


Burnoutdimension emotionale Erschöpfung und Einschränkungen der Erwerbsteilhabe: Eine prospektive Studie bei 2308 sozialversicherungspflichtig Beschäftigten in Deutschland

The burnout dimension emotional exhaustion and impairment of work participation: A prospective study of 2308 employees subject to social security contributions in Germany



Autorinnen/Autoren

Uwe Rose , Friederike Buchallik, Hermann Burr , Norbert Kersten

Institute

FB3 Arbeit und Gesundheit, Bundesanstalt für Arbeitsschutz und Arbeitsmedizin Standort Berlin, Berlin, Germany

Schlüsselwörter

Längsschnittstudie, Burnout, Erschöpfung, Arbeitsunfähigkeit, Arbeitslosigkeit, Frühberentung

Keywords

longitudinal study, burnout, exhaustion, sickness absence, unemployment, early retirement

eingereicht 26.04.2024

akzeptiert nach revision 27.11.2024

Artikel online veröffentlicht 2025

Bibliografie

Gesundheitswesen

DOI 10.1055/a-2505-9011

ISSN 0941-3790

© 2025. The Author(s).

This is an open access article published by Thieme under the terms of the Creative Commons Attribution-NonDerivative-NonCommercial-License, permitting copying and reproduction so long as the original work is given appropriate credit. Contents may not be used for commercial purposes, or adapted, remixed, transformed or built upon. (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Georg Thieme Verlag KG, Oswald-Hesse-Straße 50, 70469 Stuttgart, Germany

Korrespondenzadresse

Dr. Uwe Rose

Bundesanstalt für Arbeitsschutz und Arbeitsmedizin

FB3 Arbeit und Gesundheit

Nöldnerstr. 40/42

10317 Berlin

Germany

rose.uwe@baua.bund.de

ZUSAMMENFASSUNG

Einleitung In der Studie wird der Zusammenhang zwischen der Burnoutdimension emotionale Erschöpfung mit nachfolgenden Ereignissen der Nichterwerbsteilhabe (Langzeit-Arbeitsunfähigkeit, Arbeitslosigkeit, Frühberentung) und deren Dauer untersucht.

Methodik Die Datenbasis bildet die Studie zur Mentalen Gesundheit bei der Arbeit (S-MGA); eine Verlaufsstudie basierend auf einer Zufallsstichprobe von $n = 4511$ sozialversicherungspflichtig Beschäftigten im Alter von 31–60 Jahren zum Zeitpunkt der Ziehung und einem Follow-up nach 5 Jahren ($n = 2460$). Burnoutsymptome wurden zum Zeitpunkt der Erstbefragung mittels eines schriftlichen Fragebogens erfasst, während die Erwerbs- und die Krankheitsgeschichte im Follow-up mittels eines Interviews erhoben wurde. Zusammenhänge zwischen der Burnoutskala zu T1 mit darauffolgenden Ereignissen der Nichterwerbsteilhabe wurden im Rahmen eines Two-Part-Modells analysiert: d. h. Ereignisse wurden mittels logistischer Regression und deren Dauer mittels Verallgemeinerter Linearer Regressionsmodelle (GLM) prädiziert.

Ergebnisse Die Burnoutskala war mit dem Ereignis und der Dauer von Langzeit-AU assoziiert; bei den Männern mit einem Odds Ratio = 1,72 (95 % KI = 1,31; 2,27) und bei den Frauen mit einem OR = 2,23 (95 % KI = 1,73; 2,88) je Skalenpunkt für das Auftreten eines Ereignisses. Unter denen, die mindestens einmal Langzeit-AU erlebten, verlängerte sich die Dauer (in Monaten) mit jedem Skalenpunktwert auf der Burnoutskala um den Faktor $\text{Exp}(\beta) = 1,44$ (95 % KI = 1,23; 1,69) bei Männern und bei den Frauen um den Faktor $\text{Exp}(\beta) = 1,29$ (95 % KI = 1,09; 1,52).

Schlussfolgerung Von einem klinischen und gesundheitsökonomischen Gesichtspunkt aus ist es ein relevanter Befund, dass die Burnoutdimension emotionale Erschöpfung mit Ereignissen und Dauer der Nichterwerbsteilhabe einhergeht.

ABSTRACT

Introduction The present study examines the relationship between the burnout dimension emotional exhaustion and

subsequent events of work nonparticipation (long-term sickness absence, unemployment, early retirement) and their duration.

Methods The data basis was the Study on Mental Health at Work (S-MGA); a follow-up study based on a random sample of $n = 4511$ employees subject to social security contributions aged 31–60 years at baseline and their follow-up after 5 years ($n = 2460$). Burnout symptoms were measured at the time of the baseline survey by means of a questionnaire, while the employment and sickness absence history was recorded at follow-up by means of an interview. Associations between the burnout scale at T1 and subsequent events of inactivity were analysed using a two-part model: i. e., events were predicted using logistic regression, and their duration was predicted using generalised linear regression models (GLM).

