutschland aktuell 2012«. Beiträge zur Gesundheitsberichterstattung des Bundes (pp. 69-71). Berlin: RKI. ISBN 978-3-89606-222-2
- Robert Koch-Institut (Ed.). (2016). *Gesundheit in Deutschland – die wichtigsten Entwicklungen*. Gesundheitsberichterstattung des Bundes. Gemeinsam getragen von RKI und Destatis. Berlin: RKI. <https://doi.org/10.17886/RKI-GBE-2016-021.2>
- Röhrig, B., du Prel, J.-B., & Blettner, M. Study Design in Medical Research (2009a). *Deutsches Ärzteblatt International*, 106(11), 184-189. <https://doi.org/10.3238/arztebl.2009.0184>
- Röhrig, B., du Prel, J.-B., & Blettner, M. (2009b). Types of Study in Medical Research. *Deutsches Ärzteblatt International*, 106(15), 262-268. <https://doi.org/10.3238/arztebl.2009.0262>
- Rohmert, W., & Rutenfranz, J. (1975). *Arbeitswissenschaftliche Beurteilung der Belastung und Beanspruchung an unterschiedlichen Industriearbeitsplätzen*. Bonn: Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung.
- Rothe, I. (2020). Stressreport Deutschland 2019: Schlüsselfaktoren für die Gestaltung gesundheitsgerechter Arbeit. In: BAuA (2020). *Stressreport Deutschland 2019. Psychische Anforderungen, Ressourcen und Befinden*. Dortmund: Bundesanstalt für Arbeitsschutz und Arbeitsmedizin.
- Rothe, I., Adolph, L., Beermann, B., Schütte, M., Windel, A., Grewer, A., Lenhardt, U., Michel, J., Thomson, B., & Formazin, M. (2017). *Psychische Gesundheit in der Arbeitswelt - Wissenschaftliche Standortbestimmung* (2. Auflage). Dortmund: Bundesanstalt für Arbeitsschutz und Arbeitsmedizin. ISBN: 978-3-88261-225-7. <https://doi.org/10.21934/baua:bericht20170421>

- Rugulies, R., Aust, B., & Madsen, I. E. (2017). Effort-reward imbalance at work and risk of depressive disorders. A systematic review and meta-analysis of prospective cohort studies. *Scandinavian Journal of Work, Environment & Health*, 43(4): 294-306. <https://doi.org/10.5271/sjweh.3632>
- Schmauder, M., & Spanner-Ulmer B. (2014). *Ergonomie - Grundlagen zur Interaktion von Mensch, Technik und Organisation* (1. Auflage). REFA- Fachbuchreihe Arbeitsgestaltung. Hanser-Verlag. ISBN-13 978-3446441392
- Schmitt, M., Altstätter-Gleich, C., Hinz, A., Maes, J., & Brähler, E. (2006). Normwerte für das Vereinfachte Beck-Depressions-Inventar (BDI-V) in der Allgemeinbevölkerung. *Diagnostica*, 52, 51–59. <https://doi.org/10.1026/0012-1924.52.2.51>
- Schnohr, P., Kristensen, T.S., Prescott, E., & Scharling, H. (2005). Stress and life dissatisfaction are inversely associated with jogging and other types of physical activity in leisure time. The Copenhagen City Heart Study. *Scandinavian Journal of Medicine & Science in Sports*, 15, 107–112. <https://doi.org/10.1111/j.1600-0838.2004.00394.x>
- Schröder, H., Kersting, A., Gilberg, R., & Steinwede, J. (2013). Methodenbericht zur Haupterhebung lidA – leben in der Arbeit. *FDZ-Methodenreport 1/2013*, Nürnberg: Forschungsdatenzentrum der Bundesagentur für Arbeit im Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. http://doku.iab.de/fdz/reporte/2013/MR_01-13.pdf
- Schütte, M., & Kaul, G. (2015). Depression, Erwerbsarbeit, Arbeitslosigkeit: Empirische Befunde. *Ethik und Gesellschaft*, 2, 1-21. <https://doi.org/10.18156/eug-2-2015-art-4>
- Selye, H. (1936). A Syndrome produced by Diverse Nocuous Agents. *Nature*, 138: 32. <https://doi.org/10.1038/138032a0>
- Siegrist, J. (1996). Adverse health effects of high-effort/low-reward conditions. *Journal of Occupational Health Psychology*, 1, 27–41. <https://doi.org/10.1037/1076-8998.1.1.27>
- Siegrist, J., Starke, D., Chandola, T., Godin, I., Marmot, M., Niedhammer, I., & Peter, R. (2004). The measurement of effort-reward imbalance at work: European comparisons. *Social Science & Medicine*, 58, 1483–99. [https://doi.org/10.1016/S0277-9536\(03\)00351-4](https://doi.org/10.1016/S0277-9536(03)00351-4)
- Siegrist, J. (2017). The Effort-Reward Imbalance Model. In Cary L. Cooper C. L. & Quick J. C. (Eds.). *The Handbook of Stress and Health: A Guide to Research and Practice* (pp. 24). Wiley-Blackwell. <https://doi.org/10.1002/9781118993811>
- Siegrist, J., & Li, J. (2017). Work Stress and Altered Biomarkers: A Synthesis of Findings Based on the Effort-Reward Imbalance Model. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 14, 1373. <https://doi.org/10.3390/ijerph14111373>
- Siegrist, J., & Wahrendorf, M. (2009). Quality of work, health, and retirement. *Lancet*, 374, 1872-1873. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(09\)61666-4](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(09)61666-4)
- Slesina, W. (2008). Betriebliche Gesundheitsförderung in der Bundesrepublik Deutschland. *Bundesgesundheitsblatt Gesundheitsforschung Gesundheitsschutz*, 51: 296–304. <https://doi.org/10.1007/s00103-008-0460-6>

- Stansfeld, S., & Candy, B. (2006). Psychosocial work environment and mental health—a meta-analytic review. *Scandinavian Journal of Work, Environment & Health*, 32(6), 443-462. <https://doi.org/10.5271/sjweh.1050>
- Statistisches Bundesamt. (2019). Gesundheit. In *Statistisches Jahrbuch 2019* (pp.127-162). Statistisches Bundesamt (Hrsg.). https://www.destatis.de/DE/Themen/Querschnitt/Jahrbuch/statistisches-jahrbuch-2019-dl.pdf?__blob=publicationFile
- Steel, Z., Marnane, C., Iranpour, C., Tien, C., Jackson, J. W., Patel, W., & Silove, D. (2014). The global prevalence of common mental disorders: a systematic review and meta-analysis 1980–2013. *International Journal of Epidemiology*, 43, 476–493. <https://doi.org/10.1093/ije/dyu038>
- Steinwede, J., Kleudgen, M., Häting, A., & Schröder, H. (2015). Methodenbericht zur Haupterhebung lidA – leben in der Arbeit, 2. Welle. FDZ-Methodenreport 7/2015, Nürnberg: Forschungsdatenzentrum der Bundesagentur für Arbeit im Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. http://doku.iab.de/fdz/reporte/2015/MR_07-15.pdf.
- Stengård, J., Leineweber, C., Virtanen, M., Westerlund, H., & Wang H.-X. (2021). Do good psychosocial working conditions prolong working lives? Findings from the prospective study in Sweden. *European Journal of Ageing*. Published online: 18 December 2021. <https://doi.org/10.1007/s10433-021-00672-0>
- Taquet, M., Geddes, J. R., Husain, M., Luciano, S., & Harrison, P. J. (2021). 6-month neurological and psychiatric outcomes in 236 379 survivors of COVID-19: a retrospective cohort study using electronic health records. *Lancet Psychiatry*, 8, 416-427. [https://doi.org/10.1016/S2215-0366\(21\)00084-5](https://doi.org/10.1016/S2215-0366(21)00084-5)
- Theorell, T., Hammarström, A., Aronsson, G., Träskman Bendz, L., Grape, T., Hogstedt, C., Marteinsdottir, I., Skoog, I., & Hall, C. (2015). A systematic review including meta-analysis of work environment and depressive symptoms. *BMC Public Health*, 15, 738. <https://doi.org/10.1186/s12889-015-1954-4>
- TK-Stress-Studie (2016). Entspann Dich, Deutschland. <https://www.tk.de/resource/blob/2026630/9154e4c71766c410dc859916aa798217/tk-stressstudie-2016-data.pdf>
- Tophoven, S., Wurdack, A., Rauch, A., Munkert, C., & Bauer, U. (2016). lidA –leben in der Arbeit Kohortenstudie zu Gesundheit und Älterwerden in der Arbeit. Dokumentation für die Wellen 1 und 2. FDZ-Datenreport 01/2016 Nürnberg: Forschungsdatenzentrum der Bundesagentur für Arbeit im Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. http://doku.iab.de/fdz/reporte/2016/DR_01-16.pdf.
- Useche, S. A., Ortiz, V. G., & Cendales, B. E. (2017). Stress-related psychosocial factors at work, fatigue, and risky driving behavior in bus rapid transport (BRT) drivers. *Accident Analysis & Prevention*, 104, 106-114. <https://doi.org/10.1016/j.aap.2017.04.023>
- Van der Doef, M., & Maes, S. (1999). The Job Demand-Control (-Support) Model and psychological well-being: A review of 20 years of empirical research. *Work & Stress*, 13, 87-114. <https://doi.org/10.1080/026783799296084>

- Van Vegchel, N., de Jonge, J., Bosma, H., & Schaufeli, W. B. (2005). Reviewing the effort reward imbalance model: drawing up the balance of 45 empirical studies. *Social Science & Medicine*, *60*, 1117-1131. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2004.06.043>
- Vos, T., Allen, C., Arora, M., Barber R. M., Bhutta, Z. A., Brown, A., et al. (2016). Global, regional, and national incidence, prevalence, and years lived with disability for 310 diseases and injuries, 1990–2015: a systematic analysis for the global burden of disease study 2015. *The Lancet*, *388*, 1545–1602. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(16\)31678-6](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(16)31678-6)
- Wang, J., Patten, S. B., Currie, S., Sareen, J., & Schmitz, N. (2012). A population-based longitudinal study on work environmental factors and the risk of major depressive disorder. *American Journal of Epidemiology*, *176*: 52–59. <https://dx.doi.org/10.1093%2Faje%2Fkwr473>
- Warburton, D. E. R., Nicol C. W., & Bredin S. S. D. (2006). Health benefits of physical activity: the evidence. *Canadian Medical Association Journal*, *174*(6): 801-809, <https://doi.org/10.1503/cmaj.051351>
- Whiteford, H. A, Degenhardt, L., Rehm, J., Baxter, A. J., Ferrari, A. J., Erskine, H. E., Charlson, F. J., Norman, R. E., Flaxman, A. D., Johns N., Burstein, R., Murray, C. J. L., & Vos T.(2013). Global burden of disease attributable to mental and substance use disorders: findings from the Global Burden of Disease Study 2010. *The Lancet*, *382*(9904), 1575-86. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(13\)61611-6](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(13)61611-6)
- World Health Organization (1986). *Ottawa-Charta zur Gesundheitsförderung*. WHO Europa. https://www.euro.who.int/__data/assets/pdf_file/0006/129534/Ottawa_Charter_G.pdf
- World Health Organization (2019). *Psychische Gesundheit – Faktenblatt*. World Health Organization. Regional Office for Europe. https://www.euro.who.int/__data/assets/pdf_file/0006/404853/MNH_FactSheet_DE.pdf
- Wöhrmann, A. M. (2016). *Psychische Gesundheit in der Arbeitswelt - Work-Life-Balance* (1. Auflage). Dortmund: Bundesanstalt für Arbeitsschutz und Arbeitsmedizin. <https://doi.org/10.21934/baua:bericht20160713/3f>
- Wöhrmann, A. M., Gerstenberg, S., Hünefeld, L., Pundt, F., Reeske-Behrens, A., Brenscheidt, F., & Beermann, B. (2016). *Arbeitszeitreport Deutschland 2016* (1. Auflage). Dortmund: Bundesanstalt für Arbeitsschutz und Arbeitsmedizin. <https://doi.org/10.21934/baua:bericht20160729>
- Yang, X., Telama, R., Hirvensalo, M., Hintsanen, M, Hintsanen, T., Pulkki-Råback, L., Mansikkaniemi, K., Viikari, J. S. A., Keltikangas-Järvinen, L., & Raitakari, O. T. (2010). Sustained involvement in youth sports activities predicts reduced chronic job strain in early midlife, *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, *52*(12),1154-1159. <https://doi.org/10.1097/JOM.0b013e3181fe68bf>
- Zhou, M., Zhang, J., Li, F., & Chen, C. (2020). Work-Family Conflict and Depressive Symptoms Among Chinese Employees: Cross-Level Interaction of Organizational Justice Climate and Family Flexibility. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, *17*(19), 6954. <https://doi.org/10.3390/ijerph17196954>

7 Anhang Originalarbeiten

1. **Du Prel, J.-B.**, March, S., Schröder, H., & Peter, R. (2015). Berufliche Gratifikationskrisen und Arbeitsunfähigkeit in Deutschland. *Bundesgesundheitsblatt Gesundheitsforschung Gesundheitsschutz*, 58(9), 996-1004. <https://doi.org/10.1007/s00103-015-2207-5> (Journal Impact Factor: 1,556)

*Abdruck der Publikation mit Genehmigung des Verlages Springer Nature
(Reproduced with permission from Springer Nature)*

Bundesgesundheitsbl 2015 · 58:996–1004
DOI 10.1007/s00103-015-2207-5
Online publiziert: 2. Juli 2015
© Springer-Verlag Berlin Heidelberg 2015



Jean-Baptist du Prel^{1,4} · S. March² · H. Schröder³ · R. Peter⁴

¹ Institut für Sicherheitstechnik, Bergische Universität Wuppertal, Wuppertal, Deutschland

² Institut für Sozialmedizin und Gesundheitsökonomie, Otto-von-Guericke-Universität Magdeburg, Magdeburg, Deutschland

³ infas Institut für angewandte Sozialwissenschaften, Bonn, Deutschland

⁴ Institut für Geschichte, Theorie und Ethik der Medizin, Universität Ulm, Ulm, Deutschland

Berufliche Gratifikationskrisen und Arbeitsunfähigkeit in Deutschland

Querschnittsergebnisse aus der lidA(leben in der Arbeit)-Studie

Dem Verlust von Arbeitskraft durch arbeitsbezogene Fehlzeiten wird wahrscheinlich aufgrund des demografischen Wandels und der damit einhergehenden Veränderungen der Arbeitswelt zukünftig eine größere Bedeutung zukommen [1]. Der Einfluss des demografischen Wandels auf die Zusammensetzung zukünftiger Belegschaften kann dabei mehrfach bedeutsam sein: Bei einer alternden Bevölkerung und damit einhergehender schrumpfender Arbeitnehmerzahl werden wir in Zukunft länger arbeiten müssen, um dieses quantitative Defizit zu kompensieren. Deutschland hat in Europa schon jetzt den höchsten Anteil der mindestens 65-jährigen Bevölkerung im Verhältnis zu den 15- bis 64-Jährigen und wird von diesen Veränderungen besonders betroffen sein [2]. Eine alternde Belegschaft birgt zusätzlich ein erhöhtes Risiko für krankheitsbedingte Fehlzeiten, da Alter ein bedeutsamer Risikofaktor für eine Vielzahl somatischer und psychischer Krankheiten ist. Hinzu kommt, dass eine zunehmende Dynamisierung und Flexibilisierung der Arbeitsmärkte zukünftig höhere Anforderungen an die Qualifikation, Wandelbarkeit und Mobilität der Arbeitnehmer stellen [3]. Grundvoraussetzung für die Bewältigung dieser Herausforderungen ist gerade bei alternden Arbeitnehmern eine gute Gesundheit. Faktoren, die zur Erhöhung von Arbeitsunfähigkeit

(AU) und vor allem Langzeitarbeitsunfähigkeit (LAU) von Arbeitnehmern beitragen, erhalten damit ein zusätzliches Gewicht.

Internationale Studien weisen auf einen Zusammenhang zwischen Arbeitsstress, gemessen anhand gängiger arbeitsbezogener Stressmodelle [4, 5] oder Komponenten aus diesen [6], und Arbeitsunfähigkeit hin. In unterschiedlichen Studien konnte zudem gezeigt werden, dass arbeitsbezogener Stress ein Risikofaktor für psychische Störungen ist: So betrug der Anteil psychischer Störungen, der sich auf ein Ungleichgewicht von Verausgabung und Belohnung zurückführen lässt (attributabler Anteil), für Deutschland 15,6% (95%-CI: 8,63–22,71%) [7]. Häufige stressassoziierte psychische Störungen waren Depressionen, schwere depressive Symptomatik [z. B. 8, 9] oder Angststörungen [10], die ihrerseits ein hohes Risiko für AU [11, 12] und v. a. LAU in sich bergen [13, 14].

In der hier dargestellten Untersuchung gehen wir erstmalig für Deutschland der Frage nach, ob arbeitsbezogener Stress, gemessen anhand eines Ungleichgewichtes zwischen beruflicher Verausgabung und dafür erhaltener Belohnungen (Modell der beruflichen Gratifikationskrisen bzw. Effort-Reward-Imbalance-Modell) [15], auch unabhängig vom Vorliegen

psychischer Störungen mit AU bzw. LAU assoziiert ist.

Material und Methoden

Probanden

Die lidA-Studie ist deutschlandweit die größte prospektive Kohortenstudie zu Arbeit, Alter, Gesundheit und Erwerbsteilhabe [2]. Sie basiert auf sozialversicherungspflichtigen Arbeitnehmern zweier Jahrgänge (1959, 1965). 6339 Erwerbstätige aus der ersten Untersuchungswelle 2011 bilden die Grundlage dieser Analyse. Sie wurden nach einem zweistufigen Auswahlverfahren unmittelbar aus der Grundgesamtheit der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten bei der Bundesagentur für Arbeit (BA) gezogen. Im ersten Schritt wurde für die Face-to-Face-Erhebung eine bevölkerungsproportionale Regionalauswahl von 222 Sample Points in 206 Gemeinden getroffen. Im zweiten Schritt erfolgte dann die Listenauswahl für die beiden Alterskohorten. Die Ziehungsbasis für die Registerstichprobe bilden die Integrierten Erwerbsbiographien (IEB), die für wissenschaftliche Zwecke beim Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) liegen, zum Stichtag 31.12.2009. Die Grundgesamtheit bilden sozialversicherungspflichtige Beschäftigte. Selbstständige, Beamte und Freiberufler

ler sind nicht Bestandteil der Stichprobe. Angaben zu AU-Zeiten und Kovariaten wurden mittels computergestützter persönlicher Interviews erhoben [16].

Die Teilnehmerate war mit 27,3% relativ niedrig. Im Rahmen dieser Studie bestand jedoch die Möglichkeit des Abgleichs mit dem Gesamtpool der Daten der IEB der Bundesagentur für Arbeit. Dieser Datensatz enthält Angaben zu allen sozialversicherungspflichtig Beschäftigten in Deutschland [16]. Hier zeigte sich in einer vorausgegangenen Sensitivitätsuntersuchung dieses Studiensamples unter Einbezug von 16 soziodemografischen Variablen eine gute Übereinstimmung zu den IEB-Daten, was für eine hohe Repräsentativität des Samples spricht [16]. Eine geringfügig niedrigere Teilnahmebereitschaft fand sich bei der jüngeren Kohorte, bei Personen mit nicht-deutscher Nationalität und aus Großstädten sowie bei denen, die zwar einen Volks-, Hauptschul- oder Realschulabschluss, aber keine Berufsausbildung hatten, im Vergleich zu denen, die zusätzlich über eine Berufsausbildung verfügten [16]. Das multivariate Selektivitätsmodell weist auf keine selektive Verzerrung hin.

Fragebogen

Abhängige Variablen: Arbeitsunfähigkeit/ Langzeitarbeitsunfähigkeit

AU wurde in dieser Untersuchung durch Selbstangaben der Teilnehmer retrospektiv für die letzten zwölf Monate erfasst. Hierbei handelt es sich um eine kumulierte Abfrage bezogen auf die letzten zwölf Monate. Die Anzahl der AU-Episoden wurde nicht abgefragt. AU liegt bei einer Fehlzeit von mindestens einem Tag in den letzten 12 Monaten vor. Aufgrund mangelnder internationaler Definitionen von LAU wurde der Beginn der Krankengeldzahlung in Deutschland gewählt (§ 3 Entgeltfortzahlungsgesetz) [17]: LAU liegt nach unserer Definition bei mindestens 43 AU-Tagen in den letzten 12 Monaten vor. Diese kann sowohl aufgrund diverser zeitlich unterbrochener AU-Episoden bei einer bestimmten Erkrankung auftreten als auch zusammenhängend [17].

Unabhängige Variable: Arbeitsbezogener Stress

Die unabhängige Größe „arbeitsbezogener Stress“ wurde mit Hilfe der extrinsischen Komponente des Modells beruflicher Gratifikationskrisen [15] gemessen. Der extrinsischen Komponente liegt die Beobachtung zugrunde, dass ein Ungleichgewicht zwischen beruflichen Verausgabungen und dafür empfangenen Belohnungen (z. B. Lohn, Aufstiegschancen, berufliche Sicherheit) zu chronischem Stress und damit verbundenen zu gesundheitlichen Risiken führen kann [18]. Wir verwendeten die 4-Punkt-Lickert-skalierte Version mit 17 Items [18]. Zur Bildung der ERI-Terzile wurde zunächst der Quotient aus den 11 Effort- und 6 Rewarditems unter Einführung eines Gewichtungsfaktors zum Ausgleich der unterschiedlichen Zahl an Items im Zähler und Nenner gebildet. Danach erfolgt die Terzilbildung auf Basis des gebildeten Quotienten (eine detaillierte Beschreibung findet sich in [18]).

Kovariaten

Work overcommitment (WOC, Verausgabungsbereitschaft). Insbesondere Personen mit einem fehlgeleiteten Copingverhalten, d. h. mit Fehleinschätzung der beruflichen Anforderungen und der persönlichen Bewältigungsressourcen (WOC) haben ein erhöhtes Risiko, langfristig gesundheitliche Folgen davonzutragen [19]. WOC stellt zugleich die intrinsische Komponente des Modells beruflicher Gratifikationskrisen dar, war jedoch in vorangegangenen Untersuchungen unabhängig von der extrinsischen Komponente (s. o.) mit unterschiedlichen Outcomes assoziiert [19]. In dieser Untersuchung behandeln wir WOC als Confounder, da wir primär am Zusammenhang zwischen dieser Verausgabungsbereitschaft und AU/LAU interessiert sind. WOC wurde mit der 6-Item-4-Punkt-Likert-skalierten Kurzversion erfasst [18]. Mit dem resultierenden Summenscore werden Terzile gebildet. Das oberste Terzil wird als hohe Verausgabungsbereitschaft definiert und durch Dichotomisierung den beiden unteren Kategorien gegenübergestellt.

Mentale Störungen. Zur Erfassung mentaler Störungen wurden die Probanden gefragt, ob jemals eine psychische Erkrankung bei ihnen durch einen Arzt diagnostiziert wurde. Hierfür wurde eine Frage aus dem Zusatzmodul „Psychische Störungen“ des Bundesgesundheits surveys 1998 [20] leicht modifiziert.

Soziodemografische Merkmale. Geschlecht und Geburtsjahrgang wurden in jeweils zwei Kategorien erfasst (■ Tab. 1). Der sozioökonomische Status wurde anhand von Bildung, beruflicher Position und Einkommen abgebildet. Bildung wurde durch den jeweils höchsten Schulabschluss in vier Kategorien erfasst. Berufliche Position wurde in insgesamt vier Gruppen gemessen, d. h. von unqualifizierten bzw. angelernten Arbeitnehmern bis hin zu Führungskräften. Einkommen wurde als personenbezogenes Einkommen in vier Kategorien abgebildet.

Arbeitszeit. Zusätzlich ging die Arbeitszeit in die Analyse ein: Vollzeit- wurde von Teilzeittätigkeit unterschieden. Eine dritte Kategorie bildeten „andere“ Beschäftigungsverhältnisse. Darunter fielen geringfügige, gelegentliche und unregelmäßige Beschäftigungsverhältnisse oder Qualifizierungsmaßnahmen.

Statistik

Ergebnisse wurden tabellarisch dargestellt. Die bivariate statistische Analyse erfolgte mittels Cramer's V-Test (■ Tab. 1). Multiple Analysen wurden mit der schrittweisen logistischen Regression durchgeführt (■ Tab. 2, 3). Fehlende Werte wurden mittels multipler Imputation (MI) mit der FCS („fully conditional specification“)-Methode ersetzt [21]. Die Anzahl der Imputationen betrug 20, wie sie bei fehlenden Werten von < 30% empfohlen wird [22]. Alle Ergebnisse der multiplen Analyse wurden zum Vergleich als Ergebnisse mit (MI) und ohne (CC) Fehlerwertersetzung dargestellt (■ Tab. 2, 3). Als Statistiksoftwarepaket wurde SPSS 21 verwandt.

Berufliche Gratifikationskrisen und Arbeitsunfähigkeit in Deutschland. Querschnittsergebnisse aus der lidA(leben in der Arbeit)-Studie

Zusammenfassung

Hintergrund. Der demografische Wandel geht in Industrienationen mit abnehmendem Arbeitskräfteangebot und alternden Belegschaften einher. Arbeitsunfähigkeit kann zu einem zusätzlichen Arbeitskräfteverlust führen. Zunehmende Krankmeldungen aufgrund psychischer Einschränkungen werfen Fragen zum Zusammenhang zwischen Arbeitsstress und Arbeitsunfähigkeit auf. Studien dazu sind gerade bei älteren Arbeitnehmern selten.

Ziel. Untersucht wird der Einfluss von arbeitsbezogenem Stress aufgrund eines Ungleichgewichts zwischen beruflicher Verausgabung und dafür empfangener Belohnungen (Effort-Reward-Imbalance(ERI)-Modell) auf Arbeitsunfähigkeit bzw. Langzeitarbeitsunfähigkeit.

Material und Methoden. lidA („leben in der Arbeit“) ist eine deutschlandweite Kohortenstudie zu Arbeit, Alter, Gesundheit und Erwerbsteilhabe. 6339 repräsentative, sozialversicherungspflichtig Beschäftigte der Jahrgänge 1959 und 1965 wurden eingeschlossen. Die Teilnahmequote lag bei 27,3 % mit hoher Repräsentativität und ohne Selektivität der Stichprobe in 16 soziodemografischen Variablen. Arbeitsunfähigkeit war definitionsgemäß mindestens ein Fehltag, Langzeitarbeitsunfähigkeit mindestens 43 Fehltage in den letzten 12 Monaten. Arbeitsbezogener Stress wurde mit ERI-Terzilen parametrisiert. In der multiplen logistischen Regression wurde für Alter, Geschlecht, psychische Störungen, sozioökonomischen Status und Arbeitszeit adjustiert.

Ergebnisse. Hochgradiger arbeitsbezogener Stress war bei älteren Beschäftigten unabhängig von Kovariaten mit Arbeitsunfähigkeit und Langzeitarbeitsunfähigkeit verbunden.

Diskussion. Der für Deutschland erstmals beobachtete Zusammenhang zwischen ERI und Arbeitsunfähigkeit stimmt mit den diesbezüglichen Ergebnissen der Mehrzahl internationaler Studien überein. Arbeitsstressreduktion könnte helfen, Arbeitskraft zu erhalten.

Schlüsselwörter

Arbeitsbezogener Stress · ERI · Arbeitsunfähigkeit · Langzeitarbeitsunfähigkeit · Demografischer Wandel

Occupational gratification crisis and sickness absence in Germany. Cross-sectional results from the lidA-study

Abstract

Background. Demographic change is leading to a shrinking and ageing workforce in industrialized nations. Therefore, sickness absence may become a relevant problem. Increasing absenteeism and retirement rates due to mental disorders raise the question of an association between work-related stress and sickness absence. Studies on this matter, particularly in older employees, are rare.

Objectives. We studied for the first time in Germany the relationship between effort-reward imbalance (ERI) and overall or long-term sickness absence.

Materials and methods. LidA („Living at Work“) is a German cohort study on work,

age, health, and work participation. A total of 6,339 employees born in 1959 and 1965 who were subject to social insurance contributions were interviewed nationwide using a representative sample concept. The response rate was 27.3 %. The sample showed high representativeness and no selectivity relating to 16 sociodemographic items. Sickness absence was defined as at least one long-term sickness absence with at least 43 days of absenteeism. Work-related stress was parameterized by ERI tertiles. Multiple logistic regression adjusting for age, sex, mental disorders, social status, and working time was performed.

Results. High levels of work-related stress were significantly associated with overall and long-term sickness absence among older employees after adjusting for covariates.

Conclusions. Our unique findings on work-related stress and sickness absence in Germany are in agreement with the results of most international studies. Reducing work-related stress could help to preserve the workforce.

Keywords

Work-related stress · ERI · Sickness absence · Long-term sickness absence · Demographic change

Ergebnisse

Deskription und bivariate Analyse

Gering-, mittel- und hochgradig stressbelastete Arbeitnehmer zeigten zunehmende Anteile an AU bis 42 Tage und LAU. Diese Unterschiede waren in der bivariaten Analyse signifikant (■ Tab. 1). Mit WOC belastete Arbeitnehmer hatten höhere Anteile an AU bis 42 Tage und LAU. Während sich in der bivariaten Analyse keine geschlechtsspezifischen Unterschie-

de zeigten, waren Unterschiede bei beiden Alterskohorten beobachtbar: Während die 1965 Geborenen höhere Anteile an AU bis 42 Tage hatten, waren es bei den 1959 Geborenen höhere Anteile an LAU. Alle drei Parameter des sozioökonomischen Status zeigten signifikante Unterschiede sowohl bezüglich AU bis 42 Tage als auch LAU. Ein Schichtgradient (zunehmenden Risiken mit abnehmendem Sozialstatus) fand sich indes nur beim Zusammenhang zwischen beruflicher Position und LAU. Bei denen, die eine durch einen Arzt diagnostizierte psychische Störung angaben,

war eine leichte Erhöhung des AU-Anteils bis 42 Tage beobachtbar, und bei LAU war diese sehr ausgeprägt. Vollzeitbeschäftigte zeigten in erster Linie eine leichtgradige Erhöhung der LAU im Vergleich zu Teilzeittätigen und denen mit anderer Tätigkeit. Letztere hatten den geringsten Anteil an LAU.

Multivariate Analyse

In der multiplen logistischen Regression zeigte sich mit zunehmender Stressbelastung eine höhere Odds Ratio (OR) für

Tab. 1 Arbeitsunfähigkeitszeiten nach Berufsstress (ERI-Modell), psychischer Erkrankung und soziodemographischen Merkmalen (relative Zeilenhäufigkeiten) a. (Quelle: lidA-Studie, Welle 1, 2011, eigene Berechnungen)

Arbeitsunfähigkeitszeiten (N=5607)				
	Keine N=2181	Bis 42 Tage N=3135	42 Tage N=291	Cramer's V
Geschlecht				
Männlich (%)	40,2	54,7	5,2	0,025
Weiblich (%)	37,8	57,0	5,2	
Geburtsjahr				
1959 (%)	39,5	54,5	6,0	0,037*
1965 (%)	38,5	57,0	4,5	
ERI(-Terzile)				
Niedrig (%)	45,9	50,8	3,4	0,095**
Mittel (%)	39,5	55,9	4,6	
Hoch (%)	31,5	61,0	7,7	
WOC				
Niedrig (%)	40,5	55,0	4,4	0,067**
Hoch (%)	35,2	57,8	6,9	
Psychische Erkrankung				
Ja (%)	21,8	58,7	19,6	0,203**
Nein (%)	40,4	55,7	3,9	
Höchster Schulabschluss				
Keiner (%)	28,2	67,9	3,8	0,07**
Volksschule (%)	41,4	51,0	7,6	
Mittlere Reife (%)	40,2	54,7	5,1	
Abitur, Fachabitur (%)	35,6	61,0	3,4	
Berufliche Position (%)				
Unqualifizierte/angelernte Tätigkeit (%)	44,9	47,6	7,5	0,08**
Qualifizierte Tätigkeit (%)	36,4	57,9	5,7	
Mittlere Führungskraft (%)	37,0	59,3	3,7	
Führungskraft (%)	49,5	48,1	2,4	
Einkommen				
Bis 1000 € (%)	47,0	48,9	4,1	0,093**
1000 bis 1999 € (%)	35,5	57,0	7,5	
2000 bis 2999 € (%)	37,1	59,0	3,8	
3000 € und mehr (%)	38,9	59,9	1,3	
Arbeitszeit				
Vollzeit (%)	37,7	56,9	5,3	0,058**
Teilzeit (%)	38,2	56,8	4,9	
sonstiges (%)	54,3	41,1	4,6	

ERI Effort-reward-imbalance, WOC Work overcommitment.

^aAuf die Angabe von absoluten Häufigkeiten wird aus Gründen des Datenschutzes verzichtet.

* $p < 0,05$, ** $p < 0,001$.

die Gesamt-AU (■ Tab. 2, 3). Hingegen war für LAU eine signifikante Erhöhung der OR nur für das mit arbeitsbezogenem Stress am höchsten belastete Drittel gegeben. Während sich in der multiplen Analyse kein Zusammenhang zwischen Geburtsjahrgang und AU zeigte, war dieser Zusammenhang zu LAU zunächst zu beobachten, verschwand aber nach Adjustierung

für psychische Störungen. Für Frauen bestand eine leicht erhöhte OR für AU, nicht aber für LAU. Für WOC bestand keine Assoziation zur Gesamt-AU, und die leicht erhöhte OR für LAU war nach Hinzunahme von psychischen Störungen in das Modell nicht mehr beobachtbar. Während Arbeitnehmer mit mittlerer Reife bzw. Realschulabschluss

und solche mit Volks-/Hauptschulabschluss im Vergleich zu denen mit Abitur eine geringere OR für AU hatten, war diese für solche ohne Schulabschluss erhöht. Im Unterschied dazu war die OR für LAU nur bei Volks-/Hauptschulabschluss in Bezug zu den Arbeitnehmern mit Hochschulreife erhöht. Im Vergleich zu Führungskräften zeigten Arbeitnehmer anderer beruflicher Stellungen eine Erhöhung der OR für AU. Ein sozialer Gradient für diese Assoziation bestand nicht. Der signifikante Zusammenhang zwischen beruflicher Stellung und LAU war im multiplen Modell nicht mehr beobachtbar. Arbeitnehmer der geringsten Einkommenskategorie hatten im Vergleich zu denen mit der höchsten eine reduzierte OR bezüglich AU. Dagegen hatten Arbeitnehmer mit einem relativ niedrigen Einkommen von 1000–2000 € monatlich eine erhöhte OR für LAU im Vergleich zu Arbeitnehmern der höchsten Einkommenskategorie. Schließlich zeigten Arbeitnehmer der Kategorie „andere Beschäftigte“ bei der Arbeitszeit ein geringeres Risiko für AU als Vollzeitbeschäftigte. Ein Zusammenhang zwischen Arbeitszeit und LAU war nicht beobachtbar. Psychische Störungen gingen mit einer erhöhten OR für AU einher und noch ausgeprägter für LAU.

Diskussion

Wir fanden eine erhöhte OR für AU bei mittel und hoch mit Arbeitsstress belasteten Arbeitnehmern. Für hochgradig Stressbelastete bestand zusätzlich eine erhöhte OR für LAU. Beide Assoziationen waren auch unabhängig von anderen Kovariaten im Modell beobachtbar, wobei eine Reduktion der Stärke des Zusammenhangs nach Adjustierung für psychische Störungen für LAU beobachtbar war. Dies war zu erwarten, da Arbeitsstress, wie eingangs erwähnt, ein erhöhtes Risiko für psychische Störungen darstellen kann und psychische Störungen ihrerseits vor allem zu LAU führen können. Die von psychischen Störungen unabhängige Erhöhung der OR durch arbeitsbedingten Stress wirft die Frage auf, wie arbeitsbedingter Stress neben der Entwicklung von psychischen Störungen noch mit AU assoziiert sein kann. Man-

Tab. 2 Berufliche Gratifikationskrisen und Arbeitsunfähigkeit. (Quelle: lidA-Studie, Welle 1, 2011, eigene Berechnungen)

Modell	1		2		3	
	CC (n = 5603) ^b	MI (n = 6339)	CC (n = 5603) ^b	MI (n = 6339)	CC (n = 5603) ^b	MI (n = 6339)
ERI (niedrig)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)
Mittel	1,31 (1,15–1,49)	1,31 (1,15–1,49)	1,24 (1,08–1,42)	1,24 (1,08–1,41)	1,24 (1,08–1,42)	1,23 (1,08–1,41)
Hoch	1,86 (1,61–2,15)	1,81 (1,57–2,08)	1,76 (1,51–2,04)	1,70 (1,47–1,96)	1,70 (1,46–1,97)	1,64 (1,42–1,90)
Geburtsjahr (1959)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)
1965	1,04 (0,93–1,16)	1,03 (0,93–1,14)	1,03 (0,92–1,15)	0,99 (0,88–1,13)	1,03 (0,92–1,15)	1,02 (0,92–1,14)
Geschlecht (männlich)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)
Weiblich	1,12 (1,01–1,25)	1,12 (1,01–1,24)	1,35 (1,17–1,55)	1,34 (1,17–1,54)	1,32 (1,15–1,52)	1,31 (1,15–1,51)
WOC (niedrig)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)
Hoch	1,00 (0,87–1,13)	1,00 (0,88–1,13)	0,99 (0,87–1,13)	0,99 (0,88–1,13)	0,95 (0,83–1,08)	0,95 (0,84–1,08)
Schulabschluss (Fach-/Abitur)			(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)
Mittlere Reife/Realschulabschluss/POS			0,83 (0,72–0,95)	0,83 (0,73–0,95)	0,83 (0,72–0,95)	0,83 (0,73–0,95)
Volks-/Hauptschulabschluss			0,86 (0,73–1,01)	0,84 (0,72–0,98)	0,86 (0,73–1,02)	0,84 (0,72–0,99)
Kein Schulabschluss			1,96 (1,16–3,30)	2,03 (1,22–3,39)	1,98 (1,17–3,34)	2,05 (1,23–3,43)
Berufliche Stellung (Führungskraft)			(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)
Mittlere Führungskraft			1,71 (1,28–2,29)	1,59 (1,21–2,10)	1,70 (1,27–2,27)	1,57 (1,19–2,07)
Qualifizierte			1,96 (1,45–2,64)	1,81 (1,36–2,41)	1,92 (1,43–2,60)	1,77 (1,33–2,37)
Un-/Angeleitete			1,60 (1,16–2,21)	1,48 (1,09–2,01)	1,56 (1,13–2,16)	1,45 (1,07–1,97)
Einkommen ^a (≥ 3000 €)			(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)
2000– < 3000 €			0,98 (0,80–1,21)	1,01 (0,81–1,25)	0,98 (0,79–1,20)	1,00 (0,81–1,24)
1000– < 2000 €			0,95 (0,77–1,18)	0,97 (0,77–1,21)	0,94 (0,76–1,16)	0,95 (0,76–1,19)
< 1000 €			0,61 (0,46–0,81)	0,65 (0,49–0,86)	0,61 (0,46–0,80)	0,64 (0,48–0,85)
Arbeitszeit (Vollzeit)			(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)
Teilzeit			1,04 (0,87–1,23)	1,01 (0,85–1,19)	1,02 (0,86–1,21)	1,0 (0,85–1,18)
Andere			0,77 (0,58–1,02)	0,70 (0,53–0,91)	0,74 (0,56–0,98)	0,67 (0,51–0,88)
Psychische Störung (Nein)					(Ref.)	(Ref.)
Ja					2,26 (1,78–2,86)	2,09 (1,67–2,62)

Analysen wurden in Form einer schrittweisen logistischen Regression an Arbeitnehmern der beiden Alterskohorten (1959, 1965) der lidA-Studie durchgeführt: Modell 1 = Arbeitsstress adjustiert für Geburtsjahr, Geschlecht und Overcommitment, Modell 2 = Modell 1 + Adjustierung für Variablen des sozioökonomischen Status und Arbeitszeit, Modell 3 = Modell 2 + Adjustierung für psychische Störung.

CC Complete-Case-Analyse, ERI effort-reward-imbalance, MI multiple Imputation mit der Fully-Conditional-Specification-Methode [16], POS Polytechnische Oberschule, Ref. Referenzkategorie, WOC Work overcommitment.

