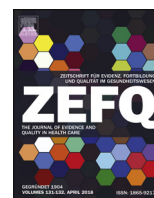




Since January 2020 Elsevier has created a COVID-19 resource centre with free information in English and Mandarin on the novel coronavirus COVID-19. The COVID-19 resource centre is hosted on Elsevier Connect, the company's public news and information website.

Elsevier hereby grants permission to make all its COVID-19-related research that is available on the COVID-19 resource centre - including this research content - immediately available in PubMed Central and other publicly funded repositories, such as the WHO COVID database with rights for unrestricted research re-use and analyses in any form or by any means with acknowledgement of the original source. These permissions are granted for free by Elsevier for as long as the COVID-19 resource centre remains active.



Management der Gesundheitsversorgung / Health Care Management

## Wie sind Schlüsselressourcen und -anforderungen mit dem Arbeitsengagement Pflegender während der COVID-19-Pandemie assoziiert? Eine Querschnittstudie



*How are key resources and key demands associated with nurses' work engagement during the COVID-19 pandemic? A cross-sectional study*

Christina E. Bartsch, Lena Dürr, Andrea Forster, Clemens Koob\*

Fakultät für Gesundheit und Pflege, Katholische Stiftungshochschule München, München, Deutschland

### ARTIKEL INFO

#### Artikel-Historie:

Eingegangen: 15. Februar 2021  
Revision eingegangen: 3. September 2021  
Akzeptiert: 28. September 2021  
Online gestellt: 19. November 2021

#### Schlüsselwörter:

Arbeitsengagement  
COVID-19  
Arbeitsressourcen  
Arbeitsanforderungen  
Management der Pflege  
Pandemiespezifische Führung

### ZUSAMMENFASSUNG

**Hintergrund:** Dem Arbeitsengagement Pflegender wird in der Pandemiebewältigung ein essenzieller Stellenwert zugeschrieben. Die job demands-resources theory nimmt an, dass das Arbeitsengagement von Arbeitsressourcen und Arbeitsanforderungen abhängt. Für Pflegende wurden bereits berufsspezifische Schlüsselressourcen und -anforderungen identifiziert. Für deren Bedeutung unter Pandemiebedingungen gibt es jedoch keine Evidenz. Ziel dieser Studie war es daher, ihre Relevanz für das Arbeitsengagement von Pflegenden während der zweiten Welle der COVID-19-Pandemie zu untersuchen.

**Methode:** Die Studie wurde im Querschnittsdesign realisiert und adressierte Pflegende in der direkten Gesundheitsversorgung in Deutschland. Die Daten wurden per Online-Fragebogen in der zweiten Welle der Pandemie mit Messinstrumenten erhoben, die sich in früheren Studien als valide und reliabel erwiesen haben. Die Stichprobe wurde als Gelegenheitsstichprobe, u.a. über soziale Medien, zufällig ausgewählte Gesundheitseinrichtungen und die Hochschulen mit pflegebezogenen Studiengängen gewonnen. Es konnten 1027 Fälle ausgewertet werden. Die Stichprobe umfasste Pflegende unterschiedlicher Ausbildungsgrade und Einsatzorte. Die Relevanz von Schlüsselressourcen und -anforderungen für das Arbeitsengagement wurde mit einer multiplen linearen Regressionsanalyse nach Multipler Imputation untersucht.

**Ergebnisse:** Die Schlüsselressourcen und -anforderungen erklärten 36% der Varianz des Arbeitsengagements der Pflegenden während der COVID-19-Pandemie. Es zeigten sich positive Zusammenhänge zwischen den Schlüsselressourcen Autonomie ( $\beta_{sp} = 0,072$ , 95%-KI [0,011; 0,133]), professionelle Ressourcen ( $\beta_{sp} = 0,204$ , 95%-KI [0,124; 0,285]) und zwischenmenschliche Beziehungen ( $\beta_{sp} = 0,178$ , 95%-KI [0,117; 0,240]) und dem Arbeitsengagement der Pflegenden. Bei den Anforderungen wirkten sich mangelnde formale Belohnungen negativ ( $\beta_{sp} = -0,312$ , 95%-KI [-0,380; -0,245]) auf das Arbeitsengagement aus, Arbeitsüberlastung ( $\beta_{sp} = 0,063$ , 95%-KI [0,001; 0,126]) hingegen war positiv mit dem Arbeitsengagement assoziiert.

**Diskussion:** Die job demands-resources theory ist geeignet, das Arbeitsengagement auch in Krisenzeiten zu erklären. Die Schlüsselressourcen und -anforderungen haben insgesamt einen erheblichen Einfluss auf das Arbeitsengagement der Pflegenden unter Pandemiebedingungen. Allerdings kommt während der Pandemie nicht allen Schlüsselressourcen und -anforderungen tatsächlich ein Schlüsselstatus zu.

**Schlussfolgerung:** Mangelnden formalen Belohnungen sollte entgegengesteuert, professionelle Ressourcen sollten nachhaltig gesichert und die Autonomie von Pflegenden sowie deren zwischenmenschliche Beziehungen sollten gestärkt werden. Entscheidungen sollten dabei so getroffen werden, dass sie nicht nur pandemiegerecht, sondern nachhaltig tragfähig sind und damit verstetigt werden können.

\* Korrespondenzadresse: Prof. Dr. Clemens Koob, Katholische Stiftungshochschule München, Preysingstraße 95, 81667 München, Deutschland.  
E-mail: [clemens.koob@ksh-m.de](mailto:clemens.koob@ksh-m.de) (C. Koob).

## ARTICLE INFO

## Article History:

Received: 15 February 2021

Received in revised form:

3 September 2021

Accepted: 28 September 2021

Available online: 19 November 2021

## Keywords:

Work engagement

Coronavirus disease (COVID-19)

Job resources

Job demands

Health care management

Leadership in a pandemic context

## ABSTRACT

**Introduction:** Nurses are assigned a key role in pandemic response, with work engagement considered to be pivotal. The job demands-resources theory assumes that work engagement depends on job resources and job demands. Key job resources and demands have already been proposed for nurses. However, there is no evidence on their importance under pandemic conditions. Hence, the aim of this study was to investigate their relevance to nurses' work engagement during the second wave of the COVID-19 pandemic.

**Methods:** The study was carried out in a cross-sectional design and addressed nurses in direct health care settings in Germany. Data was collected administering a quantitative online survey using valid and reliable measures during the second wave of the pandemic. A convenience sample was obtained, including the use of social media, randomly selected health care facilities, and all universities with nursing-related programs in Germany. The dataset for analyses comprised a total of 1,027 cases. The sample included nurses of various educational levels and from different sectors. Multiple linear regression analysis after multiple imputation was used to examine the relevance of key resources and demands for work engagement.

**Results:** Key resources and demands explained 36% of the variance in nurses' work engagement during the COVID-19 pandemic. Positive associations were found between the key resources of autonomy ( $\beta_{sp} = 0.072$ , 95% CI [0.011; 0.133]), professional resources ( $\beta_{sp} = 0.204$ , 95% CI [0.124; 0.285]), and interpersonal relationships ( $\beta_{sp} = 0.178$ , 95% CI [0.117; 0.240]) and nurses' work engagement. On the demands side, lack of formal rewards negatively ( $\beta_{sp} = -0.312$ , 95% CI [-0.380; -0.245]) affected work engagement, whereas work overload ( $\beta_{sp} = 0.063$ , 95% CI [0.001; 0.126]) was positively associated with work engagement.

**Discussion:** The job demands-resources theory is suitable for explaining nurses' work engagement even in times of crisis. Taken together, key resources and demands have a significant influence on nurses' work engagement under pandemic conditions. However, not all so-called key resources and demands actually have a key status in a pandemic.

**Conclusion:** Any lack of formal rewards should be countered, professional resources should be sustainably secured, and the autonomy of nurses and their interpersonal relationships should be strengthened. Nursing management decisions should be made not only with the current pandemic but also the post-pandemic period in mind.