Results The burnout scale was associated with the events and duration of long-term sickness absence; among men with an odds ratio [OR] = 1.72 (95 % CI = 1.31; 2.27) and among women with an OR = 2.23 (95 % CI = 1.73; 2.88) per scale point for the occurrence of an event. Among those who experienced long-term sickness absence, the duration (in months) increased by a factor of $\text{Exp}(\beta) = 1.44$ (95 % CI = 1.23; 1.69) for men and $\text{Exp}(\beta) = 1.29$ (95 % CI = 1.09; 1.52) for women for each scale point on the burnout scale.

Conclusion From a clinical and health economic point of view, it is a relevant finding that the burnout dimension of emotional exhaustion is associated with events and duration of work nonparticipation.

Einleitung

Die vorliegende Studie untersucht Beeinträchtigungen der Erwerbsteilhabe nach vorausgehender emotionaler Erschöpfung und damit einen bislang wenig untersuchten Zusammenhang mit Burnout. In der aktuellen 11. Version der International Classification of Diseases, kurz ICD 11 [1], wird Burnout als Code QD85 im Kapitel 24 zu „Sonstige Faktoren, welche die Gesundheit beeinflussen“ und nicht als Störung im Kapitel 06 für Psychische Störungen, Verhaltensstörungen oder neuronale Entwicklungsstörungen verortet. In der ICD 11 wird Burnout als ein Syndrom infolge eines nicht erfolgreich bewältigten chronischen Stresses am Arbeitsplatz definiert, der – kurz gefasst – durch die drei Dimensionen Erschöpfung, Distanz zur Arbeit/Zynismus und Leistungsbeeinträchtigung gekennzeichnet wird. Zur Erfassung des Syndroms kommen verschiedene – testtheoretisch geprüfte – Instrumente zum Einsatz. Beispiele finden sich bei de Beer und Bianchi [2] für das häufig verwendete Maslach Burnout Inventory (MBI), bei Demerouti et al. [3] zum Oldenburg Burnout Inventory (OLBI) oder bei Hadžibajramović et al. [4] zum Burnout Assessment Tool (BAT).

Der Arbeitsbezug von Burnout infolge eines nicht erfolgreich bewältigten chronischen Stresses am Arbeitsplatz ist Teil der Definition und nicht Ergebnis wissenschaftlicher Befunde. Das ist zum Teil durch Formulierungen der Items in Burnoutskalen bedingt, die direkt nach Sachverhalten während oder nach der Arbeit fragen. Ein Beispiel aus dem OLBI wäre „Nach der Arbeit fühle ich mich in der Regel schlapp und abgespannt“ [3]. Durch die Antwort auf diesen Frageteil stellt die befragte Person selbst eine Attribution zur Arbeit her. Unabhängig von dieser Problematik bei der Interpretation der Antworten liegen empirische Befunde zu Studien vor, in denen Zusammenhänge zwischen Arbeitsbedingungen und Burnoutskalen untersucht wurden. Das Review von Seidler et al. [5] und die Metaanalyse von Aronsson et al. [6] zeigen, dass am häufigsten Primärstudien vorliegen, in denen Burnout durch die Kernkomponente (emotionale) Erschöpfung repräsentiert wird und sie belegen darüber hinaus einen Zusammenhang mit quantitativen Arbeitsbedingungen bzw. der Arbeitsmenge. Die Befunde zum Arbeitsbezug sind nicht auf epidemiologische Studien außerhalb Deutschlands beschränkt. So zeigt eine Untersuchung von Kersten

und Formazin [7] auf Basis der Studie zur Mentalen Gesundheit bei der Arbeit (S-MGA), die auch der vorliegenden Untersuchung als Datenbasis zugrundeliegt, dass langjährige Veränderungen in den psychosozialen Arbeitsbedingungen, wie in der Arbeitsmenge, zu Veränderungen im Grad der emotionalen Erschöpfung führen.

In Analogie zur Klassifikation psychischer Störungen (s. Versorgungsleitlinie Unipolare Depression [8]) liegt es nahe, beim Burnout nicht nur den vorauslaufenden Arbeitsbedingungen nachzugehen, sondern auch den nachfolgenden funktionalen Beeinträchtigungen in der Erwerbsteilhabe als einem wichtigen Lebensbereich. Indikatoren für diese Beeinträchtigungen oder Nichtteilhabe sind Arbeitsunfähigkeit > 6 Wochen (Langzeit-AU, LAU) sowie, Zeiten der Arbeitslosigkeit (AL) und der Frühberentung (FB) einschließlich der Erwerbsminderungsrente, in der keine Erwerbstätigkeit stattfindet. Es liegen nur wenige Befunde vor, die den Zusammenhang dieser Indikatoren mit vorauslaufender Erschöpfung oder Burnout und auf Basis von Daten zufällig ausgewählter Erwerbstätiger untersuchten. Zu diesen Studien zählt eine populationsbezogene Kohortenstudie in Finnland von Ahola et al. [9], in der zuerst die Dimensionen des MBI und im Follow-up nach vier Jahren inzidente Fälle mit einer Erwerbsminderungsrente (Disability Pension) erfasst wurden.