^aNettoindividualeinkommen; **statistisch signifikante Ergebnisse fett gedruckt.**

^bAnzahl der in die Analyse einbezogenen Fälle vor Imputation.

che Arbeitnehmer mit Gratifikationskrisen könnten dem Arbeitsplatz fern bleiben, um ihren beruflichen Einsatz zu verringern und damit beruflichen Stress zu vermeiden [23]. Dafür spräche auch die vielfach beobachtete inverse Assoziation zwischen arbeitsbezogenem Stress und beruflichem Wohlbefinden [23]. Geringeres berufliches Wohlbefinden könn-

te zu erhöhten AU-Zeiten beitragen. Zusätzlich war ein Ungleichgewicht zwischen beruflicher Verausgabung und dafür empfangenen Belohnungen mit psychischen und somatischen Krankheiten bzw. deren Vorstufen assoziiert. Hier seien nur die gut untersuchten Zusammenhänge von ERI zu Herz-Kreislauf-Erkrankungen [z. B. 24] und Burn-out [z. B. 25] genannt.

kungen [z. B. 24] und Burn-out [z. B. 25] genannt.

Vier prospektive longitudinale Studien aus anderen Ländern zum Zusammenhang zwischen berufsbezogenem Stress (ERI) und Langzeit-AU wurden bislang publiziert [23, 26–28]. Drei der vier Studien zeigten im Einklang mit unseren Ergebnissen einen Zusammenhang zwi-

Tab. 3 Berufliche Gratifikationskrisen und Langzeitarbeitsunfähigkeit (> 42 d). (Quelle: lidA-Studie, Welle 1, 2011, eigene Berechnungen)

Modell	1		2		3	
	CC (n = 5603) ^b	MI (n = 6339)	CC (n = 5603) ^b	MI (n = 6339)	CC (n = 5603) ^b	MI (n = 6339)
ERI (niedrig)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)
mittel	1,34 (0,96–1,88)	1,25 (0,90–1,73)	1,42 (1,01–2,00)	1,33 (0,96–1,85)	1,44 (1,02–2,03)	1,33 (0,95–1,85)
hoch	2,14 (1,53–2,98)	1,97 (1,43–2,71)	2,02 (1,44–2,84)	1,91 (1,38–2,64)	1,76 (1,25–2,49)	1,66 (1,19–2,31)
Geburtsjahr (1959)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)
1965	0,74 (0,59–0,94)	0,77 (0,61–0,96)	0,76 (0,60–0,97)	0,79 (0,63–1,00)	0,77 (0,60–0,98)	0,79 (0,63–1,01)
Geschlecht (männlich)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)
weiblich	1,00 (0,79–1,27)	1,05 (0,83–1,32)	0,93 (0,69–1,25)	0,99 (0,74–1,32)	0,81 (0,60–1,10)	0,86 (0,64–1,16)
WOC (niedrig)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)
hoch	1,23 (0,94–1,60)	1,21 (0,94–1,57)	1,34 (1,02–1,75)	1,33 (1,02–1,73)	1,14 (0,86–1,51)	1,13 (0,86–1,49)
Schulabschluss (Fach-/Abitur)			(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)
Mittlere Reife/ Realschulabschluss/POS			1,11 (0,80–1,55)	1,17 (0,84–1,63)	1,12 (0,80–1,58)	1,19 (0,85–1,67)
Volks-/Hauptschulabschluss			1,57 (1,09–2,24)	1,63 (1,14–2,32)	1,63 (1,13–2,35)	1,68 (1,17–2,41)
Kein Schulabschluss			0,76 (0,23–2,54)	1,21 (0,43–3,36)	0,82 (0,24–2,75)	1,29 (0,46–3,62)
Berufliche Stellung (Führungskraft)			(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)
Mittlere Führungskraft			1,36 (0,54–3,42)	1,48 (0,59–3,72)	1,27 (0,50–3,22)	1,37 (0,54–3,48)
Qualifizierte			1,79 (0,71–4,52)	1,98 (0,78–4,99)	1,64 (0,64–4,17)	1,80 (0,71–4,58)
Un-/Angelernte			2,43(0,95–6,25)	2,79 (1,09–7,18)	2,19 (0,84–5,68)	2,52 (0,97–6,53)
Einkommen^a (≥ 3000 €)			(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)
2000– < 3000 €			2,51 (1,16–5,42)	1,84 (0,81–4,18)	2,48 (1,15–5,38)	1,81 (0,79–4,12)
1000– < 2000 €			4,41 (2,07–9,41)	3,12 (1,37–7,10)	4,27 (1,99–9,15)	2,98 (1,30–6,80)
< 1000 €			2,39 (1,00–5,67)	1,76 (0,68–4,54)	2,38 (1,00–5,70)	1,71 (0,66–4,47)
Arbeitszeit (Vollzeit)			(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)
Teilzeit			0,98 (0,69–1,39)	0,97 (0,68–1,37)	0,96 (0,67–1,38)	0,97 (0,68–1,38)
Andere			1,06 (0,56–2,00)	1,13 (0,63–2,04)	0,95 (0,49–1,82)	1,00 (0,55–1,83)
Psychische Störung (Nein)					(Ref.)	(Ref.)
Ja					5,33 (3,98–7,12)	5,10 (3,86–6,76)

Analysen wurden in Form einer schrittweisen logistischen Regression an Arbeitnehmern der beiden Alterskohorten (1959, 1965) der lidA-Studie durchgeführt: Modell 1 = Arbeitsstress adjustiert für Geburtsjahr, Geschlecht und Overcommitment, Modell 2 = Modell 1 + Adjustierung für Variablen des sozioökonomischen Status und Arbeitszeit, Modell 3 = Modell 2 + Adjustierung für psychische Störung.

CC Complete-Case-Analyse, ERI effort-reward-imbalance, MI multiple Imputation mit der Fully-Conditional-Specification-Methode [16], POS Polytechnische Oberschule, Ref. Referenzkategorie, WOC work overcommitment.

^aNettoindividualeinkommen; **statistisch signifikante Ergebnisse fett gedruckt.**

^bAnzahl der in die Analyse einbezogenen Fälle vor Imputation

schen ERI und LAU im Sinne einer Risikoerhöhung, ihre Ergebnisse waren jedoch durch Fokussierung auf bestimmte Zielgruppen in ihrer Repräsentativität eingeschränkt [26–28]. Zwei dieser drei Studien verwendeten zudem einen ERI-Proxy statt der Originalskala [26, 27]. Die vierte, kürzlich erschienene repräsentative dänische Longitudinalstudie von über

einem Jahr fand jedoch unterschiedliche Assoziationen der Effort- und der Rewardskala zu AU [23]. Während die Belohnungskomponente mit einer signifikanten Risikoreduktion für AU einherging, zeigte sich für die Verausgabungskomponente kein signifikanter Zusammenhang. Allerdings wurde auch in dieser Studie ERI mit Hilfe eines Proxyma-

ßes bestimmt, dessen „Effort“-Skala zwar objektive Arbeitsanforderungen maß, nicht aber die subjektive Belastung. Zudem wurde in dieser Untersuchung der ERI-Quotient und nicht wie in unserer Untersuchung die ERI-Terzile verwendet. Die Vergleichbarkeit dieser Studien untereinander und mit unserer Studie ist wegen unterschiedlicher Definitio-

nen von LAU zudem eingeschränkt: Sie kann definiert werden als eine längerfristige, ärztlich bescheinigte Abwesenheit vom Arbeitsplatz aufgrund von Krankheit, die eine Tätigkeitsausübung behindert. Eine einheitliche internationale Festlegung einer Zeitgrenze, ab der von LAU gesprochen werden kann, existiert leider nicht. So ist die Übertragbarkeit länderspezifischer Ergebnisse erschwert. Studien aus Finnland [27], Großbritannien [26], Belgien [29] bzw. Dänemark [23] definieren beispielsweise LAU unterschiedlich als Mindestabwesenheitszeiten von 4, 8, 15 oder 21 Tagen in den letzten 12 Monaten. Aufgrund dieser Definitionsheterogenität haben wir uns in diesem Beitrag entschlossen, den Beginn der Krankengeldzahlung ab dem 43. Tag einer AU mit der Grenze für LAU gleichzusetzen. Zusätzlich besteht hierzulande ab diesem Zeitpunkt auch die Verpflichtung zum betrieblichen Eingliederungsmanagement (§ 84 Sozialgesetzbuch Neun [SGB IX]) [30] und somit die Verpflichtung des Arbeitgebers zur aktiven Durchführung von Prävention.

Der in dieser Studie beobachtete Zusammenhang zwischen psychischen Störungen und AU sowie der noch deutlichere zu LAU stimmt mit bestehenden Studienergebnissen überein [11–14]. Fünf der zehn weltweit führenden Gründe für AU sind psychische Störungen [31]. Sie rangieren in Deutschland nach Muskel-Skelett-Erkrankungen hinsichtlich der Gesamtfehltagelast mittlerweile an zweiter Stelle: Zwischen 1976 und 2011 vervielfachte sich die Häufigkeit von Fehltagen durch psychische Störungen. Ihr Anteil an allen Fehltagen stieg von 2,0% auf 14,1% [11]. Es konnte gezeigt werden, dass betriebliche Interventionen zur Reduktion von Stress basierend auf einem Ungleichgewicht zwischen Verausgabung und Gratifikationen helfen können, psychische Störungen zu reduzieren [32]. Da psychische Störungen mit Arbeitsunfähigkeit assoziiert sind, wäre dadurch bereits eine Reduktion von Fehlzeiten zu erwarten. In unserer Studie finden sich Hinweise, dass die Reduktion von beruflichen Gratifikationskrisen durch betriebliche Interventionen möglicherweise zusätzliches Potenzial für die Reduktion von AU-Zeiten in sich birgt.

Der gefundene Zusammenhang zwischen ERI und AU könnte auch von unmittelbarer praktischer Bedeutung für den Arbeitgeber sein: Durch die gesetzliche Regelung der Lohnfortzahlung in den ersten sechs Wochen (§ 3 Entgeltfortzahlungsgesetz [17]) ist der Arbeitgeber unmittelbar von der AU seiner Arbeitnehmer betroffen und sollte an präventiven Maßnahmen wie der Reduzierung von arbeitsbedingtem Stress ein starkes Interesse haben. Zusätzlich ist er bei einer AU, die länger als sechs Wochen anhält bzw. mehrmals auftritt, nach § 84 Absatz 2 SGB IX [30] im Rahmen der Prävention verpflichtet, „mit Zustimmung und Beteiligung der betroffenen Person die Möglichkeiten [zu erörtern], wie die Arbeitsunfähigkeit möglichst überwunden werden und mit welchen Leistungen oder Hilfen erneuter Arbeitsunfähigkeit vorgebeugt und der Arbeitsplatz erhalten werden kann (betriebliches Eingliederungsmanagement)“.

Stärken unserer Studie sind die große Stichprobe und der repräsentative Querschnitt über alle sozialversicherungspflichtigen Arbeitnehmer zweier Jahrgänge in Deutschland und nicht nur einzelner Berufsgruppen. Vorteil unserer Untersuchung, z. B. im Vergleich zu drei der vier eingangs erwähnten prospektiven Studien zum Zusammenhang zwischen ERI und LAU, ist weiterhin die Nutzung des Original-ERI-Messinstruments einschließlich der Adjustierung für die intrinsische Komponente WOC.

Eine Limitation der Studie liegt jedoch in ihrem explorativen Querschnittsdesign. Ergebnisse sind daher nicht im Sinne einer Beweisführung zu interpretieren [33]. Bei der Ergebnis-Interpretation ist insbesondere die zeitliche Abfolge der Erfassung von arbeitsbezogenem Stress und AU/LAU als Limitation zu berücksichtigen. Auch wenn sich ERI in einer vorangegangenen Untersuchung als zeitlich stabil erwiesen hat [34], können wir nicht ausschließen, dass Arbeitsunfähigkeit bzw. Gründe, die zur Arbeitsunfähigkeit geführt haben, einen Einfluss auf arbeitsbezogenen Stress gehabt haben. Uns ist nur eine Studie bekannt, die den Zusammenhang zwischen vorrangigere Arbeitersunfähigkeit und arbeitsbezogenem Stress in wiederholten Querschnitten un-

tersuchte [5]. Es fand sich hier ein nur schwacher Zusammenhang. Dem stehen die Ergebnisse der oben genannten internationalen Längsschnittstudien [26–28] gegenüber, die einen gerichteten, deutlichen Zusammenhang zwischen arbeitsbezogenem Stress und Langzeitarbeitsunfähigkeit aufgezeigt haben. Zukünftige Studien müssen unsere Ergebnisse für den deutschen Raum auch im Längsschnitt verifizieren.

Die Generalisierbarkeit der Ergebnisse ist durch den Einbezug von ausschließlich sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten aus nur zwei Geburtskohorten eingeschränkt [2]. Die relativ niedrige Teilnehmerate von 27,3% spiegelt die abnehmende Teilnahmebereitschaft an Studien in Deutschland wieder. Es bestand – wie eingangs beschrieben – dennoch eine hohe externe Validität des Datensatzes bezüglich 16 soziodemografischer Variablen [16]. Eine partielle Verzerrung hinsichtlich anderer Variablen durch diese relativ geringe Teilnehmerate kann jedoch nicht vollständig ausgeschlossen werden. Eine Untererfassung von Probanden mit psychischen Störungen oder mit anderen, mit arbeitsbezogenem Stress assoziierten Erkrankungen aufgrund von Nicht-Erreichbarkeit (z. B. durch Krankenhausaufenthalt) wäre möglich. Eine weitere Limitation könnte sich aus den Selbstangaben zur Zielgröße, aber auch zu den Einflussgrößen ergeben. Bezüglich der Zielgröße wurden die Probanden im Rahmen des computergestützten Interviews gefragt, an wie vielen Arbeitstagen sie in den letzten zwölf Monaten krankheitsbedingt nicht zur Arbeit gegangen sind. Die AU-Tage wurden kumuliert für diesen Zeitraum erfragt. Angaben zur Anzahl an Episoden liegen uns nicht vor. Auch wenn Selbstangaben einem Erinnerungsbias unterliegen, fanden Voss et al. [35] eine deutliche Übereinstimmung zwischen selbstberichteter AU und Sekundärdaten (z. B. Verwaltungsdaten). Andere Studien konnten dies jedoch nicht bestätigen und plädieren für die Verwendung von Sekundärdaten [z. B. 36]. Auch im Rahmen der lidA-Studie wurde das Einverständnis der Teilnehmer für die Zuspiegelung u. a. der AU-Daten eingeholt [2]. Obwohl zum gegenwärtigen Zeitpunkt bereits 63% der Befragten aus dem Ursprungssample ihr Einver-

ständnis für ein solches Datenlinkage geben, liegen auf Grund der Komplexität der Krankenkassenlandschaft die AU-Daten noch nicht vollständig vor [37]. Die Krankenkassenlandschaft ist in Deutschland sehr heterogen und durch diverse Kasenfusionen etc. gezeichnet, die die Verwendung von Sekundärdaten in der lidA-Studie erschweren [38]. Zudem ist neben der Zustimmung der Probanden auch die Teilnahmebereitschaft der Krankenkassen erforderlich, sodass sich die Verfügbarkeit noch einmal auf derzeit ca. 20% reduziert (basierend auf zehn Krankenkassen [39]). Aufgrund dieser Kopplung zwischen Zustimmung und Teilnahmebereitschaft können neben dem Powerverlust weitere Selektionseffekte nicht ausgeschlossen werden.

Fazit

Wir fanden in Übereinstimmung mit der Mehrzahl prospektiver Studien aus anderen Ländern eine signifikante Assoziation zwischen ERI und AU bzw. LAU bei älteren Beschäftigten in Deutschland auch unabhängig von mentalen Störungen und anderen Kovariaten. Maßnahmen zur Reduktion von Arbeitsstress könnten bei demografisch alternenden und schrumpfenden Belegschaften in Deutschland den zusätzlichen Verlust von Arbeitskraft durch AU-Zeiten reduzieren helfen.

Korrespondenzadresse

Dr. med. J.-B. du Prel M.P.H.
 Institut für Sicherheitstechnik
 Bergische Universität Wuppertal
 Gaußstraße 20, 42119 Wuppertal
 duprel@uni-wuppertal.de

Danksagung. Die Autoren danken den lidA-Kooperationspartnern für die gute Zusammenarbeit, welche diese Arbeit letztendlich erst ermöglichte. Dank gilt auch dem Bundesministerium für Bildung und Forschung, welches das diesem Artikel zugrundeliegende Vorhaben mit Mitteln des unter den Förderkennzeichen der am Verbund beteiligten Vorhaben 01ER0806, 01ER0825, 01ER0826, 01ER0827 förderte.

Einhaltung ethischer Richtlinien

Interessenkonflikt. J. B. du Prel, S. March, H. Schröder und R. Peter erklären, dass kein Interessenkonflikt im Sinne der Richtlinien des International Committee of Medical Journal Editors besteht.

Ethikvotum

Für diese Studie liegt das Votum der Ethikkommission der Universität Wuppertal vor.

Literatur

- Börsch-Supan A, Wilke CB (2009) Zur mittel- und langfristigen Entwicklung der Erwerbstätigkeit in Deutschland. ZAF 42:29–48
- Hasselhorn HM, Peter R, Rauch A et al (2014) Cohort profile: the lidA Cohort Study – a German cohort study on work, age, health and work participation. Int J Epidemiol 43:1736–1749
- Blancke S, Roth C, Schmid J (2000) Employability („Beschäftigungsfähigkeit“) als Herausforderung für den Arbeitsmarkt – Auf dem Weg zur flexiblen Erwerbsgesellschaft – Eine Konzept- und Literaturstudie, Arbeitsbericht 157, Akademie für Technikfolgenabschätzung in Baden Württemberg, Stuttgart
- Holmgren K, Fjällström-Lundgren M, Hensing G (2013) Early identification of work-related stress predicted sickness absence in employed women with musculoskeletal or mental disorders: a prospective, longitudinal study in a primary health care setting. Disabil Rehabil 35:418–426
- Magnavita N, Garbarino S (2013) Is absence related to work stress? A repeated cross-sectional study on a special police force. Am J Ind Med 56:765–775
- Endo M, Muto T, Haruyama Y, Yuhara M, Sairenchi T, Kato R (2015) Risk factors of recurrent sickness absence due to depression: a two-year cohort study among Japanese employees. Int Arch Occup Environ Health 88:75–83
- Niedhammer I, Sultan-Taïeb H, Chastang JF, Vermeulen G, Parent-Thirion A (2014) Fractions of cardiovascular diseases and mental disorders attributable to psychosocial work factors in 31 countries in Europe. Int Arch Occup Environ Health 87:403–411
- Tsutsumi A, Kawanami S, Horie S (2012) Effort-reward imbalance and depression among private practice physicians. Int Arch Occup Environ Health 85:153–161
- Rugulies R, Aust B, Madsen IE, Burr H, Siegrist J, Bültmann U (2013) Adverse psychosocial working conditions and risk of severe depressive symptoms. Do effects differ by occupational grade? Eur J Public Health 23:415–420
- Noordik E, van der Klink JJ, Klingens EF, Nieuwenhuisen K, van Dijk FJ (2010) Exposure-in-vivo containing interventions to improve work functioning of workers with anxiety disorder: a systematic review. BMC Public Health 10:598. (Review)
- BKK (2012) BKK Gesundheitsbericht 2012. http://www.bkk-dachverband.de/fileadmin/publikationen/gesundheitsreport/fruehere_gesundheitsreporte/BKK-Gesundheitsreport_2012.pdf. Zugegriffen: 26. Juni 2014
- Dewa CS, Loong D, Bonato S, Hees H (2014) Incidence rates of sickness absence related to mental disorders: a systematic literature review. BMC Public Health 14:205
- Henderson M, Harvey SB, Overland S, Mykletun A, Hotopf M (2011) Work and common psychiatric disorders. J R Soc Med 104:198–207. (Review)
- Knudsen AK, Harvey SB, Mykletun A, Øverland S (2013) Common mental disorders and long-term sickness absence in a general working population. The Hordaland Health Study. Acta Psychiatr Scand 127:287–297
- Siegrist J (1996) Adverse health effects of high-effort/low-reward conditions. J Occup Health Psychol 1:27–41
- Schröder H, Kersting A, Steinwede J (2013) Methodenbericht zur Haupterhebung lidA – leben in der Arbeit. FDZ-Methodenreport 1/2013, Nürnberg. http://doku.iab.de/fdz/reporte/2013/MR_01–13.pdf. Zugegriffen: 17. Dez. 2014
- Entgeltfortzahlungsgesetz vom 26. Mai 1994 (BGBl. I S. 1014, 1065), zuletzt geändert durch Artikel 1a des Gesetzes vom 21. Juli 2012 (BGBl. I S. 1601). <http://www.gesetze-im-internet.de/bundesrecht/entfgg/gesamt.pdf>. Zugegriffen: 6. Marz 2015
- Siegrist J, Starke D, Chandola T, Godin I, Marmot M, Niedhammer I, Peter R (2004) The measurement of effort-reward imbalance at work: European comparisons. Soc Sci Med 58:1483–1499
- Van Vegchel N, de Jonge J, Bosma H, Schaufeli W (2005) Reviewing the effort-reward imbalance model: drawing up the balance of 45 empirical studies. Soc Sci Med 60:1117–1131
- Jacobi F, Wittchen HU, Höltling C et al (2002) Estimating the prevalence of mental and somatic disorders in the community: aims and methods of the German National Health Interview and Examination Survey. Int J Methods Psychiatr Res 11:1–18
- Raghuathan TE, Lepkowski JM, Van Hoewyk J, Solenberger P (2001) A multivariate technique for multiply imputing missing values using a sequence of regression models. Surv Methodol 27:85–95
- Graham JW, Olchowski AE, Gilreath TD (2007) How many imputations are really needed? Some practical clarifications of multiple imputation theory. Prev Sci 8:206–213
- Nielsen MB, Madsen IE, Bültmann U, Aust B, Burr H, Rugulies R (2013) Effort-reward imbalance at work and risk of long-term sickness absence in the Danish workforce. J Occup Environ Med 55:454–459
- Kivimäki M, Virtanen M, Elovainio M, Kouvonen A, Väänänen A, Vahtera J (2006) Work stress in the etiology of coronary heart disease – a meta-analysis. Scand J Work Environ Health 32:431–442
- Hasselhorn HM, Tackenberg P, Peter R, Next-Study Group (2004) Effort-reward imbalance among nurses in stable countries and in countries in transition. Int J Occup Med Environ Health 10:401–408
- Head J, Kivimäki M, Siegrist J et al (2007) Effort-reward imbalance and relational injustice at work predict sickness absence: the Whitehall II study. J Psychosom Res 63:433–440
- Ala-Mursula L, Vahtera J, Linna A, Pentti J, Kivimäki M (2005) Employee worktime control moderates the effects of job strain and effort-reward imbalance on sickness absence: the 10-town study. J Epidemiol Community Health 59:851–857
- Derycke H, Vlerick P, Van de Ven B, Rots I, Clays E (2013) The impact of effort reward imbalance and learning motivation on teachers' sickness absence. Stress Health 29:14–21
- Janssens H, Clays E, de Clercq B et al (2014) The relation between psychosocial risk factors and cause-specific long-term sickness absence. Eur J Public Health 24:428–433

30. Neuntes Buch Sozialgesetzbuch – Rehabilitation und Teilhabe behinderter Menschen – (Artikel 1 des Gesetzes vom 19. Juni 2001, BGBl. I S. 1046, 1047), zuletzt geändert durch Artikel 3 des Gesetzes vom 14. Dezember 2012 (BGBl. I S. 2598). http://www.gesetze-im-internet.de/bundesrecht/sgb_9/gesamt.pdf. Zugegriffen: 6. März 2015
31. Harnois G, Gabriel P (2002) Mental health and work: impact, issues and good practices. WHO, Geneva. http://www.who.int/mental_health/media/en/712.pdf. Zugegriffen: 24. Oct. 2014
32. Bourbonnais R, Brisson C, Vézina M (2011) Long-term effects of an intervention on psychosocial work factors among healthcare professionals in a hospital setting. *Occup Environ Med* 68:479–486
33. du Prel JB, Röhrig B, Blettner M (2009) Critical appraisal of scientific articles: part 1 of a series on evaluation of scientific publications. *Dtsch Arztebl Int* 106:100–105
34. de Jonge J, van der Linden S, Schaufeli W, Peter R, Siegrist J (2008) Factorial invariance and stability of the Effort-Reward Imbalance Scales: a longitudinal analysis of two samples with different time lags. *Int J Behav Med* 15(1):62–72
35. Voss M, Stark S, Alfredsson L, Vingard E, Josephson M (2008) Comparisons of self-reported and register data on sickness absence among public employees in Sweden. *Occup Environ Med* 65:61–67
36. van Poppel MN, de Vet H C, Koes BW, Smid T, Bouter LM (2002) Measuring sick leave: a comparison of self-reported data on sick leave and data from company records. *Occup Med* 52:485–490
37. Steinwede J, Kleudgen M, Häring A, Schröder H (2015) Methodenbericht zur Haupterhebung lidA – leben in der Arbeit, 2. Welle. FDZ-Methodenreport 7/2015, Nürnberg. http://doku.iab.de/fdz/reporte/2015/MR_07-15.pdf. Zugegriffen: 27. April 2015
38. March S, Powietzka J, Stallmann C, Swart E (2015) Viele Krankenkassen, Fusionen und deren Bedeutung für die Versorgungsforschung mit Daten der Gesetzlichen Krankenversicherung in Deutschland – Erfahrungen aus der lidA-(leben in der Arbeit)-Studie. *Gesundheitswesen* 77:e32–36
39. March S, Swart E (2015) Datenlinkage von GKV-Daten mit Befragungsdaten der lidA-Studie Was lässt sich final realisieren? In: AGENS (Hrsg) Abstractband. AGENS-Methodenworkshop 2015. 19. und 20. Februar 2015, S 20

2. Peter, R., March, S., Schröder, H., & **du Prel, J.-B.** (2015). Besteht ein Zusammenhang von psychischen Erkrankungen und Arbeitsunfähigkeit unabhängig von soziodemografischen Faktoren? *Das Gesundheitswesen*, 77(4), e70-6. <https://doi.org/10.1055/s-0034-1398598> (Journal Impact Factor: 0,419)

Besteht ein Zusammenhang von psychischen Erkrankungen und Arbeitsunfähigkeit unabhängig von soziodemografischen Faktoren?

Is the Association between Mental Disorders and Sickness Absence Independent of Sociodemographic Factors?

R. Peter¹, S. March², H. Schröder³, J.-B. du Prel¹

¹ *Institut für Geschichte, Theorie und Ethik der Medizin, Universität Ulm, Ulm*

² *Institut für Sozialmedizin und Gesundheitsökonomie, Medizinische Fakultät, Otto-von-Guericke-Universität Magdeburg*

³ *Social Research, infas Institut für angewandte Sozialwissenschaft GmbH, Bonn*

Zusammenfassung

Ziel der Studie: Vor dem Hintergrund der hohen Prävalenz psychischer Erkrankungen und deren zunehmenden Bedeutung für Arbeitsunfähigkeit (AU), sowie der bekannten Zusammenhänge von Merkmalen des vertikalen und horizontalen sozioökonomischen Status mit AU, beschäftigt sich die vorliegende Untersuchung mit der Frage, ob der Zusammenhang zwischen psychischen Störungen und AU bzw. Langzeit-AU (LAU) auch unabhängig von soziodemografischen Merkmalen besteht.

Methodik: Datengrundlage dieser bundesweiten explorativen Querschnittsanalyse bilden die 6 339 sozialversicherungspflichtig Beschäftigten der Jahrgänge 1959 und 1965 aus der ersten Welle der lidA (leben in der Arbeit)-Kohortenstudie von 2011. Mithilfe der schrittweisen multiplen logistischen Regression wurde der Effekt von psychischer Erkrankung auf AU und LAU nach Adjustierung für Bildung, berufliche Stellung, Einkommen, Geschlecht, Alter, Arbeitszeit und -stress untersucht.

Ergebnisse: Es fanden sich auch nach Adjustierung für soziodemografische Faktoren hochsignifikante Effekte von psychischen Störungen auf AU und noch deutlichere auf LAU. Auch nach zusätzlicher Adjustierung für arbeitsbezogene Faktoren bestanden diese Assoziationen fort.

Schlussfolgerung: Psychische Erkrankungen waren auch unabhängig von soziodemografischen Faktoren und arbeitsbezogenen Faktoren (Arbeitszeit, Arbeitsstress) mit AU und insbesondere mit LAU assoziiert. Breit angelegte Programme zur Prävention und Rehabilitation von psychischen Erkrankungen könnten wahrscheinlich zur Verringerung von arbeitsbezogenen Fehlzeiten beitragen. Unabhängig davon sollten die Ursachen von AU-Zeiten bei besonders betroffenen Sozialstatusgruppen genauer untersucht werden.

Abstract

Aim: Mental diseases are highly prevalent and of increasing meaning for absenteeism. The association of absenteeism with vertical and horizontal dimensions of socioeconomic status is well-known. Against this background we investigated the independent association between mental diseases and absenteeism or long-time absenteeism of socioeconomic aspects.

Material and Methods: Basis of this nationwide exploratory survey were the 6 339 employees born in 1959 or 1965 and subject to statutory health insurance of the first wave of the lidA-cohort study 2011. The stepwise logistic regression analysis was used for the investigation of the effects of mental diseases on absenteeism or long-term absenteeism after adjustment for education, occupational position, income, gender, age, working-time and -stress.

Results: After adjustment for socioeconomic factors highly significant associations between mental diseases and absenteeism or even more long-term absenteeism were observed. These associations stayed significant after additional adjustment for work-related factors.

Conclusion: Mental diseases were independent of sociodemographic factors and work-related factors (working-time and –stress) associated with absenteeism or with long-term absenteeism. Unspecific programmes for the prevention and rehabilitation of mental diseases may contribute to the reduction of absenteeism. Apart from that causes of absenteeism in highly affected socioeconomic groups should be investigated.

Schlüsselwörter psychische Erkrankungen - Arbeitsunfähigkeit - Geschlecht - sozioökonomischer Status - Arbeitsstress

Key words mental diseases - sickness absence - gender - socioeconomic status - work stress

Bibliografie: DOI <http://dx.doi.org/10.1055/s-0034-1398598>; Online-Publikation: 10.3.2015; Gesundheitswesen 2015; 77: e70–e76; © Georg Thieme Verlag KG, Stuttgart New York, ISSN 0941-3790

Korrespondenzadresse: Prof. Dr. Richard Peter, Institut für Geschichte, Theorie und Ethik der Medizin, Universität Ulm, Frauensteige 6, 89077 Ulm, richard.peter@uni-ulm.de

Einleitung

Die Weltgesundheitsorganisation (WHO) definiert psychische Gesundheit als einen »Zustand des Wohlbefindens, in dem der Einzelne seine Fähigkeiten ausschöpfen, die normalen Lebensbelastungen bewältigen, produktiv arbeiten und etwas zu seiner Gemeinschaft beitragen kann« [1]. Psychische Erkrankungen gehören zu den wichtigsten gesundheitlichen Problemen moderner Gesellschaften und beeinflussen die von der WHO genannten Lebensbereiche. Eine repräsentative Querschnittsbefragung der deutschen Wohnbevölkerung (GEDA-Befragung 2010) zeigte, dass 10,5 % der Erwachsenen deutlich in ihrer psychischen Gesundheit beeinträchtigt sind [2]. Die 12-Monatsprävalenz psychischer Erkrankungen lag bei über 25 % [3].

Psychische Erkrankungen können die Arbeitsfähigkeit des Einzelnen auch langfristig einschränken und damit die Betriebe sowie Gesellschaftssysteme ökonomisch und sozial erheblich belasten [2,4]. In vorangegangenen Untersuchungen konnte gezeigt werden, dass psychische Beeinträchtigungen häufig zu krankheitsbedingten Fehlzeiten bei der Arbeit führen [5,6], insbesondere zu Langzeitarbeitsunfähigkeit (LAU) [2,7]. Sie bilden inzwischen die zweithäufigste Ursache für Fehltage. Zwischen 1976 und 2011 haben sich diese störungsbedingten Fehltage verfünffacht. Ihr Anteil an allen Fehltagen ist von 2,0 % auf 14,1 % gestiegen [5].

Studien belegen erhebliche soziale Unterschiede sowohl hinsichtlich des Auftretens psychischer Erkrankungen als auch der Fehltage. Soziale Unterschiede lassen sich mittels der vertikalen und horizontalen sozialen Ungleichheit beschreiben. Im Alltagsgebrauch versteht man unter „sozialer Ungleichheit“ meist die vertikale Form [8]. Unter diesen Begriff fallen die Merkmale des sozioökonomischen Status (SES) - Bildung, berufliche Stellung und Einkommen -, die eine Zuordnung in „oben“ und „unten“ im Sinne von sozial besser oder schlechter gestellt erlauben. Soziale Ungleichheit kann aber auch zwischen anderen Gruppen bestehen, bei denen eine solche hierarchische Zuordnung nicht gelingt, wie beim Geschlecht. Dann spricht man von horizontaler sozialer Ungleichheit. Weitere soziodemographische Merkmale, die unter diese Begrifflichkeit fallen können, sind u.a. Alter und Nationalität.

Vertikale soziale Stratifizierung ist mit krankheitsbedingten Fehlzeiten bei der Arbeit assoziiert. Internationale Studien konnten einen sozialen Gradienten bezüglich krankheitsbedingter Fehlzeiten aufzeigen, d.h. mit sinkendem Sozialstatus steigt die Häufigkeit von Fehltagen [9-11]. Für Deutschland konnte dieser Befund auf der Grundlage von Krankenkassendaten (KK-Daten) bestätigt werden [12]. Auch das Geschlecht, als Merkmal horizontaler sozialer Stratifizierung, ist sowohl mit psychischen Erkrankungen, als auch mit Fehlzeiten assoziiert. In der oben genannten GEDA-Befragung waren 7,3 % der Männer aller Altersgruppen in ihrer psychischen Gesundheit beeinträchtigt, wohingegen es 13,5 % bei den Frauen waren [2].

Geschlechtsspezifische Unterschiede finden sich auch in der Häufigkeit von Arbeitsunfähigkeits(AU)-Tagen. KK-Daten zeigten die deutlichsten geschlechtsspezifischen Unterschiede in den Fehltagen bei psychischen Störungen [5]. Während bei Frauen psychische Erkrankungen mit durchschnittlich 2,8 AU-Tagen pro Jahr der wichtigste Grund für AU waren, rangierten sie bei den männlichen Mitgliedern mit durchschnittlich 1,8 AU-Tagen auf Platz vier. Erklärungsansätze dafür reichen von arbeitsbezogenen über sozioökonomische, biologische und physiologische Merkmale bis hin zu Rollenbildern und -verhalten [13].

Während die Zusammenhänge von psychischen Erkrankungen einerseits und Merkmalen horizontaler und vertikaler sozialer Stratifizierung andererseits mit Fehlzeiten am Arbeitsplatz gut dokumentiert sind, ist wenig darüber bekannt, welchen eigenständigen Anteil psychische Störungen und soziodemographische Merkmale in Bezug auf AU-Zeiten haben, der nicht durch den jeweils anderen Teil erklärbar ist. Der aus zahlreichen Studien bekannte enge Zusammenhang zwischen sozialer Stellung und der Beeinträchtigung psychischer Gesundheit legt ein Zusammenwirken beider Faktoren in Bezug auf Fehlzeiten bei der Arbeit allerdings nahe [14,15]. In dieser Studie gehen wir deshalb der Frage nach, ob psychische Erkrankungen auch unabhängig von vertikalen und horizontalen Sozialstatusmerkmalen mit AU bzw. LAU assoziiert sind.

Methodik

Die lidA-Studie ist eine deutsche Kohorten-Studie zu Arbeit, Altern, Gesundheit und Erwerbsteilhabe unter sozialversicherungspflichtigen Arbeitnehmern der Jahrgänge 1959 und 1965 [16]. Dieser Untersuchung liegen Daten der 6339 Beschäftigten aus der ersten Welle der lidA-Studie 2011 zu Grunde. Die repräsentative Stichprobe wurde nach einem zweistufigen Zufallsverfahren aus der Grundgesamtheit der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten gezogen. Die Ziehungsbasis bilden die „Integrierten Erwerbsbiographien (IEB)“ des IAB bei der Bundesagentur für Arbeit. Eine genaue Beschreibung der Erwerbstätigenstichprobe findet sich an anderer Stelle [17].

Als erwerbstätig sind in dieser Analyse alle definiert, die sozialversicherungspflichtig beschäftigt waren und die zum Zeitpunkt der Erhebung mindestens 1 Stunde pro Woche gegen Bezahlung gearbeitet hatten. Die hier verwendeten Angaben zu SES, psychischen Störungen, AU-Zeiten und Arbeitszeiten stammen aus der computergestützten persönlichen Befragung (CAPI) [17]. Zur Messung der mentalen Störungen wurden die Probanden gefragt, ob jemals eine psychische Erkrankung bei ihnen durch einen Arzt diagnostiziert wurde. Hierfür wurde eine Frage aus dem Zusatzmodul „Psychische Störungen“ des Bundesgesundheitsveys 1998 [18] leicht modifiziert. AU wird in der multiplen Analyse als eine arbeitsbezogene Fehlzeit

Tab. 1 Arbeitsunfähigkeitszeiten nach psychischer Erkrankung und sozio-demographischen Merkmalen (relative Zeilenhäufigkeiten)^a

	Arbeitsunfähigkeitszeiten (N=5673)			Cramer's V
	Keine (N=2222)	Bis 42 Tage (N=3164)	> 42 Tage (N=287)	
Psychische Erkrankung				
ja (%)	22,8	58,0	19,2	0,203***
nein (%)	40,6	55,6	3,8	
Höchster Schulabschluss				
keiner (%)	27,7	67,5	4,8	0,072***
Volksschule (%)	41,6	50,9	7,5	
Mittlere Reife (%)	40,6	54,4	5,1	
Abitur, Fachabitur(%)	35,8	61,1	3,1	
Einkommen				
bis 1000 € (%)	46,7	49,2	4,1	0,089***
1000 bis 1999 € (%)	36,0	56,7	7,3	
2000 bis 2999 € (%)	37,4	58,9	3,7	
3000 € und mehr (%)	39,2	59,6	1,2	
Berufliche Position (%)				
unqualifizierte / angelernte Tätigkeit (%)	45,3	47,3	7,4	0,082***
Qualifizierte Tätigkeit (%)	36,4	57,9	5,6	
Mittlere Führungskraft (%)	37,3	59,1	3,6	
Führungskraft (%)	49,1	49,1	1,9	
Freiberufler (%)	45,7	54,3	0,0	
<i>Potentielle Confounder</i>				
Geschlecht				
männlich (%)	40,5	54,5	5,1	0,026
weiblich (%)	38,0	57,0	5,1	
Geburtsjahr				
1959 (%)	40,1	54,0	5,9	0,041**
1965 (%)	38,5	57,1	4,4	
Arbeitszeit				
Vollzeit (%)	38,1	56,7	5,2	0,061***
Teilzeit (%)	38,1	57,2	4,7	
sonstiges (%)	55,1	40,3	4,7	
Arbeitsstress				
ja (%)	32,0	59,5	8,6	0,045**
nein (%)	39,5	55,6	4,9	

^a Auf die Angabe von absoluten Häufigkeiten wird aus Gründen des Datenschutzes verzichtet,

** p < 0,01, *** p < 0,001

von mindestens einem Tag, LAU von über 42 Tagen definiert. Da es international keine einheitliche Definition von LAU gibt (vergleiche z. B. [19]), wurde der Beginn der Krankengeldzahlung in Deutschland als Grenze für die LAU-Definition verwendet. Zur detaillierten Beschreibung der Fehlzeiten wurde zusätzlich zwischen AU-Zeiten bis zu 42 Tagen und über 42 Tagen sowie mittleren Fehlzeiten unterschieden (**Tab. 1**). Bildung wurde durch den jeweils höchsten Schulabschluss in vier Kategorien erfasst (**Tab. 1**). Die berufliche Position wurde in insgesamt fünf Kategorien gemessen von unqualifizierten bzw. angeleiteten Arbeitnehmern bis hin zu Führungskräften. Freiberufler bildeten eine Extrakategorie. Einkommen wurde als personenbezogenes Einkommen in 4 Kategorien erfasst (**Tab. 1**). Während alle 3 Merkmale des SES in die multiple Analyse mit den gesamten AU-Zeiten eingingen, wurde bei der multiplen Analyse mit LAU als Endpunkt auf die Adjustierung nach beruflicher Position wegen zu gering besetzter Felder verzichtet. Neben Geschlecht und Geburtsjahrgang in jeweils zwei Kategorien ging zusätzlich die Arbeitszeit in die Analyse ein: Vollzeit- wurde von Teilzeittätigkeit unterschieden. Eine dritte Kategorie bildeten die „sonstigen“ Beschäftigungsverhältnisse. Darunter fielen geringfügige, gelegentliche und unregelmäßige Beschäftigung oder Qualifizierungsmaßnahmen. Zudem wurde für Arbeitsstress adjustiert, der durch eine einfache Version des Demand-Control-Modells [20] basierend auf den COPSOQ-Skalen [21] abgebildet wurde: Arbeitsstress wurde hierbei durch das Vorliegen des jeweils höchsten Quartils des Summenscores von Likert-skalierten Fragen zu quantitativen Arbeitsanforderungen und -tempo („demands“) sowie zu Einflussmöglichkeiten („control“) bei der Arbeit definiert. Die statistische Analyse erfolgte durch Cramer's V Test und eine schrittweise multiple logistische Regression mit SPSS 21. Nur Beobachtungseinheiten ohne fehlende Werte gingen in die Analyse ein (Complete-Case Analyse).