## Einleitung

Im Verlauf der COVID-19-Pandemie rückten die in der Gesundheitsversorgung Beschäftigten als „single issue of greatest concern“ [1] in den Vordergrund. Den Pflegenden wird dabei eine Schlüsselrolle in der Pandemiebewältigung zugewiesen. Ihre Gesundheit und Leistungsfähigkeit wird für entscheidend befunden, da sie maßgeblich daran beteiligt sind, COVID-19-Erkrankte zu pflegen, an Impfprogrammen mitzuwirken und die zu unterstützen, die nicht mit COVID-19 zusammenhängende Pflegebedürfnisse haben [z.B. 2,3].

Es besteht Konsens in der Forschung, dass in diesem Kontext das *Arbeitsengagement* Pflegenden einen essenziellen Stellenwert einnimmt [z.B. 4,5]. Arbeitsengagement als positiver, erfüllender, arbeitsbezogener Motivationszustand, der durch Vitalität, Hingabe und Absorption gekennzeichnet ist [6], ist mit einer besseren Gesundheit sowie mit besserer Arbeitsleistung, positiven, über die vertraglichen Pflichten hinausgehenden Verhaltensweisen und weniger kontraproduktivem Verhalten Pflegenden assoziiert [7,8]. Um das Arbeitsengagement zu erklären, wird international häufig die „job demands-resources theory“ herangezogen [7–10]. Sie geht davon aus, dass überbordende Arbeitsanforderungen das Arbeitsengagement reduzieren [11]. Arbeitsressourcen als physische, psychische, soziale und organisatorische Arbeitsaspekte, die funktional für das Erreichen arbeitsbezogener Ziele sind, sollten sich dagegen positiv auf das Engagement auswirken [7,8].

Mit einzelnen Arbeitsanforderungen Pflegenden während der Pandemie wie z.B. einer hohen Arbeitsbelastung oder dem Kontakt mit Infizierten befassten sich bereits internationale Untersuchungen [z.B. 12–16]. Ebenso finden sich Studien, die bestimmte Arbeitsressourcen Pflegenden in den Blick genommen haben [17,18]. Der Fokus lag jedoch jeweils nicht auf dem Zusammenhang zum Arbeitsengagement, sondern auf gesundheitlichen Implikationen. Dabei fanden sich u.a. Hinweise auf erhöhte Level von Stress, Ängsten und Depression [13,14,18] sowie

Erschöpfung und Burnout [16]. Ebenso festgestellt wurden psychische Belastungen, die aus pflegerischen Handlungen resultieren, die im Konflikt zum ethischen Kodex einer Person stehen [12] und sekundärer traumatischer Stress durch den Kontakt mit traumatisierten Patientinnen und Patienten [17]. Studien für Deutschland kommen zu ähnlich gelagerten Ergebnissen, wie der Überblick von Schulze und Holmberg [19] zeigt.

Mit dem Arbeitsengagement Pflegenden während der Pandemie, das sich aus Sicht der job demands-resources theory auf einem motivationalen, vom gesundheitsbezogenen Prozess teilweise entkoppelten Wirkungspfad ergibt („dual pathways“ [11]), haben sich bisher nur wenige Studien befasst. Bezogen auf die Frühphase der Pandemie zeigten internationale Untersuchungen, dass Arbeitsautonomie [20], eine starke Betriebsidentität [21] und verfügbare Informationen [4] Ressourcen sein könnten, die in positivem Zusammenhang zum Engagement stehen. Positive Effekte sozialer Unterstützung auf das Arbeitsengagement bestätigten sich dagegen nicht [2]. Entgegen ihren Erwartungen fanden Wu et al. [22] zudem, dass Pflegende mit hoher Arbeitsbelastung ein höheres Engagement zeigten. Für Deutschland findet sich bislang nur eine quantitative Studie [5]. In dieser kamen Wildgruber et al. für eine frühe Pandemiephase anders als Wu et al. zu dem Resultat, dass das Arbeitsengagement von Health Professionals mit steigendem pandemiebedingtem Stress und Sorgen um die eigene Gesundheit abnahm. Eine mögliche Erklärung für diese widersprüchlichen Befunde könnten, sozioökonomisch und kulturell bedingt, unterschiedliche arbeitsbezogene Einstellungen zwischen den Studienteilnehmenden (China vs. Deutschland) sein [23]. Ebenso ist es denkbar, dass die abweichenden Befunde methodisch bedingt sind; so griffen z.B. Wu et al. zur Operationalisierung der Arbeitsbelastung auf den National Aeronautics and Space Administration-Task Load Index (NASA-TLX) zurück (vgl. hierzu auch [24]), während in der deutschen Snapshot-Studie aus forschungsökonomischen Gründen mit einem selbstentwickelten Item gearbeitet wurde. Neben den widersprüchlichen Ergebnissen

der Untersuchungen von Wu et al. und Wildgruber et al. ist festzuhalten, dass alle genannten Untersuchungen (a) nur isolierte Effekte von Arbeitsressourcen oder -anforderungen auf das Arbeitsengagement untersucht, (b) sich auf frühe Phasen der Pandemie beschränkt und (c) der Auswahl der untersuchten Ressourcen und Anforderungen keine Systematik zugrunde gelegt haben.

Eine solche Systematik haben jüngst Broetje et al. [25] vorgeschlagen. In einem review of reviews arbeiteten sie sechs pflegeberufsspezifische Schlüsselressourcen und drei Schlüsselanforderungen heraus. Bei den Schlüsselressourcen ist zunächst die (1) *Autonomie*, pflegerische Entscheidungen in der Versorgung von Patientinnen und Patienten zu treffen, zu nennen. Mit (2) *zwischenmenschlichen Beziehungen* sind unterstützende Beziehungen insbesondere zwischen Pflegenden angesprochen. (3) *Faires und authentisches Management* bezieht sich auf Fairness und Vertrauen des Managements eines Gesundheitsbetriebs im Umgang mit Mitarbeitenden. (4) *Unterstützung durch Vorgesetzte* stellt auf die soziale Unterstützung Pflegender durch Führungsverantwortliche ab. (5) *Transformationale Führung* betont ein inspirierendes, individuelles, vorbildhaftes und intellektuell anregendes Führungsverhalten. (6) *Professionelle Ressourcen* stellen die materiellen (z.B. Schutzausrüstung) und immateriellen (z.B. Zugang zu Informationen) Ressourcen dar, die Pflegenden unterstützen, gut zu arbeiten. Bei den Schlüsselanforderungen bezieht sich die (1) *Arbeitsüberlastung* insbesondere auf Zeitdruck und unzureichende Personalbesetzung. Mit (2) *mangelnden formalen Belohnungen* sind vor allem eine als ungerecht wahrgenommene Entlohnung sowie unzureichende Aufstiegsmöglichkeiten angesprochen. (3) *Work-Life-Interferenzen* schließlich beinhalten Störungen des Privatlebens durch Faktoren wie Schichtarbeit oder Arbeitszeiten.

Während die Zusammenhänge zwischen diesen Arbeitsressourcen und -anforderungen einerseits und dem Arbeitsengagement andererseits unabhängig von der COVID-19-Pandemie grundsätzlich dokumentiert sind [8,26], wurde bisher nicht untersucht, welche Assoziationen zwischen diesen Schlüsselressourcen und -anforderungen und dem Arbeitsengagement Pflegender während der zweiten Welle der COVID-19-Pandemie bestehen. Diese Fragestellung markiert damit den Ausgangspunkt der hier durchgeführten Studie.