Der Hauptfokus bisheriger Studien liegt jedoch nicht bei Erwerbsminderungsrenten als Zielgröße, sondern bei LAU. Ahola und Koautoren untersuchten diesbezüglich auf Grundlage des Querschnitts in der Baselineerhebung den Zusammenhang zwischen MBI und ärztlich bescheinigten Erkrankungszeiten von > 9 Tagen [10].

Mit Ausnahme der Studien von Ahola anhand bevölkerungsrepräsentativer Auswahlen beruhen die bisherigen Längsschnittstudien auf heterogenen Grundgesamtheiten, die sich in der Regionalität, dem Wirtschaftszweig und den Berufsgruppen der verwendeten Stichproben unterscheiden [11–13]. Bei den assoziierten Indikatoren stehen LAU und vereinzelte Untersuchungen zu Erwerbsminderungsrenten im Zentrum der Erhebungen. Sonstige Indikatoren wie Frühberentung oder Zeiten der Arbeitslosigkeit stehen nicht im Fokus der Aufmerksamkeit. Ein Manko trifft nach unserer Kenntnis alle bisherigen Studien: In den Untersuchungen werden

lediglich Ereignisse von LAU oder Erwerbsminderungsrente berücksichtigt. Es wird nicht geschätzt, wie sich bei Eintreten dieser Ereignisse die Zeitdauer der Nichtteilhabe verhält. Daher soll im Folgenden anhand einer Zufallsstichprobe von Beschäftigten im Längsschnitt nicht nur geprüft werden, wie Burnout – erfasst durch die Dimension emotionale Erschöpfung im OLBI – mit den Ereignissen der Nichterwerbsteilhabe assoziiert ist, sondern auch – mittels eines neuen Verfahrens – abgeschätzt werden, wie sich die Zeitdauer einer Nichterwerbsteilhabe mit der Ausprägung des Burnouts verändert. Dabei werden die verschiedenen Größen LAU, AL und FB nicht nur einzeln erfasst, sondern auch zu einem globalen Indikator für (Nicht-)Erwerbsteilhabe (NET) aggregiert.

Methode

Stichprobe

Die Analysen beruhen auf Daten der deutschen Studie „Mentale Gesundheit bei der Arbeit“ (S-MGA), in der Beschäftigte in einer landesweiten Baselineerhebung 2011/2012 (N = 4511) und 2017 in einem Follow-up (N = 2640) untersucht wurden [14]. Die Grundgesamtheit sind Beschäftigte, die in der integrierten Erwerbsbiografie (IEB) beim Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) der Bundesagentur für Arbeit zusammengeführt wurden. Verbeamtete Personen, Selbständige und Angestellte auf Basis von Vertragsarbeiten sind nicht Teil der Datenbasis. Die Zielpopulation in der Baselineerhebung 2011/12 besteht aus allen sozialversicherungspflichtig Beschäftigten, die in Deutschland am 31.12.2010 erwerbstätig waren und in den Jahren 1951 bis 1980 geboren wurden. Die Ziehung erfolgte zweistufig auf der Ebene von Gemeinden und anschließend durch Zufallsziehung innerhalb der Gemeinden [14].

In die Analysestichprobe wurden Teilnehmerinnen und Teilnehmer der Kohorte eingeschlossen, die zum Zeitpunkt der Baselineerhebung beschäftigt waren und auf der zu diesem Zeitpunkt verwendeten Skala (zur Emotionalen Erschöpfung), den Kontrollvariablen (Geschlecht, Alter, Ausbildungslevel) und in der darauffolgenden Erwerbshistorie bis zum Follow-up keine fehlenden Werte aufwiesen. Die finale Stichprobe umfasst N = 2308 Teilnehmerinnen und Teilnehmer (s. Flussdiagramm in ► **Abb. 1** und Stichprobenbeschreibung in ► **Tab. 1**).

Variablen

Burnoutdimension Emotionale Erschöpfung

Das Oldenburg Burnout Inventory (OLBI) ist ein Screeninginstrument für Burnout. Es ist für alle Erwerbstätigen unabhängig von der Berufszugehörigkeit anwendbar. In S-MGA wurden 8 Items der Skala Emotionale Erschöpfung mit jeweils vierstufigen Antwortkategorien [3] genutzt. Der Score für die Erschöpfungsskala wird aus dem Durchschnittswert aller acht Antworten gebildet, der in einem Range von 1 bis 4 liegt. Die Befragung erfolgte über einen Fragebogen, der in einem Umschlag an die Interviewerinnen und Interviewer bzw. das Befragungsinstitut zurückgegeben wurde. Näheres zu den Iteminhalten findet sich bei Kersten & Formazin [7].