Ergebnisse

In der bivariaten Analyse war LAU bei Arbeitnehmern mit psychischen Erkrankungen deutlich häufiger als bei solchen ohne (**Tab. 1**). In unserem Kollektiv hatten Frauen im Vergleich zu den Männern geringfügig höhere, allerdings nicht signifikante Anteile bei Fehlzeiten bis zu 42 Tagen. Bei der LAU fanden sich keinerlei geschlechtsspezifische Unterschiede. Hingegen zeigten sich bei den beiden Altersgruppen der Stichprobe signifikante Unterschiede in den Fehlzeiten: Während der Anteil der Arbeitnehmer mit LAU bei dem älteren Jahrgang größer war, waren Fehlzeiten bis zu 42 Tagen bei der jüngeren Altersgruppe häufiger. Insgesamt lag der Anteil von Arbeitnehmern ohne Fehlzeiten in der älteren Kohorte etwas höher. Ebenso war die LAU bei Vollzeitbeschäftigten im Vergleich zu Teilzeitbeschäftigten oder Personen in anderen Beschäftigungsverhältnissen leicht und statistisch signifikant erhöht.

Tab. 2a Psychische Störungen und Arbeitsunfähigkeit: Ergebnisse der schrittweisen multiplen logistischen Regression ($n=5673$)

	Modell		
	1	2	3
	OR (95%-KI)		
Psychische Störung			
nein	Ref.	Ref.	Ref.
ja	2,29 (1,83-2,86)***	2,31 (1,84-2,90)***	2,31 (1,84-2,90)***
Geschlecht			
männlich	Ref.	Ref.	Ref.
weiblich	1,07 (0,96-1,19)	1,32 (1,16-1,51)***	1,31 (1,13-1,50)***
Geburtsjahr			
1959	Ref.	Ref.	Ref.
1965	1,08 (0,97-1,20)	1,07 (0,96-1,20)	1,07 (0,96-1,19)
Schulabschluss			
Abitur/ Fachabitur		Ref.	Ref.
Mittlere Reife/ Real- schulabschluss/ POS		0,83 (0,72-0,95)*	0,82 (0,71-0,94)**
Volks-/Hauptschul- abschluss		0,86 (0,73-1,01)+	0,86 (0,73-1,01)+
Kein Schulabschluss		1,92 (1,16-3,18)*	1,96 (1,18-3,26)**
Berufliche Stellung			
Führungskraft		Ref.	Ref.
Freiberufler		1,13 (0,54-2,33)	1,14 (0,55-2,38)
Mittlere Führungskraft		1,61 (1,21-2,15)**	1,61 (1,20-2,14)**
Qualifizierte		1,82 (1,36-2,46)***	1,80 (1,34-2,43)***
Un-/Angelernte		1,39 (1,01-1,91)+	1,44 (1,05-1,98)*
Einkommen[§]			
≥ 3000 €		Ref.	Ref.
2000 - < 3000 €		1,00 (0,81-1,23)	1,00 (0,81-1,23)
1000 - < 2000 €		0,98 (0,80-1,21)	0,97 (0,79-1,20)
< 1000 €		0,58 (0,45-0,75)***	0,63 (0,48-0,83)**
Arbeitszeit			
Vollzeit			Ref.
Teilzeit			1,02 (0,86-1,21)
Andere			0,65 (0,50-0,86)**
Arbeitsstress			
nein			Ref.
ja			1,33 (1,02-1,74)*
R² §§	0,015	0,040	0,044

Model 1=Psychische Störungen adjustiert für demografische Variablen, Model 2 = Model 1 + Adjustierung für Variablen des sozioökonomischen Status, Model 3 = Model 2 + Adjustierung für arbeitsbezogene Variablen, + $p < 0,1$, * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$, POS= Polytechnische Oberschule, Ref. =Referenzkategorie, §Nettoindividualeinkommen, §§ Nagelkerkes Pseudo-R²

Auch in Bezug auf Bildung zeigten sich signifikante Unterschiede bezüglich der Fehlzeiten: Während Fehlzeiten unter 43 Tagen bei Arbeitnehmern ohne Schulbildung besonders häufig waren, gefolgt von Arbeitnehmern mit Hoch- oder Fachhochschulreife, war LAU bei Arbeitnehmern mit Volksschulabschluss vergleichsweise häufig. Letztere hatten zugleich den größten Anteil bei den Arbeitnehmern ohne Fehlzeiten. Auch beim Einkommen zeigten die finanziell am schlechtesten Gestellten nicht die längsten AU-Zeiten während sich bei der beruflichen Stellung ein typischer sozialer Gradient bezüglich LAU zeigte. Schließlich war Arbeitsstress signifikant mit AU bzw. LAU assoziiert.

Tab. 2b Psychische Störungen und Langzeitarbeitsunfähigkeit (>42 d): Ergebnisse der schrittweisen multiplen logistischen Regression ($n=5673$)^a

	Modell		
	1	2	3
	OR (95%-KI)		
Psychische Störung			
nein	Ref.	Ref.	Ref.
ja	6,22 (4,72-8,19)***	6,15 (4,64-8,14)***	6,10 (4,60-8,08)***
Geschlecht			
männlich	Ref.	Ref.	Ref.
weiblich	0,83 (0,65-1,06)	0,77 (0,58-1,02) ⁺	0,78 (0,58-1,05)
Geburtsjahr			
1959	Ref.	Ref.	Ref.
1965	0,73 (0,58-0,94) [*]	0,77 (0,60-0,98) [*]	0,76 (0,60-0,97) [*]
Schulabschluss			
Abitur/ Fachabitur		Ref.	Ref.
Mittlere Reife/ Real- schulabschluss/ POS		1,34 (0,95-1,88)	1,32 (0,94-1,87)
Volks-/Hauptschul- abschluss		2,01 (1,41-2,87)***	1,99 (1,39-2,85)***
Kein Schulabschluss		1,30 (0,45-3,76)	1,28 (0,44-3,72)
Einkommen[§]			
≥ 3000 €		Ref.	Ref.
2000 - < 3000 €		2,57 (1,19-5,55) [*]	2,55 (1,18-5,51) [*]
1000 - < 2000 €		4,98 (2,37-10,46)***	4,94 (2,35-10,40)***
< 1000 €		2,88 (1,29-6,41)**	2,93 (1,26-6,83) [*]
Arbeitszeit			
Vollzeit			Ref.
Teilzeit			0,94 (0,65-1,35)
Andere			0,95 (0,50-1,79)
Arbeitsstress			
nein			Ref.
ja			1,62 (1,02-2,58) [*]
R² §§	0,076	0,112	0,114

Modell 1=Psychische Störungen adjustiert für demografische Variablen, Modell 2 = Modell 1 + Adjustierung für Variablen des sozioökonomischen Status (wegen zu gering besetzter Felder ohne Berufsstatus), Modell 3 = Modell 2 + Adjustierung für arbeitsbezogene Variablen, ^aAuf die Adjustierung für die berufliche Position wurde auf Grund zu gering besetzter Felder verzichtet, ⁺ $p < 0,1$, ^{*} $p < 0,05$, ^{**} $p < 0,01$, ^{***} $p < 0,001$, POS= Polytechnische Oberschule, Ref. =Referenzkategorie, [§]Nettoindividualeinkommen, ^{§§} Nagelkerkes Pseudo-R²

Ergebnisse der schrittweisen multiplen logistischen Regression zum Zusammenhang von psychischen Erkrankungen und Merkmalen horizontaler und vertikaler sozialer Stratifizierung mit AU und LAU werden nach statistischer Anpassung für das Geburtsjahr und die Arbeitszeit in den **Tab. 2a,b** (Modell 3) dargestellt. Personen mit psychischen Störungen wiesen eine erhöhte Wahrscheinlichkeit von AU und LAU, wobei das Risiko hinsichtlich LAU sehr viel deutlicher ausfiel. Das weibliche Geschlecht war mit einem erhöhten Risiko für AU, nicht aber für LAU assoziiert, während ein höheres Alter nur mit LAU assoziiert war. Hinsichtlich der Merkmale vertikaler sozialer Stratifizierung zeigte sich die Befundlage gemischt. Es konnte ein verringertes Risiko von AU bei einzelnen sozialen Gruppierungen (Realschule, niedrigstes

Einkommen) beobachtet werden, während das Risiko in den meisten anderen Gruppen gegenüber den höchsten Statusgruppen erhöht war. Insgesamt nahm das Risiko von AU und LAU nicht mit sinkendem Sozialstatus zu, ein sozialer Gradient war nicht beobachtbar. Arbeitsstress war auch im multiplen Modell signifikant mit AU und LAU assoziiert. Die Assoziation zwischen psychischen Störungen und AU bzw. LAU bestand nach Adjustierung für Arbeitsstress nahezu unverändert weiter.

Diskussion

In dieser Untersuchung zeigte sich ein deutlicher Zusammenhang zwischen psychischen Erkrankungen und AU. Diese Assoziation fand sich auch nach Adjustierung für die soziodemografischen Merkmale Bildung, Einkommen, berufliche Position, Geschlecht sowie Geburtsjahr. Bildung, berufliche Stellung und Geschlecht zeigten ihrerseits einen unabhängigen Effekt auf AU insgesamt. Noch ausgeprägter war der Zusammenhang zwischen psychischen Erkrankungen und LAU. Schulbildung und Einkommen zeigten hier unabhängig einen signifikanten Effekt auf LAU jeweils zu Ungunsten unterer sozialer Schichten. Ein Gefälle des Zusammenhangs von der untersten über die mittlere zur obersten Sozialschicht war allerdings nicht beobachtbar. Einkommen war zwar mit LAU zum Nachteil Einkommensärmerer assoziiert, nicht aber mit AU insgesamt. Auch hier war kein solch eindeutiger Sozialgradient beobachtbar. Das Geschlecht zeigte eine signifikante Assoziation zu AU zu Ungunsten der Frauen, nicht aber zur LAU.

Der Zusammenhang von psychischen Erkrankungen und AU, insbesondere LAU sowie der Unterschied bezüglich AU in unteren im Vergleich zu oberen sozialen Schichten sind gut untersucht. Psychische Störungen tragen zu einem erheblichen Teil zur Gesamtkrankheitslast bei. Lange wurde die Häufigkeit von psychischen Störungen allerdings unterschätzt. Inzwischen ist bekannt, dass ihre Lebenszeitprävalenz in westlichen Industrienationen zwischen 37,7 % und 48,6 % liegt, die 12-Monatsprävalenz zwischen 19,9 % und 29 % [22]. Fünf der zehn weltweit führenden Gründe für AU sind psychische Störungen [23].

Auch der noch deutlichere Zusammenhang von psychischen Störungen zur LAU im Vergleich zur Gesamt-AU in unserer Untersuchung ist nicht unerwartet. Der Zusammenhang zwischen häufigen psychischen Erkrankungen und AU zeigte sich bereits in anderen Studien: In einer großen bevölkerungsbasierten norwegischen Studie waren Angststörungen, welche die häufigsten psychischen Erkrankungen darstellen, alleine oder auch in Kombination mit depressiven Störungen ein signifikanter Risikofaktor für LAU [7]. Eine dänische Untersuchung konnte ein signifikant erhöhtes Risiko für LAU für männliche (2,7-fach) und für weibliche (2,3-fach) Arbeitnehmer mit schwerer depressiver Symptomatik auch nach Adjustierung für Bildung

aufzeigen [15]. Depressive Erkrankungen sind die zweithäufigsten psychischen Störungen [3]. In einer holländischen Studie hatten Arbeitnehmer mit depressiven Symptomen mittlere Abwesenheitszeiten von 200 Tagen, bei Arbeitnehmerinnen waren es 213 Tage am Stück [24]. Die große Bedeutung von psychischen Erkrankungen für LAU spiegelt sich in Deutschland auch im Verhältnis des Anteils aller AU-Tage, die durch eine Krankheitsgruppe verursacht werden zum Anteil dieser Krankheitsgruppe an allen AU-Fällen wieder: In KK-Daten rangierten psychische Störungen mit einem Anteil von 14,5 % aller AU-Tage nach den muskuloskeletalen Erkrankungen an zweiter Stelle, während sie mit 5,5 % aller AU-Fälle nur auf Platz acht lagen [25]. Etwa 30 % aller Anträge auf LAU beruhen in Deutschland auf psychischen Störungen [22].

Angesichts des stark angestiegenen Anteils psychischer Erkrankungen als Ursache für arbeitsbezogene Fehlzeiten und daraus resultierender gesellschaftlicher und wirtschaftlicher Folgen gewinnen sie zunehmend an Bedeutung. Die Assoziationen von psychischen Erkrankungen zu AU/ LAU bestehen auch nach Adjustierung für Merkmale der vertikalen und horizontalen Stratifizierung fort. Demnach ist ein unabhängiger Effekt von psychischen Störungen auf berufsbezogene Fehlzeiten insbesondere auf LAU wahrscheinlich, der nicht durch soziale oder geschlechtsspezifische Unterschiede erklärt werden kann. Maßnahmen zur Verminderung von AU und LAU sollten somit nicht auf spezifische Zielgruppen beschränkt werden, da sie allen Betroffenen (etwa Personen mit und ohne psychische Erkrankungen) nützen können. Andererseits könnten Maßnahmen zur Prävention psychischer Erkrankungen auch zur Verminderung von Fehlzeiten beitragen. Beispielsweise sind hier Maßnahmen zur Minderung von Einflüssen des Arbeitslebens, die über die Zeit förderlich auf die Entstehung von psychischen Erkrankungen wirken könnten, zu nennen. Als Beispiel sei hier berufsbezogener Stress genannt, von dem bekannt ist, dass er mit Depressionen assoziiert ist. Auf europäischer Ebene trägt man der zunehmenden Bedeutung von psychosozialen Belastungen im Arbeitskontext Rechnung: Seit 2004 besteht eine Sozialpartnervereinbarung in der Europäischen Union zum Thema psychosozialer Stress am Arbeitsplatz. Diese Vereinbarung hat in den meisten Mitgliedstaaten zu gesetzlichen Regelungen geführt, die arbeitsbezogene psychosoziale Risiken den physikalischen Risiken (z. B. Lärm- und Vibrationsbelastung) gleichsetzen [26]. Entsprechende gesetzliche Regelungen stehen in Deutschland noch aus und psychosoziale Belastungen gehen nur bei einem kleineren Teil der Betriebe in die Gefährdungsbeurteilung mit ein [27]. Hier wäre ein Umdenken auf politischer wie auch auf betrieblicher Ebene im Gemein- wie auch im Eigeninteresse dringend erforderlich. Die statistisch unabhängigen Zusammenhänge von psychischen Erkrankungen und soziodemografischen Merkmalen zeigen allerdings, dass die möglichen Ursachen erhöhter AU-Zeiten bei bestimmten sozialen Gruppierungen näher untersucht werden sollten.

In unserer Untersuchung bestand der Zusammenhang zwischen psychischen Störungen und AU bzw. LAU allerdings auch unabhängig von Arbeitsstress fort. Nach Aufnahme von Arbeitsstress in die schrittweise logistische Regression war nahezu keine Veränderung in der Beziehung zwischen der unabhängigen und der abhängigen Größe zu verzeichnen, was einen medierenden, moderierenden oder confoundierenden Effekt von Arbeitsstress in dieser Beziehung unwahrscheinlich macht. Zudem hebt es den eigenständigen Effekt von psychischen Störungen auf Arbeitsunfähigkeit weiter hervor. Ob andere Parametrisierungen von arbeitsbezogenem Stress (z. B. Modell der beruflichen Gratifikationskrisen [28]) zu vergleichbaren Ergebnissen führt, bleibt zukünftigen Studien überlassen.

Limitationen

Dies ist eine explorative Querschnittsuntersuchung. Alle beobachteten Assoziationen müssen daher in weiterführenden Untersuchungen verifiziert werden. Die Studienpopulation ist auf 2 Jahrgänge sowie auf sozialversicherungspflichtig Beschäftigte in Deutschland beschränkt und die Generalisierbarkeit somit eingeschränkt. Die Responserate lag mit 27,3 % relativ niedrig. Eine Sensitivitätsanalyse zeigte jedoch eine hohe Übereinstimmung des Samples mit der Grundgesamtheit in 16 soziodemografischen Merkmalen [17]. Während von einer hohen Repräsentativität der Stichprobe für alle sozialversicherungspflichtig Beschäftigten dieser beiden Jahrgänge in Deutschland ausgegangen werden kann, kann eine partielle Verzerrung der Ergebnisse durch unterschiedliche Teilnahmebereitschaft nicht vollständig ausgeschlossen werden. Bezüglich der Zusammenhänge von psychischen Störungen und AU bzw. LAU wäre zudem eine Unterschätzung auf Grund von Nicht-Erreichbarkeit möglich: Möglicherweise waren gerade die von psychischen Störungen am stärksten Betroffenen zum Zeitpunkt der Erhebung nicht erreichbar oder lehnte eine Beteiligung an der Studie ab. Bei den Angaben zur AU und zu psychischen Erkrankungen handelt es sich um selbst berichtete Angaben. Selbstangaben über einen längeren Zeitraum bergen die Gefahr eines Erinnerungsbias bei den Probanden. Mit der Diagnose "psychische Erkrankung" wird jedoch sehr sensibel umgegangen, da sie u. a. zu einer Stigmatisierung von Personen in der Gesellschaft führen kann [29]. Wir gehen davon aus, dass Personen daher nur eine psychische Erkrankung berichten, wenn sie tatsächlich auch eine entsprechende Diagnose je von einem Arzt erhalten haben. Bezüglich selbstberichteter AU konnten Voss et al. [19] in Schweden zeigen, dass eine große Übereinstimmung zwischen selbstberichteter AU und Daten aus AU-Registern vorliegt. Dem gegenüber berichten andere Studien eine eher geringe Übereinstimmung und präferieren die Verwendung von Routinedaten [30]. Eine weitere Limitation bezüglich der korrekten Erfassung einer psychischen Störung könnte auch darin liegen, dass eine solche nicht in jedem Fall von Patienten berichtet oder vom Arzt als solche diagnostiziert wurde. Da im Rahmen der lidA-Studie nur für ca. 55 % der Teilnehmer das

schriftliche Einverständnis für die Zuspiegelung von KK-Daten vorliegt [17], wurde trotz der o.g. Limitationen für diese Analyse die selbstberichtete AU verwendet.

Schlussfolgerungen

Psychische Erkrankungen sind wahrscheinlich auch unabhängig von soziodemographischen und arbeitsbezogenen Faktoren mit AU und LAU assoziiert. Diese beobachteten Zusammenhänge müssen in Längsschnittstudien verifiziert werden. Breit angelegte Programme zur Prävention und Rehabilitation von psychischen Erkrankungen könnten wahrscheinlich auch zur Verringerung von arbeitsbezogenen Fehlzeiten beitragen.

Danksagung

Unser Dank gilt den Probanden, die sich bereit erklärt haben an dieser Studie teilzunehmen und dem lidA-Studenteam für unsere gute Zusammenarbeit. Das diesem Artikel zugrundeliegende Vorhaben wurde mit Mitteln des Bundesministeriums für Bildung und Forschung unter den Förderkennzeichen der am Verbund beteiligten Vorhaben 01ER0806, 01ER0825, 01ER0826, 01ER0827 gefördert. Die Verantwortung für den Inhalt dieser Veröffentlichung liegt bei den Autoren.

Interessenkonflikt: Die Autoren geben an, dass kein Interessenkonflikt besteht.

Literatur

[1] World Health Organization Strengthening mental health promotion. Fact sheet No. 220. Geneva: WHO; 2001, <http://www.who.int/mediacentre/factsheets/fs220/en/> Stand: 29.05.2014

[2] RKI - Robert Koch-Institut (Hrsg) Daten und Fakten: Ergebnisse der Studie »Gesundheit in Deutschland aktuell 2010«. Beiträge zur Gesundheitsberichterstattung des Bundes. Berlin: Robert Koch- Institut; 2012, <http://www.rki.de/gbe> Stand: 17.09.2013

[3] Jacobi F, Höfler M, Siegert J et al. Twelve-month prevalence, comorbidity and correlates of mental disorders in Germany: the Mental Health Module of the German Health Interview and Examination Survey for Adults (DEGS1-MH). *Int J Methods Psychiatr Res* 2014 Apr 11. doi: 10.1002/mpr.1439. [Epub ahead of print]

[4] Henderson M, Harvey SB, Overland S et al. Work and common psychiatric disorders. Review. *J R Soc Med* 2011; 104: 198-207

- [5] BKK Gesundheitsbericht 2012, <http://www.bkk-hessen.de/oppromedia/zahlen/gr2012.pdf> Stand: 24.06.2014
- [6] Dewa CS, Loong D, Bonato S et al. Incidence rates of sickness absence related to mental disorders: a systematic literature review. *BMC Public Health* 2014; 14: 205
- [7] Knudsen AK, Harvey SB, Mykletun A et al. Common mental disorders and long-term sickness absence in a general working population. The Hordaland Health Study. *Acta Psychiatr Scand* 2013; 127: 287-97
- [8] Mielck A. Soziale und gesundheitliche Ungleichheit. Bern: Verlag Hans Huber; 2000
- [9] North F, Syme SL, Feeney A et al. Explaining socioeconomic differences in sickness absence: the Whitehall II Study. *BMJ* 1993; 306: 361–366
- [10] Hansen HT, Ingebrigtsen T. Social Class and Sickness Absence in Norway. *Acta Sociologica* 2008; 51: 309-327
- [11] Löve J, Hensing G, Holmgren K et al. Explaining the social gradient in sickness absence: a study of a general working population in Sweden. *BMC Public Health* 2013; 13: 545
- [12] Techniker Krankenkasse. Gesundheitsreport 2013 – Veröffentlichungen zum Betrieblichen Gesundheitsmanagement der TK, Band 28. Herausgegeben von der Techniker Krankenkasse, Hamburg.
- [13] Dietrich S, Stengler K. Geschlechtsspezifische Analyse von Fehlzeiten am Arbeitsplatz und Erwerbsunfähigkeit aufgrund psychischer Erkrankungen – ein systematischer Literaturreview. *Gesundheitswesen* 2013; 75: e74-e94
- [14] Lorant V, Deliège D, Eaton W et al. Socioeconomic inequalities in depression: a meta-analysis. *Am J Epidemiol* 2003; 157: 98-112
- [15] Bültmann U, Rugulies R, Lund T et al. Depressive symptoms and the risk of long-term sickness absence: a prospective study among 4747 employees in Denmark. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol* 2006; 41: 875-80
- [16] Hasselhorn HM, Peter R, Rauch A et al. Cohort profile: The lidA Cohort Study—a German Cohort Study on Work, Age, Health and Work Participation. *Int J Epidemiol*. 2014 Mar 11. doi: 10.1093/ije/dyu021 [Epub ahead of print].
- [17] Schröder H, Kersting A, Steinwede J. Methodenbericht zur Haupterhebung lidA – leben in der

[18] Jacobi F, Wittchen HU, Höltling C et al. Estimating the prevalence of mental and somatic disorders in the community: aims and methods of the German National Health Interview and Examination Survey. *Int J Methods Psychiatr Res* 2002; 11(1): 1-18

[19] Voss M, Stark S, Alfredsson L et al. Comparisons of self-reported and register data on sickness absence among public employees in Sweden. *Occup Environ Med* 2008; 65 (1): 61–67

[20] Karasek RA, Theorell T. *Healthy work. Stress, productivity and the reconstruction of working life.* Basic Books, New York: 1990

[21] Nübling M, Stöbel U, Hasselhorn HM et al. *Methoden zur Erfassung psychischer Belastungen.* Dortmund, Berlin, Dresden: Schriftenreihe der Bundesanstalt für Arbeitsschutz und Arbeitsmedizin, FB. 1058: 2005

[22] Cornelius LR, van der Klink JJ, Groothoff JW et al. Prognostic Factors of Long Term Disability Due to Mental Disorders: A Systematic Review. *J Occup Rehabil* 2011; 21: 259-274

[23] Harnois G, Gabriel P. *Mental health and work: Impact, issues and good practices.* Geneva: WHO; 2002, http://www.who.int/mental_health/media/en/712.pdf Stand: 04.05.2014

[24] Koopmans PC, Roelen CA, Groothoff JW. Sickness absence due to depressive symptoms. *Int Arch Occup Environ Health* 2008; 81: 711-719

[25] Deutsche Angestellten Krankenkasse-DAK Gesundheitsreport 2013, http://www.dak.de/dak/search?q=gesundheitsreport_2013&p=1090052 Stand: 02.06.2014

[26] Kamp L, Pickshaus K (Hrsg.). *Regelungslücke psychische Belastungen schließen.* Düsseldorf: Hans-Böckler-Stiftung; 2011, www.boeckler.de/pdf/p_mbf_regellungsluecke.pdf Zugriff 02.06.2014

[27] Beck D, Richter G, Ertel M et al. Gefährdungsbeurteilung bei psychischen Belastungen in Deutschland. *Präv Gesundheitsf* 2012; 7: 115–119

[28] Siegrist J (1996) Adverse health effects of high-effort/low-reward conditions. *J Occup Health Psychol* 1: 27–41

[29] Ulich E, Strasser P. Präsentismus. *Journal Psychologie des Alltagshandelns* 2010; 3 (1): 51-55

[30] Van Poppel MN, Vet HC de, Koes BW et al. Measuring sick leave: a comparison of self-reported data on sick leave and data from company records. *Occup Med* 2002; 52: 485-490

3. **Du Prel, J.-B.**, Iskenius, M., & Peter, R. (2014). Are effort-reward imbalance and social isolation mediating the association between education and depressiveness? Baseline findings from the lidA(§)-study. *International Journal of Public Health*, 59(6), 945-55. <https://doi.org/10.1007/s00038-014-0613-3> (Journal Impact Factor: 2,701)

*Abdruck der Publikation mit Genehmigung des Verlages Springer Nature
(Reproduced with permission from Springer Nature)*

Are effort–reward imbalance and social isolation mediating the association between education and depressiveness? Baseline findings from the lidA[§]-study

Jean-Baptist du Prel · Mario Iskenius ·
Richard Peter

Received: 17 March 2014/Revised: 25 September 2014/Accepted: 29 September 2014/Published online: 17 October 2014
© Swiss School of Public Health 2014

Abstract

Objectives To investigate multiple mediations of the association between education and depressive symptoms (BDI-V) by work-related stress (ERI) and social isolation, the regional variation of the first mediation and a potential moderating effect of regional unemployment rate.

Methods 6339 employees born in 1959 and 1965 were randomly recruited from 222 sample points in a German cohort study on work, age, health and work participation. A multilevel model of moderated lower-level mediation was used to investigate the confirmatory research question. Multiple mediations were tested corresponding to Baron and Kenny. These analyses were stratified for age and adjusted for sex, negative affectivity and overcommitment.

Results In the association between education and depressive symptoms, indirect effects of work-related stress and social isolation were significant in both age cohorts whereas a direct association was observable in the younger cohort, only. The significant regional variation in the association between work-related stress and depressive

symptoms was not statistically explained by regional unemployment rate.

Conclusions Our findings point out that work-related stress and social isolation play an intermediary role between education and depressive symptoms in middle-aged employees.

Keywords Depressive symptoms · Education · Work-related stress · Social isolation · Unemployment · Moderated lower-level mediation

Introduction

As a consequence of the demographic change, the German labour force is ageing and shrinking. The decline will be presumably up to 9 % till 2040 (Boersch-Supan and Wilke 2009) and not compensated by immigration (Federal Statistical Office 2009). The proportion of older employees (>50 years) will be rising steadily from 11 % in 2009 to 20 % in 2040 playing a decisive role regarding future work participation. Thus, concepts for the maintenance of their work ability, health and motivation are required.

Besides changing demographics, diseases accumulation in specific social strata can diminish the work force. The percentage of mental disorders on all medical diagnosis leading to early retirement was rising from 33 to 38 % between 2006 and 2009 in Germany (Kroll et al. 2011). Depression is there the most frequent mental disorder and accounts for high absenteeism and economic loss (Rau et al. 2010). The relationship between socioeconomic status (SES) and depression is well known (Lorant et al. 2003). A social gradient in depression and depressive symptoms was found (Melchior et al. 2013; Busch et al. 2013).

[§] leben in der Arbeit (English: living at work).

J.-B. du Prel · R. Peter
Institute of the History, Philosophy and Ethics in Medicine, Ulm
University, Ulm, Germany

M. Iskenius
Institute for Safety Engineering, Section of Occupational Health
Research, Bergische Universität Wuppertal, Wuppertal,
Germany

Present Address:
J.-B. du Prel (✉)
Institute of Epidemiology and Medical Biometry, Schwabstr. 13,
89075 Ulm, Germany
e-mail: Jean-Baptist.du-Prel@uni-ulm.de

Recent research into social inequality in health attempts to identify sociological and psychological pathways explaining associations between SES and health. Several studies investigated the association between working conditions and health (e.g. Borg and Kristensen 2000) as well as between SES and psychosocial working conditions (e.g. Kristensen et al. 2002). Due to the changing nature of work during the last decades psychosocial stress became a work-related exposure of increasing relevance (Siegrist et al. 2004). German employees claim meanwhile as often about psychosocial as about physical exposures (Kroll et al. 2011).

A well-known measure of work-related stress is the model of effort–reward imbalance (ERI, Siegrist et al. 2004). Earlier investigations found associations between ERI and physical and mental health indicators (Dragano et al. 2008; Rugulies et al. 2013; Van Vegchel et al. 2005). The relationship between SES and ERI is not totally clarified yet. Some studies found a stronger association between ERI and CHD in lower SES groups (Van Vegchel et al. 2005). Others found gender-specific differences in this association (e.g. Chandola et al. 2005). Furthermore, the influence of ERI and SES on different health outcomes might be additive rather than multiplicative. The association between ERI and depression or depressive symptoms was observed mainly for specific occupational groups like health professionals so far (e.g. Tsutsumi et al. 2012).

One central question in modern economies is which part of the association between SES and health is mediated by factors like work stress. Only moderate evidence exists to support the hypothesis that work-related factors are mediators between SES and health (Hoven and Siegrist 2013). Regarding the association between education and depressive symptoms, evidence is mixed and many studies focus on specific occupational groups. Therefore, our aim was to investigate whether a social gradient in depressiveness is mediated by work-related (ERI) and non-work-related (social isolation) factors in two age cohorts of a general working population. If mediation by ERI was observed, we were interested whether it might be different depending on area. If so, could this variation be explained by regional unemployment rate? We assumed that distress arising from poor reward particularly from poor job security in the ERI-model should be more pronounced under unfavourable conditions, i.e. high regional unemployment rates. The following a priori hypotheses were formulated accordingly:

H₁: the association between education and depressive symptoms is mediated by work-related stress (ERI) and by social isolation in two middle-aged cohorts of a general working population in Germany.

H₂: the mediation of the association between education and depressiveness shows regional variation explainable by regional unemployment rate.

Methods

Participants

The German lidA ('leben in der Arbeit')-study is a prospective cohort study (Hasselhorn et al. 2014). All employees born in 1959 or 1965 subject to social security contributions and working on December 31, 2009 in Germany were eligible for participation in the first wave of the study 2011. The study sample was drawn by a two-stage random sampling process from an administrative data set of the Federal Employment Agency. This data set includes all employees in Germany subject to social security (about 80 % of all employees). Civil servants and self-employed do not belong to the study population. First 222 sampling points were randomly drawn from 206 of all 12,227 German communities. 34,000 addresses randomly drawn proportionally to the size of the sampling points were oversampled to reach the precalculated sample size of 6,600 subjects. This number resulted from a power calculation considering multilevel design, multiple testing and anticipated loss to follow-up. The younger cohort was oversampled to compensate for future loss to follow-up. Our research hypothesis is one of three confirmatory models of the lidA-study (Fig. 1). The study was approved by the ethics commission of the University of Wuppertal.

Measures

Age

One central characteristic of the lidA-study is the comparison of the two age cohorts (1959, 1965), cross-sectionally now as well as longitudinally in the future. Besides age-adjusted analysis for the total sample, also age-stratified analyses were performed.

Education

SES was operationalized by a combined quasi-metric score of education and vocational training provided by survey data in agreement with the demographic standards as recommended by the German Society of Epidemiology (Jöckel et al. 1998): For each combination of education and training a certain value from 1 (=not any graduation) to 8 (=school leaving examination and graduation from college) was calculated.

Depressive symptoms

Depressive symptoms instead of depression were the outcome, since already few depressive symptoms might lead to absenteeism, loss of productivity and early retirement. Depressive symptoms were measured by an applied version

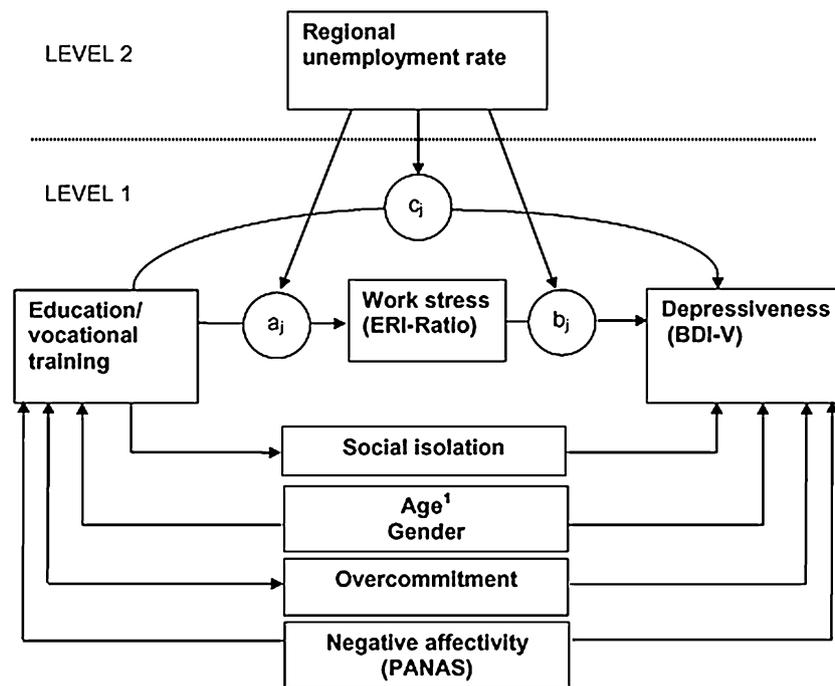


Fig. 1 Confirmatory model of moderated lower-level mediation applied to 6,339 employees from the first wave of the lidA ('leben in der Arbeit')-cohort study 2011 in Germany. Association between education and depressive symptoms mediated by work-related stress and social isolation, adjusted for covariates and moderated by regional unemployment rate; ¹to be stratified for. Abr.: *ERI* effort-reward imbalance, *PANAS* positive and negative affect schedule,

BDI-V applied version of Beck's Depression Inventory, a_j slope of education in the association between education and work stress, b_j slope of work stress in the association between work stress and depressiveness, c_j slope of education in the association between education and depressiveness, *Level 1* individual level, *Level 2* regional level

of the Beck's Depression Inventory (BDI-V). The original BDI, a clinical questionnaire for assessment of severity of depressive symptoms has been cut to 20 items for epidemiological investigations and successfully validated in the setting of a general population (Schmitt et al. 2006). The paper and pencil version of this questionnaire was used (better response rates than in personal interviews in the pretest, reduction of interviewer bias).

Work-related stress

Work-related stress was measured by the reliable and valid 17-item 4-point Likert-scaled version of the ERI questionnaire (Siegrist et al. 2004). ERI measures the level of subjective stress by an imbalance between efforts spent (e.g. work load, responsibility) and rewards (e.g. earnings, approval by supervisor) gained at work. The ERI-ratio we used is the sum of values of the effort and reward items including a weighting factor for different item numbers in both scales (Siegrist et al. 2004).

Overcommitment

The intrinsic component of the ERI-model overcommitment represents a certain coping strategy characterised by

excessive efforts, high ambitions for control, intensive striving for approval and the inability to stop thinking about work (Siegrist et al. 2004). We used the 6-item 4-point Likert-scaled version a short form well tested for reliability and validity (Siegrist 2004). Overcommitment was treated as a confounder assuming that it was associated with social status and depressive symptoms (Dragano et al. 2008).

Negative affectivity

Negative affectivity (NA) was controlled by an international short version of the Positive and Negative Affect Schedule (PANAS) tested for good reliability and validity (Thompson 2007). The internal consistency of the NA scale was acceptable in our investigation ($\alpha = 0.61$). We adjusted for NA to diminish mood-driven judgement of the interviewee, i.e. subjects with negative emotions are more likely to report about work-related stress and depression.

Social isolation

Social isolation was measured with a composite sum score of five variables with a maximum value of 20 points treated like a continuous variable. The participants had to estimate,

how many persons they knew, (1) To whom they can talk about personal concerns and problems, (2) Who could support them in smaller duties and responsibilities, (3) Who would help them in the contact with public authorities, (4) Who would lend money to them and (5) Who would visit or invite them. The answers in four categories reached from “none” to “more than four persons”. With regard to contents, the questions were geared to certain items of the “Mannheim Interview on Social Support” (MISS). MISS is a structured comprehensive interview designed to elicit information about the availability and distribution of various specific support resources in an individual’s social network (Veiel 1990).

Regional unemployment rate

The regional unemployment rate was based on official data from the Federal Employment Agency from June 2012. It was tested for being a second-level moderator in our model (see below, statistical analysis).

Statistics

Statistical analysis

To test hypothesis 1, a multiple mediation analysis based on multiple linear regressions was conducted to estimate the direct, indirect and total effects of the association between SES and BDI-V mediated by ERI as well as by social isolation (Fig. 2; Table 2). Normal distribution of dependent and independent variables was proved by inspection of histograms and Normal Q–Q Plots.

Mediation was defined according to the criteria of Baron and Kenny (1986):

1. The independent variable (X) must have a significant effect on the mediator (Z).
2. X must have a significant effect on the dependent variable (Y) in a regression model without adjustment for Z.
3. Z must have a significant effect on Y.
4. The effect of X on Y decreases, when adjusted for Z.

This analysis was performed for the total sample and stratified by age. In a multiple linear regression model with depressive symptoms as the dependent variable, the total effect of education was calculated adjusted for overcommitment, gender and negative affectivity. Subsequently, we embedded ERI and social isolation into the model. The slope of SES was now considered as the direct effect. The indirect effects mediated by ERI and social isolation were simultaneously calculated with the *MEDIATE* macro (Preacher and Hayes 2008). With this macro, we tested additionally for interaction between the mediators and independent variable and calculated 95 % percentile bootstrap confidence intervals for the indirect effects. Bootstrap provides the most powerful and reasonable method of obtaining confidence limits for specific indirect effects under most conditions (Preacher and Hayes 2008). The percentage mediated by ERI or by social isolation were calculated as the proportion explained in the standard way, i.e. the proportion of the total effect of exposure on disease that is explained by the indirect effect using an additive model (Hafeman 2009).