## Methode

### Studiendesign

Die Untersuchung wurde als analytische Querschnittstudie realisiert. Die Daten wurden per Fragebogen mit Messinstrumenten gewonnen, die sich in früheren Studien als valide und reliabel erwiesen haben. Der Fragebogen wurde online mittels der Software SoSci Survey [27] umgesetzt und den Teilnehmenden auf [www.sosicisurvey.de](http://www.sosicisurvey.de) zur Verfügung gestellt. Vor Beginn der Erhebung wurde ein inhaltlicher Pretest durchgeführt und daraus resultierende Anmerkungen wurden eingearbeitet. Ein technischer Pretest verlief fehlerfrei. Die Daten wurden zwischen dem 20.11. und dem 07.12.2020 erhoben. In diesem Zeitraum stabilisierten sich die Neuinfektionen mit SARS-CoV-2 in Deutschland in der zweiten Welle auf hohem Niveau (7-Tage-Inzidenzen zwischen 134,0 und 145,9 [28]). Zugleich stieg die Zahl der hospitalisierten Personen [29] und der gemeldeten intensivmedizinisch behandelten COVID-19-Fälle [30] deutlich.

### Studienteilnehmende

Zur Teilnahme an der Studie berechtigt waren Pflegenden unterschiedlicher Qualifikationsgrade (examinierte Pflegefachpersonen, Personen mit pflegerischem Studienabschluss,

Pflege(fach)helfende (d.h. Pflegefachhelfende mit ein- oder zweijähriger Ausbildung sowie Hilfspersonal ohne Ausbildung)) sowie Auszubildende und Studierende in Pflegestudiengängen. Weiterhin war obligat, dass die Teilnehmenden zum Erhebungszeitpunkt in Deutschland in einem Gesundheitsbetrieb (Krankenhaus, Altenpflegeeinrichtung, ambulante Pflegeeinrichtung, Sonstige wie z.B. außerklinische Intensivpflege oder Pflege-Wohngemeinschaft) in der direkten Versorgung von Patientinnen und Patienten tätig waren.

Die Studie basiert auf einer Gelegenheitsstichprobe. Zur Rekrutierung wurde der Fragebogenlink erstens deutschlandweit über soziale Medien (vier pflegebezogene Facebook- und sechs WhatsApp-Gruppen sowie LinkedIn und Xing) geteilt. Zweitens wurden per E-Mail je 100 zufällig ausgewählte Kliniken, Altenheime und ambulante Pflegeeinrichtungen sowie die drei Pflegekammern Deutschlands mit der Bitte um Unterstützung angeschrieben. Die Kliniken wurden auf Grundlage des Krankenhausverzeichnisses der Deutschen Krankenhausgesellschaft, die stationären und ambulanten Pflegeeinrichtungen auf Basis des Verzeichnisses des Deutschen Seniorenportals zufällig gezogen. Ergänzend zu diesen beiden Hauptzugängen zur Population wurde der Link drittens über das Stipendiatennetzwerk der Stiftung Begabtenförderung berufliche Bildung distribuiert. Außerdem wurden viertens die Dekaninnen und Dekane aller deutschen Hochschulen mit pflegebezogenen Studiengängen per E-Mail gebeten, den Link der Zielgruppe zugänglich zu machen.

Vor der Durchführung der Studie wiesen die Bestimmungen der interdisziplinären Ethikkommission der Universität darauf hin, dass eine forschungsethische Prüfung nicht erforderlich war. Gründe dafür waren, dass von der Beantwortung der Fragen keine Risiken ausgingen, die Untersuchung keine Manipulationen enthielt, die Teilnahme an der Studie freiwillig und anonym war, und dass keine Anreize gesetzt wurden. Es wurden keine IP-Adressen gespeichert. Aufgrund der zu erwartenden pandemiebedingten Arbeitsverdichtung wurde das Erhebungsinstrument zudem kompakt gestaltet. Alle Teilnehmenden gaben ihre informierte Einwilligung zur Mitwirkung an der Untersuchung ab, indem sie die Befragung starteten.

### Variablen

**Schlüsselressourcen.** Zur Erfassung von fünf der sechs oben genannten Kategorien wurde auf Fragen der deutschen Version des Copenhagen Psychosocial Questionnaire (COPSOQ) zurückgegriffen [31]. Dazu wurden den Kategorien im ersten Schritt passende COPSOQ-Skalen zugeordnet. Im zweiten Schritt wurde die Passung der einzelnen Items der zugeordneten COPSOQ-Skalen durch die Autorinnen und den Autor der vorliegenden Studie unabhängig voneinander überprüft. Items, die inhaltlich als für Pflegenden bzw. den Untersuchungsgegenstand nicht passend eingeordnet wurden, wurden nicht mit in das Erhebungsinstrument aufgenommen. Die herangezogenen COPSOQ-Skalen wurden dabei um insgesamt ein Item gekürzt. Die Studienteilnehmenden wurden gebeten, ihre Bewertungen auf die aktuelle Phase der Pandemie zu beziehen. *Autonomie* wurde anhand von vier Fragen gemessen. Eine Beispielfrage war „Haben Sie Einfluss darauf, was Sie bei Ihrer Arbeit tun?“. Die *zwischenmenschlichen Beziehungen* wurden mit vier Fragen erfasst, zum Beispiel „Wie oft erhalten Sie bei Bedarf Hilfe und Unterstützung von Ihren Kolleg\*innen?“. *Faires und authentisches Management* wurde mit vier Fragen gemessen, ein Beispiel lautete „Können die Mitarbeiter\*innen den Informationen vertrauen, die vom Management/der Führung kommen?“. Die *professionellen Ressourcen* wurden mithilfe von acht Fragen erfasst. Eine Frage dazu lautete z.B. „Werden bei Ihrer Arbeit widersprüchliche Anforderungen gestellt?“. Die *Unterstützung durch Vorgesetzte* wurde mit sechs Fragen operationalisiert, ein Beispiel war „Wie oft erhalten Sie



bei Bedarf Hilfe und Unterstützung von Ihrem/Ihrer unmittelbaren Vorgesetzten?“. Die Prüfung der ersten deutschen Standardversion des COPSOQ auf Reliabilität und Validität ergab insgesamt zufriedenstellende Messeigenschaften [32]. Dieses Ergebnis bestätigte sich in der kürzlich durchgeführten psychometrischen Testung der aktuellen Standardversion des Erhebungsinstruments [33]. Die Ressource *transformationale Führung* wurde mit der Global Transformational Leadership Scale (GTL) gemessen [34]. Die sieben Items der Skala wurden für diese Studie unter Berücksichtigung der von Beaton et al. [35] empfohlenen Vorgehensweise in die deutsche Sprache übersetzt. In der Vorwärtsübersetzung ergab sich eine geringfügige Diskrepanz bezüglich der Übersetzung von „questions assumptions“, die durch Diskussion geklärt werden konnte. Weitere Diskrepanzen traten im Übersetzungsprozess nicht auf. Ein Beispielitem der Skala lautete „Mein unmittelbarer Vorgesetzter/meine unmittelbare Vorgesetzte fördert Vertrauen, Engagement und die Zusammenarbeit zwischen den Teammitgliedern“. Alle Items konnten auf passenden fünfstufigen Likert-Skalen beantwortet werden.

**Schlüsselanforderungen.** Die drei Anforderungskategorien wurden mit Fragen der deutschen Version des COPSOQ erfasst [31]. Bei der Operationalisierung wurde analog zu den Schlüsselressourcen vorgegangen. Dies resultierte in einer Kürzung der herangezogenen COPSOQ-Skalen um insgesamt drei Items. Die *Arbeitsüberlastung* wurde mit drei Items gemessen. Ein Beispiel lautete „Wie oft kommt es vor, dass Sie nicht genügend Zeit haben, alle Ihre Aufgaben zu erledigen?“. Um einen etwaigen *Mangel an formaler Belohnung* zu messen, wurde auf drei Fragen zurückgegriffen. Eine Frage lautete z.B. „Wie zufrieden sind Sie mit Ihrem Lohn/Gehalt?“. *Work-Life-Interferenzen* wurden mit sechs Fragen gemessen. Ein Beispiel war „Meine Arbeit beansprucht so viel Energie, dass sich dies negativ auf mein Privatleben auswirkt“. Auch bei allen Anforderungen kamen jeweils passende fünfstufige Likert-Skalen zur Anwendung. Die Antworten wurden so kodiert, dass höhere Zahlenwerte höheren Anforderungen entsprachen.