Nichtteilhabe am Erwerbsleben (NET)

Mit den Ereignissen LAU, AL und FB in den fünf Jahren zwischen Baseline und Follow-up-Erhebung werden unterschiedliche Formen der Nichtteilhabe am Erwerbsleben betrachtet. Für jedes Ereignis wurde Jahr und Monat des Beginns und des Endes festgehalten [15]. Bezüglich LAU wurden nur Ereignisse registriert, die mindestens 6 Wochen andauerten. Diese Restriktion gab es für AL und FB nicht. Die untersuchten Ereignisse schließen sich gegenseitig aus; es wird für einen Zeitraum jeweils nur ein Ereignis betrachtet. Da es in der Erhebung grundsätzlich möglich war, Langzeiterkrankungen parallel – und überlappend – zur AL und FB zu berichten, wurden AL und FB jeweils bei Überlappung mit Langzeiterkrankungen priorisiert und nur diesen Kategorien auch zugeordnet. Wir berechneten aus LAU, AL und FB einen Gesamtindex NET für das Auftreten und die Dauer (in Monaten) aller Ereignisse mit einer Nichterwerbsteilhabe im Verlauf von fünf Jahren, einschließlich der Zeiten der Nichterwerbsteilhabe, die nicht unter die genannten Ereignisse LAU, AL und FB fallen. FB umfasst auch eine geringe Anzahl von Renten aufgrund von Erwerbsunfähigkeit/Erwerbsminderung.

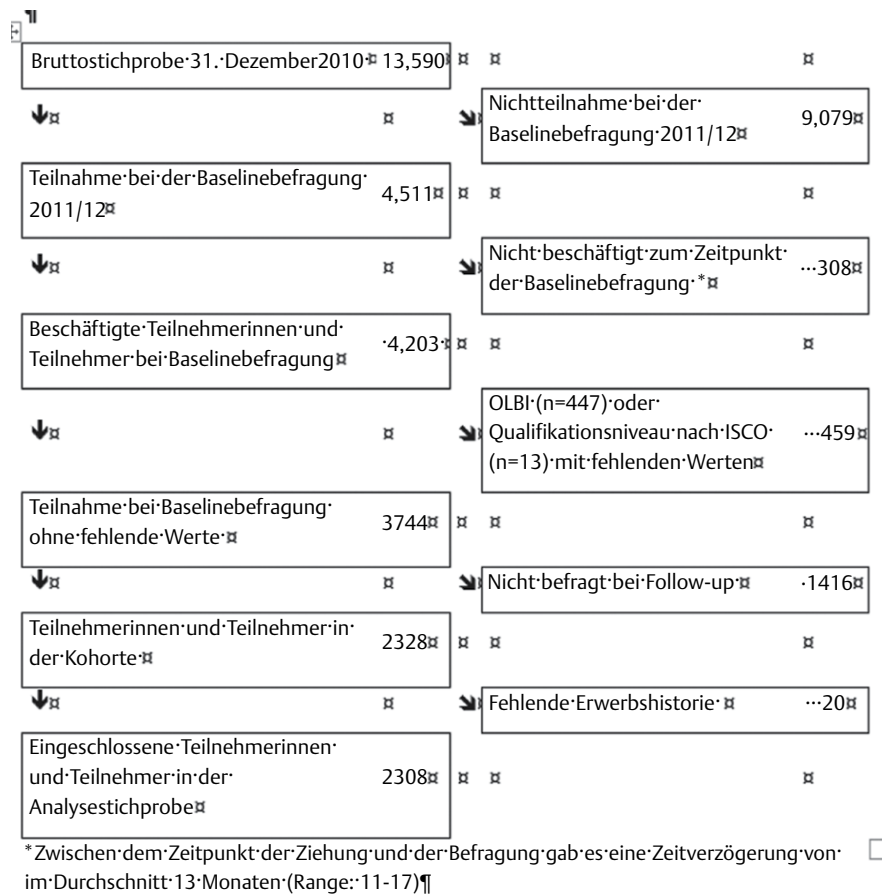
Confounder

Als Kovariaten wurden das Geschlecht, Alter zum Zeitpunkt der Stichprobenziehung und das Qualifikationsniveau berücksichtigt. Das Alter zum Zeitpunkt der Stichprobenziehung wurde in drei Dekaden (31–40, 41–50, 51–60) kategorisiert. Das Qualifikationsniveau der Berufe basierend auf der International Standard Classification of Occupations (ISCO 08) des International Labour Office [16] wurde in vier Gruppen eingeteilt: Hilfsarbeitskräfte (ISCO Level 9), Fachkräfte (4–8), gehobene Fachkräfte (3), und Personen mit Hochschulabschluss/Führungskräfte (1,2). In den Analysen fungierte die Klasse mit der größten Häufigkeit (Fachkräfte) als Referenzgruppe.

Statistische Analyse

Die beobachtete Anzahl der Monate besitzt eine semikontinuierliche Verteilung, die ausschließlich nichtnegative Werte annimmt. Es liegt eine Häufung von Werten auf der Null vor, die übrigen Werte verteilen sich oberhalb der Null. Eine Möglichkeit zur Analyse solcher Verteilungen ist die Verwendung des Two-Part-Modells [17, 18]. Der logistische, übergeordnete Teil des Modells wird genutzt, die ereignisbezogenen Daten zu analysieren. Der metrische, bedingte Teil wird dann verwendet, um den erwarteten Zuwachs in der Anzahl der Monate ohne Erwerbsteilhabe zu schätzen.