Hypothesis 2 was tested in two steps. First, a multilevel model based on linear regressions was performed to test for regional variation of direct and indirect (as mediated by ERI) effects of education on depressiveness (Fig. 3). Second, lower-level moderated mediation (LLM) analysis (Bauer et al. 2006) was calculated to include the regional

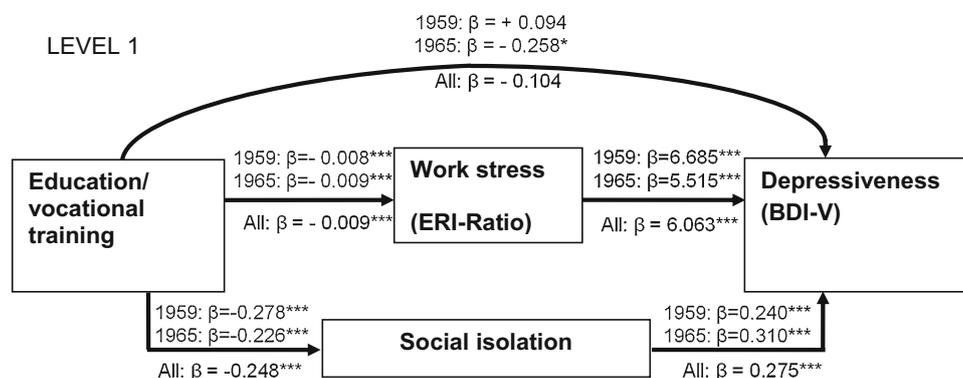


Fig. 2 Mediation^{a,b} between education and depressiveness by work stress and social isolation—6,339 employees from the first wave of the lidA (‘leben in der Arbeit’)-cohort study 2011 in Germany ^aModel 1 with stratification by age cohort (1959, 1965) and model 2 without stratification by age cohort ^bAssociations adjusted for age (model 2

only), gender, overcommitment and negative affectivity * p value < 0.05, ** p value < 0.01, *** p value < 0.001 Abr.: *ERI* effort–reward imbalance, *BDI-V* short version of Beck’s Depression Inventory, *1959* employees born in 1959, *1965* employees born in 1965, *all* all employees, β slope, *Level 1* individual level

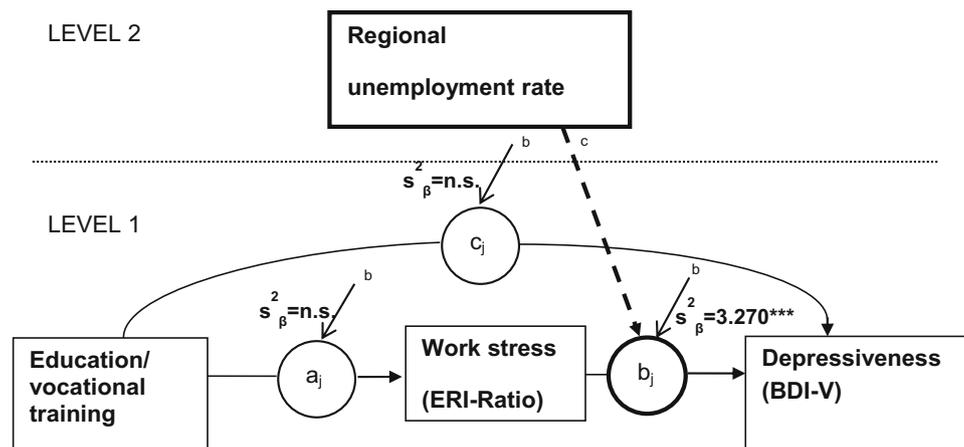


Fig. 3 Regional variation of the slopes in the association between education and depressiveness mediated by work stress and second-level moderation—6339 employees from the first wave of the lidA ('leben in der Arbeit')-cohort study 2011 in Germany. The multilevel analysis found a significant regional variation for the association between work stress and depressiveness, only. The question here is whether part of this variation could be explained by the 2nd level

unemployment rate as level 2 moderator of the level 1 associations (Fig. 3; Tables 3, 4). LLM is a specific multilevel method where the mediator is located on the individual (lower or first) and the factor which moderates this mediation on the regional (upper or second) level (Fig. 1). We estimated the second-level moderating effect of regional unemployment rate on the lower-level association between education and depressive symptoms as mediated by ERI. This estimation was calculated if regional variation was observable in any part of the association between education and depressive symptoms mediated by ERI in step 1. A grand mean centering for all continuous variables has been calculated for all multilevel analyses (to keep in mind when comparing effect estimates of this part of the analysis with others).

All analyses were performed for both age cohorts separately to reveal age-specific differences. The models were controlled for gender, negative affectivity and overcommitment.

Missing data treatment

Missing data (MD) were replaced by multiple imputations (MI) with the fully conditional specification algorithm. This MI procedure enables the imputation of MD in parametric and non-parametric continuous as well as categorical items (Raghunathan et al. 2001). 20 imputed data sets were generated in agreement with the simulation results provided by Graham et al. (2007) as the fraction of MD was <30 % in our data set and the loss of power should be <1 %.

moderator regional unemployment (see also Tables 3 and 4 for the younger cohort) all associations adjusted for age, gender, overcommitment and negative affectivity slope variation between regions effect size of regional unemployment rate on b_j see Tables 3, 4 *** p value < 0.001, *n.s.* not significant Abr.: β slope, ERI effort-reward imbalance, BDI-V short version of Beck's Depression Inventory, Level 1 individual level, Level 2 regional level

Statistical software

Statistical analyses and MD imputations were performed with SPSS 19.

Results

Participants

Of the 34,000 addresses initially drawn, 26,697 were needed to reach the precalculated sample size. Of 24,322 subjects having still the same address, 3,950 were not reachable or could not participate for other reasons (e.g. sickness). 13,735 (51.4 %) refused to participate. Of 6,637 realised interviews, 6,585 were valid. The response rate was 27.3 % according to the American Association for Public Opinion Research criteria (AAPOR 2009). After exclusion of non-working participants, 6339 employees were eligible for analysis. The existence of non-working participants is the result of a time-lag between the social security data (they are at least 1-year back in time) and the interview date. Those subjects became unemployed in the meantime.

Description

Gender distribution was well balanced in both cohorts (Table 1). Mean educational and depressive levels were slightly higher in the younger cohort. Social isolation and overcommitment were more pronounced in the older

cohort. Both age cohorts were comparable regarding ERI and negative affectivity.

Multiple mediation analysis

In all 6,339 employees, the significant association between education and depressiveness adjusted for age, gender, overcommitment and negative affectivity could be mainly explained by mediation with work-related stress and social isolation, whereas the direct effect was not significant (Fig. 2; Table 2). Nevertheless, all criteria for mediation

according to Baron and Kenny (1986) were fulfilled for both mediating factors in this association.

In the age-stratified analysis, age-specific differences were observed in total, direct and indirect associations between education and depressive symptoms after adjustment for covariates (Fig. 2; Table 2). Firstly, the total association was significant for participants born in 1965, but not for those in 1959. Secondly, the indirect effect mediated by work-related stress and by social isolation was significant for both age cohorts. Finally, the direct association between education and depressive symptoms was significant for the younger cohort, only. The association between education and depressive symptoms was mediated by ERI and social isolation in the younger group, only. Therefore, multilevel analyses step 1 is displayed in detail for the total sample (Table 3) and the younger cohort (Table 4), only. There was no interaction between the mediators and the independent variable, neither in the total sample nor in age-stratified groups.

Table 1 Sample description of 6,339 employees born in 1959 and 1965 recruited in the first wave of the lida-study in Germany 2011

Variable	Birth year	
	1959	1965
Sex		
Female: N (%)	1,499 (53.8)	1,869 (52.6)
Male: N (%)	1,286 (46.2)	1,685 (47.4)
Education: mean (\pm SD)	4.66 (1.76)	4.82 (1.74)
Missing values	8	5
BDI-V: mean (\pm SD)	20.00 (13.58)	20.13 (13.73)
Missing values	432	495
ERI-Ratio: mean (\pm SD)	0.57 (0.28)	0.57 (0.28)
Missing values	583	709
Social isolation: mean (\pm SD)	11.25 (3.39)	11.08 (3.32)
Missing values	4	1
Overcommitment: mean (\pm SD)	13.44 (4.40)	13.32 (4.28)
Missing values	26	39
Neg. affectivity: mean (\pm SD)	9.91 (2.42)	9.99 (2.42)
Missing values	5	10

Data extracted from the responses to the first wave of the lida-cohort study 2011 in Germany

Mean arithmetic mean, SD standard deviation, BDI-V Beck's Depression Inventory (applied version), neg. negative, ERI effort-reward imbalance

Multilevel analysis

In the total sample, the association between education and depressive symptoms as well as the association between education and work-related stress showed no significant regional variation (Fig. 3; Table 3). For the younger cohort, the association between education and depressive symptoms showed no significant regional variation. In the association between education and work-related stress, the regional variation was not high enough and the model did not converge. The random slope for work stress was statistically significant in the total as well as in the younger group (Fig. 3; Tables 3, 4). It was 0.013 in the total sample and 0.016 in the younger cohort. There was no effect modification by regional unemployment rate in the association between ERI and depressive symptoms in the total sample or in the younger group.

Table 2 Direct, indirect and total effect estimates in the association between education and depressive symptoms—all employees and those stratified for age from the first wave of the lida-cohort study in Germany 2011

Effect	All subjects			Birth year					
				1959			1965		
	Estimate (CI)	<i>p</i>	(%) ^a	Estimate (CI)	<i>p</i>	(%) ^a	Estimate (CI)	<i>p</i>	(%) ^a
Direct	−0.10 (−0.29;0.08)	n.s.	45.5	0.09 (−0.23;0.41)	n.s.	− ^b	−0.26 (−0.48;−0.04)	*	68.4
Indirect (ERI)	−0.05 (−0.08;−0.03)	***	22.7	−0.05 (−0.10;−0.02)	***	− ^b	−0.05 (−0.08;−0.02)	***	13.2
Indirect (social isolation)	−0.07 (−0.10;−0.05)	***	31.8	−0.07 (−0.12;−0.04)	***	− ^b	−0.07 (−0.11;−0.04)	***	18.4
Total	−0.22 (−0.41;−0.04)	*	100	−0.03 (−0.34;0.28)	n.s.	− ^b	−0.38 (−0.59;−0.16)	*	100

CI 95 % confidence intervals, ERI effort-reward imbalance, n.s. not significant

* *p* value < 0.05, ** *p* value < 0.01, *** *p* value < 0.001

^a Percent of total effect

^b Percent not calculated as total effect not significant

Table 3 Multilevel models of the associations between education, work-related stress^a and depressive symptoms^b—all 6,339 employees from the first wave of the German lidA-cohort study 2011)

Dependent variable	Model 0a ERI	Model 0b Depressiveness	Model 1 ERI	Model 2 Depressiveness	Model 2 ext. Depressiveness	Model 3 Depressiveness
Fixed effects						
Level 1						
Gender	–	–	–0.061**	0.184***	0.185***	0.183***
Negative affectivity	–	–	0.081***	0.398***	0.399***	0.398***
Education	–	–	–0.054***	–0.029*	–0.027*	–0.028*
Overcommitment	–	–	0.494***	0.175***	0.175***	0.176***
ERI	–	–	–	0.131***	0.131***	0.124***
Year of birth	–	–	0.010*	0.002	0.002	0.002
Level 2						
Unemployment rate	–	–	–	–	–0.02	–
Random effects						
Intercept variance	0.011**	0.010*	0.005	0.006	0.006	0.006
ICC (%)	1.1	1.0	0.7	0.9	0.9	0.9
Random slope	–	–	0.01	0.013**	0.014**	0.0002

Model 0a and model 0b do not have any predictors. Model 1: education has a random slope, Model 2: ERI has a random slope, Model 2 ext. (ext. = extended): ERI slope not explained by regional unemployment rate, Model 3: education has a random slope

ERI effort–reward imbalance, ICC intraclass correlation coefficient, BDI-V applied version of Beck's Depression Inventory

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$, T = tendency to significance

^a Measured by ERI

^b Measured by BDI-V

Table 4 Multilevel models of the associations between education, work-related stress^a and depressive symptoms^b 3,554 employees born in 1965 from the first wave of the German lidA-cohort study 2011

Dependent variable	Model 0a ERI	Model 0b Depressiveness	Model 1 ERI	Model 2 Depressiveness	Model 2 ext. Depressiveness	Model 3 Depressiveness
Fixed effects						
Level 1						
Gender	–	–	–0.055 ^T	0.183***	0.185***	0.182***
Negative affectivity	–	–	0.0672***	0.407***	0.407***	0.408***
Education	–	–	–0.058***	–0.048**	–0.048**	–0.046**
Overcommitment	–	–	0.515***	0.198***	0.199***	0.201***
ERI	–	–	–	0.118***	0.120***	0.110***
Level 2						
Unemployment rate	–	–	–	–	–0.004	–
Random effects						
Intercept variance	0.015*	0.010	0.008	0.009	0.009 ^T	0.008 ^T
ICC (%)	1.5	1.0	1.1	1.3	1.4	1.2
Random slope	–	–	(¹)	0.016*	0.015*	0.002

Model 0a and model 0b do not have any predictors. Model 1: education has a random slope, Model 2: ERI has a random slope, Model 2 ext. (ext. = extended): ERI slope not explained by regional unemployment rate, Model 3: education has a random slope

ERI effort–reward imbalance; ICC intraclass correlation coefficient, BDI-V applied version of Beck's Depression Inventory

* = $p < 0.05$, ** = $p < 0.01$, *** = $p < 0.001$, ^T = tendency to significance, (¹) No sufficient variance

^a Measured by ERI

^b Measured by BDI-V

Discussion

According to our a priori study hypothesis 1, work stress and social isolation were mediators in the association between education and depressive symptoms for the total sample and the younger cohort. Regarding a priori hypothesis 2, multilevel analysis showed regional variation of the association between work stress and depressive symptoms, but no moderating effect of the level 2 variable 'regional unemployment rate' on this association. The association between ERI and depressive symptoms was more pronounced amongst the older than amongst the younger cohort whereas regarding social isolation, it was the other way around.

To the best of our knowledge, associations between education and depressive symptoms have not been analysed in such a complex manner so far taking into account potentially mediating work (ERI) and non-work factors (social isolation) and regional variations of the associations under study. However, our findings are in line with results from studies investigating parts of this complex network of associations. It is well known from a number of cross-sectional and longitudinal studies that depression or depressive symptoms are more frequent amongst individuals exposed to ERI (e.g. Dragano et al. 2008; Rugulies et al. 2013; Tsutsumi et al. 2012) or social isolation (e.g. Hagerty and Williams 1999). Furthermore, SES was found to be related to depression (Lorant et al. 2003; Melchior et al. 2013). Some evidence from the literature indicates that social inequality in health may vary by region (e.g. Dragano et al. 2007).

One might criticise that we used only one indicator of SES in our analysis, i.e. a combined measure of education and vocational training. However, educational attainment plays a key role within parameters defining the SES since it works as a door opener for the others (occupational position, income). Furthermore, compared to other SES indicators, education shows usually the strongest effects regarding social inequality in health (Geyer et al. 2006). Finally, education is an SES indicator which is quite stable over time (Peter et al. 2007).

We have chosen ERI a successfully tested concept of work stress used worldwide (Siegrist et al. 2004; van Vegchel et al. 2005) as indicator of the psychosocial work environment. Our analytical model might have been improved using additional information on work stress like that provided by the demand-control model (Peter et al. 2002). However, we decided prior to analysis to stay with ERI to keep the analysis at a manageable level of complexity thereby taking into account possible underestimation of the work-related effects.

Social isolation is an important indicator of the psychosocial environment associated with both, morbidity and

mortality (Brummett et al. 2001). The relationship between social isolation and depression has been described (Hagerty and Williams 1999). Furthermore, an effect of SES and age on social networking has been found (Ajrouch et al. 2005). Social isolation has been observed to be a mediator between SES and depression in a study by Bruce and Hoff (1994). However, unlike us they measured SES by income and the outcome was depression.

We assumed regional unemployment rates to influence the association between ERI and depressive symptoms since an important part of the measurement of the ERI concept relates to job insecurity. However, we did not find any effect of this variable. Variations of unemployment by region have been shown to be associated with lifestyle risk factors for chronic diseases (e.g. overweight) in a German study (Dragano et al. 2007). This study used very small-scaled information on regional unemployment going down to the street level whereas in lidA only information on a broader regional level was available. Furthermore, it was conducted in a specific area in Germany with high unemployment rates, the Ruhr area, whereas lidA is a nationwide study. Our information on regional unemployment might be too crude and too far away from the individual to influence the individual's perception of job insecurity. Regional unemployment rates in Germany are updated quarterly and may vary substantially within a region. Although regional unemployment did not modify the relation between ERI and depressive symptoms, we observed a significant regional variation of this association.

The effects of education and psychosocial variables differed between age groups. The relationship between ERI and depressive symptoms was more pronounced amongst the older cohort (Fig. 2). With employee's increasing age, work overload may intensify due to a growing lack of resources to cope with job demands. Not much is known about coping behaviours and their variation throughout the life course. Yet, some evidence exists showing that coping behaviour is age related (Abraham and Hansson 1995). Furthermore, education was not significantly associated with depressive symptoms in the older cohort (direct effect of education). Whilst the association between education and ERI was also weak in the younger cohort, the cohort difference might be explained by the fact that the overall educational level was lower amongst the older ones and thereby variation of education was reduced. The door opener function of education could have become more important over time, i.e. amongst the older cohort, all levels of education were more open to jobs at quite different levels of qualification and related work stress as well as depressive symptoms. However, selection bias as the reason for the observed age-related differences cannot be excluded. Finally, the observed differences might be due to age or cohort effects. Yet, this cannot be investigated at the

present stage of the study. In the future, the Schaie design of the lidA-study will allow disentangling effects between and within the age cohorts using longitudinal data (Schaie 1994).

LidA is a population-based study representative for employees subject to social insurance of two birth years (1959 and 1965) in Eastern and Western Germany. Selectivity analysis revealed almost no selection bias (Hasselhorn et al. 2014). Another strength is the application of well-tested questionnaires (e.g. ERI, BDI-V) improving the internal validity of the study.

We used standard methods to calculate effect proportions explained by mediation: If interaction between the exposure and the mediation variable is absent, a standard measures for mediation based an additive models will equal the corresponding natural effects (“pure” and “total”) based on counterfactual-based definitions (Hafeman 2009). Whereas it was our primary goal to prove the hypothesis of the mediating effects of work-related stress and social isolation qualitatively, only we can in agreement with Hafeman (2009) provide a quantification of the indirect effects, additionally (Table 2) because interactions between exposure and both mediating variables were excluded in our data by a test of homogeneity provided by the *MEDIATE* macro. The accuracy of this quantification of the indirect effects, however, may be limited by bias introduced by the multilevel modelling approach where a full separation of between- and within-group effects is not possible without introducing bias (Preacher et al. 2010). An alternative approach to improve the quantification of the indirect effects using moderated lower-level mediation models could be a multilevel structural equation approach (Preacher et al. 2010). It would allow for unbiased estimates of multiple indirect effects in a multilevel framework. However, this method has not been applied for our situation so far. For the calculation of 95 %-CI for the indirect effects, we chose the percentile bootstrap confidence interval method recommended by Preacher and Hayes (2008) where normal distribution of the indirect effect is not a prerequisite.

Beside potential bias introduced by unknown covariates inherent to all observational studies, one particular limitation is the—currently—cross-sectional design of this analysis ruling out causal conclusions from our results. Yet, with availability of follow-up data, this confirmatory analysis can be conducted longitudinally taking into account timely sequence of exposure and outcome and changes over time. This can be an important contribution to fill an existing gap in methodological sound prospective studies investigating the mediating effect of work stress measured by effort–reward imbalance to explain social gradients in health (Hoven and Siegrist 2013). Furthermore, due to the cross-sectional character of data analysis, the risk of reversed causality cannot be ruled out, i.e. that

persons characterised by depressive symptoms report higher levels of work stress or of social isolation. Our observed mediations can be proved by longitudinal data, only.

The relatively low response rate is in agreement with the declining willingness to participate in surveys in Germany (Hasselhorn et al. 2014). However, a sensitivity analysis showed that the representativeness of our study sample to the target population of all employees subject to social security contributions born in 1959 or 1965 is very high regarding different sociodemographic variables (Hasselhorn et al. 2014). In addition, we performed multiple imputations to reduce bias of our estimates introduced by item non-response. Finally, generalizability of results is restricted to the two age groups of employees subject to social security contributions working in Germany.

Conclusions

Our findings provide first cross-sectional evidence that ERI and social isolation are mediators of the association between education and depressive symptoms. These associations showed age-related and regional variations. After age stratification, we observed mediation according to Baron and Kenny (1986) for the younger cohort, only. Future longitudinal analysis will allow disentangling effects of cohort, age and time. If our results were proved longitudinally, this could provide a scientific base for future preventive programmes, i.e. to improve employee’s mental health by reducing work-related stress.

Acknowledgments The authors thank the lidA-study group for good co-operation which has built the ground on which this analysis has been performed. We thank the sponsor, the German Federal Ministry of Education and Research for funding (FKZ 01ER0827, 01ER0825, 01ER0806, 01ER0826). We thank also the Pearson Assessment & Information GmbH for giving the permission for using the BDI-V-questionnaire.

Conflict of interest The authors declare that they have no conflict of interest.

References

- AAPOR (The American Association For Public Opinion Research) (2009) Standard definitions. Final dispositions of case codes and outcome rate for survey. Revisited Version 2009. http://www.aapor.org/AM/Template.cfm?Section=Standard_Definitions1&Template=/CM/ContentDisplay.cfm&ContentID=1814. Accessed 20 Apr 2013
- Abraham JD, Hansson RO (1995) Successful ageing at work: an applied study of selection, optimization, and compensation through impression management. *J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci* 50:P94–P103. doi:10.1093/geronb/50B.2.P94
- Ajrouch KJ, Blandon AY, Antonucci TC (2005) Social networks among men and women: the effects of age and socioeconomic

- status. *J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci* 60:S311–S317. doi:10.1093/geronb/60.6.S311
- Baron RM, Kenny DA (1986) The mediator- moderator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic, and statistical considerations. *J Pers Soc Psychol* 51:1173–1182. doi:10.1037/0022-3514.51.6.1173
- Bauer DJ, Preacher KJ, Gil KM (2006) Conceptualizing and testing random indirect effects and moderated mediation in multilevel models: new procedures and recommendations. *Psychol Methods* 11:142–163. doi:10.1037/1082-989X.11.2.142
- Boersch-Supan A, Wilke CB (2009) Medium- and long-term labor force trends in Germany. *J Labour Market Res* 42:29–48 (German)
- Borg V, Kristensen TS (2000) Social class and self-rated health: can the gradient be explained by differences in life style or work environment? *Soc Sci Med* 51:1019–1030. doi:10.1016/S0277-9536(00)00011-3
- Bruce ML, Hoff RA (1994) Social and physical health risk factors for first-onset major depressive disorder in a community sample. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol* 29:165–171. doi:10.1007/BF00802013
- Brummett BH, Barefoot JC, Siegler IC, Clapp-Channing NE, Lytle BL, Bosworth HB, Williams RB Jr, Mark DB (2001) Characteristics of socially isolated patients with coronary artery disease who are at elevated risk for mortality. *Psychosom Med* 63:267–272. doi:10.1097/00006842-200103000-00010
- Busch MA, Maske UE, Ryl L, Schlack R, Hapke U (2013) Prevalence of depressive symptoms and diagnosed depression among adults in Germany: results of the German health interview and examination survey for adults (DEGS1). *Bundesgesundheitsblatt Gesundheitsforschung Gesundheitsschutz* 56:733–739. doi:10.1007/s00103-013-1688-3 German
- Chandola T, Siegrist J, Marmot M (2005) Do changes in effort-reward imbalance at work contribute to an explanation of the social gradient in angina? *Occup Environ Med* 6:223–230. doi:10.1136/oem.2004.016675
- Dragano N, Moebus S, Jöckel KH, Erbel R, Siegrist J, Heinz Nixdorf Recall Study (2008) Two models of job stress and depressive symptoms. Results from a population-based study. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol* 43:72–78. doi:10.1007/s00127-007-0267-z
- Dragano N, Bobak M, Wege N, Peasey A, Verde PE, Kubinova R, Weyers S, Moebus S, Möhlenkamp S, Stang A, Erbel R, Jöckel KH, Siegrist J, Pikhart H (2007) Neighborhood socioeconomic status and cardiovascular risk factors: a multilevel analysis of nine cities in the Czech Republic and Germany. *BMC Public Health* 7:255. doi:10.1186/1471-2458-7-255
- Federal Statistical Office (2009) Germany's Population by 2060 Results of the 12th coordinated population projection: available at: https://www.destatis.de/EN/Publications/Specialized/Population/GermanyPopulation2060.pdf?__blob=publicationFile. Accessed 14 Mar 2014
- Geyer S, Hemström O, Peter R, Vågerö D (2006) Education, income, and occupational class cannot be used interchangeably in social epidemiology. Empirical evidence against a common practice. *J Epidemiol Commun Health* 60:804–810. doi:10.1136/jech.2005.041319
- Graham JW, Olchowski AE, Gilreath TD (2007) How many imputations are really needed? Some practical clarifications of multiple imputation theory. *Prev Sci* 8:206–213. doi:10.1007/s11121-007-0070-9
- Hafeman DM (2009) “Proportion explained”: a causal interpretation for standard measures of indirect effect? *Am J Epidemiol* 170(11):1443–1448. doi:10.1093/aje/kwp283
- Hagerty BM, Williams RA (1999) The effects of sense of belonging, social support, conflict and loneliness on depression. *Nurs Res* 48:215–219. doi:10.1097/00006199-199907000-00004
- Hasselhorn HM, Peter R, Rauch A, Schroeder H, Swart E, Bender S, du Prel JB, Ebener M, March S, Trappmann M, Steinwede J, Mueller BH (2014) Cohort profile: the lidA Cohort Study—a German Cohort Study on work, age, health and work participation. *Int J Epidemiol*. doi:10.1093/ije/dyu021
- Hoven H, Siegrist J (2013) Work characteristics, socioeconomic position and health: a systematic review of mediation and moderation effects in prospective studies. *Occup Environ Med* 70:663–669. doi:10.1136/oemed-2012-101331
- Jöckel KH, Babitsch B, Bellach BM, Bloomfield K, Hoffmeyer-Zlotnik J, Winkler J, Wolf C (1998) Messung und Quantifizierung soziodemographischer Merkmale in epidemiologischen Studien. Empfehlungen: available from: www.gesundheitsforschung-bmbf.de/_media/Empfehlungen__Epidemiologische_Studien.pdf. Accessed 14 March 2014
- Kristensen TS, Borg V, Hannerz H (2002) Socioeconomic status and psychosocial work environment: results from a Danish national study. *Scand J Public Health Suppl* 59:41–48. doi:10.1177/14034948020300030701
- Kroll LE, Müters S, Dragano N (2011) Arbeitsbelastungen und Gesundheit [Work load and health]. *GBE Kompakt* 5:1-6. German
- Lorant V, Deliège D, Eaton W, Robert A, Philippot P, Ansseau M (2003) Socioeconomic inequalities in depression: a meta-analysis. *Am J Epidemiol* 157:98–112. doi:10.1093/aje/kwf182
- Melchior M, Chastang JF, Head J, Goldberg M, Zins M, Nabi H, Younès N (2013) Socioeconomic position predicts long-term depression trajectory: a 13-year follow-up of the GAZEL cohort study. *Mol Psychiatry* 18:112–121. doi:10.1038/mp.2011.116
- Peter R, Siegrist J, Hallqvist J, Reuterwall C, Theorell T; the SHEEP Study Group (2002) Psychosocial work environment and myocardial infarction: improving risk estimation by combining two complementary job stress models in the SHEEP Study. *J Epidemiol Commun Health* 56:294–300. doi:10.1136/jech.56.4.294
- Peter R, Gässler H, Geyer S (2007) Social status, status inconsistency, and risk of ischemic heart disease – a prospective study among members of a statutory health insurance company. *J Epidemiol Commun Health* 61:605–611. doi:10.1136/jech.2006.047340
- Preacher KJ, Hayes AF (2008) Asymptotic and resampling strategies for assessing and comparing indirect effects in multiple mediator models. *Behav Res Methods* 40:879–891. doi:10.3758/BRM.40.3.879
- Preacher KJ, Zyphur MJ, Zhang Z (2010) A general multilevel SEM framework for assessing multilevel mediation. *Psychol Methods* 15:209–233. doi:10.1037/a0020141
- Raghunathan TE, Lepkowski JM, Van Hoewyk J, Solenberger P (2001) A multivariate technique for multiply imputing missing values using a sequence of regression models. *Surv Methodol* 27:85–95
- Rau R, Gebele N, Morling K, Rösler U (2010) Untersuchung arbeitsbedingter Ursachen für das Auftreten von depressiven Störungen. Abschlussbericht zum Projekt “Untersuchung arbeitsbedingter Ursachen für das Auftreten von depressiven Störungen“-Projekt F 1865. ISBN 978-3-88261-1144 (German)
- Rugulies R, Aust B, Madsen IE, Burr H, Siegrist J, Bültmann U (2013) Adverse psychosocial working conditions and risk of severe depressive symptoms. Do effects differ by occupational grade? *Eur J Public Health* 23:415–420. doi:10.1093/eurpub/cks071
- Schaie KW (1994) Developmental Designs revisited. In: Cohen SH, Reese HW (eds) *Lifespan developmental psychology*. Hillsdale NJ, Earlbaum, pp 45–64
- Schmitt M, Altstötter-Gleich C, Hinz A, Maes J, Brähler E (2006) Norms for the simplified Beck depression inventory (BDI-V) in a non-clinical population. *Diagnostica* 52:51–59. doi:10.1026/0012-1924.52.2.51 German

- Siegrist J, Starke D, Chandola T, Godin I, Marmot M, Niedhammer I, Peter R (2004) The measurement of effort-reward imbalance at work: European comparisons. *Soc Sci Med* 58:1483–1499. doi:[10.1016/S0277-9536\(03\)00351-4](https://doi.org/10.1016/S0277-9536(03)00351-4)
- Thompson ER (2007) Development and validation of an internationally reliable short-form of the positive and negative affect schedule (PANAS). *J Cross Cult Psychol* 38:227–242. doi:[10.1177/0022022106297301](https://doi.org/10.1177/0022022106297301)
- Tsutsumi A, Kawanami S, Horie S (2012) Effort-reward imbalance and depression among private practice physicians. *Int Arch Occup Environ Health* 85:153–161. doi:[10.1007/s00420-011-0656-1](https://doi.org/10.1007/s00420-011-0656-1)
- Van Vegchel N, de Jonge J, Bosma H, Schaufeli WB (2005) Reviewing the effort-reward imbalance model: drawing up the balance of 45 empirical studies. *Soc Sci Med* 60:1117–1131. doi:[10.1016/j.socscimed.2004.06.043](https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2004.06.043)
- Veiel HO (1990) The Mannheim interview on social support. reliability and validity data from three samples. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol* 25:250–259. doi:[10.1007/BF00788646](https://doi.org/10.1007/BF00788646)

4. **Du Prel, J.-B., & Peter, R.** (2015). Work family-conflict as a mediator in the association between work-related stress and depressive symptoms – Results from the prospective lidA cohort study. *International Archives of Occupational and Environmental Health*, 88(3), 359-368. <https://doi.org/10.1007/s00420-014-0967-0>. (Journal Impact Factor: 2,397)

*Abdruck der Publikation mit Genehmigung des Verlages Springer Nature
(Reproduced with permission from Springer Nature)*

Work-family conflict as a mediator in the association between work stress and depressive symptoms: cross-sectional evidence from the German lidA-cohort study

Jean-Baptist du Prel · Richard Peter

Received: 24 September 2013 / Accepted: 17 July 2014
© Springer-Verlag Berlin Heidelberg 2014

Abstract

Objective The demographic change leads to a shrinking German work force. Depressive symptoms cause many days absent at work, loss of productivity and early retirement. Therefore, pathways for prevention of depressive symptoms are important for the maintenance of global competitiveness. We investigated the role of work-family conflict (WFC) in the well-known association between work stress and depressive symptoms.

Methods A total of 6,339 employees subject to social insurance, born in 1959 or 1965 and randomly drawn from 222 sample points in Germany participated in the first wave of the *leben in der Arbeit*-study. In the analysis, 5,906 study subjects working in full-time or part-time positions were included. Work stress was measured by effort–reward imbalance ratio, depressive symptoms by the applied Becks depression inventory (BDI-V) and WFC by items of the Copenhagen Psychosocial Questionnaire (COPSOQ)-scale. Multiple linear regression analysis adjusted for age, education, negative affectivity (PANAS), overcommitment and number of children was performed. Mediation was defined according to the criteria of Baron and Kenny.

Results Work stress was significantly associated with depressive symptoms (BDI-V) in all full-time [$\beta_{1\text{female}} = 6.61$ (95 % CI 3.95–9.27); $\beta_{1\text{male}} = 8.02$ (95 % CI 5.94–10.09)] and female part-time employees

[$\beta_{2\text{female}} = 4.87$ (95 % CI 2.16–7.59)]. When controlling for WFC effect, estimates became smaller in men and were even halved in women. WFC was also significantly associated with work stress and depressive symptoms: All criteria for partial mediation between work stress and depressiveness were fulfilled.

Conclusions Prevention of WFC may help to reduce days absent at work and early retirement due to work stress-related depressive symptoms in middle-aged women and men.

Keywords Work-family conflict · Depressive symptoms · ERI · Mediation · Gender

Introduction

Prevention and therapy of diseases, which contribute to a reduction of the workforce, are of high relevance regarding ageing employees and their shrinking number in many industrial nations, like Germany (Börsch-Supan and Wilke 2009). Depression is the most frequent mental disorder in employees at the age of 18–65 in Germany (Jacobi et al. 2004). The mental disease causes a considerable loss of manpower by days absent at work and high costs in the German economic system by loss of productivity. Depression also holds a high share on early retirement rates (TK-health report 2008; Rau et al. 2010). Higher retirement rates in association with depression or depressive symptoms have also been shown for other countries (e.g., Doshi et al. 2008). Regarding efficient preventive measures against depression at operational level, factors with influence on the development of depression are of high interest. Several national and international investigations have already shown that an imbalance between efforts spent

J.-B. du Prel (✉) · R. Peter
Institute of the History, Philosophy and Ethics of Medicine, Ulm University, Ulm, Germany
e-mail: Jean-Baptist.du-Prel@uni-ulm.de

Present Address:

J.-B. du Prel
Institute of Epidemiology and Medical Biometry, Schwabstr. 13,
89075 Ulm, Germany

and rewards gained effort–reward imbalance (ERI), which results in work-related stress according to model of occupational gratification crisis (Siegrist 1996), is associated with depression (Stansfeld et al. 1999; Godin et al. 2005; Li et al. 2006; Sakata et al. 2008; Schulz et al. 2011; Tsutsumi et al. 2012) as well as with depressive symptoms (Dragano et al. 2008). Using ‘Depressive symptoms’ as an outcome had several advantages in comparison with depression in our investigation: On the one hand, this endpoint allows a more precise differentiation of different degrees of the disorder; on the other hand, not only an apparent depression may lead to days absent at work, but also depressive symptoms (Koopmans et al. 2008).

Under preventive aspects, pathways from work-related stress to the development of a manifest depression or its precursors are highly relevant. Nowadays both female and male employees are increasingly faced with balancing their work and family roles (Bond et al. 1998). Besides work demands, both genders have to deal with domestic obligations, but the distribution of objective burdens and subjective weighting of work and family life can be different for male and female subjects. It has already been shown in international studies that besides high work load, also a conflict between work and family was a significant predictor for depression, but regarding gender-specific differences in this association, findings were not consistent (Frone et al. 1996; Kato and Yamazaki 2009; Wang et al. 2012). Moreover, work-related stress was in national and international studies significantly associated with work-family conflict (WFC) (Fuß et al. 2008, Watai et al. 2008; Kato and Yamazaki 2009). Yet, also in this association, gender-specific differences have been found in two studies (Watai et al. 2008; Kato and Yamazaki 2009), in another not (Fuß et al. 2008). Therefore, it seems interesting to disentangle differences between women and men in the complex relationship between work-related stress, WFC and depressive symptoms.

Whereas cross-sectional studies are not able to disentangle what came first, work-related stress or work-family conflict (WFC), longitudinal evidence on this matter was provided by Peeters et al. (2004) in a study on 383 health care employees over two waves. They found that cognitive, emotional and physical job stressors were predictors for work-home interference but not the other way around. These results are in agreement with an earlier 6-month longitudinal study of Kelloway et al. (1999) who showed that strain-based work-home inference was a result rather than a precursor of stress complaints.

Reverse causality could also not be excluded in the association between WFC and depressive symptoms. Yet, work demands interfere with private life more often than the other way around (van Hooff et al. 2005). Whereas in a meta-analysis of cross-sectional studies, depressive

complaints were one of the health outcomes significantly correlated with work–home inference (Allen et al. 2000), longitudinal studies are sparse investigating the causal relationship between both. The evidence provided by those rare studies is mixed regarding the causal direction of effects in the association between work–home interference and health outcomes (Frone et al. 1997; Grant-Vallone and Donaldson 2001; Kinunen et al. 2004). Yet, in a longitudinal study, van Hooff et al. (2005) have found that the normal causal model, in which strain-based work–home interference, was related to increased depressive complaints 1 year later, fitted the data well, and significantly better than the reversed causal model. In this study, no evidence was found for the reversed causal model. Whereas reversed causal relationship cannot completely ruled out based on these findings, the results of this longitudinal study were more convincing than of others because the authors avoided typical errors like the neglect of different work–home interference starting points and courses across time. Taking the longitudinal findings of Peeters et al. (2004); Kelloway et al. (1999) and van Hooff et al. (2005) into account, we aim to include WFC as a mediator in the relationship between work-related stress and depressive symptoms in our study. Given the unclarified question of differences between women and men in the association between WFC and depression stratification for sex was necessary. Therefore, the goal of this study was to investigate the question, which part of the association between work-related stress measured by ERI and depressive symptoms could be statistically explained by mediation through WFC in female and male employees working in full- or part-time occupations, in an exploratory way.

Methods

Participants

The *leben in der Arbeit* (lidA)-study is a prospective German cohort study on work, age, health and work participation (for a detailed description, see Hasselhorn et al. 2014). Data for this cross-sectional analysis were provided from personal interviews in the first studies wave from March to October 2011. Employees in two age cohorts (1959 and 1965) were asked about work- and health-related topics by a computer-assisted personal interview (CAPI) in the first study wave. Basis for the drawing of study subjects was the Integrated Employment Biographies (IEB) of the German federal employment agency, in which all employees who are subject to statutory health insurance are listed (Dorner et al. 2010). These are all employees in Germany with exception of freelancers, self-employees and civil servants. The sample was drawn in a two-stage random process from

Table 1 Background characteristics of the employees of the lidA-study at baseline ($n = 6,339$)

Variable	Women	Men	<i>p</i> value (women vs. men)
BDI-V			
All ^a : mean (\pm SD)	21.85 (14.02)	18.09 (12.97)	$p < 0.005^d$
Full-time: mean (\pm SD)	21.45 (14.15)	17.91 (12.71)	$p < 0.005^d$
Part-time: mean (\pm SD)	22.11 (13.70)	20.93 (15.29)	$p = 0.242^d$
Missing values: <i>N</i>	508	419	
WFC			
All ^a : mean (\pm SD)	3.96 (1.68)	4.24 (1.68)	$p < 0.005^d$
Full-time: mean (\pm SD)	4.44 (1.70)	4.27 (1.67)	$p = 0.001^d$
Part-time: mean (\pm SD)	3.76 (1.57)	3.89 (1.79)	$p = 0.718^d$
Missing values: <i>N</i>	12	8	
Employment			
Full-time: <i>N</i> (%)	1,445 (42.9)	2,804 (94.4)	$p < 0.005^c$
Part-time: <i>N</i> (%)	1,552 (46.1)	104 (3.5)	
Others ^b : <i>N</i> (%)	370 (11.0)	63 (2.1)	
Missing values: <i>N</i>	1	0	
Birth year			
1,959: <i>N</i> (%)	1,499 (44.5)	1,286 (43.3)	$p = 0.328^c$
1,965: <i>N</i> (%)	1,869 (55.5)	1,685 (56.7)	
Education			
All ^a : mean (\pm SD)	4.73 (1.68)	4.77 (1.82)	$p = 0.230^d$
Full-time: mean (\pm SD)	4.90 (1.66)	4.76 (1.81)	$p < 0.005^d$
Part-time: mean (\pm SD)	4.73 (1.68)	5.51 (2.09)	$p < 0.005^d$
Missing values: <i>N</i>	6	7	
ERI-Ratio			
All ^a : mean (\pm SD)	0.57 (0.29)	0.57 (0.26)	$p = 0.034^d$
Full-time: mean (\pm SD)	0.60 (0.28)	0.58 (0.26)	$p = 0.081^d$
Part-time: mean (\pm SD)	0.56 (0.28)	0.51 (0.22)	$p = 0.151^d$
Missing values: <i>N</i>	778	514	
WOC			
All ^a : mean (\pm SD)	13.45 (4.42)	13.29 (4.24)	$p = 0.236^d$
Full-time: mean (\pm SD)	14.17 (4.35)	13.35 (4.23)	$p < 0.005^d$
Part-time: mean (\pm SD)	13.28 (4.35)	12.88 (4.18)	$p = 0.347^d$
Missing values: <i>N</i>	34	31	
Negative affectivity			
All ^a : mean (\pm SD)	10.21 (2.44)	9.66 (2.36)	$p < 0.005^d$
Full-time: mean (\pm SD)	10.07 (2.44)	9.63 (2.33)	$p < 0.005^d$
Part-time: mean (\pm SD)	10.27 (2.44)	10.34 (2.92)	$p = 0.910^d$
Missing values: <i>N</i>	37	33	
No. of children <14 years			
All ^a : mean (\pm SD)	0.29 (0.66)	0.48 (0.80)	$p < 0.005^d$
Full-time: mean (\pm SD)	0.15 (0.56)	0.48 (0.79)	$p < 0.005^d$
Part-time: mean (\pm SD)	0.39 (0.70)	0.58 (0.80)	$p = 0.006^d$
Missing values: <i>N</i>	4	1	

n total number of participants, *N* number of subjects in each exposure category; *No.* Number, % percentage of responders in each exposure category, *BDI-V* Applied form of Becks depression inventory, *ERI-ratio* effort–reward imbalance ratio, *Mean* arithmetic mean, *SD* standard deviation, *WFC* work-family conflict, *WOC* work overcommitment

^a Includes workers in full-time, part-time and marginal employment

^b Heterogenous group of workers in marginal employment (e.g. minor or short-time employment)

^c χ^2 test

^d Mann–Whitney *U* test

222 sample points all over Germany. Subjects were invited to a computer-assisted personal interview by an invitation letter with additional information material. The target number of study subjects was reached by oversampling

(Schröder et al. 2013; Hasselhorn et al. 2014). The response rate was 27.3 %. Of 6,585 study subjects, which could be recruited in the first study wave finally, 6,339 were in a work subject to social insurance at the time of

the interview. Of them, 4,250 were in full-time and 1,656 in part-time employment. The majority of those in part-time employment were women (Table 1). We did not include employees with other contracts in our analysis because this group is very heterogeneous including minor, short time as well as discontinuous employment. This would make meaningful interpretation of results in this group difficult. Thus, 5,906 subjects in full- or part-time employment were included in the analysis finally.