**Arbeitsengagement** wurde mit der deutschen Kurzversion der Utrecht Work Engagement Scale (UWES-9) erfasst [36]. Die Skala besteht aus drei Subskalen mit je drei Items, die auf einer siebenstufigen Likert-Skala gemessen wurden: (1) Vitalität, ein Beispiel war „Bei meiner Arbeit bin ich voll überschäumender Energie“, (2) Hingabe, ein Beispiel war „Ich bin stolz auf meine Arbeit“ und (3) Absorption, ein Beispiel war „Ich fühle mich glücklich, wenn ich intensiv arbeite“. Eine Überprüfung der deutschen Version der Skala durch Sautier et al. [37] ergab Hinweise auf eine sehr gute Reliabilität und zufriedenstellende Validität in der Erfassung von Arbeitsengagement (u.a. akzeptable Modell-Fit-Indizes in der konfirmatorischen Überprüfung der Faktorstruktur, replizierte Faktorenstruktur in der explorativen Faktorenanalyse mit 67% Varianzaufklärung und hohen Faktorladungen (0,73–0,88), sehr hohe interne Konsistenz der Gesamtskala ( $\alpha = 0,94$ )).

**Basisdaten und Kontrollvariablen.** Zur Prüfung der Einschlusskriterien wurden der *Ausbildungsgrad* (Einordnung gemäß des höchsten erworbenen Ausbildungsgrads bzw. als gegenwärtig Auszubildende oder primärqualifizierend Studierende), das *Land der Berufstätigkeit*, der *Einrichtungstyp*, in dem die Befragten arbeiteten, und ob die Befragten in der *direkten Versorgung* tätig waren erfasst.

Von diesen Variablen wurden als mögliche Confounder, die einen Einfluss auf das Arbeitsengagement haben könnten, (1) der *Ausbildungsgrad* und (2) der *Einrichtungstyp* in die Analyse aufgenommen. Land und Tätigkeit in der direkten Versorgung wurden nicht als Kontrollvariablen berücksichtigt, da gemäß Einschlusskriterien die Tätigkeit in Deutschland und in der direkten Versorgung für alle Studienteilnehmenden obligat waren.

Zusätzlich wurden als mögliche Confounder (3) das *Alter* und (4) das *Geschlecht* der Befragten erfasst sowie (5) ob sie *COVID-19-Erkrankte* versorgten.

## Bias

Um möglichem Common-Method-Bias zu begegnen, wurden Empfehlungen von Podsakoff et al. [38] befolgt. Der Fragebogen wurde in Abschnitte gegliedert, um die psychologische Trennung der Konstrukte zu verbessern. Zudem wurden unterschiedliche Skalen verwendet, um gemeinsame Methodenvarianz zu reduzieren. Die Antwortskalen wurden weitgehend ausformuliert, um zu gewährleisten, dass alle Befragten hierunter jeweils dasselbe verstehen. Den Teilnehmenden wurde Anonymität zugesichert, um Tendenzen zu sozial erwünschten Antworten zu reduzieren. Um die Teilnehmenden zu bestärken, zutreffende Antworten zu geben, wurde darauf hingewiesen, dass das Projekt darauf zielt, Hinweise zu Zusammenhängen zwischen verschiedenen Aspekten der Arbeit und dem Arbeitsengagement zu gewinnen, um damit perspektivisch auch Anhaltspunkte ableiten zu können, wie sich das Arbeitsengagement fördern lassen könnte.

## Studiengröße

Um den anzustrebenden Stichprobenumfang zu bestimmen wurde eine a priori Poweranalyse mit G\*Power (Version 3.1; [39]) durchgeführt. Wie bei multiplen linearen Regressionsanalysen üblich, wurde Cohen's  $f^2$  als Maß für den gemeinsamen Effekt aller Variablen verwendet [39,40]. Die Effektstärke  $f^2$  berechnet sich als Anteil der Varianz, der durch die Prädiktoren erklärt wird, geteilt durch die Restvarianz, d.h.  $f^2 = R^2 / (1 - R^2)$ . Nach Cohen [40] ist  $f^2 = 0,02$  als kleiner Effekt,  $f^2 = 0,15$  als mittlerer Effekt und  $f^2 = 0,35$  als großer Effekt zu interpretieren. Gemäß früherer Studien zu den Zusammenhängen zwischen Arbeitsressourcen und -anforderungen und dem Arbeitsengagement [z.B. 8,26] war ein mittlerer bis großer gemeinsamer Effekt der untersuchten Prädiktoren auf das Arbeitsengagement denkbar, aber auch ein Auftreten eines nur kleineren bis mittleren gemeinsamen Effekts schien möglich. Vor diesem Hintergrund wurde für die Poweranalyse angelehnt an die  $f^2$ -Konventionen eine zu erwartende Effektstärke von mindestens  $f^2 = 0,06$  festgesetzt. Bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von  $\alpha = 0,05$ , einer Effektstärke von  $f^2 = 0,06$  und einer angestrebten Power von  $1 - \beta = 0,80$  wies die a priori Poweranalyse für die in der Hauptanalyse geplante multiple lineare Regression mit 22 Prädiktoren eine benötigte Gesamtstichprobengröße von 380 Teilnehmenden aus.

## Statistische Methoden

Alle Analysen wurden mit IBM SPSS Statistics 27 durchgeführt. Zunächst wurden die Teilnehmenden beschrieben. Anschließend wurden Mittelwerte, Standardabweichungen, Pearson-Korrelationen und Cronbach's Alphas der Untersuchungsvariablen berechnet. Die Relevanz von Schlüsselressourcen und -anforderungen für das Arbeitsengagement wurde sodann mit einer multiplen linearen Regressionsanalyse untersucht.

Um die Teilnahmebereitschaft zu erhöhen, wurde auf forced-choice-Fragen verzichtet, woraus fehlende Variablenwerte resultierten. Ihr Prozentsatz reichte von ca. 0 für einige Basisvariablen bis zu 16% für Daten zum Arbeitsengagement, und 83% der in der Stichprobe vorhandenen Pflegenden wären bei listenweisem Ausschluss von Fällen für die Regression verfügbar gewesen. Der Little-Test zeigte, dass der Zusammenhang zwischen fehlenden und gemessenen Werten aller Modellvariablen als rein zufällig

(MCAR) zu betrachten war. Unter diesen Bedingungen wäre ein listenweiser Ausschluss von Fällen ein denkbare Vorgehen zur Handhabung fehlender Werte gewesen, das unverzerrte Schätzer u.a. der Regressionskoeffizienten ergeben hätte, d.h. es wäre kein Parameterbias entstanden [41]. Allerdings führt ein listenweiser Ausschluss von Fällen generell zu Standardfehlern, die zwar für die reduzierte Teilmenge der vollständigen Fälle korrekt, für den gesamten Datensatz jedoch zu groß sind, und die damit Fehler bei Hypothesentests verursachen können („inferential error“, [41,42]). Fehlende Werte wurden daher mit Multipler Imputation (MI) behandelt, die als zu bevorzugendes Verfahren gilt, da sie sowohl unverzerrte Parameterschätzungen als auch korrekte Standardfehler, auf denen Hypothesentests basieren, ermöglicht [41–43]. Des Weiteren wurde die MI auch aus forschungsethischen Gründen einem listenweisen Fallausschluss vorgezogen, da bei letzterem Daten verworfen werden, deren Bereitstellung Teilnehmende wertvolle Zeit gekostet hat [42].