Mit Blick auf Interaktionseffekte zwischen Geschlecht und Erschöpfung auf die Zielgrößen, wie diese zum Beispiel in der Studie von Ahola et al. [9] für die Erwerbsminderungsrente ermittelt wurden, erfolgten die Analysen stratifiziert nach Geschlecht. Für die Analysen wurden jeweils die unadjustierten Effekte und die für Alter und Qualifikationsniveau nach ISCO 08 adjustierten Effekte berechnet. Die statistischen Analysen erfolgten mittels IBM SPSS Statistics, Version 27.01.0.



► **Abb. 1** Flussdiagramm der S-MGA Teilnehmerinnen und Teilnehmer in der Basiserhebung 2011/12.

► **Tab. 1** Stichprobencharakteristik

		Männer (n = 1138)		Frauen (n = 1170)	
		n	%	n	%
Alter (Baseline)					
	31 – 40	270	24	250	21
	41 – 50	481	42	508	43
	51 – 60	387	34	412	35
ISCO					
	Hilfsarbeitskräfte (9)	43	4	88	8
	Fachkräfte (4-8)	527	46	427	37
	Gehobene Fachkräfte (3)	249	22	390	33
	Ps. m. Hochschulabschluss/Führungskräfte (1,2)	319	28	265	23
OLBI					
		2,27		2,27	
	SD	0,51		0,54	
NET					
	Q1	3		3	
	Md	5		6	
	Q3	15,5		14	

Ergebnisse

Deskription Stichprobe

In der Baselineerhebung nahmen 4511 Personen teil (► **Abb. 1**), diese waren zum Zeitpunkt der Stichprobenziehung alle sozialversicherungspflichtig beschäftigt. Durch die Zeitverzögerung zwischen Ziehung und Befragung mit einem Durchschnitt von 13 Monaten waren 308 Teilnehmerinnen und Teilnehmer zum Zeitpunkt der Baselineerhebung nicht mehr beschäftigt. Diese wurden wie auch Individuen mit fehlenden Informationen zu emotionaler Erschöpfung, ISCO-Kodierung und/oder Erwerbshistorie aus der Analyse ausgeschlossen. Der größte Dropout war durch die Nichtteilnahme beim Follow-Up (n = 1406) bedingt. Die resultierende Stichprobe bestand aus 2308 Individuen (n = 1138 Männer und n = 1170 Frauen). ► **Tab. 1** beschreibt die Stichprobenstatistiken und ► **Abb. 1** das Flussdiagramm. Die gesamte Beobachtungszeit (Follow-up time) umfasst 71182 Monate bei den Männern und 73216 Monate bei den Frauen.

Ergebnisse der ereignisbezogenen Analysen (logistische Regression)

Die ► **Tab. 2** beschreibt den Zusammenhang zwischen der OLBI-Skala der Emotionalen Erschöpfung mit den einzelnen Indikatoren der Nichtteilhabe am Erwerbsleben und dem globalen Indikator NET.

Bei den Männern ist lediglich der globale Indikator NET (OR = 1,69; 95 % KI = 1,32; 2,16) und die Langzeiterkrankung mit dem OLBI-Score assoziiert. Die Effekte bzgl. NET (OR = 1,65; 95 % KI = 1,28; 2,13) und LAU (OR = 1,72; 95 % KI = 1,31; 2,27) bleiben bei Adjustierung signifikant.

► **Tab. 2** Ergebnisse der logistischen Regression zum Zusammenhang zwischen OLBI und Ereignissen der Nichterwerbsteilhabe im Verlauf von fünf Jahren

	Modell 1*		Modell 2**	
	OR***	95 % CI	OR***	95 % CI
Männer (n = 1138)				
NET	1,69	1,32; 2,16	1,65	1,28; 2,13
LAU	1,76	1,34; 2,31	1,72	1,31; 2,27
AL	1,43	0,88; 2,33	1,44	0,89; 2,34
FB	1,45	0,92; 2,29	1,36	0,83; 2,22
Frauen (n = 1170)				
NET	1,81	1,44; 2,27	1,79	1,42; 2,26
LAU	2,23	1,74; 2,87	2,23	1,73; 2,88
AL	0,82	0,54; 1,24	0,84	0,56; 1,28
FB	1,44	0,94; 2,21	1,27	0,80; 2,01

NET: Nichterwerbsteilhabe (gesamt); LAU: Langzeit-AU; AL: Arbeitslosigkeit; FB: Frühberentung; *unadjustierte Zusammenhänge; **adjustiert für Alter und ISCO-Qualifikationsniveau an der Ersterhebung; *** Die in den Tabellen dargestellten Effekte für OR beziehen sich auf ein Inkrement von jeweils einem Punktwert auf der OLBI-Skala, die einen Gesamtrange von vier Punkten aufweist. Ein Inkrement von einem Punkt entspricht einer doppelten Standardabweichung (s. ► **Tab. 1**)

Auch bei den Frauen zeigt sich lediglich ein Zusammenhang mit NET und LAU. Die Chancenverhältnisse bei den Frauen waren für NET mit einem adjustierten OR = 1,79 (95 % KI = 1,42; 2,26) und für LAU mit einem OR = 2,23 (95 % KI = 1,73; 2,88) deskriptiv höher als bei den Männern.