Measures

Depressive symptoms

Depressive symptoms were measured by the applied version of the Beck's depression inventory (BDI-V), which is reduced by the question of weight loss (Schmitt et al. 2003). The BDI-V was originally designed for clinical research as an instrument to measure depression. But meanwhile, it has also been validated for this purpose in population-based studies (Schmitt et al. 2006). The applied version includes 20 items with a point score of 100 as a maximum value. From 35 points on a manifest depression is assumed (Schmitt et al. 2006). A paper and pencil version of the questionnaire was used for our survey, because the response rate for the whole depression scale was higher for this form in comparison with personal interview in the pretest. Another reason for the decision to use this form was that with the paper and pencil version interviewer, and social desirability bias could be excluded as far as possible: By using a closed envelopment for the return of the paper and pencil version of the depression questionnaire, these forms of bias are unlikely. As shown by a study on social desirability, the perception of the answers given in the situation of the interview was the central determinant for social desirability bias (Stocke 2004).

Work-related stress

Work-related stress was measured by the effort–reward imbalance model (Siegrist 1996). This model assumes an imbalance between efforts spent (e.g. responsibility and work load) and monetary and extra-monetary rewards gained (e.g. approval by superiors or colleagues) to be associated with reduced health outcomes. The complete ERI questionnaire allows calculating three sub-scales: ‘efforts’ (6 items), ‘rewards’ (11 items) and ‘overcommitment’ (6 items, see below). The Likert-scaled items of all three sub-scales have been proved to have a high reliability and validity (Siegrist et al. 2004). To measure work-related stress, we calculated the extrinsic component of effort–reward imbalance ratio (ERI-ratio) by dividing the

sub-scales ‘efforts’ and ‘rewards’ and adding a weighting factor of 6/11 to the denominator of the ERI-quotient to adjust for the different numbers of items in the nominator and the denominator and to define the value 1 as balanced efforts and rewards (Siegrist et al. 2004).

Work-family conflict

WFC has been commonly defined as a ‘form of inter-role conflict in which the role pressures from work and family are mutually incompatible in some respect’ (Fuß et al. 2008). The WFC scale from the short version of the Copenhagen Psychosocial Questionnaire (Pejtersen et al. 2010) was applied to measure WFC in this investigation. The scale consists of two items with emphasis on time and energy. It measures the direction of the conflict from work to private life. Both items are 4-point Likert-scaled ranging from 1 (no, not at all) to 4 (yes, certainly). In this analysis, we combined both items to one sum score and used it like a continuous variable.

Employment

In this analysis, only employees working in a position subject to social insurance were included. Full-time employees (at least 35 working hours per week) were distinguished from part-time employees and those working on other forms of employment. In the last category, there were workers with temporary and irregular employments. They were excluded from multiple analyses because of the heterogeneity of this group. A stratification for full- and part-time employment was performed which seemed reasonable to us regarding the different work load, which can be expected in both kinds of employment.

Potential confounders

Birth year

The year of birth of the employees (1959 or 1965) was assumed to be a confounder.

Education

Education was measured by a combined score of school education and vocational training as recommended by the German Working Group Epidemiology (Jöckel et al. 1998). Both school education as well as vocational training are ranked from no degree at all to the highest (i.e. university entrance diploma for school education and university degree for vocational training), and the combined score of both measures ranges between 1 and 8 points accordingly. The educational score was treated like a

continuous measurement in our analysis. In comparison with other central measures of socio-economic status, education has the advantage of stability over time: Particularly in our age cohorts born in 1959 and 1965, the probability of a fundamental change in educational status seems to be low.

Overcommitment

Overcommitment is the intrinsic component of the ERI-model. It is defined as a coping strategy accompanied by an ‘overreaching engagement’. The sum of the six items of ‘overcommitment’ ranges from 6 to 24. Overcommitment is characterized by a multitude of behavioural patterns, emotions and cognitions, which reflects an affinity to excessive efforts, high ambitions for control and abnormal striving for approval (Siegrist 1996; Siegrist and Peter 2000). It is associated with the inability to stop thinking about work. In some studies, overcommitment was proven to be itself associated with depression or depressive symptoms (Tsumumi et al. 2001; Kikuchi et al. 2010) and is also associated with extrinsic ERI.

Negative affectivity

Negative affectivity was measured by the international short version of the positive and negative affect schedule (PANAS), which has been tested for reliability and validity (Thompson 2007). This scale was integrated in our model to adjust for a tendency to moan and to avoid overestimating of associations especially in view of analysis of cross-section data.

Number of children at home

The number of children up to 14 years of age living in the household was used as a control variable in this analysis.

Statistics

In this exploratory data analysis, the association between work-related stress (ERI) and depressive symptoms (BDI-V) mediated by WFC (COPSOQ), stratified by sex and employment status and adjusted for age, educational level, overcommitment, negative affectivity (PANAS) and number of children at home in the 5,906 full-and part-time employed subjects out of a total of 6,339 employees subject to social insurance was investigated by multiple linear regression analysis (Schneider et al. 2010).

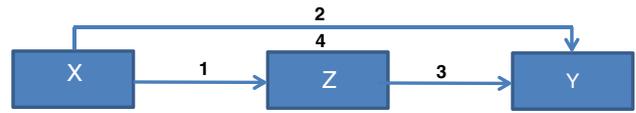


Fig. 1 Criteria for mediation according to Baron and Kenny (Baron and Kenny 1986). 1 The independent variable (X) must have a significant effect on the mediator (Z). 2 The independent variable (X) must have a significant effect on the dependent variable in a regression model without adjustment for the mediator Z. 3 The mediator (Z) must have a significant effect on the dependent variable (Y). 4 The effect of the independent variable (X) on the dependent variable (Y) must be reduced, when in a multivariate regression analysis it is additionally adjusted for variable Z

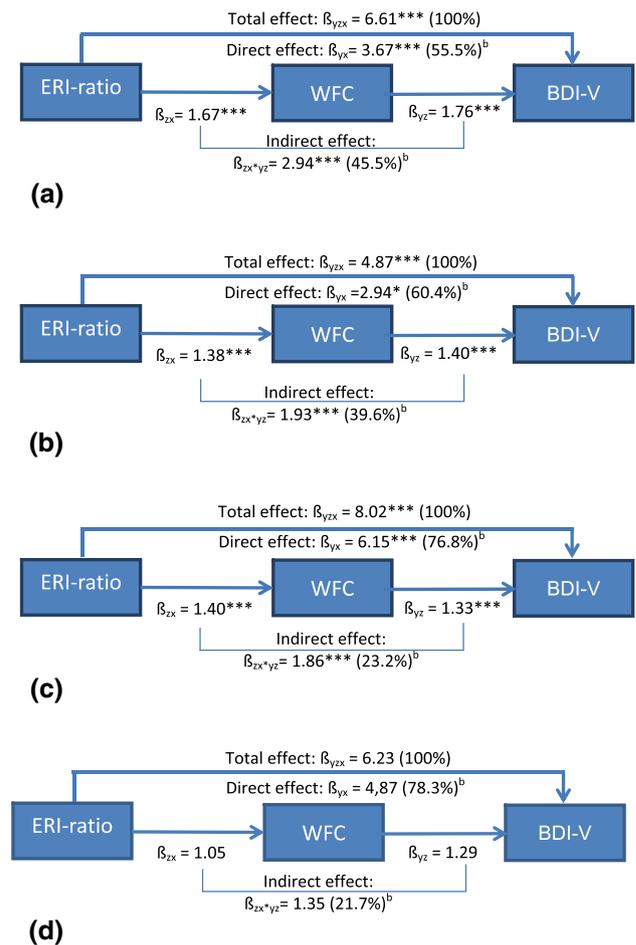


Fig. 2 Direct and by work-family conflict (WFC)-mediated (indirect) association between work-related stress (ERI-ratio) and depressive symptoms (BDI-V). **a** Women in full-time employment^a. **b** Women in part-time employment^a. **c** Men in full-time employment^a. **d** Men in part-time employment^a. ^aadjusted for education, negative affectivity, overcommitment, age, no. of children <14 years ^bpercentage on the total effect of work-related stress on depressive symptoms * *p* value <0.05; ** *p* value <0.01; *** *p* value <0.001

Mediation was proved by the criteria of Baron and Kenny (Baron and Kenny 1986). According to these, a mediating effect of a third variable (e.g. WFC) in the association between an independent (e.g. work-related stress) and a dependent variable (e.g. depressive symptoms) can be expected when the conditions specified in Fig. 1 are fulfilled. In the mediation analysis (Fig. 2), indirect effects ($\beta_{zx \times yz}$) were calculated as the product of the regression coefficients of the association between ERI and WFC (β_{zx}) and of the association between WFC and depressive symptoms (β_{yz}). The sum of the indirect and direct effect accounts for the total effect. All statistical analyses were performed with the help of the statistical package SPSS 19.

Treatment of missing data

Missing data were replaced by multiple imputations (MI) with the fully conditional specification (FCS) algorithm. In this specific MI-procedure, the imputations are obtained by fitting a sequence of regression models and drawing values from the corresponding predictive distributions items (Raghunathan et al. 2001). The types of regression models used are linear, logistic, Poisson, generalized logit or a mixture of these depending on the type of variable being imputed. This enables the imputation of parametric and nonparametric continuous as well as categorical items. All variables of the statistical regression model were used for MI of missing values as well. Whereas multiple imputation and maximum likelihood methods are both state-of-the-art procedures for replacement of missing values, we preferred a multiple imputation procedure in our analysis because these imputation methods are more robust if the variables are not normal distributed (Dong and Peng 2013). MI were performed with SPSS 19.

Results

Women had a higher mean depression score than men in our sample (Table 1). After stratification for employment, these differences between women and men were significant for full-time employees, only. On the other hand, we observed a higher mean score of WFC for men of these age groups (Table 1). This difference changed in the opposite direction to the disadvantage of full-time working women after stratification for employment. In this explorative data analysis, there was a significant association between work-related stress (ERI) and depressive symptoms in women and men in full-time positions [$\beta_{1\text{female}} = 6.61$ (95 % CI 3.95–9.27); $\beta_{1\text{male}} = 8.02$ (95 % CI 5.94–10.09)] as well as in women in part-time positions [$\beta_{2\text{female}} = 4.87$ (95 % CI 2.16–7.59) but not in men in part-time positions $\beta_{2\text{male}} = 6.23$ (95 % CI 7.82–20.29)] after adjustment for

age, education, negative affectivity and overcommitment as well as for the number of children at home. An additional analyses of the whole sample showed an significant interaction effect between sex and WFC indicating a stronger association of WFC with depressive symptoms among women ($p = 0.015$).

In Tables 2, 3, results for sex and employment stratified multiple linear regression analysis with complete case analysis as well as with multiple imputation of missing values are listed together for comparison. After control for WFC, the direct effects of work-related stress on depressive symptoms became considerable smaller in men in full-time employment (76.78 %) and were even nearly halved in women in full- (55.52 %) and part-time (60.37 %) positions (Fig. 2; Tables 2, 3). Work-related stress was significantly associated with WFC and WFC with depressive symptoms in all employees in full-time and additionally in women in part-time positions (Fig. 2). The latter association remained significant after adjustment for work-related stress (Tables 2, 3). So all criteria for mediation according to Baron and Kenny for those subjects were fulfilled (Baron and Kenny 1986). These results indicate therefore that independent of sex in all full-time employees and in female part-time employees there might be a partial mediation of WFC in the association between work-related stress (ERI) and depressive symptoms.

Discussion

First, we observed a higher average depression score (BDI-V) in women than in men in our analysis, mainly attributable to full-time employees (Table 1). Our observation is in agreement with the results of a current population-based investigation of the Robert Koch Institute (RKI) in Germany, which likewise found higher rates of depressive symptoms and depression in women of all age groups and, more specifically, also in middle-aged employees like those in our study sample born in 1959 and 1965 (Busch et al. 2013). Furthermore, in our investigation, there was a stronger association between work-related stress, measured by the extrinsic component of ERI (Siegrist 1996), and depressive symptoms in men in our sample. This observation is in agreement with an earlier investigation, where equally the extrinsic ERI-component showed a stronger association to depressive symptoms in men than in women (Dragano et al. 2008). We used the two items to measure WFC newly introduced in the COP-SOQ 2-instrument, which has been proved to have a high validity and to discriminate between working groups in the expected direction (Pejtersen et al. 2010). We did not use the two items measuring family-work conflict of this instrument in our study because on the one hand, our primary focus is on WFC under workplace health promotional aspects,

Table 2 Multiple linear regression: relation of work-related stress and depressive symptoms in full- and part-time employed women before (model 1) and after (model 2) adjustment for WFC

Variable	Full-time employment (95 % CI)		Part-time employment (95 % CI)	
	CC (<i>n</i> = 1,199)	MI (<i>n</i> = 1,446)	CC (<i>n</i> = 1,261)	MI (<i>n</i> = 1,552)
<i>Model 1</i>				
Birth year: 1959 versus 1965	0.07 (−0.16 to 0.29)	−0.09 (−0.32 to 0.13)	−0.06 (−2.92 to 1.73)	−0.09 (−0.32 to 0.13)
Education ^a	−0.59 (−1.0 to −0.18)**	−0.50 (−0.9 to −0.11)*	−0.01 (−0.41 to 0.39)	0.004 (−0.37 to 0.37)
ERI-ratio ^b	6.30 (3.49 to 9.11)***	6.61 (3.95 to 9.27)***	4.61 (1.90 to 7.32)***	4.87 (2.16 to 7.59)***
Overcommitment	0.78 (0.60 to 0.97)***	0.76 (0.59 to 0.93)***	0.61 (0.43 to 0.80)***	0.59 (0.41 to 0.77)***
Neg. affectivity ^c	2.19 (1.89 to 2.49)***	2.17 (1.87 to 2.47)***	2.22 (1.93 to 2.50)***	2.17 (1.87 to 2.46)***
Children <14 years	−0.55 (−2.08 to 0.98)	−0.15 (−2.1 to 1.81)	0.92 (−0.12 to 1.96)	1.00 (−0.32 to 0.13)
<i>Model 2</i>				
Birth year: 1959 versus 1965	0.04 (−0.18 to 0.26)	0.00 (−0.22 to 0.23)	0.01 (−0.81 to 0.82)	−0.12 (−0.34 to 0.11)
Education ^a	−0.64 (−1.04 to −0.25)**	−0.58 (−0.97 to −0.20)	−0.07 (−0.47 to 0.32)	−0.09 (−0.46 to 0.27)
ERI-ratio ^b	3.38 (0.53 to 6.23)***	3.67 (1.10 to 6.23)***	2.38 (−0.40 to 5.15) ^T	2.94 (0.20 to 5.69)*
Overcommitment	0.54 (0.35 to 0.73)***	0.52 (0.34 to 0.71)***	0.44 (0.25 to 0.63)***	0.41 (0.23 to 0.58)***
Neg. affectivity ^c	2.06 (1.77 to 2.36)***	2.06 (1.75 to 2.37)***	2.15 (1.87 to 2.43)***	2.13 (1.83 to 2.42)***
Children <14 years	−1.04 (−2.53 to 0.46)	−0.35 (−2.32 to 1.62)	0.73 (−0.30 to 1.75)	0.94 (0.03 to 1.84)*
WFC	1.85 (1.37 to 2.32)***	1.76 (1.27 to 2.25)***	1.41 (0.92 to 1.90)***	1.40 (0.95 to 1.86)***

Significant results (*p* value <0.05) are in bold

Measured by BDI-V

CC Complete case analysis, MI Multiple imputation with MCMC (FCS)-algorithm. ERI effort–reward imbalance, BDI-V applied form of the Becks depression inventory, PANAS positive and negative affect schedule, MCMC markov chain Monte Carlo method. FCS Fully conditional specification (Raghunathan et al. 2001), WFC work-family conflict

* *p* value <0.05; ** *p* value <0.01; *** *p* value <0.001

^a Education measured by a combined score of education and vocational training (Jöckel et al. 1998)

^b Work-related stress measured by ERI-ratio

^c Measured by PANAS

^T Tendency for significance

and on the other hand, it has been shown that the inference between private life and work is very low (Pejtersen 2010). The observation of higher mean score of WFC in all men in comparison with women changed to the opposite direction in full-time employees after stratification for employment status showing that full-time female employees had a higher score of WFC than men (Table 1). This was the expected direction as women often have to bear a higher load of obligations in the family. The difference of WFC between women and men might be even higher in younger age groups. We would assume that with a higher number of children younger than 14 years at home the probability of a WFC would be higher, especially for female full-time employees. The significant positive association between work-related stress and WFC observed in all employees in full-time positions as well as in female employees in part-time positions is in agreement with the results of earlier investigations (Kirchmeyer and Cohen 1999; van Veldhoven and Beijer 2012).

Moreover, we observed a significant mediating effect of WFC in the association between work-related stress and

depressive symptoms in all full-time employees as well as in part-time employed female subjects. The difference in the strength of the mediating effect between women and men was striking. So in women, a much higher percentage in the association between work stress and depressive symptoms could be explained by the indirect pathway over WFC. This difference in the mediating effect of WFC between women and men might be explainable by a different distribution of tasks and responsibilities in work and family life. On the other hand, it might also be explainable by different coping strategies in women and men. Last but not least, a different value of the job in women's concept of life in comparison with men's might play a role in this observed difference (Emslie et al. 1999; Peter et al. 2006).

The number of male participants in part-time positions might have been too low in this study to investigate the mediating effect of a WFC sufficiently. Moreover, the number of study subjects in temporary or irregular employment was too low.

The observed partial mediating effects of WFC in the association between work-related stress measured by

Table 3 Multiple linear regression: relation of work-related stress and depressive symptoms in full- and part-time employed men before (Model 1) and after (Model 2) adjustment for WFC

Variable	Full-time employment (95 % CI)		Part-time employment (95 % CI)	
	CC (n = 2,349)	MI (n = 2,804)	CC (n = 81)	MI (n = 104)
<i>Model 1</i>				
Birth year: 1959 versus 1965	0.04 (−0.12 to 0.19)	0.04 (−0.11 to 0.19)	−0.02 (−0.83 to 0.79)	−0.06 (−0.86 to 0.74)
Education ^a	−0.09 (−0.33 to 0.15)	−0.08 (−0.31 to 0.15)	0.04 (−1.16 to 1.24)	0.04 (−1.24 to 1.32)
ERI-ratio ^b	8.21 (6.26 to 10.16)***	8.02 (5.94 to 10.09)***	9.28 (−4.92 to 23.47)	6.23 (−7.82 to 20.29)
Overcommitment	0.51 (0.39 to 0.63)***	0.49 (0.35 to 0.63)	0.58 (−0.26 to 1.43)	0.80 (−0.23 to 1.84)
Neg. affectivity ^c	2.15 (1.95 to 2.35)***	2.13 (1.91 to 2.36)***	2.96 (1.92 to 4.0)***	2.79 (1.84 to 3.75)***
Children <14 years	−0.38 (−0.96 to 0.19)	−0.42 (−0.11 to 0.18)	2.01 (−0.91 to 4.93) ^T	1.73 (−1.13 to 4.60)
<i>Model 2</i>				
Birth year: 1959 versus 1965	0.05 (−0.1 to 0.2)	0.01 (−0.81 to 0.82)	0.03 (−0.78 to 0.84)	0.01 (−0.81 to 0.82)
Education ^a	−0.23 (−0.47 to 0.01)	−0.13 (−1.43 to 1.17)	−0.10 (−1.31 to 1.12)	−0.13 (−1.43 to 1.17)
ERI-ratio ^b	6.35 (4.37 to 8.32)***	6.15 (4.08 to 8.22)***	7.64 (−6.71 to 21.99)	4.87 (−9.51 to 19.25)
Overcommitment	0.33 (0.21 to 0.46)***	0.31 (0.15 to 0.46)***	0.40 (−0.50 to 1.29)	0.55 (−0.47 to 1.56)
Neg. affectivity ^c	2.10 (1.90 to 2.31)***	2.08 (1.85 to 2.30)***	2.99 (1.94 to 4.01)***	2.81 (1.87 to 3.76)***
Children <14 years	−0.44 (−1.01 to 0.13)	−0.49 (−1.08 to 0.10) ^T	1.73 (−1.21 to 4.67)	1.48 (−1.39 to 4.35)
WFC	1.27 (0.97 to 1.58)***	1.33 (1.05 to 1.62)***	1.01 (−0.53 to 2.55)	1.29 (−0.20 to 2.78)

Significant results (p value <0.05) are in bold

Measured by BDI-V

CC Complete case analysis, MI Multiple imputation with MCMC (FCS)-algorithm. ERI effort–reward imbalance, BDI-V applied form of the Becks depression inventory, PANAS positive and negative affect schedule, MCMC markov chain Monte Carlo method. FCS Fully conditional specification (Raghunathan et al. 2001), WFC work-family conflict

* p value <0.05; ** p value <0.01; *** p value <0.001

^a Education measured by a combined score of education and vocational training (Jöckel et al. 1998)

^b Work-related stress measured by ERI-ratio

^c Measured by PANAS

^T Tendency for significance

effort–reward imbalance (Siegrist 1996) and depressive symptoms in men in full-time and in women in full- and part-time employment are interesting under different aspects. First, they are in agreement with a Dutch investigation, which has found a mediating role of work–home interference between job demands and general health among nurses (van der Heijden et al. 2008). Yet, according to our results, a mediating effect of WFC between work stress and mental health seems not to be restricted to employees with such a high level of emotional, quantitative and physical demands like nurses. Second, our results might be also relevant under aspects of prevention and workplace health promotion. Measures that could help to reduce conflicts between work and family could also contribute to the reduction of depressive symptoms on the base of work-related stress and the consecutive loss of working time (days absent at work, early retirements) and productivity. Those measures could be, for example, improvements in daily care for children and introduction of flexible working hours to reduce potential conflicts of time between work and family. Women would probably have the main

benefit of those interventions because according to our results WFC seems to play a major role as a mediator in the association between work-related stress and depressive symptoms in women only and to a lower degree in men. This difference between women and men was proved in an additional analysis on the whole sample to test interaction between sex and WFC with depressive symptoms as the outcome ($p = 0.015$). These results should be verified in longitudinal studies.

The observation that there was a mediating effect of WFC in the association between ERI and depressive symptoms only in full-time employed men may be explainable by the low number of men in part-time positions in our sample, which can also be seen in the wide confidence intervals. Another limitation of this study is that employees subject to social insurance were only included in the analysis. So we have no information about the situation of civil servants, self-employed persons and freelancers. Regarding external validity, there should also be mentioned the low response rate of 27.3 %, which could have introduced response bias in our sample. Yet, the results of a

sensitivity analysis showed a high agreement of our sample with all employees subject to social insurance of the IEB, from which the random sample was drawn, regarding central socio-demographic attributes (Hasselhorn et al. 2014; Schröder et al. 2013). But a selection bias regarding the outcome cannot totally be excluded, because with a rising score of depressive symptoms, the willingness to participate in our study may have declined. Regarding the cross-sectional form of this analysis, also reversed causality, for example, in the association between WFC and depressive symptoms cannot be excluded. Last but not least, this is an exploratory data analysis: Observed associations have to be verified in continued confirmatory analysis.

Conclusions

Altogether this investigation provides cross-sectional evidence for a mediating effect of WFC in the association between work-related stress and depressive symptoms in full- and part-time employed middle-aged women and men in full-time positions. As depressive symptoms can lead to a reduction of workforce by different pathways, this observation should be given special attention under consideration of prevention and workplace health promotion in a shrinking and ageing German working population in the future.

Acknowledgments This research was financed in the frame of the lidA-study by the German Federal Ministry of Education and Research (BMBF) under the Project Numbers 01 ER 0806, 01 ER 0825, 01 ER 0826, 01 ER 0827. We thank the Pearson Assessment and Information GmbH for permission for using the BDI-V-questionnaire. The content is solely the responsibility of the authors.

Conflict of interest The authors declare that they have no conflict of interest.

References

Allen TD, Herst DEL, Bruck CS, Sutton M (2000) Consequences associated with work-to-family conflict: a review and agenda for future research. *J Occup Health Psychol* 5:278–308

Baron RM, Kenny DA (1986) The mediator- moderator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic, and statistical considerations. *J Pers Soc Psychol* 51:1173–1182

Bond JT, Galinsky E, Swanberg JE (1998) The national study of the changing workforce 1997. In vol. 2. Families and Work Institute, New York

Börsch-Supan A, Wilke CB (2009) Zur mittel- und langfristigen Entwicklung der Erwerbstätigkeit in Deutschland. *ZAF* 42:29–48

Busch MA, Maske UE, Ryl L, Schlack R, Hapke U (2013) Prävalenz von depressiver Symptomatik und diagnostizierter depression bei erwachsenen in deutschland. *Bundesgesundheitsblatt Gesundheitsforschung Gesundheitsschutz* 56:733–739

Dong Y, Peng CYJ (2013) Principled missing data methods for researchers. *SpringerPlus* 2:222

Dorner M, Heining J, Jacobebbinghaus P, Seth S (2010) The Sample of Integrated Labour Market Biographies. In: Schmollers Jahrbuch. *Z Wirtsch Sozialwiss* 130:599–608

Doshi JA, Cen L, Polsky D (2008) Depression and retirement in late middle-aged U.S. workers. *Health Serv Res* 43:693–713

Dragano N, Moebus S, Jöckel KH et al (2008) Two models of job stress and depressive symptoms. Results from a population-based study. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol* 43:72–78

Emslie C, Hunt K, Macintyre S (1999) Problematizing gender, work, and health: the relationship between gender, occupational grade, working conditions, and minor morbidity in full-time bank employees. *Soc Sci Med* 48:33–48

Frone MR, Russell M, Barnes GM (1996) Work-family conflict, gender, and health-related outcomes: a study of employed parents in two community samples. *J Occup Health Psychol* 1:57–69

Frone MR, Yardley JK, Markel KS (1997) Developing and testing an integrative model of the work-family interface. *J Vocat Behav* 50:145–167

Fuß I, Nübling M, Hasselhorn HM, Schwappach D, Rieger MA (2008) Working conditions and work-family conflict in German hospital physicians: psychosocial and organisational predictors and consequences. *BMC Public Health* 8:353

Godin I, Kittel F, Coppieters Y et al (2005) A prospective study of cumulative job stress in relation to mental health. *BMC Public Health* 5:67

Grant-Vallone EJ, Donaldson SI (2001) Consequences of work-family conflict on employee well-being over time. *Work Stress* 15:214–226

Hasselhorn HM, Peter R, Rauch A, Schroeder H, Swart E, Bender S, du Prel JB, Ebener M, March S, Trappmann M, Steinwede J, Mueller BH (2014) Cohort profile: the lidA cohort study—a german cohort study on work, age, health and work participation. *Int J Epidemiol*. doi:10.1093/ije/dyu021

Jacobi F, Hoyer J, Wittchen HU (2004) Seelische Gesundheit in Ost und West: analysen auf der Grundlage des Bundesgesundheits surveys. *Z Klin Psychol Psychother* 33:251–260

Jöckel KH, Babitsch B, Bellach BM et al (1998) Messung und Quantifizierung soziodemographischer Merkmale in epidemiologischen Studien. Empfehlungen. http://www.rki.de/DE/Content/Gesundheitsmonitoring/Studien/Methodik/Empfehlungen/empfehlungen_node.html. Accessed 7 April 2014

Kato M, Yamazaki Y (2009) An examination of factors related to work-to-family conflict among employed men and women in Japan. *J Occup Health*. 51:303–313

Kelloway EK, Gottlieb BH, Barham L (1999) The source, nature, and direction of work and family conflict: a longitudinal investigation. *J Occup Health Psychol* 4:337–346

Kikuchi Y, Nakaya M, Ikeda M, Narita K, Takeda M, Nishi M (2010) Effort-reward imbalance and depressive state in nurses. *Occup Med (Lond)* 60:231–233

Kinunen U, Geurts S, Mauno S (2004) Work-to-family conflict and its relationship with well-being: a one year longitudinal study. *J Vocat Behav* 18:1–23

Kirchmeyer C, Cohen A (1999) Different strategies for managing the work/non-work interface: a test for unique pathways to work outcomes. *Work Stress* 13:59–73

Koopmans PC, Roelen CAM, Groothoff JW (2008) Sickness absence due to depressive symptoms. *Int Arch Occup Environ Health* 81:711–719

Li XY, Guo YS, Lu WJ, Wang SJ, Chen K (2006) Association between social psychological factors and depressive symptoms among healthcare workers. *Zhonghua Lao Dong Wei Sheng Zhi Ye Bing ZaZhi* 24:454–457

Peeters M, de Jonge J, Janssen PP, van der Linden S (2004) Work-Home Interference, Job Stressors, and Employee Health in a Longitudinal Perspective. *Int J Stress Manag* 11:305–322

- Pejtersen JH, Kristensen TS, Borg V, Bjorner JB (2010) The second version of the Copenhagen psychosocial questionnaire. *Scand J Public Health* 38(3 suppl):8–24
- Peter R, Hammarström A, Hallqvist J, Siegrist J, Theorell T (2006) Does occupational gender segregation influence the association of effort-reward imbalance with myocardial infarction in the SHEEP study? *Int J Behav Med* 13:34–43
- Raghuathan TE, Lepkowski JM, Hoewyk JV, Solenberger P (2001) A multivariate technique for multiply imputing missing values using a sequence of regression models. *Surv Methodol* 27: 85–95. Statistics Canada, Catalogue No. 12-001
- Rau R, Gebele N, Morling K, Rösler U (2010). Untersuchung arbeitsbedingter Ursachen für das Auftreten von depressiven Störungen. Abschlussbericht zum Projekt “Untersuchung arbeitsbedingter Ursachen für das Auftreten von depressiven Störungen“-Projekt F 1865. ISBN 978-3-88261-1144
- Sakata Y, Wada K, Tsutsumi A et al (2008) Effort-reward imbalance and depression in Japanese medical residents. *J Occup Health* 50:498–504
- Schmitt M, Beckmann M, Dusi D, Maes J, Schiller A, Schonauer K (2003) Messgüte des vereinfachten beck-depressions-inventars (BDI-V). *Diagnostica* 49:147–156
- Schmitt M, Altstötter-Gleich C, Hinz A, Maes J, Brähler E (2006) Normwerte für das vereinfachte beck-depressions-inventar (BDI-V) in der Allgemeinbevölkerung. *Diagnostica* 52:51–59
- Schneider A, Hommel G, Blettner M (2010) Linear regression analysis: part 14 of a series on evaluation of scientific publications. *Dtsch Arztebl Int* 107:776–782
- Schröder H, Kersting A, Steinwede J (2013) Methodenbericht zur Haupterhebung lidA: leben in der Arbeit. FDZ-Methodenreport 1/2013, Nürnberg
- Schulz M, Damkröger A, Voltmer E et al (2011) Work-related behaviour and experience pattern in nurses: impact on physical and mental health. *J Psychiatr Ment Health Nurs* 18:411–417
- Siegrist J (1996) Adverse health effects of high-effort/low-reward conditions. *J Occup Health Psychol* 1:27–41
- Siegrist J, Peter R (2000) The effort-reward imbalance model. In: Schnall P, Belkic K, Landsbergis P, Baker D (eds) *The workplace and cardiovascular disease*. Occupational Medicine, State of the Art Reviews 15:83–87
- Siegrist J, Starke D, Chandola T et al (2004) The measurement of effort-reward imbalance at work: european comparisons. *Soc Sci Med* 58:1483–1499
- Stansfeld SA, Fuhrer R, Shipley MJ, Marmot MG (1999) Work characteristics predict psychiatric disorder: prospective results from the Whitehall II study. *Occup Environ Med* 56:302–307
- Stoche V (2004) Entstehungsbedingungen von Antwortverzerrungen durch soziale Erwünschtheit *ZfS* 33:303–320
- Thompson ER (2007) Development and validation of an internationally reliable short-form of the positive and negative affect schedule (PANAS). *J Cross Cult Psychol* 38:227–242
- TK-health report (2008) Arbeitsunfähigkeiten und Arzneiverordnungen. Schwerpunkt psychische Störungen. <http://www.tk.de/centaurus/servlet/contentblob/48834/Datei/3592/Gesundheitsreport-7.pdf>. Accessed 6 Aug 2013
- Tsutsumi A, Kawanami S, Horie S (2012) Effort-reward imbalance and depression among private practice physicians. *Int Arch Occup Environ Health* 85:153–161
- Tsutsumi A, Kayaba K, Theorell T, Siegrist J (2001) Association between job stress and depression among Japanese employees threatened by job loss in a comparison between two complementary job-stress models. *Scand J Work Environ Health* 27:146–153
- Van der Heijden BI, Demerouti E, Bakker AB, NEXT Study Group coordinated by Hans-Martin Hasselhorn (2008) Work-home interference among nurses: reciprocal relationships with job demands and health. *J Adv Nurs* 62:572–584
- Van Hooff ML, Geurts SA, Taris TW, Kompier MA, Dikkers JS, Houtman IL, van den Heuvel FM (2005) Disentangling the causal relationships between work-home interference and employee health. *Scand J Work Environ Health* 31:15–29
- Van Veldhoven MJPM, Beijer SE (2012) Workload, work-to-family conflict, and health: gender differences and the influence of private life context. *J Soc Issues* 68:665–683
- Wang J, Patten SB, Currie S, Sareen J, Schmitz N (2012) A population-based longitudinal study on work environmental factors and the risk of major depressive disorder. *Am J Epidemiol* 176:52–59
- Watai I, Nishikido N, Murashima S (2008) Gender difference in work-family conflict among Japanese information technology engineers with preschool children. *J Occup Health* 50:317–327

5. Peter, R., March, S., & **du Prel, J.-B.** (2016). Are status inconsistency, work stress and work-family conflict associated with depressive symptoms? Testing prospective evidence in the lidA study. *Social Science & Medicine*, 151, 100-109. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2016.01.009>. (Journal Impact Factor: 2,797)



Are status inconsistency, work stress and work-family conflict associated with depressive symptoms? Testing prospective evidence in the lidA study



Richard Peter^{a, *}, Stefanie March^b, Jean-Baptist du Prel^a

^a Institute of the History, Philosophy and Ethics of Medicine, Ulm University, Parkstrasse 11, 89073 Ulm, Germany

^b Institute of Social Medicine and Health Economics, Otto-von-Guericke-University of Magdeburg, Leipziger Str. 44, 39120 Magdeburg, Germany

ARTICLE INFO

Article history:

Received 21 August 2015

Received in revised form

5 January 2016

Accepted 7 January 2016

Available online 11 January 2016

Keywords:

Social status inconsistency

Depressive symptoms

Effort-reward-imbalance

Work-family-conflict

Gender

Cross-lagged path analysis

ABSTRACT

Background: Depressive symptoms are common and economically relevant. Women suffer more often than men do. We analyze associations between social status inconsistency, psychosocial factors, and depressive symptoms stratified by gender.

Methods: In the present study, 3340 employees of two age cohorts (1959, 1965) working in two waves (2011, 2014) of the prospective German lidA-study and who gave written consent to link register data regarding their employment histories were included. Gender-specific influences of social status inconsistency (deviation of observed income from expected average income based on acquired education) on depressive symptoms and mediation of these associations by work stress in terms of effort-reward-imbalance (ERI) and work-family-conflict (WFC) were analyzed with confirmatory cross-lagged path models.

Results: Among men, consistent status (i.e., average income in a specific educational group) increased the frequency of depressive symptoms. No association between negative SSI (i.e., income below the average income given a specific educational attainment) or positive SSI (i.e., income above the average income given a specific educational attainment) and depressive symptoms was observed among men or women. ERI and WFC were longitudinally associated with the outcome and differed slightly regarding gender, i.e., showing stronger effects of ERI for women and of WFC for men. Mediation of the association between social status and depressive symptoms was observed for men and for consistent status (path: consistent status → ERI → depressive symptoms) but not for SSI.

Conclusions: ERI and WFC increase the risk of future episodes with depressive symptoms in men and in women irrespective of SSI, occupational position, full- or part-time work, regional factors or individual characteristics.

© 2016 Published by Elsevier Ltd.

1. Introduction

Mental disorders are among the most important health problems of modern societies and have an impact on all areas of life (World Health Organization, 2001), including working life (Koopmans et al., 2008). Figures from Germany show a significantly higher prevalence of depressive symptoms in female than in male adults aged 18–79 years (Busch et al., 2013). The prevalence varies along the levels of social strata, i.e., it is highest among lower status

groups (Lorant et al., 2003; Hoven et al., 2015), and depressive trajectories are more likely among these groups (Melchior et al., 2013). However, gender-specific differences in depressive symptoms exist across all social strata (Busch et al., 2013). Accordingly, the most recent socioeconomic status (SES) alone might not be a sufficient determinant of gender differences in depressive symptoms. Therefore, we raise the question of whether gender-specific occupational biographies in terms of social mobility may account for a substantial part of these differences.

The occupational biographies of women are often more fragmented than those of men (Pfau-Effinger, 1998). They are often characterized by lower income, although many women have the same or even higher educational and vocational attainment than

* Corresponding author.

E-mail addresses: richard.peter@uni-ulm.de (R. Peter), stefanie.march@med.ovgu.de (S. March), jean-baptist.du-prel@uni-ulm.de (J.-B. du Prel).

men (Federal Statistical Office, 2014; Peter et al., 2006). Thus, gender-specific types of social mobility during occupational careers are likely.

In particular, social status inconsistency (SSI) – as part of the social dynamics during occupational life – may be gender-specific. SSI is defined as a dynamic process over time reflecting the ups and downs in occupational biography, which may result in a discrepancy of the three characteristics of the meritocratic triad (i.e., education and training, occupational grade, income) in the individual. Different ideas of SSI all tracing back to Max Weber's theory of multiple fundamentals in social inequality exist (Vernon and Boffler, 1988). We follow in our longitudinal approach the first conceptualization of SSI by Lenski (1954), in which detrimental health consequences may result when an individual simultaneously occupies positions of unequal rank across multiple status hierarchies. SSI is possible in both directions as an under- (e.g., high educational but low income, denoted negative SSI in the following) or over-rewarded type (e.g., low educational but high income status, denoted positive SSI in the following (Brown et al., 1988)). Regarding the recent working situation of women in comparison to their male counterparts, we primarily consider the under-rewarded type (negative SSI). Thus, income may play an important role regarding SSI and respective gender differences.

Whereas the inverse association of SES and health-adverse outcomes is well documented in the literature, findings regarding SSI and poor health are sparse (House, 2001; Smith and Frank, 2005; Braig et al., 2011), particularly when considering mental health. An early investigation by Fuson (1976) found under-rewarded SSI to be associated with poor mental health. In accordance with these findings, a recent investigation found a higher risk for psychological distress, mood and anxiety disorder for persons who were status inconsistent with regard to education and income (Gal et al., 2008). Finally, SSI showed gender-specific effects with regard to the incidence of coronary heart disease (CHD) depending on the type of SSI (Peter et al., 2007). In this longitudinal investigation, all types of SSI based on the meritocratic triad were analyzed. Among men, higher income than the average given a specific level of educational attainment resulted in a decreased risk of CHD. In women, the prevalence of this specific type of SSI was very low. Instead, income below the average given a specific educational level was associated with an increased risk for CHD.