Bei der MI wurden alle Variablen des zu schätzenden Regressionsmodells einbezogen. Mit SPSS wurden 20 imputierte Datensätze erzeugt und die für jeden Datensatz durchgeführten Regressionen wurden zu einem gepoolten Gesamtergebnis zusammengeführt. Zusätzlich zu den von SPSS gepoolten Statistiken wurden standardisierte Regressionskoeffizienten gemäß van Ginkel [44] ermittelt, indem eine zusätzliche Regression für die standardisierten Variablen durchgeführt und die standardisierten Regressionskoeffizienten gemäß Rubins Regeln kombiniert wurden ( $\beta_{sp}$ ). Des Weiteren wurde  $R^2$  gepoolt ( $\overline{R^2}$ ), indem die  $R^2$  der imputierten Datensätze gemittelt wurden [45]. Schließlich wurde, um  $R^2$  des gepoolten Modells auf Signifikanz testen zu können, als Teststatistik  $F_{Ru}$  [45] mit Hilfe des Makros von van Ginkel [46] berechnet. Da sich imputierte und beobachtete Variablenwerte glichen und die Ergebnisse der Regression bei listenweisem Fallausschluss denen bei MI ähnelten, werden im Ergebnisteil die Resultate mit MI dargestellt.

Vor der Hauptanalyse wurden zudem die Annahmen der Regression anhand der Daten vor und nach MI überprüft. Die Kollinearitätsdiagnose wies dabei auf eine enge Abhängigkeit der Variablen *Unterstützung durch Vorgesetzte* und *transformationale Führung* hin. In einer explorativen Faktorenanalyse mit den Items dieser Konstrukte bestätigte sich eine eindimensionale Struktur. Um die Multikollinearität zu verringern, wurden die beiden Variablen daher zu *transformational-unterstützender Führung* gebündelt. Da der höchste Varianzinflationsfaktor danach mit 2,25 unter dem Schwellenwert von 10 lag, stellte Multikollinearität kein Problem mehr dar. Die Linearität zwischen der abhängigen und den unabhängigen Variablen wurde mit Partial-Residual-Plots überprüft. Sie zeigten nur kleine Abweichungen von linearen Beziehungen, insofern war die Linearitätsannahme angemessen. Die Inspektion von Histogrammen und P-P-Plots zeigte keine Hinweise auf eine Verletzung der Normalverteilungsannahme der Störgrößen. Der Breusch-Pagan Test ( $\chi^2(1) = 11,04$ ,  $p < 0,01$ ) wies auf Heteroskedastizität hin. Daher wurde mit der Analyse des Regressionsmodells fortgefahren und der Empfehlung von Hayes und Cai [47] gefolgt, HC3 als Schätzer für robuste Standardfehler in der Regression zu verwenden, um Heteroskedastizität zu berücksichtigen. Dabei wurden alle Untersuchungsvariablen (*Schlüsselressourcen*: Autonomie, professionelle Ressourcen, zwischenmenschliche Beziehungen, faires und authentisches Management, transformational-unterstützende Führung; *Schlüsselanforderungen*: Arbeitsüberlastung, Work-Life-Interferenzen, Mangel an formalen Belohnungen; *Kontrollvariablen*: Geschlecht, Altersgruppe, Ausbildungsgrad, Einrichtungstyp, Betreuung von COVID-Erkrankten) gleichzeitig in das Modell eingefügt. Die kategorialen Kontrollvariablen wurden, um diese in der Regressionsanalyse als unabhängige Variablen berücksichtigen zu können, vorgängig in Dummy-Variablen (1 = Ausprägung

**Tabelle 1**  
Struktur der Stichprobe.

	%	n
<i>Geschlecht</i>		
weiblich	83,1	853
männlich	16,8	173
fehlend	0,1	1
<i>Alter (in Jahren)</i>		
< 20	2,4	25
20–25	29,3	301
26–35	37,4	384
36–55	26,1	268
> 55	4,1	42
fehlend	0,7	7
<i>Ausbildungsgrad*</i>		
Pflegefachpersonen (ohne oder mit Fachweiterbildung)	72,0	740
Pflegerischer Studienabschluss	7,8	80
Pflege(fach)helfende	2,2	22
Studierende primärqualifizierender Pflege-Studiengang	8,4	86
Auszubildende	9,6	99
<i>Einsatzort</i>		
Krankenhaus	76,7	788
Altenpflegeeinrichtung	13,3	137
Ambulante Pflege	8,1	83
Sonstiges	1,9	19
<i>Betreuung von COVID-19-Patientinnen und -Patienten</i>		
Ja	49,6	509
Nein	50,4	518

N = 1027; Daten vor Multipler Imputation.

\* Einordnung gemäß des höchsten erworbenen Ausbildungsgrads bzw. als gegenwärtig Auszubildende oder primärqualifizierend Studierende.

liegt vor, 0 = Ausprägung liegt nicht vor) umkodiert. Dabei wurden jeweils zu einer Variablen mit j Kategorien j-1 Dummy-Variablen erzeugt.

Um in der multiplen linearen Regressionsanalyse nicht nur den gemeinsamen Effekt der untersuchten Schlüsselressourcen und -anforderungen auf das Arbeitsengagement (ausgedrückt durch Cohen's  $f^2$ ) sondern auch jeweils die Effekte der einzelnen Schlüsselressourcen und -anforderungen einordnen zu können, wurden die standardisierten Regressionskoeffizienten als Effektgrößenindex verwendet [48]. Standardisierte Regressionskoeffizienten geben an, um wie viele Standardabweichungen sich die abhängige Variable ändert, wenn sich die unabhängige Variable um eine Standardabweichung erhöht und alle anderen Variablen konstant bleiben. Standardisierte Regressionskoeffizienten, die betragsmäßig  $< 0,2$  sind, können als kleine Effekte, Koeffizienten zwischen 0,2 und 0,5 als moderate Effekte, und Koeffizienten  $> 0,5$  als starke Effekte angesehen werden [49].

## Ergebnisse

### Teilnehmende

Der Online-Fragebogen wurde 2631-mal aufgerufen, davon haben 1301 Personen an der Befragung teilgenommen. Datensätze wurden nicht berücksichtigt, wenn sie ausschließlich fehlende Werte beinhalteten. Außerdem wurden Personen ausgeschlossen, die nicht den oben genannten Einschlusskriterien entsprachen. Der so bereinigte verbleibende Datensatz umfasste N = 1027 Fälle. Die Stichprobenstruktur kann der Tabelle 1 entnommen werden.

Ein Vergleich mit Daten der Bundesagentur für Arbeit sowie der Pflegestatistik [50] und der Krankenhausstatistik [51] des Statistischen Bundesamts zeigte, dass die Verteilung des Strukturmerkmals Geschlecht in der Stichprobe in hohem Maße der

Verteilung in der Grundgesamtheit entsprach. Im Hinblick auf die Strukturmerkmale Alter, Ausbildungsgrad und Einsatzort zeigten sich an einigen Stellen Abweichungen der Stichprobenstruktur von der Grundgesamtheit der Pflegenden, indem jüngere, (angehend) akademisierte, und in Kliniken tätige Pflegenden überrepräsentiert waren. Zur Verteilung des Merkmals „Betreuung von COVID-19-Erkrankten“ in der Grundgesamtheit der Pflegenden lagen zum Zeitpunkt der Durchführung der Studie keine verlässlichen Kenntnisse vor, so dass hier keine Einordnung vorgenommen werden konnte. Um möglichen Verzerrungen aufgrund von Abweichungen von Stichprobenstruktur und Grundgesamtheit zu begegnen, wurde in der Hauptanalyse der Zusammenhänge für alle genannten Merkmale kontrolliert.

### Deskriptive Daten

**Tabelle 2** gibt entsprechend einschlägiger Empfehlungen [52,53] die Mittelwerte, Standardabweichungen, die vollständige Korrelationsmatrix und die Cronbach's Alphas aller Untersuchungsvariablen wieder. Die Cronbach's Alphas aller Mehr-Item-Skalen liegen im Bereich zwischen 0,64 und 0,96 und überschreiten damit die Schwellenwerte von 0,6 bis 0,7, die allgemein als erforderliches Minimum angesehen werden, was auf eine hinreichende Reliabilität hinweist.