Analyse der Dauer der Nichtteilhabe am Erwerbsleben mittels GLM

Traten bei den Männern (► **Tab. 3**) die Ereignisse NET, LAU und AL auf, so nahm die Dauer dieser Ereignisse mit jedem Punktwert auf der OLBI-Skala mit einem Faktor von 1,4 zu. Der Zusammenhang mit AL wurde nach Adjustierung der Kofaktoren signifikant $\text{Exp}(\beta) = 1,46$ (95 % KI = 1,00; 2,12).

Bei den Frauen (► **Tab. 3**) ist ein höherer Score im OLBI – auch unter Berücksichtigung der Adjustierung – mit einer längeren Dauer von LAU assoziiert ($\text{Exp}(\beta) = 1,29$; 95 % KI = 1,10; 1,51).

Diskussion

Insgesamt zeigte sich ein deutlicher Effekt von emotionaler Erschöpfung auf die Erwerbsteilhabe, erfasst durch den Indikator LAU. Wir gehen davon aus, dass der globale Indikator NET hauptsächlich durch LAU determiniert wird, weil dieser Effekt für LAU konsistent mit dem Effekt für NET einherging. Der Zusammenhang bestand bei den ereignisbezogenen Analysen sowohl für Männer als auch für Frauen. Bei den Analysen zur Dauer der Nichtteilhabe bestand bei den Frauen nur ein Effekt für eine verlängerte Dauer von LAU. Die Adjustierung durch Kovariaten führte geschlechtsspezifisch bei den Männern zu einer signifikanten Assoziation zwischen Werten in der Erschöpfungsskala und Dauer der AL. Das bedeutet, dass unter Berücksichtigung der Kovariaten Qualifikationsniveau und Alter eine verlängerte Dauer von AL zu erwarten ist. Die Zusammenhänge zwischen Emotionaler Erschöpfung und Frühberentung waren nicht signifikant.

Die internationalen Befunde zum Zusammenhang zwischen Burnout/Erschöpfung und LAU, die außerhalb von Deutschland bei

► **Tab. 3** Ergebnisse des GLM zum Zusammenhang von OLBI mit der Dauer der Nichterwerbsteilhabe (in Monaten)

Männer (n = 357)	Model 1*			Model 2**			N
	$\text{Exp}(\beta_0)$	$\text{Exp}(\beta)$ ***	95 % CI	$\text{Exp}(\beta_0)$	$\text{Exp}(\beta)$ ***	95 % CI	
NET	4,83	1,44	1,20; 1,72	6,76	1,44	1,21; 1,71	357
LAU	2,57	1,45	1,23; 1,70	2,68	1,44	1,23; 1,69	259
AL	7,60	1,32	0,90; 1,94	8,45	1,46	1,00; 2,12	65
FB	9,00	1,37	0,94; 2,00	8,87	1,34	0,93; 1,95	74
Frauen (n = 420)							
NET	9,18	1,09	0,93; 1,28	11,54	1,13	0,96; 1,33	420
LAU	3,66	1,29	1,10; 1,51	3,76	1,29	1,09; 1,52	306
AL	5,42	1,41	0,92; 2,14	6,68	1,29	0,84; 1,99	82
FB	20,39	0,99	0,72; 1,38	19,93	0,98	0,71; 1,36	77

NET: Nichtteilhabe (gesamt); LAU: Langzeit-AU; AL: Arbeitslosigkeit; FB: Frühberentung; *unadjustiert; **adjustiert für Alter und ISCO-Qualifikationsniveau an der Ersterhebung; *** Die in den Tabellen dargestellten Effekte für $\text{Exp}(\beta)$ beziehen sich auf ein Inkrement von jeweils einem Punktwert auf der OLBI-Skala, die einen Gesamtrange von vier Punkten aufweist. Ein Inkrement von einem Punkt entspricht einer doppelten Standardabweichung (s. ► **Tab. 1**).

unterschiedlichen Stichproben festgestellt wurden [10–13], werden durch die vorliegenden Ergebnisse aus Deutschland gestützt. Keine Erklärung haben wir für den umgekehrten Geschlechtereffekt in Aholas et al. Querschnittsanalyse [10], die im Unterschied zur vorliegenden Studie höhere OR-Werte für Männer und geringere für die Frauen aufweist. Der Zusammenhang, den Ahola et al. [9] für Erwerbsminderungsrente mit Burnout fanden, lässt sich durch die in der vorliegenden Studie ermittelten Zusammenhänge emotionaler Erschöpfung mit FB nicht stützen. Wir gehen davon aus, dass unser Indikator FB viel weniger gesundheitsbezogen ist und zu wenige Fälle mit einer Erwerbsminderungsrente umfasst und daher Burnout in diesem Fall für eine gesundheitsbezogene Erwerbsminderungsrente nicht prädiktiv ist. Internationale Studien, die Befunde zur Dauer der Nichterwerbsteilhabe und Burnout untersuchen, sind uns nicht bekannt, obwohl ähnliche Studien in Skandinavien zu Krankheiten und zur Erwerbsteilhabe vorliegen [19].