Individuals characterized by SSI are likely to experience more strain and tension than people whose status sets are in balance ('crystallized') (Eun-Young, 2008). Unfavorable social comparisons with crystallized individuals may induce distress in persons characterized by SSI (Lenski, 1954). SSI operates under a variety of difficulties: unsatisfactory social relationships, unstable self-image, reward out of line with aspirations and social ambiguity (Eun-Young, 2008). Under the umbrella of a demand-resources model, it can be assumed that stress, particularly work stress related to specific social conditions, is likely to explain a substantial part of health inequality, i.e., as a mediator in the association between SES and health (Hoven and Siegrist, 2013; Du Prel et al., 2014). Accordingly, it is likely that negative SSI induces distress in employees by providing only limited resources to cope with existing demands. In particular, perceived under-reward and unfavorable social comparisons related to income, esteem and career opportunities may contribute to stressful experiences in terms of low reward in these individuals. A lack of rewards, especially combined with high efforts spent at work, is an important determinant of poor health (Siegrist et al., 2004) and was found to be associated with depressive symptoms (Dragano et al., 2008; Du Prel et al., 2014). In contrast, positive SSI may result in positive social comparisons, inducing perceptions of sufficient control and rewards in employees, and, finally, in reduced distress. However, these

subjects may feel guilty because of being over-rewarded and esteemed more highly than their colleagues. They therefore might increase their efforts to establish a more balanced situation (Heery and Noon, 2008), which might result in distress. Altogether, the relationship of positive SSI to work stress and poor health is still unclear.

Work stress and its relation to health have been subject to intense research for decades. Two theoretical models have been investigated successfully worldwide: One of these models, the effort-reward-imbalance (ERI)-model (Siegrist et al., 2004), assumes a combination of high efforts (e.g., working under time pressure, responsibility, conflicting tasks) spent with low rewards (e.g., low salary, poor esteem, job insecurity) obtained induces distress in employees and subsequently affects their health. This model has proven its validity in many studies –including prospective studies– regarding a wide range of health-related outcomes (e.g., Siegrist et al., 2004). More recent studies show longitudinal associations between ERI and depressive symptoms (Rugulies et al., 2013; Lunau et al., 2013). Moreover, several studies showed gender differences in the association between ERI and health-adverse outcomes, i.e., more pronounced effects of the mismatch between efforts and rewards among men regarding myocardial infarction (Peter et al., 2006), and depressive symptoms (Du Prel and Peter, 2015).

Currently, the contribution of ERI to explain social inequality in health is being studied. A systematic review of 26 prospective studies found more evidence for ERI to be a mediator rather than a moderator in the association between SES and poor health (Hoven and Siegrist, 2013).

In addition to the well-established work stress measures, work-family-conflict (WFC) is an increasingly prominent psychosocial factor associated with poor health in the literature. In modern societies, both genders are under increasing pressure to balance work and family obligations. WFC is defined as interrole-conflict in which requirements of work and the family role are partly incompatible (Fuß et al., 2008). Longitudinal evidence exists that depressive symptoms increase with the intensity of WFC (van Hooff et al., 2005; Wang et al., 2012). However, women are still expected to be more vulnerable concerning WFC due to specific role requirements (Dex et al., 2012). Gender differences in the association between WFC and depressive symptoms are not consistent and have been observed in two studies (Watai et al., 2008; Kato and Yamazaki, 2009) but not in a third one (Fuß et al., 2008). Not much is known so far about the relationship of WFC with SES and its role as mediator or moderator in social inequality in health. In one study, the prevalence of WFC was higher in families with lower educational attainment and was related to increased work stress in these social strata (Ammons and Kelly, 2008). In another cross-sectional study, WFC was a mediator in the association between ERI and depressive symptoms, explaining more variance in women and thus revealing gender differences in these associations (Du Prel and Peter, 2015). Altogether, some evidence for the relation of WFC with SES exists, whereas evidence for gender differences regarding WFC and depressive symptoms is mixed, making more research in this field desirable.

Considering this current state of research, we try to disentangle the social pathways of gender differences in depressive symptoms by analyzing the complex relationship between social mobility in terms of SSI, work stress (ERI) and WFC in a longitudinal study. In particular, we will test the following a priori hypotheses in a confirmatory analysis:

H₁: Given the higher grade of fragmentation and the higher prevalence of negative SSI in the female biography, the association between SSI (income in relation to education) and depressive symptoms differs between women and men. We expect negative

SSI to be significantly related to an increased number of depressive symptoms among women. This association is less pronounced in men. Positive SSI is expected to be negatively associated with depressive symptoms in men only.

H₂: Higher rates of work stress and of WFC at baseline are associated with increased depressive symptoms at follow-up in women and men. We expect the effects of WFC to be more pronounced among women.

H₃: Work stress and WFC are mediators in the association between SSI and depressive symptoms in women and in men. Especially in women, we expect the association between negative SSI and depressive symptoms to be partly mediated by these psychosocial factors (first, work stress and WFC should be increased among women characterized by negative SSI; second, the number of depressive symptoms is expected to increase with increasing work stress and WFC).

2. Materials and methods

2.1. Data sources

The lidA-(leben in der Arbeit/“living at work”)-study is a sequential cohort study focusing on work, health, age and work participation. We used two data sources from lidA, questionnaire data from t_0 (baseline, 2011) and t_1 (follow-up, 2014) and historical data (individual employment biographies, IEB, see below). The sample of two cohorts of employees born in 1959 or 1965 (aged 52 or 46 years at baseline) and subject to social security contributions as of 31 December 2009 was drawn randomly in two stages. We selected 222 municipalities proportionately stratified by size, and then the sample was drawn for each point from the administrative data of the Institute for Employment Research of the German Federal Employment Agency (IEB) (Hasselhorn et al., 2014). Questionnaire information is derived from a computer-assisted personal interview (CAPI) capturing different aspects of work, working conditions, health and work participation as well as socio-demographics with well-tested instruments (Hasselhorn et al., 2014).

If written informed consent was given, IEB data were allowed to be individually linked with the CAPI data (Hasselhorn et al., 2014). IEB data include information on all individual periods of employment subject to social security contributions as well as on unemployment and benefit receipt. For employment periods, information on the gross daily pay is included. The IEB data are available for West Germany since 1975 and for East Germany since 1993.

In t_0 , 6585 interviews were realized. The response rate was 27.3% (Schröder et al., 2013). Data linkage was possible for nearly 74% of the sample (Hasselhorn et al., 2014). In t_1 , 4244 follow-up interviews were conducted (response rate: 76%) (Steinwede et al., 2015).

In our analyses, we included only subjects employed in t_0 and t_1 . This inclusion criterion is based on the definition of the International Labour Organization, which means working for at least 1 h per week (Destatis, 2015). Considering the time lag between the sample drawing (end of 2009) and interview (2011), several subjects were excluded at baseline due to unemployment (6339 participants left). After loss to follow-up in 2014, 4109 participants were left. The IEB data can be linked to 3340 participants. Thus, our final sample for analyses included 3340 participant (both waves and IEB data) (see Supplementary Fig. 1).

The ethics committee of the Bergische University of Wuppertal (study coordination center) approved the concept.

2.2. Variables

2.2.1. Depressive symptoms

Depressive symptoms are the outcome variable. We used the applied version of the Beck-Depressions Inventory (BDI-V) as a paper-and-pencil questionnaire. The BDI-V, a valid instrument, includes 20 items of the original questionnaire developed for clinical purposes (Cronbach's alpha .92). All items are based on a six-point Likert scale (never, '0', to almost always, '5') and were summed up to a score from 0 to 100 (Schmitt et al., 2003).

2.2.2. Social status inconsistency

SSI is calculated as a ratio of the observed and the expected income based on the educational level of the employee. Income is measured as the individual income from the IEB for the years 1975 (West Germany) or 1993 (East Germany) to 2012. Education is calculated by a combination of school education and vocational training derived from the CAPI, with a score ranging from 1 to 8 according to the German Association of Epidemiology (Jöckel et al., 1998) (see Supplementary Table 5). In Germany, educational attainment is a variable rather stable over time, i.e., less than 2% of the population increase the educational attainment that they first reached.

SSI was calculated in two steps. First, for each person, the average daily income per employment episode was calculated. This step was performed separately for full-time and part-time episodes. Second, the deviation of the individual income from the average income per educational group and per episode was calculated. Persons who were a maximum of one standard deviation apart from the mean value of their educational attainment group were defined to be status consistent, i.e., their income is within the range of the income in the respective educational group. Individuals with income more than one standard deviation above the average income in their educational attainment group were defined as positive status inconsistent, and individuals with an average daily income below one standard deviation of the average income in their educational group were defined as negative status inconsistent. This procedure resulted in the number of status consistent, positive inconsistent, and negative inconsistent employment days per employment episode. Finally, the number of days within the three categories of SSI were summarized throughout the entire occupational career. This process resulted in the cumulated days within the different types of SSI per person considering full- and part-time employment. Since individual employment episodes could differ regarding SSI in the case of more than one episode per person, all individuals can be included in all SSI categories depending on the prevalence of respective days during their occupational career. These calculations were performed for the entire sample to prevent masking of possible gender differences. Given the high standard deviation of the constructs measuring SSI, we dichotomized them as follows for statistical analyses: negative and positive SSI throughout the occupational career (respective days yes or no (reference)); consistent status (upper tertile of the number of days vs. lower and middle tertile (ref.)). Thus, statistical analyses will be performed with three dummy variables measuring two SSI categories (positive and negative) and status consistency.

2.2.3. Work-related stress (ERI)

The ERI questionnaire consists of two reliable and valid subscales: 'efforts' (six items, with Cronbach's alpha of .69), 'rewards' (11 items, with Cronbach's alpha of .81) (Siegrist et al., 2004). ERI was calculated by dividing the sub-scales 'efforts' and 'rewards' and adding a weighting factor of 6/11 to the denominator to adjust for the different numbers of items in the nominator and in the denominator (Siegrist et al., 2004). ERI was measured in both waves.

2.2.4. Work-family-conflict

WFC was measured with a scale from the short version of the Copenhagen Psychosocial Questionnaire (Pejtersen et al., 2010) (see Supplementary Table 5), which consists of two items with emphasis on time and energy (Cronbach's alpha in our study was .87). It measures the direction of the conflict from work to private life. Both items are 4-point Likert-scaled, ranging from 1 (no, not at all) to 4 (yes, certainly). They were combined to one sum score. WFC was measured in both waves.

2.2.5. Confounding variables

Age, occupational position, negative affectivity, work overcommitment, (un)employed episodes and region are used as confounders. Following the relevant literature for cross-lagged models, we inducted our confounding variables only at baseline (e.g., De Jonge et al., 2008).

2.2.6. Occupational position

Occupational position was divided into five categories: unskilled, skilled, intermediate position, freelancer and professionals.

2.2.7. Negative affectivity (NA)

NA was measured with an international short version of the Positive and Negative Affect Schedule tested for good reliability and validity (Thompson, 2007). We adjusted for NA to diminish mood-driven judgment of the interviewee, i.e., subjects with negative emotions are more likely to report work-related stress and depression.

2.2.8. Work overcommitment (WOC)

Overcommitment –as part of the ERI model– is a coping strategy characterized by a multitude of behavioral patterns, emotions and cognitions, which reflect an affinity for excessive effort, high ambitions for control and abnormal striving for approval (Siegrist et al., 2004). Six Likert-scaled items are added to the 'overcommitment' sum score ranging from 6 to 24. We adjusted for WOC because it has been shown to be associated with social status and with depressive symptoms (Dragano et al., 2008).

2.2.9. Number of employment and unemployment episodes

Cumulated periods of social security benefit, based on information from the IEB data, were calculated. This information includes unemployment receipts. Within the IEB data, there is no information about periods of unemployment without receipts.

Furthermore, the number of employment episodes per participant was calculated from the IEB. Both pieces of information were combined to one variable measuring the number of changes of employment status (i.e., changing jobs, becoming unemployed, becoming employed again) throughout the individuals' employment biography. This information was assumed to confound the association between SSI and work stress because changes in employment status have been shown to predict work stress later on and to reflect SSI (see for instance Wahrendorf et al., 2013). The respective variable was log-transformed due to a non-normal distribution.

2.2.10. Region (east, west)

Within the CAPI data, regional information is available (Schröder et al., 2013). Based on the specification of the federal states, we differentiate between the states of the former GDR as East Germany including Berlin (east) and those of the former BRD as West Germany (west). This variable was included because wages are still different in East and West Germany even for the same jobs.

2.3. Statistical analysis

Absolute and relative frequency and mean values plus standard deviations are used to describe the study population. Cramer's V and t-test were applied to investigate group differences.

To test our main hypotheses, we applied path models stratified by gender. Path modeling was chosen because we hypothesized two mediating effects (H₃). Mediation was tested in two steps. First, we analyzed a model without the mediating paths considering the direct effects of SSI indicators on depressive symptoms at t₁ and adjusted for confounders only (H₁). Second, we present the full model as defined, confirmatory prior to analysis, including direct and indirect effects of SSI indicators on depressive symptoms at t₁ adjusted for confounders (H₃). Indirect effects ($\beta_{zx \times zy}$) were calculated as products of the standardized regression coefficients of the associations between indicators of SSI and psychosocial variables (ERI, WFC) (β_{zx}) and the standardized regression coefficients of the associations between psychosocial variables and depressive symptoms (β_{zy}).

In the full model, a cross-lagged approach was applied to specify the causal relationships between psychosocial factors (ERI, WFC) at t₀ and depressive symptoms at t₁ (Reinecke, 2014). In addition to these associations, the cross-lagged approach includes information about the stability of the psychosocial exposures and of depressive symptoms over time (paths from psychosocial factors t₀ to psychosocial factors t₁ and from depressive symptoms t₀ to t₁), and reversed causality (paths from depressive symptoms t₀ to psychosocial variables t₁). The mediating role of ERI and WFC in the association between SSI and depressive symptoms was tested by calculation of indirect effects as described above. In combination with the causal paths from the cross-lagged approach, these paths provide all of the information necessary to calculate the hypothesized mediation effects (H₃).

Because the variables in the models were not multinormally distributed, we applied an asymptotic parameter-free model estimation (Yuan, 2005). Standardized regression coefficients are displayed in the resulting path models due to different scaling of the included variables. The 95%-confidence intervals and significance of all paths in the different models were calculated using bootstrap as recommended particularly for non-normally distributed data and for mediation (Cheung and Lau, 2008; Mallinckrodt et al., 2006). Model fit was estimated by calculating the 'adjusted general fit index' considering the complexity of models, the 'root mean square error of association' (RMSEA) and Akaike's Information Criterion (AIC) (Maydeu-Olivares and Garcia-Forero, 2010). Missing data were imputed with the Full Information Maximum Likelihood algorithm. This procedure has been shown to avoid standard error deflation under 'missing at random' conditions (Allison, 2001).

In Figs. 1 and 2, the final path models with standardized regression coefficients are displayed. Errors are not displayed in the figures to reduce complexity.

Statistical analyses were performed using SPSS 22 and AMOS 22.

3. Results

Table 1 displays the sociodemographic and occupational characteristics of the study cohort stratified by gender. Women differ significantly from men except in the variable region. Women belong more often to the older cohort and have higher educational attainment but less often have a university degree compared to men. Women more often have lower occupational positions and have a higher proportion of part-time workers. The proportion of women with status consistent days throughout the whole biography and with positive SSI is lower compared to men. Negative SSI is more frequent among women. The number of changes in

Table 1
Sociodemographic and occupational characteristics (absolute frequency, percent).

Characteristic	Men (N = 1554)	Women (N = 1786)	Cramer's V
Age t ₀			
52 years	679 (43.7)	815 (45.6)	.143***
46 years	875 (56.3)	971 (54.4)	
N missing	0	0	
Region			
West	1250 (80.4)	1438 (80.5)	.001
East	304 (19.6)	348 (19.5)	
N missing	0	0	
Occupational position			
Unskilled	205 (13.4)	367 (20.9)	.143***
Skilled	549 (36.0)	705 (40.1)	
Intermediate position	671 (44.0)	632 (35.9)	
Freelancer	§	§	
Professional	§	§	
N missing	28	28	
Education and training			
Without school-leaving qual.	§	§	.17***
4–7 yrs without vocational training	§	§	
–10 yrs without vocational training	378 (24.4)	253 (14.2)	
–10 years with vocational training	447 (28.8)	644 (36.1)	
12–13 yrs without vocational training	164 (10.6)	243 (13.6)	
12–13 yrs with vocational training	140 (9.0)	237 (13.3)	
University of applied science degree	159 (10.2)	134 (7.5)	
University degree	237 (15.3)	220 (12.3)	
N missing	2	1	
Working hours			
Full-time	1477 (95.0)	793 (44.4)	.543***
Part-time	50 (3.2)	830 (46.5)	
Else	27 (1.7)	163 (9.1)	
N missing	0	0	
Status inconsistency			
Consistent days (no)	1000 (64.4)	1226 (68.6)	.45**
Consistent days (yes)	554 (35.6)	560 (31.4)	
Positive SSI (no)	1299 (83.6)	1652 (92.5)	.138***
Positive SSI (yes)	255 (16.4)	134 (7.5)	
Negative SSI (no)	1260 (81.1)	1169 (65.5)	.175***
Negative SSI (yes)	294 (18.9)	617 (34.5)	
N missing	0	0	

***p < .001 **p < .01; §n < 20 cannot be shown for reasons of data protection SSI: social status inconsistency; positive SSI: upward mobility, negative SSI: downward mobility.

employment status is higher among women.

Table 2 shows psychosocial characteristics at baseline (exposures and confounders) and at follow-up (exposures only) stratified by gender. No gender-specific difference regarding ERI could be

observed at baseline, as is the case with the confounder WOC. Men state significantly higher levels of WFC, and women report higher levels of depressive symptoms and NA (confounder). At follow-up, women reported more intense ERI and depressive symptoms,

Table 2
Occupational and personal characteristics at two points of measurement by gender (mean value and (standard deviation), t-test for independent samples).

	t ₀			t ₁		
	Men N = 1554	Women N = 1786	t-value	Men N = 1554	Women N = 1786	t-value
Effort-reward-imbalance	.573 (.255) 238	.574 (.273) 356	-.124	.480 (.201) 188	.507 (.230) 293	-3.352***
N missing						
Work-family-conflict	4.293 (1.646)	4.002 (1.664)	5.066***	3.950 (1.346)	3.772 (1.408)	3.597***
N missing	1	6		116	109	
Depressive symptoms	17.490 (12.200) 70	21.560 (13.676) 57	-8.906***	17.658 (12.515) 93	21.855 (14.458) 100	-8.728***
N missing						
Work overcommitment	13.255 (4.133)	13.453 (4.352)	-1.343	&	&	&
N missing	15	10				
Negative affectivity	9.541 (2.268)	10.124 (2.372)	-7.203***	&	&	&
N missing	8	15				
Number of employment and unemployment episodes (log transformed)	1.544 (.962)	1.765 (.813)	-7.111***	&	&	&

***p < .001; & confounder, included at baseline only.

whereas this is the case with WFC for men. Additional findings show increasing depressive symptoms at follow-up, with increasing ERI and WFC at baseline. The Pearson correlation coefficients for men are .294 ($p \leq .001$) for ERI and .280 ($p \leq .001$) for WFC. The figures among women are .268 ($p \leq .001$) for ERI and .286 ($p \leq .001$) for WFC. Table 4 (supplementary) shows more depressive symptoms and less WFC among men and women with negative SSI and increased WFC in those with positive SSI and with consistent status.

3.1. Path analysis

The direct effects of indicators of SSI on depressive symptoms at follow-up are not displayed in detail here, but can be taken from Supplementary Fig. 4 (men) and 5 (women). Depressive symptoms are significantly increased with consistent status ($\beta = .050$, $p = .05$) among men after adjustment for confounders. No associations between the other indicators of SSI and depressive symptoms are observed in men. In women, no indicator of SSI nor consistent status are associated with depressive symptoms. H₁ has to be rejected because negative SSI is not significantly related to depressive symptoms in women.

H₂ assumed associations of ERI and WFC at baseline with depressive symptoms at follow-up, with stronger effects of WFC among women. These results are presented as part of the final path models (for men see Fig. 1, for women Fig. 2). Among men, the number of depressive symptoms increases with increasing ERI (path ERI t₀ → depressive symptoms t₁, $\beta = .083$, $p \leq .01$) and with increasing WFC (path WFC t₀ → depressive symptoms t₁,

$\beta = .070$, $p \leq .01$) after applying the cross-lagged approach and after adjustment for confounders. In women (see Fig. 2), the respective numbers are .091 ($p < .01$) for ERI and .055 ($p < .05$) for WFC. Thus, H₂ can be partly accepted because ERI and WFC are associated with the outcome in both gender groups, but the effects of WFC are not stronger among women (Fig. 2).

Mediation in Fig. 1 (men) and Fig. 2 (women) is represented a) by the paths from the indicators of SSI to ERI t₀ and to WFC t₀ and b) by the paths from ERI t₀ and WFC t₀ to depressive symptoms t₁. Partial mediation is only observed among men (path from consistent status to ERI t₀ ($\beta = .067$, $p < .05$) and the path from ERI t₀ to depressive symptoms t₁ ($\beta = .083$, $p \leq .01$). The product of both regression coefficients is displayed in Table 3 (right column, H₃), showing a significant indirect effect of consistent status on the outcome ($\beta = .008$, $p \leq .05$). After introduction of the mediating variables to the model, the direct effect of consistent status decreased and is no longer significant (see Fig. 1 and Table 3 middle column). No mediation is found among women, particularly regarding the association between negative SSI and depressive symptoms (see Fig. 2 and Table 3). Accordingly, H₃ has to be rejected. Further details on the final path models can be derived from Supplementary Table 6 (men) and 7 (women).

4. Discussion

This is, to our knowledge, the first study on associations between SSI, ERI, work-family-conflict and depressive symptoms. Furthermore, it is the first study analyzing mediation of the association between SSI and depressive symptoms by ERI and by WFC.

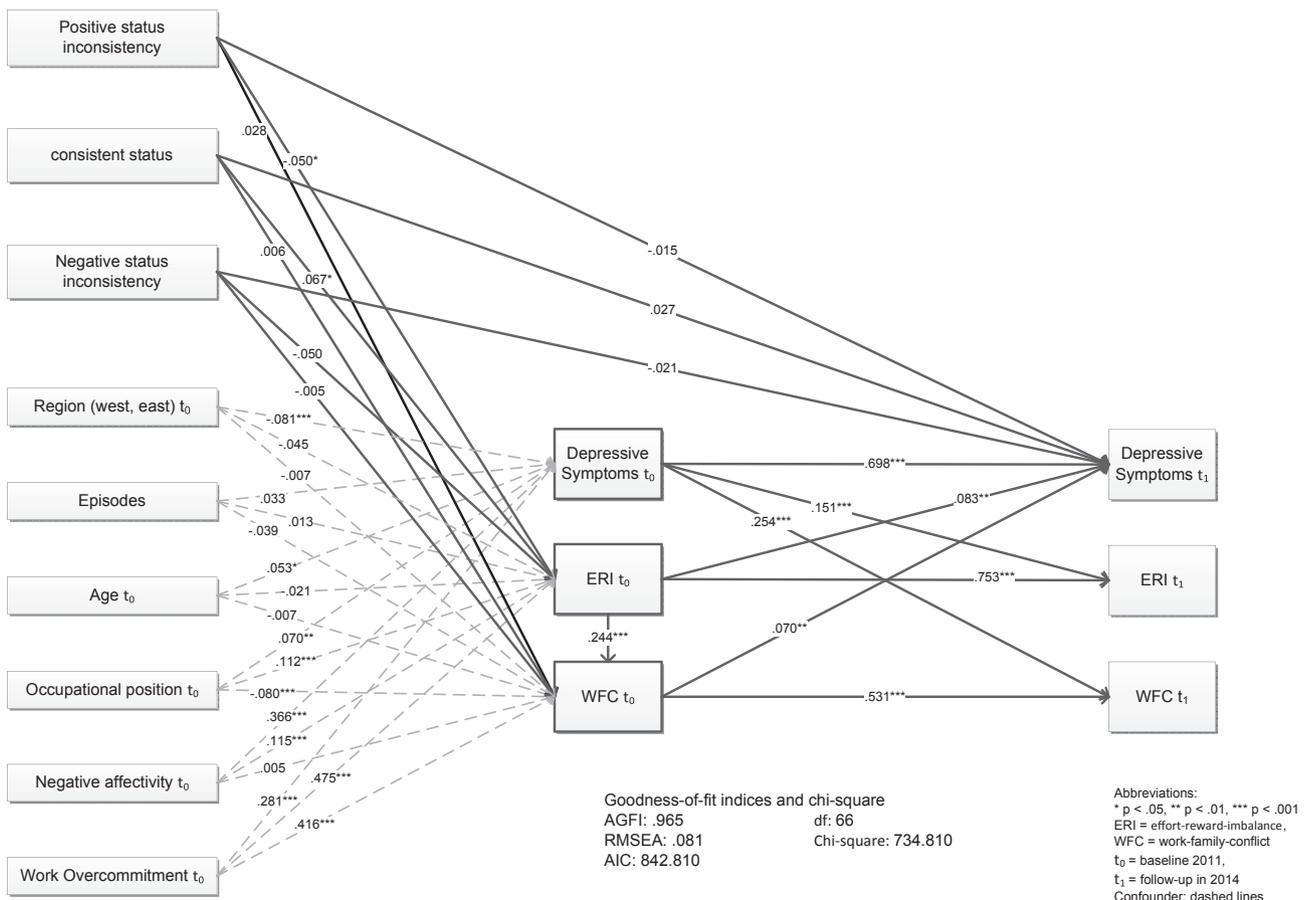


Fig. 1. The final path model for men, standardized regression weights.

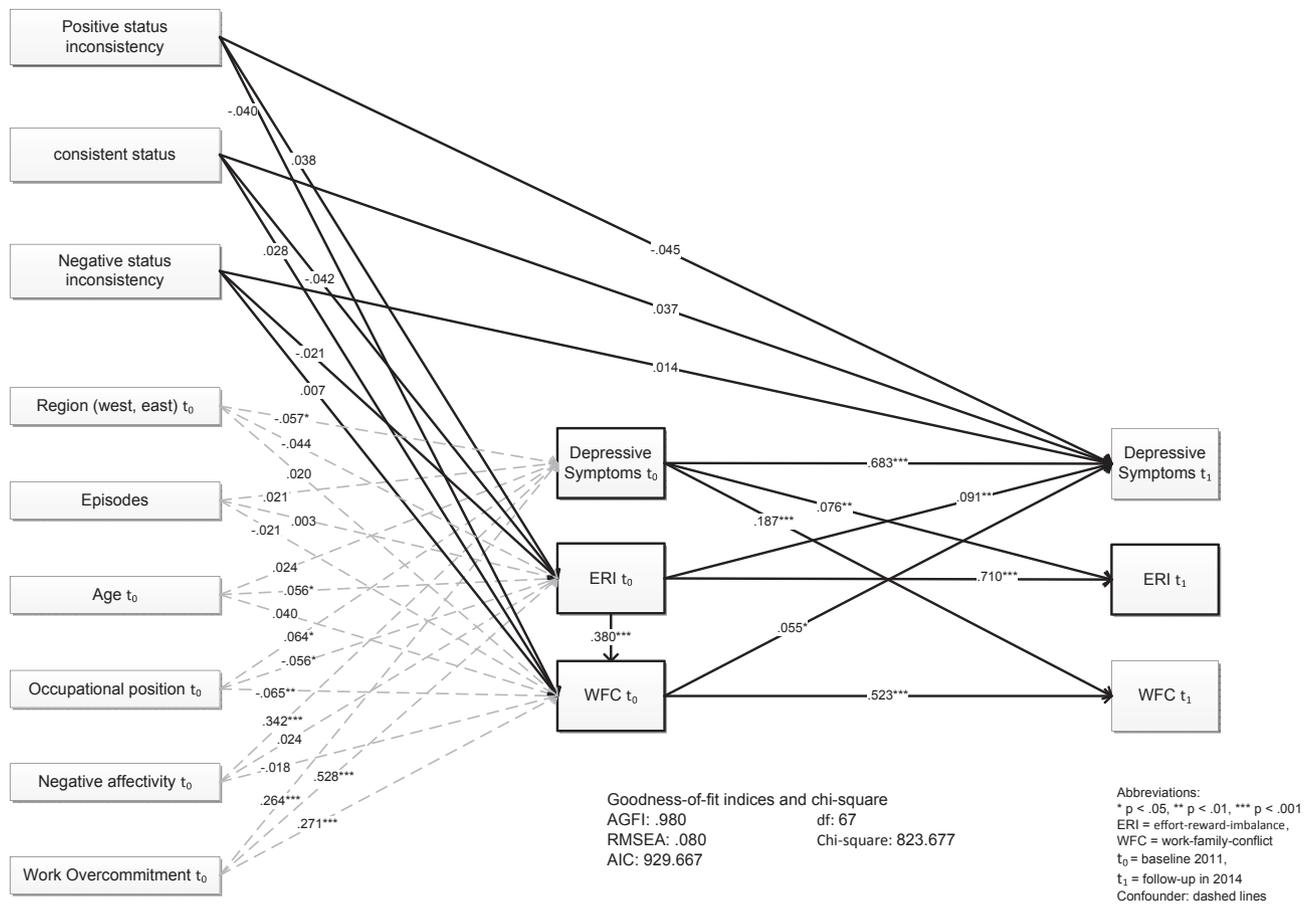


Fig. 2. The final path model for women, standardized regression weights.

Table 3
 Mediation of the social status inconsistency (SSI) – depressive symptoms association by effort-reward-imbalance (ERI) and by work-family-conflict (WFC) (standardized regression weights, and bootstrap p-value and 95% confidence intervals (CI) in parenthesis).

Paths	Direct effect with mediator (H ₃)		Indirect effect with mediator (H ₃)	
	Men	Women	Men	Women
Consistent status → ERI t ₀ → depressive symptoms t ₁	.027 (n.s.) CI(-.025, .080)	.037 (n.s.) CI(-.010, .088)	.008 (.041) CI(.001, .029)	.002 (n.s.) CI(-.014, .003)
Negative SSI → ERI t ₀ → depressive Symptoms t ₁	-.016 (n.s.) CI(-.064, .034)	.014 (n.s.) CI(-.023, .053)	-.006 (n.s.) CI(-.014, .006)	.001 (n.s.) CI(-.010, .015)
Positive SSI → ERI t ₀ → depressive Symptoms t ₁	-.008 (n.s.) CI(-.084, .042)	-.047 (n.s.) CI(-.111, .012)	-.006 (n.s.) CI(-.025, .001)	.013 (n.s.) CI(-.004, .018)
Consistent status → WFC t ₀ → depressive Symptoms t ₁	.025 (n.s.) CI(-.026, .077)	.038 (n.s.) CI(-.007, .091)	.003 (n.s.) CI(-.005, .005)	.002 (n.s.) CI(-.001, .008)
Negative SSI → WFC t ₀ → depressive symptoms t ₁	-.016 (n.s.) CI(-.064, .036)	.014 (n.s.) CI(-.030, .063)	.003 (n.s.) CI(-.001, .012)	.001 (n.s.) CI(-.003, .005)
Positive SSI → WFC t ₀ → depressive symptoms t ₁	-.008 (n.s.) CI(-.082, .043)	-.047 (n.s.) CI(-.116, .009)	.003 (n.s.) CI(-.001, .013)	-.006 (n.s.) CI(-.011, .000)

n.s. = not significant; H₃: hypothesis 3.

We did not observe direct associations between negative and positive SSI and depressive symptoms whereas consistent status was related to the outcome in men. Accordingly, no mediation of the associations between SSI with depressive symptoms was found. Yet, ERI and work-family-conflict were longitudinally related to depressive symptoms in both genders.

Gal et al. (2008) reported an association between SSI defined as discrepancy between educational attainment and personal income and mental disorders. However, evidence was derived from a cross-sectional study, and it did not distinguish between different types

of SSI nor were analyses performed stratified for gender. We could not confirm these findings for gender-specific associations between positive or negative SSI and depressive symptoms longitudinally. Accordingly, H₁ cannot be verified.

We observed significant longitudinal associations between psychosocial exposures (ERI, WFC) and depressive symptoms after adjustment for confounders, reversed causality and changes of psychosocial variables as well as depressive symptoms. The magnitude of regression weights was quite similar for both genders. The findings concerning ERI are in line with existing

prospective evidence (Lunau et al., 2013; Rugulies et al., 2013). These studies did not distinguish gender-specific effects. However, we did not observe gender differences in the association between ERI and depressive symptoms such as those that have been reported concerning ERI and CHD (Peter et al., 2006). Regarding WFC and depressive symptoms, cross-sectional evidence showed the strongest association for women working fulltime (Du Prel and Peter, 2015). Longitudinally, we did not observe such differences.

The associations between SSI and ERI differed from what could be expected from the literature. We found consistent status to be associated with ERI in men. In the literature, evidence exists for increasing ERI with decreasing socioeconomic status (Chandola et al., 2005; Bosma et al., 1998). Based on these findings, we would have expected a positive association between negative SSI and ERI because individuals with negative SSI are often characterized by low SES. However, we cannot completely exclude that our findings are influenced by the huge variation of income in our sample.

Finally, we only observed mediation of the association between consistent status and depressive symptoms by ERI in men. Since we did not observe a significant relationship between SSI (positive or negative) and depressive symptoms, a mediation of these associations by psychosocial variables was not possible. One reason for the absence of mediation was the rather small direct effects of SSI on depressiveness, making the discovery of mediation more unlikely. A possible explanation could be that we tried to cover the whole occupational career of individuals under study. As a consequence, the time-lag between early experiences of SSI and recent psychosocial exposure might be huge. However, experience of SSI in midlife (e.g., unemployment episodes, unintended job loss) has been found to influence depressive symptoms during retirement (Wahrendorf et al., 2013). These findings demonstrate that SSI can be detrimental for mental health after a long time.

4.1. Strengths and limitations

Several aspects of our data need to be considered to evaluate the pros and cons. First, we constructed the SSI measures separately for full- and for part-time episodes because income to a large extent depends on the type of employment. Furthermore, women are more likely to work part-time. These gender differences could have influenced the associations under study. However, additional adjustment of our path models for working hours did not change the reported regression weights. We therefore abstained to include this variable as a covariate. Furthermore, we did not include information on the number of children at home and on the partner, factors potentially associated with health among women. Neither variable was associated with depressive symptoms in our study, and thus, they were not confounders. Information on work factors other than ERI (e.g., control at work) was also not included in this analysis.

Second, the overall model fit tests revealed a good fit of the confirmatory models among men and women compared to the zero model with AGFI $\geq .96$. The RMSEA values, which in comparison to the AGFI are less sensitive to high case numbers, were less satisfying ($\geq .08$). However, many recommendations have been made regarding RMSEA cut-off points for a satisfying model fit. They have ranged from .08 (MacCallum et al., 1996) to .06 (Hu and Bentler, 1999) or suggest an upper limit of the RMSEA 90% confidence interval $\leq .08$ (Hooper et al., 2008). Regarding this wide range of recommended cut-off points and considering the confirmatory model testing in this study, we would not overstate our RMSEA, particularly because the benefit of model fit testing in path models is controverted in general (Barrett, 2007).

The sample consists of only two age groups and is restricted to

persons subject to social security excluding civil servants, freelancer and self-employed persons. Therefore, the generalizability of our results is limited. Although there were only negligible selection effects, a healthy volunteer effect (Delgado-Rodríguez and Llorca, 2004) due to depressive symptoms cannot be totally excluded.

IEB information for individuals born in West Germany is available from the very beginning of the occupational career, whereas information for persons born in East Germany starts after the reunification, i.e., 1993. Thus, information about SSI might be missed among East Germans. Accordingly, starting with the IEB from 1993 would have given the same chance for SSI to all study participants. However, we decided not to start with the IEB from 1993 because a lot of relevant information would have been excluded from analyses in this case, i.e., IEB information about the West German individuals at the beginning of their occupational career.

One strength of the study is the high representativeness of the two age cohorts regarding employees subject to social insurance of the same age. The sample was drawn from the IEB database, including all employees subject to social insurance in Germany. In selectivity analysis, our sample was compared with this population considering a wide range of variables. There are only negligible selection effects, despite a low response rate of 27.3% at baseline (Hasselhorn et al., 2014), for linking IEB with CAPI data (Schröder et al., 2015) and for follow-up (Steinwede et al., 2015). Due to data protection rules in Germany, written informed consent is necessary to remain in the panel and to link IEB with CAPI data (March et al., 2015). Considering the central variables (e.g., ERI, WFC, depressive symptoms), our analysis sample does not differ from the total sample at t_0 . Differences in prevalence below 3% are observed regarding region, education and negative affectivity. Finally, only well-tested and widely spread instruments have been used in our study, allowing for a high grade of validity and reliability (see Cronbach's alpha in the Methods Section), as well as comparability of results with those of other studies.

5. Conclusions

We could not confirm the assumption of SSI being associated with depressive symptoms. Accordingly, no mediations of these relationships by ERI or by WFC were found. Stressful psychosocial experiences (e.g., ERI or WFC) increased the risk of future depressive symptoms in older employed men and women irrespective of SSI and occupational position, full- or part-time work, regional factors and personal characteristics such as work overcommitment. The prevention of these psychosocial stressors could help to reduce adverse health outcomes in older employees. Older jobholders could benefit from specifically tailored stress prevention activities and labor market conditions supporting them to balance work and privacy. In aging societies, the health and productivity of older employees should be prioritized by policy.

Competing interests

The authors declare that they have no competing interests.

Acknowledgement

The authors thank the lidA-study group, particularly Silke Tophoven and Veronika Kretschmer, for good cooperation which was ground on which this analysis has been performed. We thank the sponsor, the German Federal Ministry of Education and Research for funding (FKZ 01ER0827, 01ER0825, 01ER0806, 01ER0826). We thank also the Pearson Assessment & Information GmbH for giving the permission for using the BDI-V-questionnaire.

Appendix A. Supplementary data

Supplementary data related to this article can be found at <http://dx.doi.org/10.1016/j.socscimed.2016.01.009>.