### Ergebnisdaten: Zusammenhänge

Im Einklang mit der job demands-resources theory zeigten sich zwischen allen Schlüsselressourcen und dem Arbeitsengagement statistisch signifikante positive Korrelationen (siehe **Tabelle 2**), wobei die Korrelationskoeffizienten ( $r = 0,315$  bis  $0,445$ ,  $p < 0,01$ ) auf moderate Zusammenhänge zwischen den Variablen hinwiesen. Theoriekonform ergaben sich außerdem signifikante negative Korrelationen ( $r = -0,526$  bis  $-0,130$ ,  $p < 0,01$ ) zwischen allen Schlüsselanforderungen und dem Arbeitsengagement.

Die gepoolten Ergebnisse der multiplen linearen Regression nach MI mit Arbeitsengagement als abhängiger Variable sind in **Tabelle 3** dargestellt. Die Variablen erklärten einen wesentlichen Anteil der Varianz des Arbeitsengagements der Pflegenden während der COVID-19-Pandemie ( $R^2 = 0,358$ ,  $F_{Ru}(21,957) = 22,91$ ,  $p < 0,001$ ). Dies entspricht nach den Konventionen von Cohen [40] einem großen gemeinsamen Effekt der untersuchten Prädiktoren auf das Arbeitsengagement ( $f^2 = 0,56$ ).

Basierend auf der job demands-resources theory und den Ergebnissen von Broetje et al. [25] waren positive Zusammenhänge zwischen den pflegeberufsspezifischen Schlüsselressourcen und dem Arbeitsengagement der Pflegenden zu erwarten. Der Regressionskoeffizient zeigte, dass die Autonomie, wie angenommen, signifikant und positiv mit dem Arbeitsengagement assoziiert war ( $\beta_{SP} = 0,072$ ,  $t = 2,33$ ,  $p < 0,05$ ). Auch zwischen dem Vorhandensein professioneller Ressourcen und dem Arbeitsengagement fand sich ein statistisch signifikanter positiver Zusammenhang ( $\beta_{SP} = 0,204$ ,  $t = 5,00$ ,  $p < 0,001$ ). Mit Blick auf die Bedeutung zwischenmenschlicher Beziehungen zeigte der Regressionskoeffizient ebenfalls, dass diese signifikant und positiv mit dem Arbeitsengagement Pflegender während der COVID-19-Pandemie assoziiert waren ( $\beta_{SP} = 0,178$ ,  $t = 5,68$ ,  $p < 0,001$ ). Entgegen den Erwartungen ließen die Resultate jedoch keinen signifikanten Zusammenhang zwischen einem fairen und authentischen Management und dem Arbeitsengagement der Pflegenden erkennen ( $\beta_{SP} = 0,018$ ,  $t = 0,44$ ,  $p = 0,66$ ). Auch eine transformational-unterstützende Führung stand in keinem Zusammenhang mit dem Arbeitsengagement ( $\beta_{SP} = 0,018$ ,  $t = 0,48$ ,  $p = 0,63$ ). Insgesamt werden die vermuteten Zusammenhänge zwischen den Schlüsselressourcen und dem Arbeitsengagement der Pflegenden während der zweiten Welle

der COVID-19-Pandemie somit durch die Studiendaten teilweise gestützt.

Im Hinblick auf die pflegeberufsspezifischen Schlüsselanforderungen waren aus Theorieperspektive negative Assoziationen mit dem Arbeitsengagement zu erwarten. Dieser erwartete Zusammenhang bestätigte sich für einen Mangel an formalen Belohnungen. Ein größerer Mangel war mit einem signifikant niedrigeren Arbeitsengagement assoziiert ( $\beta_{SP} = -0,312$ ,  $t = -9,02$ ,  $p < 0,001$ ). Work-Life-Interferenzen stellten dagegen während der zweiten Pandemiewelle keinen signifikanten Prädiktor für das Arbeitsengagement dar ( $\beta_{SP} = -0,033$ ,  $t = -1,01$ ,  $p = 0,31$ ). Bemerkenswert ist schließlich, dass sich für die erfasste Pandemiephase zwischen der wahrgenommenen Arbeitsüberlastung und dem Arbeitsengagement ein signifikant positiver Zusammenhang ergab ( $\beta_{SP} = 0,063$ ,  $t = 2,00$ ,  $p < 0,05$ ).

### Diskussion

#### Theoretische Implikationen

Ziel war es, aufzuzeigen, welche Bedeutung die pflegeberufsspezifischen Schlüsselressourcen und -anforderungen für das Arbeitsengagement während der COVID-19-Pandemie haben. Die Analyse legte als erstes nahe, dass die von Broetje et al. [25] identifizierten Schlüsselressourcen und -anforderungen insgesamt einen erheblichen Einfluss auf das Arbeitsengagement der Pflegenden unter Pandemiebedingungen haben. Die untersuchten Faktoren vermochten gemeinsam 36% der Varianz des Arbeitsengagements aufzuklären, was gesamthaft einer starken Effektgröße ( $f^2 = 0,56$ ) entspricht. Damit ist das Modell deutlich erklärungssträchtiger als die Analyse von Wildgruber et al. [5], die für die erste Welle der Pandemie mit Hilfe des Stresserlebens und der gesundheitsbedingten Sorgen 6% der Varianz des Arbeitsengagements erklären konnten und aufgrund dessen die Berücksichtigung weiterer Einflussfaktoren auf das Arbeitsengagement angemahnt hatten. Die Ergebnisse der vorliegenden Studie untermauern damit auch, dass die job demands-resources theory geeignet ist, das Arbeitsengagement auch in Krisenzeiten zu erklären.

Des Weiteren wurde deutlich, dass, zumindest mit Blick auf das Arbeitsengagement als zu erklärende Größe, während der Pandemie nicht allen von Broetje et al. [25] herausgearbeiteten Schlüsselressourcen und -anforderungen ein Schlüsselstatus zuzukommen scheint. Es zeigte sich, dass in der Pandemie mit guten zwischenmenschlichen Beziehungen am Arbeitsplatz einerseits und professionellen Ressourcen und Autonomie andererseits sowohl soziale als auch arbeitsbezogene Ressourcen relevant sind. Damit bestätigten sich für die zweite Welle der Pandemie Befunde internationaler Untersuchungen, die für die Frühphase positive Auswirkungen von Autonomie [20] und professionellen Ressourcen [4] auf das Arbeitsengagement Pflegender konstatierten. Anders als bei Kim et al. [2] während der ersten Pandemiewelle fanden sich in der vorliegenden Studie zudem auch positive Effekte zwischenmenschlicher Beziehungen auf das Arbeitsengagement. Bezugnehmend auf die standardisierten Regressionskoeffizienten zeigte die vorliegende Studie weiterhin, dass den professionellen Ressourcen in der zweiten Welle der Pandemie eine größere relative Bedeutung für das Arbeitsengagement zukam als den zwischenmenschlichen Beziehungen und der Autonomie. Die professionellen Ressourcen entfalteten moderate, zwischenmenschliche Beziehungen und Autonomie jeweils kleine Effekte.

Beachtenswert sind ebenfalls die Ergebnisse zur Bedeutung von Management und Führung. Die Analyse hat nahegelegt, dass während der Pandemie weder ein fair-authentisches Management noch eine transformational-unterstützende Führung positive Effekte auf das Arbeitsengagement entfalten. Möglicherweise sind unter

**Tabelle 2**

Mittelwerte, Standardabweichungen, Pearson-Korrelationen und Cronbach's Alphas der Untersuchungsvariablen.