Zu den Stärken der vorliegenden Studie zählt die Verwendung einer Kohortenstudie und die Verwendung einer repräsentativen Ausgangsstichprobe von sozialversicherungspflichtig Beschäftigten, für die keine Hinweise für einen Selektionsbias zum Zeitpunkt der Baselineerhebung vorlagen [14]. Eine zusätzliche Stärke erfährt diese Studie durch Verwendung einer umfangreichen Erwerbs- und Krankheitsgeschichte. Eine Studie zum Vergleich von Selbstberichten und Registerdaten stützt die Annahme, dass es sich um ein valides Werkzeug zur Erfassung von Ausfallzeiten handelt [20]. Die aufgezeichneten Daten erlauben es, nicht nur Ereignisse festzuhalten, sondern auch eine Quantifizierung der (Gesamt-)Dauer der Ereignisse vorzunehmen.

Zu den Einschränkungen zählt, dass mit Verwendung der Subskala Emotionale Erschöpfung nur eine Dimension des Burnoutkonstrukts berücksichtigt wird. Mit Blick auf die häufige Auswahl dieser Dimension in der internationalen Forschung und auf forschungsökonomische Gründe bei einem Face-To-Face Interview halten wir diese Einschränkung für vertretbar und sehen unsere Ergebnisse als einen ersten Ausgangspunkt für eine Diskussion deutscher Befunde.

Ein möglicher Bias bei Kohortenstudien mit einem längeren Follow-up ergibt sich durch Unterschiede, die auf Attrition zurückgehen. In einer weiteren Studie zur vorliegenden Datenbasis [21] wurden moderate Effekte bedingt durch Alter und Qualifikationsniveau gefunden. Wir gehen jedoch davon aus, dass dies in den Analysen keinen relevanten Einfluss hatte, da genau diese Kovariaten zur Adjustierung genutzt wurden und dennoch die Effekte für die Adjustierung geringfügig ausfielen.

Eine dritte Einschränkung in der Interpretation ergibt sich durch die Verwendung des Kriteriums von 42 Tagen für das Vorliegen einer Langzeiterkrankung. Nach Angaben des Bundesministeriums für Gesundheit [22] hat die Hälfte der AU-Tage eine Dauer von weniger als 42 Tagen.

Von einem klinischen Gesichtspunkt aus ist es ein relevanter Befund, dass die Burnoutdimension Emotionale Erschöpfung mit Auftreten und Dauer der Nichterwerbsteilhabe einhergeht. Dieser Befund belegt eine Funktionsbeeinträchtigung durch Burnout. Er weist damit auf das Vorliegen eines wichtigen Kriteriums wie bei anderen Störungen nach der ICD hin. Unter einem gesundheitsökonomischen Gesichtspunkt ist jedoch die Dauer der Einschrän-

kungen relevant. Durch die Quantifizierung der Gesamtdauer ergeben sich Hinweise auf die ökonomischen Kosten durch die erfassten Einschränkungen. Diesbezüglich sind jedoch zwei Voraussetzungen zentral: Erstens sollte nicht nur ein Typ von Einschränkung erfasst werden (z. B. LAU), sondern eine Aggregation über verschiedene Typen von NET erfolgen. Zweitens ist es erforderlich, sich bei statistischen Analysen nicht nur auf das Auftreten von Ereignissen zu beschränken, sondern auch die Dauer von Ereignissen zu berücksichtigen. Hier liegt der innovative Teil der vorliegenden Arbeit, der erstmalig diesen Konsequenzen von Burnout – gemessen als emotionale Erschöpfung – bei einer zufällig gezogenen Kohorte von Beschäftigten in Deutschland nachgeht, in seiner Methodik aber nicht auf Burnout beschränkt ist. Die vorliegenden Ergebnisse zeigen, dass es sich beim Konstrukt Burnout durchaus um ein Syndrom handelt, das mit relevanten Konsequenzen assoziiert ist.

Danksagung

Die Studie zur Mentalen Gesundheit bei der Arbeit (S-MGA) wurde in Kooperation mit dem Institut für Arbeitsmarkt und Berufsforschung (IAB) durchgeführt. Die Stichprobe basiert auf Daten der Bundesagentur für Arbeit, die in der intergrierten Erwerbsbiografie (IEB) zusammengeführt wurden. Wir danken den teilnehmenden Beschäftigten und dem Institut für angewandte Sozialwissenschaften (infas) für die Datenerhebung.

Interessenkonflikt

Die Autorinnen/Autoren geben an, dass kein Interessenkonflikt besteht.