References

- Allison, P.D., 2001. Missing Data. Sage university papers Quantitative applications in the social sciences, vol. 136. SAGE Publications.
- Ammons, S.K., Kelly, E.L., 2008. Social class and the experience of work-family conflict during the transition to adulthood. *New Dir. Child. Adolesc. Dev.* 119, 71–84.
- Barrett, P., 2007. Structural equation modelling: adjudging model fit. *Pers. Individ. Differ.* 42 (5), 815–824.
- Bosma, H., Peter, R., Siegrist, J., Marmot, M., 1998. Two alternative job stress models and the risk of coronary heart disease. *Am. J. Public Health* 88 (1), 68–74.
- Braig, S., Peter, R., Nagel, G., Hermann, S., Rohrmann, S., Linseisen, J., 2011. The impact of social status inconsistency on cardiovascular risk factors, myocardial infarction and stroke in the EPIC-Heidelberg cohort. *BMC public health* 11, 104.
- Brown, W.C., Crester, G.A., Lasswell, T.E., 1988. Measuring status inconsistency: more trouble than it's worth? *Sociol. Perspect.* 31 (2), 213–237.
- Busch, M.A., Maske, U.E., Ryl, L., Schlack, R., Hapke, U., 2013. Prävalenz von depressiver symptomatik und diagnostizierter depression bei Erwachsenen in Deutschland: Ergebnisse der studie zur Gesundheit Erwachsener in Deutschland (DEGS1) [Prevalence of depressive symptoms and diagnosed depression among adults in Germany: results of the German health interview and examination survey for adults (DEGS1)]. *Bundesgesundhbl Gesundheitsforsch Gesundheitschutz* 56 (5–6), 733–739.
- Chandola, T., Siegrist, J., Marmot, M., 2005. Do changes in effort-reward imbalance at work contribute to an explanation of the social gradient in angina? *Occup. Environ. Med.* 62 (4), 223–230.
- Cheung, G.W., Lau, R.S., 2008. Testing mediation and suppression effects of latent variables: bootstrapping with structural equation models. *Organ. Res. Methods* 11 (2), 296–325.
- De Jonge, J., van der Linden, S., Schaufeli, W., Peter, R., Siegrist, J., 2008. Factorial invariance and stability of the effort-reward imbalance scales: a longitudinal analysis of two samples with different time lags. *Int. J. Behav. Med.* 15 (1), 62–72.
- Delgado-Rodríguez, M., Llorca, J., 2004. Bias. *J. Epidemiol. Community Health* 58 (8), 635–641.
- Destatis, 2015. ILO Labour Market Statistics. What Does the International Labour Organization (ILO) Labour Market Statistics Describe? Retrieved from: https://www.destatis.de/EN/Meta/abisz/ILO_Arbeitsmarktstatistik_e.html.
- Gendered lives. In: Dex, S., Scott, J.L., Plagnol, A. (Eds.), 2012. *Gender Inequalities in Production and Reproduction*. Cheltenham Northampton: Edward Elgar.
- Dragano, N., He, Y., Moebus, S., Jöckel, K.-H., Erbel, R., Siegrist, J., 2008. Two models of job stress and depressive symptoms. Results from a population-based study. *Soc. Psychiatry Psychiatr. Epidemiol.* 43 (1), 72–78.
- Du Prel, J.-B., Iskenius, M., Peter, R., 2014. Are effort-reward imbalance and social isolation mediating the association between education and depressiveness? baseline findings from the lidA-study. *Int. J. Public Health* 59 (6), 945–955.
- Du Prel, J.-B., Peter, R., 2015. Work-family conflict as a mediator in the association between work stress and depressive symptoms: cross-sectional evidence from the German lidA-cohort study. *Int. Arch. Occup. Environ. Health* 88 (3), 359–368.
- Eun-Young, 2008. Status inconsistency and lifestyle among status groups: focusing on cultural capital and social capital. *Dev. Soc.* 37 (2), 169–186.
- Federal Statistical Office, 2014. Auf dem Weg zur Gleichstellung? Bildung, Arbeit und Soziales – Unterschiede zwischen Frauen und Männern. Retrieved from: <http://www.bildungsspiegel.de/materialien/2567-statistisches-bundesamt-auf-dem-weg-zur-gleichstellung.html>.
- Fuson, J.B., 1976. Status Inconsistency and Mental Health. University of Florida. Dissertation.
- Fuß, I., Nübling, M., Hasselhorn, H.-M., Schwappach, D., Rieger, M.A., 2008. Working conditions and work-family conflict in German hospital physicians: psychosocial and organisational predictors and consequences. *BMC public health* 8, 353.
- Gal, G., Kaplan, G., Gross, R., Levav, I., 2008. Status inconsistency and common mental disorders in the Israel-based world mental health survey. *Soc. Psychiatry Psychiatr. Epidemiol.* 43 (12), 999–1003.
- Hasselhorn, H.M., Peter, R., Rauch, A., Schröder, H., Swart, E., Bender, S., ..., Müller, B.H., 2014. cohort profile: the lidA cohort study—a german cohort study on work, age, health and work participation. *Int. J. Epidemiol.* 43 (6), 1736–1749.
- Heery, E., Noon, M., 2008. *A Dictionary of Human Resource Management*. University Press, Oxford.
- Hooper, D., Couglan, J., Mullen, M.R., 2008. Structural equation modelling: guidelines for determining model fit. *Electron. J. Bus. Res. Methods* 6, 53–60.
- House, J.S., 2001. Commentary: relating social inequalities in health and income. *J. Health Polit. Policy Law* 26 (3), 523–531.
- Hoven, H., Siegrist, J., 2013. Work characteristics, socioeconomic position and health: a systematic review of mediation and moderation effects in prospective studies. *Occup. Environ. Med.* 70 (9), 663–669.
- Hoven, H., Wahrendorf, M., Siegrist, J., 2015. Occupational position, work stress and depressive symptoms: a pathway analysis of longitudinal SHARE data. *J. Epidemiol. Community Health* 69 (5), 447–452.
- Hu, L., Bentler, P.M., 1999. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Struct. Equ. Model. A Multidiscip. J.* 6 (1), 1–55.
- Jöckel, K.-H., Babitsch, B., Bellach, B.M., Bloomfield, K., Hoffmeyer-Zlotnik, J., Winkler, J., Wolf, C., 1998. Messung und Quantifizierung soziodemographischer merkmale in epidemiologischen Studien. Retrieved from http://www.gmds.de/publikationen/11_MessungUndQuantifizierungSoziodemographischerMerkmale_pdf2.pdf.
- Kato, M., Yamazaki, Y., 2009. An examination of factors related to work-to-family conflict among employed men and women in Japan. *J. Occup. Health* 51 (4), 303–313.
- Koopmans, P.C., Roelen, C.A.M., Groothoff, J.W., 2008. Sickness absence due to depressive symptoms. *Int. Arch. Occup. Environ. Health* 81 (6), 711–719.
- Lenski, G.E., 1954. Status crystallization: a non-vertical dimension of social status. *Am. Sociol. Rev.* 19 (4), 405–413.
- Lorant, V., Deliége, D., Eaton, W., Robert, A., Philippot, P., Anseau, M., 2003. Socioeconomic inequalities in depression: a Meta-analysis. *Am. J. Epidemiol.* 157 (2), 98–112.
- Lunau, T., Wahrendorf, M., Dragano, N., Siegrist, J., 2013. Work stress and depressive symptoms in older employees: impact of national labour and social policies. *BMC public health* 13, 1086.
- MacCallum, R.C., Browne, M.W., Sugawara, H.M., 1996. Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychol. Methods* 1 (2), 130–149.
- Mallinckrodt, B., Abraham, W.T., Wei, M., Russell, D.W., 2006. Advances in testing the statistical significance of mediation effects. *J. Couns. Psychol.* 53 (3), 372–378.
- March, S., Rauch, A., Bender, S., Ihle, P., 2015. Data Protection Aspects Concerning the Use of Social or Routine Data. FDZ-methodenreport (No. 12). Nuremberg. Retrieved from: http://doku.iab.de/fdz/reporte/2015/MR_12-15_EN.pdf.
- Maydeu-Olivares, A., Garcia-Forero, C., 2010. Goodness-of-fit testing. *Int. Encycl. Educ.* 7, 190–196.
- Melchior, M., Chastang, J.-F., Head, J., Goldberg, M., Zins, M., Nabi, H., Younes, N., 2013. Socioeconomic position predicts long-term depression trajectory: a 13-year follow-up of the GAZEL cohort study. *Mol. psychiatry* 18 (1), 112–121.
- Pejtersen, J.H., Kristensen, T.S., Borg, V., Bjorner, J.B., 2010. The second version of the Copenhagen psychosocial Questionnaire. *Scand. J. Public Health* 38 (3 Suppl. 1), 8–24.
- Peter, R., Hammarström, A., Hallqvist, J., Siegrist, J., Theorell, T., SHEEP Study Group, 2006. Does occupational gender segregation influence the association of effort-reward imbalance with myocardial infarction in the SHEEP study? *Int. J. Behav. Med.* 13 (1), 34–43.
- Peter, R., Gässler, H., Geyer, S., 2007. Socioeconomic status, status inconsistency and risk of ischaemic heart disease: a prospective study among members of a statutory health insurance company. *J. Epidemiol. Community Health* 61 (7), 605–611.
- Pfau-Effinger, B., 1998. Gender cultures and the gender arrangement—a theoretical framework for cross-national gender research. *Innovation Eur. J. Soc. Sci. Res.* 11 (2), 147–166.
- Reinecke, J., 2014. *Strukturgleichungsmodelle in Den Sozialwissenschaften*. De Gruyter Oldenbourg, München (Structural equation modelling in social sciences) (2., aktualisierte und erw. Aufl.).
- Rugulies, R., Aust, B., Madsen, I.E., Burr, H., Siegrist, J., Bültmann, U., 2013. Adverse psychosocial working conditions and risk of severe depressive symptoms. Do effects differ by occupational grade? *Eur. J. Public Health* 23 (3), 415–420.
- Schmitt, M., Beckmann, M., Dusi, D., Maes, J., Schiller, A., Schonauer, K., 2003. Messgüte des vereinfachten Beck-Depressions-Inventars (BDI-V) [Validity of the simplified Beck Depression Inventory]. *Diagnostica* 49 (4), 147–156.
- Schröder, H., Kersting, A., Gilberg, R., Steinwede, J., 2013. Methodenbericht zur Haupterhebung lidA – leben in der Arbeit [Methodology Report of the main survey of lidA]. FDZ-Methodenreport (No. 1). Nuremberg. Retrieved from: http://doku.iab.de/fdz/reporte/2013/MR_01-13.pdf.
- Schröder, H., Kleudgen, M., Steinwede, J., March, S., Swart, E., Stallmann, C., 2015. Zustimmung von Befragten zur Verknüpfung von Daten – selektionsfrei? (Data Linkage – respondents Consent without Selectivity?). *Gesundheitswesen* 77, e57–e62.
- Siegrist, J., Starke, D., Chandola, T., Godin, I., Marmot, M., Niedhammer, I., Peter, R., 2004. The measurement of effort–reward imbalance at work: European comparisons. *Soc. Sci. Med.* 58 (8), 1483–1499.
- Smith, P., Frank, J., 2005. When aspirations and achievements don't meet. A longitudinal examination of the differential effect of education and occupational attainment on declines in self-rated health among Canadian labour force participants. *Int. J. Epidemiol.* 34 (4), 827–834.
- Steinwede, J., Kleudgen, M., Häring, A., Schröder, H., 2015. Methodenbericht zur Haupterhebung lidA – leben in der Arbeit, 2. Welle [Methodology Report of the main survey of lidA, wave 2]. FDZ-Methodenreport (No. 07). Nürnberg. Retrieved from: http://doku.iab.de/fdz/reporte/2015/MR_07-15.pdf.
- Thompson, E.R., 2007. Development and validation of an internationally reliable short-form of the positive and negative affect schedule (PANAS). *J. Cross-Cultural Psychol.* 38 (2), 227–242.
- van Hooff, M.L.M., Geurts, S.A.E., Taris, T.W., Kompier, M.A.J., Dikkers, J.S.E., Houtman, I.L.D., van den Heuvel, F.M.M., 2005. Disentangling the causal relationships between work-home interference and employee health. *Scan J.*

- Work Environ. Health 31 (1), 15–29.
- Vernon, S.W., Buffler, P.A., 1988. The status of status inconsistency. *Epidemiol. Rev.* 10 (1), 65–86.
- Wahrendorf, M., Blane, D., Bartley, M., Dragano, N., Siegrist, J., 2013. Working conditions in mid-life and mental health in older ages. *Adv. life course Res.* 18 (1), 16–25.
- Wang, J., Patten, S.B., Currie, S., Sareen, J., Schmitz, N., 2012. A population-based longitudinal study on work environmental factors and the risk of major depressive disorder. *Am. J. Epidemiol.* 176 (1), 52–59.
- Watai, I., Nishikido, N., Murashima, S., 2008. Gender difference in work-family conflict among Japanese information technology engineers with preschool children. *J. Occup. Health* 50 (4), 317–327.
- World Health Organization, 2001. *The World Health Report 2001: Mental Health: New Understanding, New Hope*. World Health Organization, Geneva.
- Yuan, K.H., 2005. Fit indices versus test statistics. *Multivar. Behav. Res.* 40 (1), 115–148.

6. **Du Prel, J.-B.**, Runeson-Broberg, R., Westerholm, P., Alfredsson, L., Fahlén, G., Knutsson, A., Nordin, M., & Peter, R. (2018). Work overcommitment – Is it a trait or a state? *International Archives of Occupational and Environmental Health* 91(1), 1-11. <https://doi.org/10.1007/s00420-017-1253-8>. (Journal Impact Factor: 2,158)

*Abdruck der Publikation mit Genehmigung des Verlages Springer Nature
(Reproduced with permission from Springer Nature)*

Work overcommitment: Is it a trait or a state?

Jean-Baptist du Prel^{1,2}  · Roma Runeson-Broberg³ · Peter Westerholm³ · Lars Alfredsson^{4,5} · Göran Fahlén⁶ · Anders Knutsson⁷ · Maria Nordin^{8,9} · Richard Peter¹

Received: 23 December 2016 / Accepted: 7 August 2017 / Published online: 11 August 2017
© Springer-Verlag GmbH Germany 2017

Abstract

Purpose Effort–reward imbalance (ERI) is a well-tested work-related stress model with three components, the two extrinsic components “efforts” and “rewards” and the one intrinsic component “overcommitment”. While an imbalance between “efforts” and “rewards” leads to strain reactions, “work-related overcommitment” (OC) has been described as a personal characteristic with a set of attitudes, behaviours, and emotions reflecting excessive striving combined with a strong desire for approval. However, the question whether OC is a personality trait or a response pattern sensitive to changes in the work context (state) is still open.

Methods 2940 Swedish industrial employees were included in this longitudinal analysis of the WOLF-Norrland data over 5 years. A change of OC index or its subscales were

regressed against a change of freedom of choice at work, extra work, and ERI adjusted for age, sex, and education.

Results While OC was insensitive to changes in freedom of choice at work and extra work, it was clearly associated with changes of work-related stress over time. Three of four OC subscales exhibited statistically significant associations with ERI.

Conclusions For the first time, we studied fundamental characteristics of OC as an independent personality variable (trait) or an outcome variable subject to changes in the work environment (state). The association between external ERI and OC over time supports our hypothesis of OC being a state. Further investigations are needed to establish OC as a trait or a state.

✉ Jean-Baptist du Prel
duprel@uni-wuppertal.de

Roma Runeson-Broberg
roma.runeson.broberg@medsci.uu.se

Peter Westerholm
peter.westerholm@medsci.uu.se

Lars Alfredsson
Lars.Alfredsson@ki.se

Göran Fahlén
nyadal@spray.se

Anders Knutsson
anders.knutsson@miun.se

Maria Nordin
maria.nordin@umu.se

Richard Peter
richard.peter@uni-ulm.de

² Department of Occupational Health Science, University of Wuppertal, Gaußstr. 20, 42119 Wuppertal, Germany

³ Occupational and Environmental Medicine, Uppsala University Hospital, Uppsala, Sweden

⁴ Institute of Environmental Medicine, Karolinska Institutet, Stockholm, Sweden

⁵ Centre for Occupational and Environmental Medicine, Stockholm County Council, Stockholm, Sweden

⁶ The National Agency for Special Needs Education and Schools, Härnösand, Sweden

⁷ Department of Health Sciences, Mid Sweden University, Sundsvall, Sweden

⁸ Department of Psychology, Umeå University, Umeå, Sweden

⁹ Stress Research Institute, Stockholm University, Stockholm, Sweden

¹ Institute of the History, Philosophy and Ethics of Medicine, Ulm University, Ulm, Germany

Keywords Work stress models · Coping · Work organisation · Organisational change

Introduction

In the globally orientated competitive modern working life, work-related stress and its health consequences are of rising importance for employees. Work stress in terms of an imbalance between efforts and rewards can lead to a state of “active distress” by evoking strong negative emotions activating unspecific physiological strain reactions (Siegrist 1996). Long-lasting activation of strain reactions can contribute to the development of physical and mental diseases. Work stress measured by the effort–reward imbalance model (Siegrist 1996) has been identified as a risk factor for coronary heart disease (e.g., Backé et al. 2012) and depression (Hasselhorn et al. 2014; Peter et al. 2016).

Personality has first been investigated within the field of stress and coping as either a trait or state. In comparison to trait elements, which are best considered as long standing tendencies or predispositions, a state is a temporary change in personality determined to some extent by underlying trait personality (Sorenson and Harris 2012). For example, emotional responses (e.g., anger) can be considered as state elements of personality, which may arise from a particular situation. Trait disposition can be considered when relative time stable factors influence the likelihood and rapidity with which such emotional states manifest themselves in response to this particular situation.

Hintsä et al. (2013) suggested that employees with certain personality traits may have a higher susceptibility to work-related stressors. Such an attribute is also a part of the effort–reward imbalance model (ERI). While an imbalance between high costs invested and low rewards gained constitute the extrinsic component of ERI, the intrinsic component is termed work overcommitment (OC). Originally described as a personality characteristic (Matschinger et al. 1986), OC is thought to be based on cognitive, emotional, and motivational elements of type A behaviour that reflects a very high ambition to work and the inability to withdraw from obligations at work, in combination with the need to be approved and esteemed (Hanson et al. 2000; Van Vegchel et al. 2005).

Common with type A behaviour pattern, OC is characterised by the need for control over the immediate social environment (Matschinger et al. 1986) as an important motivational basis. Individuals experiencing high need for control tend towards misjudgement of work-related demands and their internal coping potential related to these demands. Overcommitted employees have been shown to be at higher risk for several physical and mental diseases (Van Vegchel et al. 2005). In an innocuous (e.g., less demanding) working environment, even individuals with enhanced need for

control may be protected against intense distress when they experience adequate rewards (the so-called “interaction hypothesis”, Siegrist 2002). However, the evidence of interactions between the intrinsic (OC) and the extrinsic components (efforts and rewards) of ERI is limited so far (Siegrist and Li 2016).

The “need for control scale” of OC contains the two latent factors “vigour” and “immersion” each constituted by several subscales. Vigour refers to successful coping by perfectionism and hard work, which predominates in younger employees prone to OC. Immersion defines a critical state of coping with demands reflecting frustrated, but continued efforts associated with negative feelings of ineffectivity mainly found later in employees’ career. Both of these factors can be seen as parts of a “coping career” of employees prone to OC, which runs in two stages (Matschinger et al. 1986): Individuals experiencing high need of control tend towards unrealistic appraisal of demanding, challenging situations, and their related internal coping potential. Fear of losing control stimulates OC, either in the form of underestimating of demands and overestimating of internal coping potential, or of overestimating of demands and underestimating of internal coping potential. Usually, in younger adulthood, where good health, professional training, and achievement motivation lead to a coping behaviour of persons with a strong sense of control with increased responsibility, enhanced job-involvement, and extension of work-related duties to private life. Rewarding feedback from others like superiors can foster this coping behaviour. In this early stage of the coping career, when underestimating of demands and overestimating of the internal coping potential predominates and can be successful, vigour often can be observed. Later, in employee’s career, under conditions of increased demands and obligations, the cognitive pattern related to this coping behaviour established in early adulthood persists, even if not successful. In this stage of the coping career, often overestimating of demands and underestimating of internal coping potential predominate. The unsuccessful coping behaviour could result in deleterious consequences on health when the distressing experience increases, when signs of fatigue become more apparent and feelings of immersion are admitted. Realistic awareness of coping failure is often not present until the onset of a disease.

Whereas this coping behaviour can be successful and even stimulating for the younger employees, for the older ones, it can be distressing: The perception of increased demands combined with limited coping abilities may precipitate further stages of such a coping career and lead to manifestation of premature exhaustion and burn out (Matschinger et al. 1986). Immersion is the part of OC associated with coronary heart disease (Siegrist 1996). Immersion consists of four subscales: (a) need for approval, (b) competitiveness, (c) disproportionate irritability, and (d) inability to withdraw

from work. According to the “intrinsic overcommitment hypothesis” (Siegrist 2002), employees prone to OC tend to exaggerate their efforts. In combination with unsatisfactory rewards, these self-motivated excessive efforts may increase their health risk even if the objective working demands are not increased.

“Need for control” was originally described as a personal characteristic of a certain form of personal attribute of accomplishment behaviour. Compared to personal traits, as described above, it is not designated by situational stability, but subjected to a dynamic change in terms of a coping career (Siegrist 1996). Beside this description, which conceptually does not definitively allow to decide whether OC should be treated as state or as trait phenomenon, empirical findings also do not show a clear tendency into one direction. Interaction effects of OC with factors of the work environment could support the state assumption: in the case of such interactions, the effect of OC on health outcomes varies along the intensity of environmental factors. However, empirical evidence for such interactions is limited so far (Siegrist and Li 2016).

More evidence exists showing that OC is associated with health-related outcomes independently from environmental factors and from the extrinsic component of the ERI model: OC was associated with coronary heart disease (Backé et al. 2012), high blood pressure (Gilbert-Ouimet et al. 2014), musculoskeletal problems (Joksimovic et al. 2002; Lau 2008), depressive symptoms (du Prel and Peter 2015; Peter et al. 2016), depression (Lau 2008), psychosomatic complaints (Godin and Kittel 2004), inability to relax after work (Loerbroks et al. 2010), sleep disturbances and fatigue (Fahlén et al. 2006), and vital exhaustion (Preckel et al. 2005). Given the health risks associated with overcommitment alone, as well as in the interaction with the extrinsic component of ERI found in some studies (overview in Siegrist and Li 2016), the question arises if OC represents a trait or a state? Regarding the definition of a state given above, we would expect OC and its subscales, compared to a trait, not to be time-invariant, but to be prone to changes in the working situation. In this investigation, we used a change of extra work, freedom of choice, and ERI at work over two study waves as three indicators of a change in the working situation. While the first stands for a change in the overall working demands and the second variable represents a change of the employee’s decision autonomy, the third typifies the potentially stressful experience of an imbalance between efforts spent and rewards gained at work. All of these work-related measures were available in the WOLF-N and WOLF-F data sets (ERI as a proxy measure, see Methods). Over time, when OC changes depending on work-related factors, like extra work, freedom of choice at work, and ERI, early interventions to modify these factors could help to prevent negative health consequences of OC.

We hypothesize that OC is not a personality characteristic (“trait”) as defined above, being stable and independent from influences of the work environment over time, but rather depending on changes of the working situation (“state”).

Hypothesis

The intrinsic component of the ERI model OC is expected to be stable over time given the condition of a stable work environment and to change over time in a changing work environment.

Materials and methods

Design and participants

The Swedish WOLF (WOrk, Lipids, Fibrinogen) study is a prospective cohort study originally setup to investigate cardiovascular risks due to psychosocial work conditions, biological risk factors, and lifestyle factors in a working population. It consists of two different cohorts: WOLF Stockholm (WOLF-S) with employees from the Stockholm area and WOLF-Norrland (WOLF-N) with employees from the north of Sweden. Data collection for WOLF-S started in 1992 and ended in 1995. The data collection of WOLF-N was between 1996 and 1998 and its follow-up, WOLF-F, between 2000 and 2003. WOLF-S contains predominantly civil servants, whereas WOLF-N and WOLF-F included many industrial workers.

Data from WOLF-N (T1) and WOLF-F (T2) were used for this exploratory data analysis, since it included measures both at baseline and in the follow-up study relevant to this study. All 13 occupational health service units (OHSs) in Västernorrland and Jämtland, two provinces in Northern Sweden, were invited to participate in WOLF-N and -F. The OHSs offered a health examination to all the employees from 19 companies served by them and administered questionnaires for the employees to fill out. Fifteen OHS organizations participated and the personnel were trained in standardised measurement procedures. The participants were re-invited to WOLF-F. Between baseline and follow-up were 60 months on average. Up to three reminders were sent during follow-up, unless participants actively declined to participate.

The original sample at T1 consisted of 5092 employees aged between 19 and 70 years, out of whom 4715 (93%) responded. The follow-up response rate at T2 was 71%, i.e., 3637 participants. Analyses were based on 2940 subjects who were occupationally active at both times.

Ethical approval was obtained from the ethical committee at Karolinska Institutet.

Measurement

Education

Education was divided into three categories: Low educated employees accomplished primary or secondary school, middle educated completed advanced secondary school, and high educated had a university degree.

Work overcommitment change (OC change)

OC change, measured as the employees' difference of OC values between T1 and T2, is the dependent variable in this analysis. The original scale with 29 questions was used (Siegrist et al. 2004). Respondents were asked to indicate their degree of agreement on a four-point Likert scale worded "strongly disagree" to "strongly agree". OC scores ranged between 29 and 116. A high score is defined by the upper tertile of the total factor score of these 29 items. High scores of OC were shown to predict adverse health in several studies (Siegrist et al. 2004). These 29 questions were grouped into the four subscales: "need for approval", "competitiveness", "disproportional irritability", and "inability to withdraw from work".

Extension of analysis to OC subscales

The analysis was extended to the four OC subscales to get a deeper insight into the associations with the independent variables. These four subscales stand for the four relevant aspects of the underlying coping pattern. They were found to load on one factor (total OC) in the second-order factor analysis (Siegrist et al. 2004).

The subscale "need for approval" consisted of the questions, "I usually take criticism very seriously", "I get angry with myself when I can't completely resolve a problem at work", "I get especially frustrated when my work is not properly appreciated", "I only feel successful when I perform better than I expected", "Other people have confidence in my ability to handle difficult tasks", and "The slightest compliment really boosts my confidence". Cronbach's alpha, measuring internal consistency at T1, had a value of 0.62.

The subscale "competitiveness" consisted of the questions "I am fuelled by ambition", "I enjoy proving certain people wrong", "Always being a little better or faster than others is a sort of a game to me", "I don't let others do my work", and "I get furious when anybody questions my competence". Cronbach's alpha at T1 had a value of 0.48.

The subscale "disproportionate irritability" consisted of the questions, "Even the slightest interruption bothers me", "I get upset with others more often than I should", "I get easily overwhelmed by time pressure at work", "I can get furious if someone doesn't understand me the first time", "I

do everything possible to be in control", "I don't usually get annoyed when my work routine is interrupted", "I always want more than I can get", and "I am always mentally prepared to do what needs to be done next". Cronbach's alpha at T1 had a value of 0.56.

Finally, the subscale "inability to withdraw from work" is composed by different items describing attitudes, behaviours, and external judgements of persons unable to relax and to get distance from work. It is built by the questions, "If something needs to be done right I'd better do it myself", "I can get very upset when someone keeps me from what I am supposed to be doing", "I start thinking about work as soon as I get up in the morning", "When I get home, I can easily relax and forget all about work", "People close to me say I sacrifice too much for my job", "My private life comes first, and then work", "Work is usually on my mind when I go to bed", "Every once in a while, I like when others keep me from working", and "If I put off doing something that needs to get done today, I'll have trouble sleeping at night". Cronbach's alpha at T1 had a value of 0.68.

To investigate the work-related context, freedom of choice at work, extra work, and measures on effort–reward imbalance were used.

Change in freedom of choice at work

Change in freedom of choice at work was assessed by a sum of the total score of six questions on the current status at work. The scores ranged from 1 to 4 ("yes often", "yes sometimes", "no seldom", "no never"). The questions were "What is your position at work?" (1) "I decide on my own work pace", (2) "I decide when to take my breaks", (3) "I decide when to take my holidays", (4) "I participate in the appointment of my nearest line manager", (5) "I participate in the choice of work mates", and (6) "I participate in the design of my physical environment". The scale "freedom of choice at work" is composed of questions derived from the control component of the demand-control-model plus further questions. Cronbach's alpha at T1 had a value of 0.64.

Changes in extra work

Extra work was captured by asking the dichotomous question "Do you have any paid extra work alongside your main employment?" ("yes"/"no") at both times T1 and T2 and assessing the change over time.

Change of effort–reward imbalance (ERI) proxies

Since original measures of ERI were not available for all subjects, we were using ERI proxies at T1 and T2 to measure change of work-related stress over time (Table 1). A subsample (455 men; 114 women) had also answered the

Table 1 Description of the respondents' characteristics at baseline (2940 predominant industrial workers from the Swedish WOLF study)

(n)	T1 (2940)	T2 (2940)	Change from T1 to T2 (2940)	p values
Gender (n)	2937			
Male (%) ^b	83.9			
Education (n)	2930			
Low (%) ^b	45.1			
Middle (%)	34.7			
High (%) ^b	15.2			
OC total (n) ^c	2282	2282	2282	
Mean (\pm SD) ^a	60.17 (9.62)	59.51 (10.04)	-0.66 (7.88)	<0.001 ^c
Need for approval (n) ^c	2734	2734	2734	
Mean (\pm SD) ^a	14.49 (2.89)	14.00 (2.87)	-0.50 (2.59)	<0.001 ^c
Competiveness (n) ^c	2797	2797	2797	
Mean (\pm SD) ^a	11.40 (2.62)	11.27 (2.63)	-0.12 (2.64)	<0.01 ^c
Disproportional irritability (n) ^c	2796	2796	2796	
Mean (\pm SD) ^a	16.39 (3.01)	16.32 (3.01)	-0.07 (2.85)	0.19 ^c
Inability to withdraw from work (n) ^c	2017	2017	2017	
Mean (\pm SD) ^a	0.76 (0.16)	0.85 (0.15)	0.09 (0.17)	<0.001 ^c
Freedom of choice at work ^c	2735	2735	2735	
Mean (\pm SD) ^a	15.36 (3.15)	14.92 (3.40)	-0.45 (2.81)	<0.001 ^c
Extra work ^c	2928	2911	2899	
Median (Min; Max)	1.00 (1.00; 2.00)	1.00 (1.00; 2.00)	0.00 (-1.00; 1.00)	0.003 ^d
ERI proxy weighted ^c	2017	2017	2017	
Mean (\pm SD)	0.76 (0.16)	0.85 (0.15)	0.09 (0.17)	<0.001 ^c

OC overcommitment, Mean arithmetic mean, SD standard deviation, Min minimum, Max maximum

^a Arithmetic mean and standard deviation of observed values

^b Valid percent

^c T test for matched pairs

^d Paired Wilcoxon-T

^e Change from T1 (WOLF-N 1996-1998) to T2 (WOLF-F 2000-2003)

original ERI questionnaire at T1. A detailed description of the ERI measure and its validation was published previously (Siegrist et al. 2004). The instrument with the proxy measure used here contains 10 items. It was developed in the frame of two large epidemiological studies in Sweden: the WOLF and the SHEEP studies. This instrument was successfully applied in earlier investigations with biomedical indicators of cardiovascular risk as an outcome (Peter et al. 1998, 2002). The correlation between the proxy and the original ERI ratios and the effort and reward subscales, respectively, has been shown to be reasonable in an earlier investigation by Fahlén et al. (2004). Proxies regarding ERI tend to underestimate the associations under study as shown in a study on the same population (Fahlén et al. 2004). Therefore, we weighted the proxies to compensate the underestimation. The weighting factor was based on the differences between original and proxy ERI in individuals of a subsample where both measures were available: Two multivariable models were calculated in the same individuals. These models only differed with regard to the inclusion of either original or

proxy ERI measures. The weighting factor was calculated by dividing the risk estimator derived from the original measures by the risk estimator from the proxy measure. We adjusted our analyses for personal factors (sex and education), ERI proxy weighted and other work-related factors.

Statistical analysis

We used *t* test for paired samples or its non-parametric alternative and the Wilcoxon test to analyze significant changes of continuous variables over time (Table 1). We applied hierarchical linear regression analysis to estimate the effects and their 95% confidence intervals of the change of the work-related independent variables (extra work, freedom of choice at work, and ERI proxy) on the dependent variables—change of OC or its subscales “need for approval”, “competitiveness”, “disproportional irritability”, and “inability to withdraw from work”, respectively—and to control for age, sex, education, and the ERI proxy (Tables 2, 3).

Table 2 Stepwise multiple linear regression analysis on change of overcommitment from T1 to T2 (2940 predominant industrial workers from the Swedish WOLF study)

Item	1		2		3		4	
	CC	MI	CC	MI	CC	MI	CC	MI
Age	-0.01 (-0.05; 0.03)	-0.01 (-0.05; 0.03)	-0.01 (-0.05; 0.03)	-0.01 (-0.05; 0.03)	-0.01 (-0.05; 0.03)	-0.01 (-0.05; 0.03)	-0.01 (-0.06; 0.04)	-0.00 (-0.04; 0.04)
Sex female	0.03 (-0.86; 0.92)	-0.05 (-0.97; 0.88)	0.16 (-0.76; 1.10)	-0.05 (-0.97; 0.87)	0.19 (-0.73; 1.11)	-0.05 (-0.97; 0.88)	0.45 (-0.57; 1.46)	0.02 (-0.89; 0.94)
Education	0.54* (0.06; 1.03)	0.55* (0.05; 1.04)	0.34 (-0.60; 0.83)	0.54* (0.05; 1.04)	0.34 (-0.17; 0.83)	0.54 (0.05; 1.04)	0.29 (-0.27; 0.85)	0.55* (0.06; 1.05)
Freedom of choice at work ^a			-0.03 (-0.15; 0.09)	-0.03 (-0.14; 0.08)	-0.03 (-0.15; 0.09)	-0.03 (-0.14; 0.08)	-0.03 (-0.17; 0.10)	-0.04 (-0.15; 0.08)
Extra Work ^a					0.11 (-1.00; 1.23)	0.34 (-0.71; 1.38)	0.61 (-0.68; 1.90)	0.39 (-0.66; 1.40)
ERI proxy weighted ^a							6.77*** (5.57; 8.98)	7.07*** (4.91; 9.25)

Significant results ($p < 0.05$) are shown in bold

CC complete case analysis, MI multiple imputations

* $p < 0.05$; *** $p < 0.001$

^a Changing from T1 (WOLF-N 1996-1998) to T2 (WOLF-F 2000-2003), positive estimates indicate a change of OC and a change of the independent variable in the same direction

Table 3 Multiple linear regression analysis on change of OC subscales from T1 to T2 (2940 predominant industrial workers from the Swedish WOLF study)

Independent variable	Need for approval B (95%-CI)		Competitiveness B (95%-CI)		Disproportional irritability B (95%-CI)		Inability to withdraw from work B (95%-CI)	
	CC	MI	CC	MI	CC	MI	CC	MI
Age	0.01 (-0.01; 0.02)	-0.01 (-0.00; 0.02)	-0.01 (-0.02; 0.01)	-0.00 (-0.02; 0.01)	-0.02* (-0.03; -0.002)	-0.01 (-0.03; 0.001)	-0.01 (-0.02; 0.01)	0.01 (-0.02; 0.01)
Sex female vs male (Ref)	-0.21 (-0.53; 0.10)	-0.19 (-0.46; 0.07)	0.15 (-0.17; 0.47)	0.06 (-0.21; 0.33)	0.17 (-0.17; 0.51)	-0.03 (-0.32; 0.26)	0.42* (0.01; 0.83)	0.33 (-0.02; 0.69)
Education	0.07 (-0.10; 0.24)	0.14 (-0.01; 0.28)	0.07 (-0.10; 0.25)	0.11 (-0.04; 0.26)	-0.05 (-0.24; 0.14)	0.08 (-0.08; 0.24)	0.03 (-0.20; 0.26)	0.09 (-0.10; 0.29)
Freedom of choice at work ^a	-0.03 (-0.07; 0.01)	-0.02 (-0.06; 0.02)	-0.00 (-0.05; 0.04)	-0.01 (-0.04; 0.03)	-0.02 (-0.06; 0.03)	-0.01 (-0.05; 0.03)	-0.01 (-0.06; 0.05)	-0.01 (-0.06; 0.04)
Extra Work ^a	0.26 (-0.13; 0.66)	0.30 (-0.04; 0.63)	0.30 (-0.10; 0.71)	0.24 (-0.10; 0.58)	0.10 (-0.34; 0.54)	0.11 (-0.26; 0.47)	0.19 (-0.33; 0.72)	-0.16 (-0.60; 0.29)
ERI proxy weighted ^a	0.88* (0.21; 1.55)	1.14** (0.48; 1.80)	0.37 (-0.31; 1.04)	0.57 (-0.09; 1.23)	2.26*** (1.54; 2.98)	1.93*** (1.26; 2.61)	3.55*** (2.64; 4.45)	3.26*** (2.36; 4.16)

Significant results ($p < 0.05$) are shown in bold

OC overcommitment, CC complete case analysis, MI multiple imputations

* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$

^a Changing from T1 (WOLF-N 1996–1998) to T2 (WOLF-F 2000–2003), positive estimates indicate a change of the OC subscale and a change of the independent variable in the same direction

Missing data were replaced by multiple imputations (MI) with the fully conditional specification (FCS) algorithm. With this specific MI procedure, the imputations are obtained by fitting a sequence of regression models and drawing values from the corresponding predictive distributions items. Regression models included in FCS are linear, logistic, Poisson, generalized logit, or a mixture of these depending on the type of variable being imputed (Raghunathan et al. 2001). All variables of the statistical regression models were used for MI of missing values as well. Complete case analysis (CCA) as well as MI analysis were performed and both results are presented.

For all statistical analyses including MI, we used SPSS 21.

Results

Description

2940 participants were occupationally active at both times of the cohort study (Table 1). The majority (83.9%) were male employees. The participant's age ranged between 19 and 69 at baseline (=T1). The mean age was 43 at time T1. The percentage of those who had a university degree was 15.2%, whereas 45.1% of employees accomplished primary or secondary school, only. There was a significant decrease of total OC between T1 and T2. The mean change (\pm SD) was -0.66 (± 7.88). Apart from "disproportional irritability", all OC subscales showed significant mean changes: It was -0.50 (± 2.59) for "need for approval", -0.12 (± 2.64) for "competitiveness" and 0.09 (± 0.17) for "inability to withdraw from work". All differences of the OC subscales between T1 and T2 had negative values indicating improvement over time. The only exception was the change of "inability to withdraw from work" which became worse over time. All work-related variables showed significant changes over time. For extrinsic ERI, the mean change was 0.09 (± 0.17), freedom of choice at work showed a mean change in the opposite direction of -0.45 (± 2.81). Whereas freedom of choice at work became less, mean external ERI increased over time on average. Both of these changes indicate deterioration on average over time. The median change of extra work was 0 ranging from -1.00 to $+1.00$ (Table 1).

Analysis

The hierarchical linear regression analysis presented here shows no significant associations between a change of freedom of choice at work or extra work and a change of total OC (Table 2). For both of these measures, no evidence was found to support our hypothesis that OC is changing in a changing working situation.

None of the OC subscales were affected by a change in freedom of choice at work and extra work (Table 3). All regression analyses were adjusted for age, sex, education, and external ERI.

We observed a strong significant effect of a change of external ERI on the change of total OC over time in the same direction in the complete case analysis and in the multiple imputation analysis. Regarding a change of external ERI, our hypothesis was confirmed that OC is changing in a changing working environment.

We additionally observed a significant influence of higher education on a change of OC in the MI analyses.

The effect of a change in ERI was smaller and showed a variety of strength for a change of different OC subscales over time but always in the same direction (Table 3). The strongest effects were observed for a change of "inability to withdraw from work" and "disproportional irritability", whereas the effect was weaker for a change of "need for approval" and not significant for a change of "competitiveness". A significant effect of sex on the change of inability to withdraw from work was observable in the complete case analysis, and showed a tendency to significance in the multiple imputation analysis, only. Women showed a higher risk to be unable to withdraw from work over time in the CCA.

Discussion

To the best of our knowledge, this is the first investigation on OC being a trait or a state. Supporting our study hypothesis that OC is state, changing in a changing working environment over time, OC was highly associated with changes in work stress measured by the external ERI proxies. The reactivity of OC on changes in ERI has also been observed in an earlier investigation (Fahlén 2008). There seem to be some changes in working environment described by the external component of the ERI model, which can foster the so-called "coping career" as described above. In situations of an existing ERI problem among individuals with personalities prone to OC, those persons express themselves by exaggerating their efforts because of a high desire to be approved and esteemed and a wish to correct the perceived ERI imbalance (Peter and Siegrist 1999). Our finding that a change in external ERI was associated with a change in OC in the same direction over time is in line with the thesis of a higher vulnerability of subjects with OC coping behaviour to work-related stress (van Vegchel et al. 2005). Our results do not point to a dependence of OC on changes in freedom of choice at work or to changes in extra work. Regarding both these work-related factors, we found no additional evidence in this investigation to confirm our hypothesis that OC is sensitive to a changing working situation.

We intended to get a deeper insight into associations to the different subscales of “need for control” using the 29-item long version of OC: The associations of changes in ERI with changes in OC subscales varied remarkably being most clearly noticeable in “inability to withdraw from work”. These findings point to a different stability of the various facets of OC behaviour to a change in work-related stress: While “competitiveness” was rather stable, all other OC subscales showed significant increase when the level of work stress in terms of an effort–reward imbalance was rising over time. Inability to withdraw from work seems to be the characteristic most susceptible to a change in work-related stress.

For the total OC, highly educated employees had a higher risk of increasing overcommitment over time in agreement with the previous findings (Siegrist et al. 2004). Overcommitment seems to be a coping strategy more common in employees with higher socioeconomic status as evidenced by the differences in educational level.

Women were found to have a higher risk of “inability to withdraw from work” over time. This association was significant in the CCA and a tendency to significance in the analysis with MI. As the percentage of women was low, this association might have been significant if the percentage of women had been higher. Overall studies using the 29-item version of OC and especially those investigating sex differences in OC subscales are sparse. Two studies using the 29-item version of OC investigating myocardial infarction or cardiovascular risk factors, respectively, found a higher odds ratio for women with high total OC than for men (Peter et al. 2002). In the context of our findings, it might be relevant that in an earlier investigation, the combination of exposure to job strain plus the presence of overcommitment yielded for women a much higher risk of myocardial infarction (OR 2.19) than either exposure to job strain without overcommitment (OR 1.23) or overcommitment without job strain (OR 1.19) (Peter et al. 2002). Thus, overcommitment could moderate the job strain—myocardial infarction relationship for women. Some parallel findings come from a recent study investigating the ERI model in a household context: Mothers were found to have high rates of overcommitment behaviour in terms of inability to withdraw from household and family obligations (Sperlich et al. 2013). The generalisability of these findings to the work context is limited due to different settings and lack of inclusion of males.

Finally, it could be conceded that the role of OC in the whole ERI construct is not completely clarified. Originally conceptualised to be only the intrinsic part of “efforts”, different authors see OC now as an independent concept, which influences the perception of both high efforts and low rewards (e.g., Van Vegchel et al. 2005; Sperlich et al. 2013). Yet, others regard OC still to be an integrative part of the ERI model (e.g., Siegrist et al. 2009). Our study primarily

focused on OC being predominantly a trait or a state, but regarding the strong influence of external ERI on OC, it may contribute to the clarification of the role of overcommitment within the ERI model. Future research should include changes of other work-related factors (e.g., change of superior, change of own occupational position, and change of the department) to verify our hypothesis that overcommitment is more a state than a trait.

Strength and limitations

Our results are from a prospective longitudinal study, including a large number of industrial employees of all age groups and with different socioeconomic status in Sweden. Using the long version of the OC instrument with 29 items instead of the 6-item version most often used in research, we could now investigate all associations to work-related items separately for the OC subscales and get a deeper insight into underlying relationships. All independent and dependent variables of interest showed significant changes over time with the exception of the OC subscale “disproportional irritability”.