Variable	Items	MW	SD	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
1 Autonomie	4	2,89	0,80	<i>0,697</i>																							
2 Professionelle Ressourcen	8	3,32	0,61	0,456	<i>0,819</i>																						
3 Zwischenmen. Beziehungen	4	4,12	0,60	0,200	0,286	<i>0,833</i>																					
4 Faires, authent. Management	4	3,29	0,66	0,348	0,633	0,265	<i>0,761</i>																				
5 Unterstützung d. Vorgesetzte	6	3,23	0,86	0,373	0,558	0,284	0,532	<i>0,898</i>																			
6 Transformationale Führung	7	3,13	0,99	0,347	0,488	0,260	0,477	0,845	<i>0,939</i>																		
7 Transformational-unter. Führung	13	3,18	0,90	0,371	0,538	0,280	0,518	0,946	0,972	<i>0,955</i>																	
8 Arbeitsüberlastung	3	3,58	0,69	-0,254	-0,338	-0,086	-0,265	-0,216	-0,159	-0,191	<i>0,691</i>																
9 Work-Life-Interferenzen	6	2,96	0,83	-0,311	-0,441	-0,177	-0,380	-0,332	-0,278	-0,311	0,428	<i>0,817</i>															
10 Mangelnde form. Belohnungen	3	2,88	0,78	-0,417	-0,477	-0,263	-0,457	-0,522	-0,469	-0,509	0,201	0,430	<i>0,643</i>														
11 Geschlecht <sup>a</sup>	1	0,83	0,37	-0,089	-0,037	-0,035	0,056	-0,060	-0,035	-0,046	0,017	0,021	0,007	-													
12 Alter <20 <sup>a</sup>	1	0,02	0,15	-0,029	-0,017	-0,033	0,034	0,004	0,024	0,015	-0,073	-0,042	-0,069	0,038	-												
13 Alter 26-35 <sup>a</sup>	1	0,38	0,48	-0,046	-0,034	0,015	-0,089	-0,068	-0,101	-0,090	0,025	0,004	0,114	0,012	-0,123	-											
14 Alter 36-55 <sup>a</sup>	1	0,26	0,44	0,113	0,035	0,000	-0,024	-0,003	-0,016	-0,011	0,021	0,008	0,019	-0,075	-0,095	-0,464	-										
15 Alter >55 <sup>a</sup>	1	0,04	0,20	0,060	0,052	0,020	-0,004	0,021	0,034	0,028	-0,017	-0,044	-0,058	-0,038	-0,033	-0,161	-0,124	-									
16 Pfleger. Studienabschluss <sup>a</sup>	1	0,08	0,27	0,078	-0,024	0,019	0,021	-0,002	0,008	0,007	0,017	-0,052	0,002	-0,015	-0,022	0,116	-0,031	-0,023	-								
17 Pflege(fach)helfende <sup>a</sup>	1	0,02	0,14	0,015	0,027	0,007	0,048	0,017	-0,011	0,001	0,021	0,008	-0,020	-0,023	0,020	-0,046	0,049	0,003	-0,043	-							
18 Studierende Pflege <sup>a</sup>	1	0,08	0,28	-0,013	-0,059	-0,033	0,047	-0,011	0,003	-0,004	0,033	0,048	-0,007	0,052	0,066	-0,119	-0,125	-0,063	-0,088	-0,045	-						
19 Auszubildende <sup>a</sup>	1	0,10	0,30	-0,107	-0,020	-0,019	0,080	0,033	0,075	0,059	-0,160	-0,059	-0,131	0,006	0,316	-0,169	-0,087	-0,067	-0,095	-0,048	-0,099	-					
20 Altenpflegeeinrichtung <sup>a</sup>	1	0,13	0,34	0,046	0,032	-0,035	0,009	-0,068	-0,076	-0,076	0,079	0,017	-0,023	-0,045	0,106	-0,053	0,023	0,050	-0,071	0,199	-0,067	0,241	-				
21 Ambulante Pflege <sup>a</sup>	1	0,08	0,27	0,180	0,203	0,047	0,223	0,182	0,147	0,169	-0,225	-0,181	-0,120	-0,010	-0,001	-0,002	0,067	-0,026	0,034	0,080	-0,064	0,061	-0,116	-			
22 Sonstiges <sup>a</sup>	1	0,02	0,13	-0,011	-0,019	-0,028	-0,031	0,013	-0,018	-0,006	-0,073	-0,008	0,020	0,023	0,025	0,073	-0,016	-0,029	-0,013	0,030	-0,042	0,004	-0,054	-0,041	-		
23 Betreuung COVID-Erkrankte <sup>a</sup>	1	0,50	0,50	-0,129	-0,152	0,035	-0,126	-0,118	-0,073	-0,094	0,248	0,174	0,109	-0,049	-0,030	0,101	-0,012	-0,047	-0,012	-0,039	-0,047	-0,132	-0,068	-0,180	-0,122	-	
24 Arbeitsengagement	9	4,41	1,12	0,315	0,445	0,331	0,375	0,346	0,364	0,367	-0,130	-0,289	-0,526	0,025	0,077	-0,063	-0,042	0,053	-0,004	0,020	0,028	0,144	0,028	0,042	-0,060	-0,078	<i>0,928</i>

N = 855-1027; Daten vor Multipler Imputation; MW = Mittelwert, SD = Standardabweichung.

<sup>a</sup> dummy-kodiert, 1 = Ausprägung liegt vor, 0 = Ausprägung liegt nicht vor; in der Korrelationsmatrix sind Pearson-Korrelationskoeffizienten angeführt, Spezialfall punkt-biseriale Korrelation für Zusammenhänge zwischen intervallskalierten Variablen und dichotomen Dummy-Variablen, Spezialfall Phi-Koeffizient für Zusammenhänge zwischen zwei dichotomen Dummy-Variablen; alle  $|r| > 0,062$  sind auf dem Niveau von 0,05 signifikant, alle  $|r| > 0,086$  sind auf dem Niveau von 0,01 signifikant; Cronbach's Alphas für Mehr-Item-Skalen sind in der Korrelationsmatrix in der Diagonale kursiv dargestellt.



**Tabelle 3**  
Gepoolte Ergebnisse der Regressionsanalyse mit Multipler Imputation.

	Arbeitsengagement				
	B	SE(HC3)	$\tilde{\beta}_{SP}$	t	p
<i>Unabhängige Variablen</i>					
Autonomie	0,099	0,042	0,072	2,326	0,020
Professionelle Ressourcen	0,365	0,073	0,204	4,995	0,000
Zwischenmenschliche Beziehungen	0,325	0,057	0,178	5,676	0,000
Faires, authentisches Management	0,030	0,069	0,018	0,438	0,662
Transformational-unterstützende F.	0,022	0,046	0,018	0,479	0,632
Arbeitsüberlastung	0,101	0,051	0,063	1,995	0,046
Work-Life-Interferenzen	-0,045	0,045	-0,033	-1,009	0,313
Mangel an formalen Belohnungen	-0,444	0,049	-0,312	-9,024	0,000
<i>Kontrollvariablen</i>					
Geschlecht <sup>a</sup>	0,113	0,077	0,039	1,474	0,141
Alter < 20 <sup>b</sup>	0,143	0,216	0,022	0,662	0,509
Alter 26–35 <sup>b</sup>	0,021	0,076	0,009	0,274	0,785
Alter 36–55 <sup>b</sup>	-0,040	0,080	-0,016	-0,497	0,620
Alter > 55 <sup>b</sup>	0,093	0,154	0,017	0,602	0,547
Pflegerischer Studienabschluss <sup>c</sup>	0,194	0,217	0,026	0,893	0,372
Pflege(fach)helfende <sup>c</sup>	0,467	0,119	0,128	3,922	0,000
Studierende Pflege <sup>c</sup>	0,017	0,099	0,004	0,175	0,861
Auszubildende <sup>c</sup>	0,176	0,107	0,045	1,643	0,100
Altenpflegeeinrichtung <sup>d</sup>	-0,078	0,100	-0,025	-0,782	0,435
Ambulante Pflege <sup>d</sup>	-0,278	0,130	-0,070	-2,133	0,033
Sonstiges <sup>d</sup>	-0,356	0,233	-0,045	-1,529	0,127
Betreuung COVID-19-Erkrankte <sup>e</sup>	-0,020	0,062	-0,009	-0,316	0,752
<i>Gepoolte Statistiken für das Modell</i>					
$\overline{R^2}$			0,358		
F <sub>Ru</sub>			22,912		
p			< 0,001		

N = 1027; B = nicht standardisierte Regressionskoeffizienten, SE(HC3) = robuste Standardfehler,  $\tilde{\beta}_{SP}$  = standardisierte Regressionskoeffizienten (Standardisierung vor Pooling gemäß van Ginkel [44]), t = t-Wert,  $\overline{R^2}$  = gepooltes  $R^2$  gemäß van Ginkel [45], F<sub>Ru</sub> = F-Teststatistik um  $R^2$  des gepoolten Modells auf Signifikanz testen zu können [45], p = Signifikanz der Koeffizienten / des Modells.