Literatur

- [1] World Health Organization. ICD-11. Internationale statistische Klassifikation der Krankheiten und verwandter Gesundheitsprobleme, 11. Revision. In: Bundesinstitut für Arzneimittel und Medizinprodukte (BfArM). 2023
- [2] De Beer LT, Bianchi R. Confirmatory factor analysis of the maslach burnout Inventory. *European Journal of Psychological Assessment* 2017. DOI: 10.1027/1015-5759/a000392
- [3] Demerouti E, Mostert K, Bakker AB. Burnout and work engagement: a thorough investigation of the independency of both constructs. *Journal of Occupational Health Psychology* 2010; 15: 209–222
- [4] Hadžibajramović E, Schaufeli W, De Witte H. Shortening of the Burnout Assessment Tool (BAT) – from 23 to 12 items using content and Rasch analysis. *BMC Public Health* 2022. DOI: 10.1186/s12889-022-12946-y
- [5] Seidler A, Thinschmidt M, Deckert S et al. The role of psychosocial working conditions on burnout and its core component emotional exhaustion – a systematic review. *Journal of Occupational Medicine and Toxicology* 2014; 9: 1–13
- [6] Aronsson G, Theorell T, Grape T et al. A systematic review including meta-analysis of work environment and burnout symptoms. *BMC Public Health* 2017; 17: 1–13

- [7] Kersten N, Formazin M. Psychosocial working conditions and burnout in the longitudinal “Study of Mental Health at Work (S-MGA)” Implications for occupational safety and health. *Zentralblatt für Arbeitsmedizin, Arbeitsschutz und Ergonomie* 2022; 72: 1–12
- [8] Bundesärztekammer (BÄK), Kassenärztliche Bundesvereinigung (KBV), Arbeitsgemeinschaft der Wissenschaftlichen Medizinischen Fachgesellschaften (AWMF). Nationale VersorgungsLeitlinie Unipolare Depression, Langfassung Version 3.2. Konsultationsfassung. Im Internet: <https://www.leitlinien.de/themen/depression/langfassung/depression-vers3-2.pdf>; Stand: 2024-04-19
- [9] Ahola K, Gould R, Virtanen M et al. Occupational burnout as a predictor of disability pension: a population-based cohort study. *Occupational and Environmental Medicine* 2009; 66: 284–290
- [10] Ahola K, Kivimäki M, Honkonen T et al. Occupational burnout and medically certified sickness absence: a population-based study of Finnish employees. *Journal of Psychosomatic Research* 2008; 64: 185–193
- [11] Borritz M, Christensen KB, Bultmann U et al. Impact of burnout and psychosocial work characteristics on future long-term sickness absence. Prospective results of the Danish PUMA Study among human service workers. *J Occup Environ Med* 2010; 52: 964–970
- [12] Roelen CA, van Hoffen MF, Groothoff J et al. Can the Maslach Burnout Inventory and Utrecht Work Engagement Scale be used to screen for risk of long-term sickness absence? *International Archives of Occupational and Environmental Health* 2015; 88: 467–475
- [13] Brborovic H, Daka Q, Dakaj K et al. Antecedents and associations of sickness presenteeism and sickness absenteeism in nurses: A systematic review. *International Journal of Nursing Practice* 2017; 23: e12598
- [14] Rose U, Schiel S, Schroder H et al. The Study on Mental Health at Work: Design and sampling. *Scandinavian Journal of Public Health* 2017; 45: 584–594
- [15] Börsch-Supan A, Brandt M, Hunkler C et al. Data Resource Profile: The Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE). *International Journal of Epidemiology* 2013; 42: 992–1001
- [16] ILO. International Standard Classification of Occupations 2008 (ISCO-08): Structure, group definitions and correspondence tables. Geneva: International Labour Office; 2012
- [17] Min Y, Agresti A. Modeling nonnegative data with clumping at zero: a survey. *Journal of the Iranian Statistical Society* 2002; 1: 7–33
- [18] Smyth GK. Regression analysis of quantity data with exact zeros. In, *Proceedings of the second Australia–Japan workshop on stochastic models in engineering, technology and management*: Citeseer. 1996: 572–580
- [19] Pedersen J, Solovieva S, Thorsen SV et al. Expected Labor Market Affiliation: A New Method Illustrated by Estimating the Impact of Perceived Stress on Time in Work, Sickness Absence and Unemployment of 37,605 Danish Employees. *Int J Environ Res Public Health*. 2021; 18:
- [20] Wahrendorf M, Marr A, Antoni M et al. Agreement of Self-Reported and Administrative Data on Employment Histories in a German Cohort Study: A Sequence Analysis. *Eur J Popul* 2018; 35: 329–346
- [21] d’Errico A, Burr H, Pattloch D et al. Working conditions as risk factors for early exit from work—in a cohort of 2351 employees in Germany. *International Archives of Occupational and Environmental Health* 2021; 94: 117–138
- [22] Bundesgesundheitsministerium. Arbeitsunfähigkeit: Fälle und Tage nach Falldauer 2019 – Ergebnisse der Krankheitsartenstatistik der gesetzlichen Krankenversicherung. In: *BMG*. 2019