Beside these merits, several limitations have to be considered when interpreting our results: First of all, this is an exploratory data analysis based on data collected for another primary research purpose. All findings have to be confirmed in future confirmatory investigations. Furthermore, the employees were mainly industrial employees. Therefore, the generalisability may be restricted. The ability of this study to find differences between female and male employees may be limited due to the relatively small percentage of female participants. The Cronbach’s α of the OC subscales as well as of freedom of choice had a lower value than 0.7. This value is described as a threshold value for an acceptable reliability in most situations (George and Mallery 2016). Especially, the OC subscales “competitiveness” and “disproportionate irritability” had a low reliability (Cronbach’s α of 0.48 and 0.56, respectively). This should receive attention when our results relating to these subscales are interpreted. Yet, according to Schmitt (1996), even a reliability as low as $\alpha = 0.49$ may not be a major impediment to its use when it has other desirable properties, such as meaningful content coverage of some domain. On our point of view, the latter is applicable for OC subscales as well as for freedom of choice.

Besides ERI, we had only a limited number of work-related criteria available for both points of time in the WOLF data and they focussed on a change in freedom of choice at work and extra work. The observation that a change in freedom of choice at work and extra work seems to have no influence on OC can only partly answer the question whether OC is a characteristic reflecting a trait or a state. Further investigations including other work-related factors

are needed. Regarding the effort–reward-imbalance instrument, we used a proxy and not the original version. Yet, preceding research supports the notion that proxy measures of the original scales are suitable to assess effort–reward imbalance (Fahlén et al. 2004; Siegrist et al. 2014).

In conclusion, a change in OC (intrinsic component of ERI) was not affected by changes in the freedom of choice at work or extra work. However, OC was associated with a change in ERI in the expected direction: An increase of work stress over time was related to an increase of OC. According to these results, besides cognitive behavioural therapy to reduce OC (Aust et al. 1997), stress reduction seems to be the most promising approach to modify work-related overcommitment as a self-harming behavioural pattern. Health promotion measures in the work place focusing on organising and creating working environments to help reduce stress and to promote adequate managerial rewards may help to stop such a detrimental coping career in employees prone to OC from the very start.

Further research is needed to establish OC as a trait or a state. Our results can be a useful starting point for future studies including employees from different branches, various aspects of the working situation, and their changes. Regarding the consequences of OC for the individual (e.g., illness), employers (e.g., absenteeism), and the society (e.g., loss of employees), these efforts might be worthwhile under the aspects of prevention and health promotion in the work place.

Acknowledgements This work was supported by the Swedish Working Life and Social Sciences Foundation (FORTE) under Grant Number 2012-2022; and by the German Federal Ministry of Education and Research under Grant Numbers FKZ 01ER0827, 01ER0825, 01ER0806, and 01ER0826.

Compliance with ethical standards

Conflict of interest The authors declare that they have no conflict of interest.

Funding The study was funded by the Swedish Working Life and Social Sciences Foundation (FORTE) under Grant Number 2012-2022; and by the German Federal Ministry of Education and Research under Grant Numbers FKZ 01ER0827, 01ER0825, 01ER0806, and 01ER0826.

Informed consent Informed consent was obtained from all individual participants included in the study.

References

- Aust B, Peter R, Siegrist J (1997) Stress management in bus drivers: a pilot study based on the model of effort-reward imbalance. *Int J Stress Manag* 4:297–305
- Backé E, Seidler A, Latza U, Rossnagel K, Schumann B (2012) The role of psychosocial stress at work for the development of cardiovascular diseases: a systematic review. *Int Arch Occup Environ Health* 85:67–79
- du Prel JB, Peter R (2015) Work-family conflict as a mediator in the association between work stress and depressive symptoms: cross-sectional evidence from the German lidA-cohort study. *Int Arch Occup Environ Health* 88:359–368
- Fahlén G (2008) Aspects of the effort reward imbalance model of psychosocial stress in the work environment. Dissertation, Mid University Sweden
- Fahlén G, Peter R, Knutsson A (2004) The effort-reward imbalance model of psychosocial stress at the workplace—a comparison of ERI exposure assessment using two estimation methods. *Work Stress* 18:81–88
- Fahlén G, Knutsson A, Peter R, Åkerstedt T, Nordin M, Alfredsson L, Westerholm P (2006) Effort-reward imbalance, sleep disturbances and fatigue. *Int Arch Occup Environ Health* 79:371–378
- George D, Mallery P (2016) IBM SPSS statistics 23 step by step. A simple guide and reference, 14th edn. Routledge, New York
- Gilbert-Ouimet M, Trude X, Brisson C, Milot A, Vézina M (2014) Adverse effects of psychosocial work factors on blood pressure: systematic review of studies on demand-control-support and effort-reward imbalance models. *Scand J Work Environ Health* 40:109–132
- Godin I, Kittel F (2004) Differential economic stability and psychosocial stress at work: associations with psychosomatic complaints and absenteeism. *Soc Sci Med* 58:1543–1553
- Hanson EK, Schaufeli W, Vrijkotte T, Plomp NH, Godaert GL (2000) The validity and reliability of the Dutch Effort-Reward Imbalance Questionnaire. *J Occup Health Psychol* 5:142–155
- Hasselhorn HM, Peter R, Rauch A, Schroeder H, Swart E, Bender S, du Prel JB, Ebener M, March S, Trappmann M, Steinwede J, Mueller BH (2014) Cohort profile: the lidA Cohort Study—a German Cohort Study on work, age, health and work participation. *Int J Epidemiol* 43:1736–1749
- Hintsä T, Hintsanen M, Jokela M, Pulkki-Raback L, Keltikangas-Järvinen L (2013) Effort-reward imbalance at work is predicted by temporal and energetic characteristics of behaviour: a population-based study. *Int J Occup Med Environ Health* 26:413–422
- Joksimovic L, Starke D, van der Knesebeck O, Siegrist J (2002) Perceived work stress, overcommitment, and self-reported musculoskeletal pain: a cross-sectional investigation. *Int J Behav Med* 9:122–138
- Lau B (2008) Effort-reward imbalance and overcommitment in employees in a Norwegian municipality: a cross sectional study. *J Occup Med Toxicol* 3:9
- Loerbroks A, Gadinger MC, Bosch JA, Sturmer T, Ml Amelang (2010) Work-related stress, inability to relax after work and risk of adult asthma: a population based cohort study. *Allergy* 65:1298–1305
- Matschinger H, Siegrist J, Siegrist K, Dittmann KH (1986) Type A as a coping career-toward a conceptual and methodological redefinition. In: Schmidt TH, Dembroski TM, Blumchen G (eds) Biological and psychological factors in cardiovascular disease. Springer, Berlin, pp 104–126
- Peter R, Siegrist J (1999) Chronic psychosocial stress at work and cardiovascular disease: the role of effort-reward imbalance. *Int J Law Psychiatry* 22:441–449
- Peter R, Alfredsson L, Hammar N, Siegrist J, Theorell T, Westerholm P (1998) High effort, low reward and cardiovascular risk factors in employed Swedish men and women: baseline results from the WOLF- Study. *J Epidemiol Community Health* 52:540–547
- Peter R, Siegrist J, Hallqvist J, Reuterwall C, Theorell T, the SHEEP Study Group (2002) Psychosocial work environment and myocardial infarction: improving risk estimation by combining two

- complementary job stress models in the SHEEP study. *J Epidemiol Community Health* 56:294–300
- Peter R, March S, du Prel JB (2016) Are status inconsistency, work stress and work-family conflict associated with depressive symptoms? Testing prospective evidence in the lidA study. *Soc Sci Med* 151:100–109
- Preckel D, von Känel R, Kudielka BM, Fischer JE (2005) Overcommitment to work is associated with vital exhaustion. *Int Arch Occup Environ Health* 78:117–122
- Raghunathan TE, Lepkowski JM, Van Hoewyk J, Solenberger P (2001) A multivariate technique for multiply imputing missing values using a sequence of regression models. *Survey Methodol* 27:85–95. http://hbanaszak.mjr.uw.edu.pl/TempTxt/Raghunathan-EtAl_2001_MultivariateTechniqueForMultiplyImputingMissing-ValuesUsingASequenceOfRegressionModels.PDF. Accessed 31 Oct 2016
- Schmitt N (1996) Uses and abuses of coefficient alpha. *Psychol Assess* 8:350–353
- Siegrist J (1996) *Soziale Krisen und Gesundheit [Social Crisis and Health]*. Hogrefe, Göttingen
- Siegrist J (2002) Effort-reward imbalance at work and health. In: Ganster DC, Perrewé PL (eds) *Historical and current perspectives on stress and health*. JAI Elsevier, Amsterdam, pp 261–291
- Siegrist J, Li J (2016) Associations of extrinsic and intrinsic components of work stress with health: a systematic review of evidence on the effort-reward imbalance Model. *Int J Environ Res Public Health* 13:432
- Siegrist J, Starke D, Chandola T, Godin I, Marmot M, Niedhammer I, Peter R (2004) The measurement of effort-reward imbalance at work: European comparisons. *Soc Sci Med* 58:1483–1499
- Siegrist J, Wege N, Pühlhofer F, Wahrendorf M (2009) A short generic measure of work stress in the era of globalization: effort-reward imbalance. *Int Arch Occup Environ Health* 82:1005–1013
- Siegrist J, Dragano N, Nyberg ST, Lunau T, Alfredsson L, Erbel R et al (2014) Validating abbreviated measures of effort-reward imbalance at work in European cohort studies: the IPD-Work consortium. *Int Arch Occup Environ Health* 87:249–256
- Sorenson MR, Harris BA (2012) Personality constructs and the stress process. In: Rice VH (ed) *Handbook of stress, coping, and health*, 2nd edn. SAGE, Los Angeles, London, New Delhi, Singapore, Washington DC, pp 334–354
- Sperlich S, Arnhold-Kerri S, Siegrist J, Geyer S (2013) The mismatch between high effort and low reward in household and family work predicts impaired health among mothers. *Eur J Public Health* 23:893–898
- Van Vegchel N, de Jonge J, Bosma H, Schaufeli WB (2005) Reviewing the effort reward imbalance model: drawing up the balance of 45 empirical studies. *Soc Sci Med* 60:1117–1131

7. **Du Prel, J.-B.**, Siegrist, J., & Borchart, D. (2019). The Role of Leisure-Time Physical Activity in the Change of Work-Related Stress (ERI) over Time. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 16 (23), 4839. <https://doi.org/10.3390/ijerph16234839> (Journal Impact Factor: 2,849)



Article

The Role of Leisure-Time Physical Activity in the Change of Work-Related Stress (ERI) over Time

Jean-Baptist du Prel ^{1,*}, Johannes Siegrist ² and Daniela Borchart ¹

¹ Department of Occupational Health Science, University of Wuppertal, 42119 Wuppertal, Germany; borchart@uni-wuppertal.de

² Institute of Medical Sociology, Heinrich-Heine-University Duesseldorf, 40225 Duesseldorf, Germany; Johannes.Siegrist@med.uni-duesseldorf.de

* Correspondence: duprel@uni-wuppertal.de; Tel.: +49-(202)-439-3008

Received: 18 October 2019; Accepted: 26 November 2019; Published: 2 December 2019



Abstract: Background: Every second employee in Europe complains about work-related stress. Occupational stress due to an imbalance between efforts spent and rewards gained (effort-reward imbalance = ERI) is well investigated and it is associated with mental and physical health. A common guess is that leisure-time physical activity (LTPA) has beneficial effects on work-related stress. Yet, evidence in support of this assumption is weak, especially regarding ERI-stress. Longitudinal studies investigating the role of LTPA on ERI are missing. Therefore, this study aims to investigate the effect of LTPA on work-related stress by ERI over time. Methods: 3961 socially insured employees that were born in 1959 or 1965 and working in the first (t_1 : 2011) and second wave (t_2 : 2014) of the lidA-study were included. Work-related stress was measured by ERI, LTPA by the self-rated weekly frequency of physical activities. Besides the direct effect, a moderating effect of LTPA on ERI over time was tested in the multiple linear regression analysis. Results: The ERI at t_1 was strongly associated with ERI at t_2 . While LTPA had no direct effect on ERI(t_2), it was a significant moderator of ERI from t_1 to t_2 : The higher the frequency of LTPA, the lower ERI was over time. This interaction of LTPA with ERI remained after adjustment for socio-demographic factors. Conclusions: The long-term moderating effect of LTPA on ERI is in agreement with former investigations on the role of LTPA on work-related stress, generally, and on its cross-sectional effect on ERI-stress, specifically. Some of Hill's criteria of a causal association in epidemiology (biological gradient, temporality, consistency) support our findings. As LTPA has also been shown to exert a protective effect on health outcomes that are associated with ERI, the moderation of ERI by LTPA could partly explain this protective effect. Future observational and interventional studies are required to support our results over more than two age groups and study times.

Keywords: leisure-time physical activity; work-related stress; effort-reward imbalance; older employees; longitudinal research

1. Introduction

Work-related stress is widespread in modern societies. In Europe, every second employee reports to frequently suffer from stress at work, with every fourth being permanently adversely affected by it [1]. Work-related stress can be caused by different psychosocial or physical conditions. The focus here will be on work-related psychosocial stress. Chronic psychosocial stress at work has been measured with different models and it has been shown to be an important risk factor for health. The model of effort-reward imbalance (ERI) is one of the best-investigated psychosocial stress measures [2]. According to this model, occupational stress can be the result of a failed social reciprocity between efforts spent (e.g., work load, responsibility) and monetary as well as non-monetary rewards (esteem,

job security, job promotion) received in turn [3]. ERI has been shown to be associated with common adverse health outcomes [4]. Recent evidence supports this notion for coronary heart disease [5], depressive disorders [6], and burnout [7].

Leisure-time physical activity (LTPA) is a further factor that is associated with common physical and mental diseases, and it has been shown to exert protective effects on coronary heart disease [8,9] and depression [10,11]. There is scientific evidence regarding the stress buffering effect of physical activity on health [12]. Yet, the effect of LTPA on work-related stress—one of the major stressors of today's life—is not investigated as well as commonly assumed. There is some epidemiological evidence regarding the long-term beneficial effect of LTPA on work-related stress. One study reports a protective longitudinal effect of light and moderate-to-vigorous physical activity on self-reported stress level, when compared to a sedentary life style in health care and social insurance workers [10]. Furthermore, LTPA had a beneficial long-term effect on job strain in young adults (imbalance between high job demands and low job control, [13]) in their mid-years [14]. To our knowledge, the effect of LTPA on work-related stress measured by ERI over time was not investigated so far.

A negative effect of psychological stress on LTPA has been widely investigated, e.g., in a systematic review including 55 prospective studies [15], and it has also been observed for work-related stress [16]. Yet, the reverse association is less well studied [17].

With this study, we set out to analyze the effect of LTPA on work-related stress in terms of effort-reward imbalance in a longitudinal study design.

2. Materials and Methods

2.1. Participants and Procedure

We performed an exploratory investigation over two study waves in the frame of the German lidA(leben in der Arbeit)-study. lidA is a prospective cohort study on work, age, health, and work participation. Study subjects are employees who were born in 1959 or 1965 and are subject to social security contributions. The study sample is drawn by a two stage random sampling process from the 'Integrated Employment Biographies' (IEB) of the Federal Employment Agency in Germany. The IEB dataset includes all employees that are subject to social security in Germany. The primary response rate was 27.3% and the cooperation rate was 32.6% (RR5/COOP3), according to the American Association for Public Opinion Research standards [18]. A comprehensive description of the study design is given in the lidA-cohort profile [19]. A total of 3961 employees working in the first ($t_1 = 2011$) and second wave ($t_2 = 2014$) of the lidA-study were included in this analysis.

2.2. Measures

2.2.1. Work-Related Stress (ERI)

Work-related stress was measured based on the effort-reward imbalance model [3]. According to this model, an imbalance between efforts spent (e.g., responsibility or work load) and monetary and extra-monetary rewards (e.g., approval by superiors or colleagues) gained results in work-related stress. The complete ERI questionnaire contains 23 items in three sub-scales: 'efforts' (six items), 'rewards' (11 items), and 'over-commitment' (six items) [20]. The extrinsic component of effort-reward imbalance ratio (ERI-R) was calculated in this analysis by dividing the sub-scales 'efforts' and 'rewards' and adding a weighting factor of 6/11 to the denominator of the ERI-R to adjust for the different numbers of items in the nominator and the denominator to measure work-related stress. The value 1 defines a balance between efforts and rewards in this way, higher values different levels of work-related stress. Work-related stress was measured with the ERI-ratio at the first two study waves (2011, 2014) of the lidA-study. For description and bivariate analysis (Table 1), ERI-R at t_1 and t_2 were divided in classes of tertiles, in the multiple analysis we used the continuous ERI-R.

Table 1. Employees characteristics & bivariate results-($N = 3961$).

Characteristics ^(Time)	Work-Related Stress (ERI-Tertiles) ^(t₂)			N (n)	p-Value *
	High	Middle	Low		
Work-related stress (ERI-tertiles)^(t₁) ^a				3801	
high	62.00%	25.30%	12.70%	(1275)	<0.0005
middle	29.60%	42.40%	28.00%	(1218)	
low	10.60%	25.80%	63.60%	(1308)	
Year of birth^(t₁)				3905	
1959	35.00%	28.80%	36.20%	(1755)	0.069
1965	32.90%	32.20%	34.90%	(2150)	
Sex^(t₁)				3905	
female	35.50%	29.50%	35.00%	(2124)	0.05
male	31.90%	32.10%	36.00%	(1781)	
Education^(t₁) ^b				3880	
low	32.70%	28.50%	38.90%	(836)	0.163
middle	34.20%	30.80%	35.00%	(2177)	
high	33.90%	32.50%	33.60%	(867)	
PA^(t₂) ^c				3902	
<1 x per week	32.90%	29.70%	37.40%	(1121)	0.192
1–2 x per week	33.60%	32.40%	34.00%	(1743)	
≥3 x per week	35.10%	29.00%	35.90%	(1038)	

* Cramer's V; significant results in bold print; ^a ERI = effort-reward imbalance (17 item version); ^b combined measure of school education and vocational training; ^c self-reported leisure-time physical activity ≥30 min with sweating or getting out of breath at t₂.

2.2.2. Leisure-Time Physical Activity (LTPA)

Physical activity was assessed by a single question at the second study wave asking for the average weekly frequency of days with leisure-time physical activity (LTPA) for at least 30 min. leading to sweating or getting out of breath (no day with physical activity, less than one day, 1–2 days or three and more days per week).

2.2.3. Covariates

The following socio-demographic variables were assumed to be potential confounders in the association between ERI-R and LTPA over time.

Age

The age of the employees was measured by the year of birth in two categories (1959, 1965) at t₁.

Gender

Gender (male, female) was recorded by the interviewer at t₁.

Education

Education, as a proxy of socioeconomic status, has the advantage to be a rather stable measure over time and include some aspects of job level as well because education is often a prerequisite to attain a certain occupational position in Germany. Education was measured by a combined score of school education and vocational training, as recommended by the German Working Group Epidemiology [21]. School education and vocational training are both ranked from no degree at all to the highest (i.e., University entrance diploma for school education and University degree for vocational training), and the combined score of both measures ranges between one and eight points, accordingly. The educational score was then divided in three classes (low, middle, high).

2.3. Statistical Analysis

Descriptions of employees characteristics bivariate analyses were performed with Cramer's V. Multiple testing was performed with blockwise linear regression models. Moreover, we tested for effect modification of the association between ERI stress at t_1 and t_2 by LTPA at t_1 in the multiple models. For this purpose, ERI-R at t_1 and t_2 were centered and the product term of $ERI-R(t_1)*LTPA$ was built. The percentage of missing data was particularly high for ERI-R over the two study waves (28%). The missing values were replaced by mean score imputation of the remaining items if there were no more than two items missing in the ERI-R scale. The data were analyzed with IBM Statistical Package for the Social Sciences (IBM SPSS Statistics for Windows, Version 25.0. Armonk, NY, USA: IBM Corp.).

2.4. Ethical Approval

The Ethics Committee of the University of Wuppertal approved the lidA-study on 5 December 2008.

3. Results

3.1. Description

ERI was relatively stable over the two study waves, as the group of those who were at the same stress level at the second time was relatively high at all stress levels (Table 1).

3.2. Bivariate Analysis

Work-related stress measured with ERI-tertiles at study wave 1 (t_1) was significantly associated with ERI-tertiles at study wave 2 (t_2) (Table 1). This was the only significant association in the bivariate analysis. The association between gender and ERI at t_2 was of borderline significance ($p = 0.05$) in the bivariate analysis, which was mainly due to the higher percentage in the upper ERI-tertile (high stress level) in women at t_2 .

3.3. Multivariate Analysis

ERI-R at t_2 was the dependent variable in the multivariate analysis (Table 2). First, we tested for the predictive value of ERI-R at t_1 on ERI-R at t_2 and then of LTPA while adjusting for each other and for covariates. In the multiple models, ERI-R at t_1 was a significant predictor of ERI-R at t_2 . This association did not change after adjusting for physical activity and socio-demographic variables. LTPA itself had no significant predictive value on ERI-R at t_2 after the adjustment for ERI-R at t_1 and the covariates.

Table 2. Blockwise linear regression of effort–reward imbalance ratio (ERI-R) at t_1 and leisure-time physical activity (LTPA) onto ERI-R at t_2 ($n = 3771$).

Variable ^(Time)	Model 1	Model 2	Model 3
	β (95% CI)	β (95% CI)	β (95% CI)
ERI-R ^(t_1)	0.57 (0.54; 0.60) ***	0.57 (0.54; 0.59) ***	0.56 [0.54; 0.59] ***
LTPA ^(t_2)		0.002 [−0.01; 0.01]	0.003 [−0.005; 0.011]
ERI-R ^(t_1) *LTPA ^(t_2)		−0.06 [−0.1; −0.02] **	−0.06 [−0.1; −0.02] **
	β (95% CI)	β (95% CI)	β (95% CI)
Year of birth ^(t_1) 1965 (Ref.)			

Table 2. Cont.

Variable ^(Time)	Model 1	Model 2	Model 3
	β (95% CI)	β (95% CI)	β (95% CI)
1959			−0.001 [−0.003; 0.001]
Sex^(t₁)			
male (Ref.)			
female			0.02 [0.01; 0.03] **
Education^(t₁)			−0.002 [−0.005; 0.002]

ERI-R = Effort-reward imbalance-ratio; LTPA = leisure-time physical activity; t_1 = study wave 1; t_2 = study wave 2; CI = confidence interval; Ref. = reference group; $ERI-R^{(t_1)} * LTPA^{(t_2)}$ = interaction term between ERI-R and LTPA; * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$.

We then tested for interaction of the association of ERI-R over two times by leisure-time physical activity (Table 2, Figure 1). LTPA was a significant moderator of the association of ERI-R over two study waves (t_1 ; t_2). There was a dose-response relationship of the moderating effect of leisure-time physical activity on the association of ERI-R over time (t_1 to t_2). The higher the frequency of physical activity per week, the lower the ERI-R at the second study wave in comparison to the first wave. This interaction of LTPA with ERI-R was also observable after adjustment for LTPA itself and socio-demographic factors.

Gender was a significant predictor for work related stress (ERI-R) at t_2 after adjustment for ERI-R at t_1 with a higher risk for women.

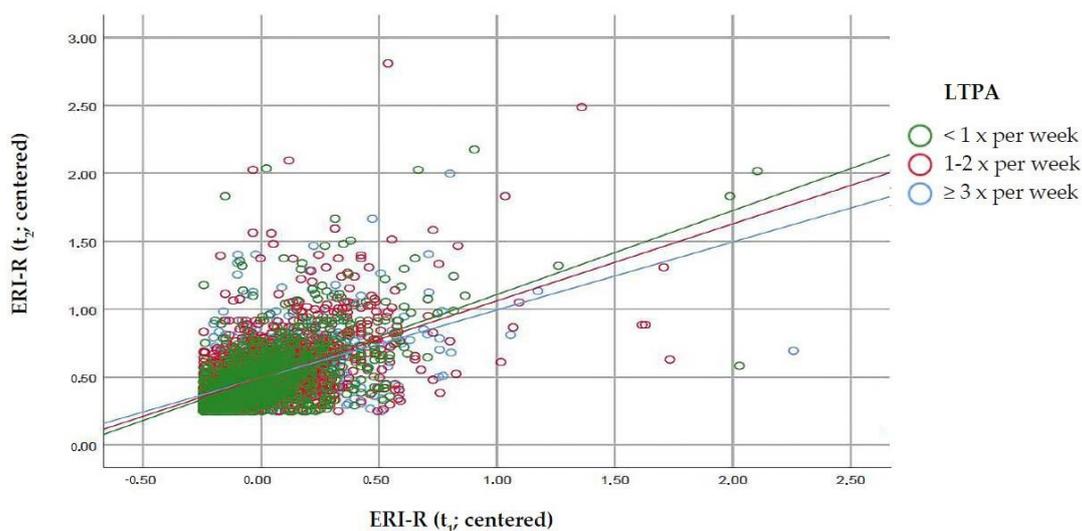


Figure 1. Effect modification of ERI-R over two study waves (t_1 ; t_2) by LTPA ($n = 3801$) (Abbr.: ERI-R = effort-reward imbalance ratio; LTPA = leisure-time physical activity; t_1 = study wave 1; t_2 = study wave 2).

4. Discussion

Work-related stress, as measured by the ERI-R at t_1 , was significantly associated with ERI-R at t_2 . LTPA was a significant moderator of the association of ERI-R over the two study waves (t_1 ; t_2): The higher the amount of weekly LTPA, the weaker the positive association between ERI-R at t_1 and t_2 . The significant moderating effect of LTPA on ERI-R over time persisted after adjustment for socio-demographic variables. Of the socio-demographic covariates, only sex was a significant predictor of ERI-R over time to the disadvantage of women.

The fact that we observed a dose-response relationship of the moderating effect of LTPA on work-related stress over time in the expected direction supports the assumption of a causal association, as discussed by Bradford Hill [22]. Moreover, these findings are in agreement with

earlier studies addressing the beneficial effects of LTPA on work-related stress in general, and with a specific longitudinal study showing a moderating effect of LTPA on chronic work-related stress [23]. The consistency of independent study findings is a further criterion of epidemiologic causality, as discussed by Bradford Hill [22] (see also [24]). Education has the advantage of stability over time in comparison with other indicators of socio-economic status. This also holds true for the age cohorts born in 1959 and 1965 in our study, as there was a low probability of a fundamental change in educational status. In our longitudinal analysis, we could not find a significant association between the educational level and ERI-R.

Our results give support to a preventive effect of LTPA on work-related stress (ERI-R). According to Gerber and Pühse [12], a preventive effect on health is assumed if exercise contributes to a lower level of stress. This was shown, for instance, in the Copenhagen City Heart study, where increased exercise was followed by decreased perceived stress among participants [25]. Our finding of a dose-response relationship is in accordance with this result.

While physiological measures of work-related stress, like heart rate variability (HRV), were not included in this study, its results are nevertheless in accordance with findings that pointed to an association of high physical activity with high HRV, a physiological correlate of low level of psychosocial stress [26]. Along this line of argument, fitness training might enhance the ability of cardiovascular systems to control responses to acute stressors as well as recover faster from stress [26,27].

Besides physiological adaptation to stress, it might also be that LTPA strengthens personal resources, such as self-esteem or social support [28], which contributes to a more favorable evaluation of one's effort and reward at work. A study on the association between physical activity and work-related stress by ERI suggests that LTPA might strengthen the personal resilience to effort-reward imbalance [17]. While this study did not provide longitudinal evidence this could partly explain our findings of a beneficial effect of LTPA on work related stress over time. In the study of Gerber et al. [17], higher resilience to ERI was associated with less mental health problems. Our study did not test the so-called 'stress-buffer hypothesis' that assumes a buffering effect of physical activity on the health damaging effects of stress [28]. This effect has been also observed in the study of Klaperski et al. [23]. Further research along these lines is warranted although a direct test was not performed in our investigation.

Last but not least, it can be meaningful to investigate the effect of LTPA on work-related stress over time, independently of a health-related outcome in the occupational context: ERI was also associated with other undesirable work-related effects, like higher intention to retire early [29], poor work performance, and reduction of work productivity [30]. Proving that LTPA had a positive effect on ERI over time means that it could also be protective against all of these adverse work-related outcomes associated with ERI.

Limitations

While the lidA-study has a large number of employees and is a prospective cohort study [19], there are some limitations of this analysis: the generalizability of our results to all employees might be limited, as only two age cohorts are included in the lidA-study and only those who are paying social security contributions (about 85% of all employees in these age groups). The relatively low response rate of 27.3% in the first study wave has to be seen from the vantage point of the observed high representativeness of our sample to all social secured employees in 16 different socio-demographic variables in comparison with the data of the 'Integrated Employment Biographies' (IEB), where the study sample has been drawn from [19,31,32]. The IEB dataset includes all employees subject to social security in Germany [19]. The loss to follow-up especially occurred in male employees, and missing values in effort-reward imbalance must be identified as clear limitations.

Moreover, additional unmeasured factors may lead to a limited predictability of our results: We only included two study waves; therefore, time trends cannot be recognized in our analysis. Another limitation, the measurement of work-related stress, was restricted to the effort-reward imbalance model. Furthermore, LTPA was only measured with one item. With this measure, an examination of intricacies

(e.g., type of activity) of LTPA or an analysis of whether LTPA is more effective in work-related stress reduction by ERI before or after work was not possible. Both aspects should be considered more detailed in future investigations. On balance, as a particular strength of this study, we applied a prospective cohort studies, based on a large sample, and we tested a relevant, not yet well studied, research hypothesis on the link between LTPA and ERI over time.

5. Conclusions

LTPA might be helpful in reducing work-related stress in older employees suffering from an imbalance between high efforts spent and low rewards received in turn. As work-related stress is a widely prevalent phenomenon in modern working life and it exerts tangible negative effects on different health-related and work-related outcomes, our finding of an association between LTPA and ERI-R over time might be useful in planning sustainable interventions in occupational public health. LTPA might be beneficial in mitigating the health hazards of ERI (e.g., cardiovascular risk, depressive disorders) and their long-term consequences (e.g., loss of work force). LTPA should be promoted, therefore, in preventive activities aiming at stress reduction. Future prospective studies are required to further examine and extend our findings, applying objective data (e.g., measuring physical activity with accelerometer and work-related stress with biological markers, such as cortisol or heart rate variability). Moreover, intervention studies aimed at investigating the effect of LTPA on work-related stress should be implemented to strengthen the current base of evidence.

Author Contributions: Conceptualization, J.-B.d.P. and D.B.; methodology J.-B.d.P. and D.B.; data analysis, J.-B.d.P.; writing—original draft preparation, J.-B.d.P., D.B., J.S.; writing—review and editing J.S., D.B., J.-B.d.P.; visualization, J.-B.d.P.

Funding: We used data for this analysis from the first two study waves of the lidA-study funded by the German Federal Ministry of Education and Research, BMBF [grant numbers 01ER0825, 01ER0826, 01ER0827 and 01ER0806].

Acknowledgments: The authors express thanks to the lidA-study team for good cooperation.

Conflicts of Interest: The authors declare no conflict of interest. The funder had no role in the design of the study; in the collection, analyses, or interpretation of data; in the writing of the manuscript, or in the decision to publish the results.

References

1. Eurofound; EU-OSHA. *Psychosocial Risks in Europe: Prevalence and Strategies for Prevention*; Publications Office of the European Union: Luxembourg, 2014; ISBN 978-92-897-1218-7. Available online: <https://osha.europa.eu/en/publications/reports/psychosocial-risks-eu-prevalence-strategies-prevention> (accessed on 13 October 2019).
2. Siegrist, J. Effort–reward imbalance and health in a globalized economy. *SJWEH Suppl.* **2008**, *6*, 163–168.
3. Siegrist, J. Adverse health effects of high-effort/low-reward conditions. *J. Occup. Health Psychol.* **1996**, *1*, 27–41. [[CrossRef](#)] [[PubMed](#)]
4. Siegrist, J.; Wahrendorf, M. Work stress and health in a globalized economy. In *The Model of Effort-Reward Imbalance*, 1st ed.; Springer International: Cham, Switzerland, 2016.
5. Dragano, N.; Siegrist, J.; Nyberg, S.T.; Lunau, T.; Fransson, E.I.; Alfredsson, L.; Bjorner, J.B.; Borritz, M.; Burr, H.; Erbel, R.; et al. Effort–Reward Imbalance at Work and Incident Coronary Heart Disease. A Multicohort Study of 90,164 Individuals. *Epidemiology* **2017**, *28*, 619–626. [[CrossRef](#)] [[PubMed](#)]
6. Rugulies, R.; Madsen, I.E. Effort-reward imbalance at work and risk of depressive disorders. A systematic review and meta-analysis of prospective cohort studies. *Scand. J. Work Environ. Health* **2017**, *43*, 294–306. [[CrossRef](#)]
7. Aronsson, G.; Theorell, T.; Grape, T.; Hammarström, A.; Hogstedt, C.; Marteinsdottir, I.; Skoog, I.; Träskman-Bendz, L.; Hall, C. A systematic review including meta-analysis of work environment and burnout symptoms. *BMC Public Health* **2017**, *17*, 264. [[CrossRef](#)]
8. Warburton, D.E.R.; Nicol, C.W.; Bredin, S.S.D. Health benefits of physical activity: The evidence. *CMAJ* **2006**, *174*, 801–809. [[CrossRef](#)]

9. Hamer, M. Psychosocial stress and cardiovascular disease risk: The role of physical activity. *Psychosom. Med.* **2012**, *74*, 896–903. [[CrossRef](#)]
10. Jonsdottir, I.H.; Rödger, L.; Hadzibajramovic, E.; Börjesson, M. A prospective study of leisure-time physical activity and mental health in Swedish health care workers and social insurance officers. *Prev. Med.* **2010**, *51*, 373–377. [[CrossRef](#)]
11. Harvey, S.B.; Øverland, S.; Hatch, S.L.; Wessely, S.; Mykletun, A.; Hotopf, M. Exercise and the Prevention of Depression: Results of the HUNT Cohort Study. *Am. J. Psychiatry* **2018**, *175*, 28–36. [[CrossRef](#)]
12. Gerber, M.; Pühse, U. Do exercise and fitness protect against stress-induced health complaints? A review of the literature. *Scand. J. Public Health* **2009**, *37*, 801–819. [[CrossRef](#)]
13. Karasek, R.; Theorell, T. *Healthy Work: Stress, Productivity, and the Reconstruction of Working Life*; Basic Books: New York, NY, USA, 1990.
14. Yang, X.; Telama, R.; Hirvensalo, M.; Hintsanen, M.; Hintsala, T.; Pulkki-Raback, L.; Mansikkaniemi, K.; Viikari, J.S.A.; Keltikangas-Jarvinen, L.; Raitakari, O.T. Sustained involvement in youth sports activities predicts reduced chronic job strain in early midlife. *J. Occup. Environ. Med.* **2010**, *52*, 1154–1159. [[CrossRef](#)] [[PubMed](#)]
15. Stults-Kolehmainen, M.A.; Sinha, R. The Effects of Stress on Physical Activity and Exercise. *Sports Med.* **2014**, *44*, 81–121. [[CrossRef](#)] [[PubMed](#)]
16. Kouvonen, A.; Vahtera, J.; Oksanen, T.; Pentti, J.; Väänänen, A.K.P.; Heponiemi, T.; Salo, P.; Virtanen, M.; Kivimäki, M. Chronic workplace stress and insufficient physical activity: A cohort study. *Occup. Environ. Med.* **2013**, *70*, 3–8. [[CrossRef](#)] [[PubMed](#)]
17. Gerber, M.; Jonsdottir, I.H.; Lindwall, M.; Ahlberg, G., Jr. Physical activity in employees with differing occupational stress and mental health profiles: A latent profile analysis. *Psychol. Sport Exerc.* **2014**, *15*, 649–658. [[CrossRef](#)]
18. American Association for Public Opinion Research Standard Definitions. Final Dispositions of Case Codes and Outcome Rates for Surveys. Available online: https://www.aapor.org/AAPOR_Main/media/MainSiteFiles/Standard-Definitions2015_8thEd.pdf (accessed on 13 October 2019).
19. Hasselhorn, H.M.; Peter, R.; Rauch, A.; Schroeder, H.; Swart, E.; Bender, S.; du Prel, J.B.; Ebener, M.; March, S.; Trappmann, M.; et al. Cohort profile: The lidA Cohort Study—A German Cohort Study on Work, Age, Health and Work Participation. *Int. J. Epidemiol.* **2014**, *43*, 1736–1749. [[CrossRef](#)]
20. Siegrist, J.; Starke, D.; Chandola, T.; Godin, I.; Marmot, M.; Niedhammer, I.; Peter, R. The measurement of effort-reward imbalance at work: European comparisons. *Soc. Sci. Med.* **2004**, *58*, 1483–1499. [[CrossRef](#)]
21. Jöckel, K.H.; Babitsch, B.; Bellach, B.M.; Bloomfield, K.; Hoffmeyer-Zlotnik, J.; Winkler, J.; Wolf, C. Messung und Quantifizierung soziodemographischer Merkmale in Epidemiologischen Studien. Empfehlungen, 1998. Available online: <https://www.dgepi.de/assets/Leitlinien-und-Empfehlungen/Messung-und-Quantifizierung-soziodemographischer-Merkmale.pdf> (accessed on 13 October 2019).
22. Hill, A.B. The environment and disease: Association or causation? *J. R. Soc. Med.* **1965**, *58*, 295–300. [[CrossRef](#)]
23. Klaperski, S.; Seelig, H.; Fuchs, R. Sportaktivität als Stresspuffer. *Z. Sportpsychol.* **2012**, *19*, 80–90. [[CrossRef](#)]
24. Rothman, K.J.; Greenland, S. Causation and causal inference in epidemiology. *Am. J. Public Health* **2005**, *95*, S144–S150. [[CrossRef](#)]
25. Schnohr, P.; Kristensen, T.S.; Prescott, E.; Scharling, H. Stress and life dissatisfaction are inversely associated with jogging and other types of physical activity in leisure time. The Copenhagen City Heart Study. *Scand. J. Med. Sci. Sports* **2005**, *15*, 107–112. [[CrossRef](#)]
26. Teisala, T.; Mutikainen, S.; Tolvanen, A.; Rottensteiner, M.; Leskinen, T.; Kaprio, J.; Kolehmainen, M.; Rusko, H.; Kujala, U.M. Associations of physical activity, fitness and body composition with heart rate variability—Based indicators of stress and recovery on workdays: A cross-sectional study. *J. Occup. Med. Toxicol.* **2014**, *9*, 16. [[CrossRef](#)] [[PubMed](#)]
27. Forcier, K.; Stroud, L.R.; Papandonatos, G.D.; Hitsman, B.; Reiche, M.; Krishnamoorthy, J.; Niaura, R. Links between physical fitness and cardiovascular reactivity and recovery to psychological stressors: A meta-analysis. *Health Psychol.* **2006**, *25*, 723–739. [[CrossRef](#)] [[PubMed](#)]

28. Kettunen, O. Effects of Physical Activity and Fitness on the Psychological Wellbeing of Young Men and Working Adults: Associations with Stress, Mental Resources, Overweight and Workability. Ph.D. Thesis, University of Turku, Turku, Finland, 2015. Available online: <https://pdfs.semanticscholar.org/efa3/41467cf1a451113f8a9cb136308c27cff92e.pdf> (accessed on 13 October 2019).
29. Siegrist, J.; Wahrendorf, M.; von dem Knesebeck, O.; Jürges, H.; Börsch-Supan, A. Quality of work, well-being, and intended early retirement of older employees: Baseline results from the SHARE Study. *Eur. J. Public Health* **2007**, *17*, 62–68. [[CrossRef](#)] [[PubMed](#)]
30. Massidda, D.; Giorgi, I.; Vidotto, G.; Tringali, S.; Imbriani, M.; Baiardi, P.; Bertolotti, G. The Mageri Stress Index—Reduced form: A questionnaire for job stress assessment. *Neuropsychiatr. Dis. Treat.* **2017**, *13*, 917–926. [[CrossRef](#)] [[PubMed](#)]
31. Schröder, H.; Kersting, A.; Gilberg, R.; Steinwede, J. Methodenbericht zur Haupterhebung lidA—Leben in der Arbeit. FDZ Methodenreport 1/2013, Nürnberg. Available online: http://doku.iab.de/fdz/reporte/2013/MR_01-13.pdf (accessed on 13 October 2019).
32. Steinwede, J.; Kleudgen, M.; Häting, A.; Schröder, H. Methodenbericht zur Haupterhebung lidA—2.Welle. FDZ-Methodenreport 7/2015, Nürnberg. Available online: http://doku.iab.de/fdz/reporte/2015/MR_07-15.pdf (accessed on 13 October 2019).



© 2019 by the authors. Licensee MDPI, Basel, Switzerland. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY) license (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>).