- <sup>a</sup> Dummy-kodiert, 1 = weiblich.
- <sup>b</sup> Dummy-kodiert, Vergleichskategorie Alter 20–25 Jahre.
- <sup>c</sup> Dummy-kodiert, Vergleichskategorie Pflegefachpersonen.
- <sup>d</sup> Dummy-kodiert, Vergleichskategorie Einsatzort Krankenhaus.
- <sup>e</sup> Dummy-kodiert, 1 = ja.

Krisenbedingungen andere Führungsaspekte von Bedeutung. Dieser Befund stützt die Einschätzung von Obrien et al. [54], dass weiterer Forschungsbedarf besteht, um die Evidenzlücke zu schließen, wie während einer Pandemie eine ideale Führung aussehen kann. Auch wenn dies nicht Fokus der vorliegenden Studie war, ergeben sich aus ihren Ergebnissen doch diesbezüglich Anknüpfungspunkte, auf die in den „Praktischen Implikationen“ eingegangen wird.

Anforderungsseitig kristallisierte sich mit Blick auf den standardisierten Regressionskoeffizienten ein moderater negativer Effekt unzureichender formaler Belohnungen auf das Arbeitsengagement heraus. Im Einklang mit Broetje et al. [25] erwies sich dieser Effekt jedoch als im Vergleich zu den anderen untersuchten Anforderungen und Ressourcen relativ groß. Mögliche Störungen des Privatlebens durch die berufliche Tätigkeit wirkten sich hingegen entgegen der Erwartungen in der zweiten Pandemiewelle nicht engagementmindernd, sondern den Studienergebnissen zufolge gar nicht auf das Arbeitsengagement aus. Ursächlich dafür könnte ein hoher „sense of duty“ [55] der Pflegenden während der Pandemie sein, der auch mit der Bereitschaft einhergeht, persönliche Nachteile in Kauf zu nehmen. In dieser Hinsicht sind jedoch weitere Untersuchungen angezeigt. Beachtenswert ist zudem, dass sich die wahrgenommene Arbeitsbelastung während der zweiten Welle der COVID-19-Pandemie nicht nachteilig auf das Arbeitsengagement auswirkt, sondern dieses sogar erhöht, wenn auch mit Blick auf den standardisierten Regressionskoeffizienten in einem nur geringen Ausmaß. Dieser Befund steht im Kontrast zu Untersuchungen, die unter Normalbedingungen hohe Arbeitsbelastungen

als hinderlich für das Arbeitsengagement Pflegender ausweisen [56], bestätigt jedoch den von Wu et al. [22] für die erste Phase der Pandemie gefundenen positiven Zusammenhang von Arbeitsbelastung und Arbeitsengagement auch für die zweite Welle. Offenbar erleben die Pflegenden die hohe Arbeitsbelastung zumindest unter den akuten Pandemiebedingungen weiterhin überwiegend als positiv herausfordernd, d.h. als „challenge demand“ und nicht als „hindrance demand“ [11]. Ob dies nachhaltig sein kann, erscheint jedoch fraglich, so dass die Relationen zwischen Arbeitsbelastung und Engagement, einschließlich möglicher vermittelnder oder moderierender Variablen, über einen längeren Zeitraum hinweg untersucht werden sollten.

### Praktische Implikationen

Die vorliegende Studie liefert angesichts der hohen Bedeutung des Arbeitsengagements der Pflegenden auch Hinweise für die Praxis des Pflegemanagements und einen pandemiespezifischen Führungsansatz. Die Stärke des Zusammenhangs zwischen den verschiedenen Schlüsselressourcen und -anforderungen und dem Arbeitsengagement variiert, wie die standardisierten Regressionskoeffizienten gezeigt haben. Dies legt nahe, dass Pflegemanagerinnen und -manager Verbesserungen bei Ressourcen und Anforderungen in der in der vorliegenden Untersuchung festgestellten Reihenfolge ihrer Bedeutung für das Arbeitsengagement priorisieren könnten.

Anknüpfend daran wäre eine erste mögliche Empfehlung, gerade auch unter Pandemiebedingungen einer Situation

unzureichender formaler Belohnungen aktiv und beherzt gegenzusteuern. Das könnte, neben dem Aufzeigen langfristiger beruflicher Entwicklungsperspektiven, eine faire Vergütung im Einklang mit Ausbildungs- und Erfahrungsniveaus, Verantwortlichkeiten sowie pandemiespezifischen Belastungen beinhalten. Ansatzpunkte dafür wären z.B. kompetenzbasierte Vergütungssysteme [57] oder Belohnungen und Anreize in Form von pandemiespezifischen Zulagen oder Boni [58]. Die Verantwortlichen könnten dabei eng mit den Pflegenden zusammenarbeiten, um geeignete und nachhaltige Wege zur formalen Anerkennung von Anstrengungen zu finden.

Die Studienergebnisse legen zweitens nahe, dass es wichtig ist, hinreichende professionelle Ressourcen nachhaltig sicherzustellen. Im Sinne einer resilienten Führung wird damit die „preparedness“ der Pflegenden, auf pandemiespezifische Anforderungen effektiv reagieren zu können, gestärkt. Konkrete Ansatzpunkte sind die fortgesetzte Gewährleistung eines sicheren Arbeitsumfelds durch z.B. adäquate Schutzmaßnahmen und Arbeitsprozesse, aber auch eine konsistente und rechtzeitige Kommunikation beispielsweise zu Regelungen zur Patientinnen- und Patientenversorgung oder zu betriebsinternen Aktionsplänen [55,58].

Als drittstärkster Einflussfaktor auf das Arbeitsengagement während der Pandemie hatten sich die zwischenmenschlichen Beziehungen zwischen den Pflegenden herauskristallisiert. „Engaging leadership“ könnte diesbezüglich bedeuten, Gesprächsrunden zu schaffen, in denen Pflegende während der Pandemie ausreichend Zeit finden Erfahrungen und Sorgen zu besprechen, Ideen für das künftige Vorgehen zu erörtern, Luft abzulassen oder sich handlungsentlastet auszutauschen [59]. Es böte sich dabei an auch digitale Technologien (z.B. Onlineforen per Slack, COVID-19-bezogene „Town-Hall-Meetings“ per Zoom) einzusetzen [60], zumal es diese auch erlauben würden, Kolleginnen und Kollegen einzubeziehen, die sich in Quarantäne oder Isolation befinden.

Viertens könnte überlegt werden, welche Möglichkeiten bestehen, die Pflegenden während der Pandemie angemessen in ihrer Autonomie zu stärken. Hier ließe sich prüfen, inwiefern Pflegende Freiräume, pflegerische Entscheidungen zu treffen, wahrnehmen oder wahrnehmen können. Empfehlungen beinhalten u.a. die klare Definition erwarteten unabhängigen pflegerischen Handelns und ein Coaching der Pflegenden [61]. In dynamischen Pandemiesituationen könnten Pflegende auch durch ein „crowd-sourcing“ von Ideen bei anstehenden Entscheidungen stärker einbezogen werden. Lang et al. [60] weisen jedoch auch darauf hin, dass in der Pandemie die Sicherheit von Patientinnen und Patienten wie Mitarbeitenden davon abhängt, dass sich alle an Regeln halten und dass einmal getroffene Entscheidungen auch von allen umzusetzen sind.

Abschließend sei mit Blick auf die Zeit nach der COVID-19-Pandemie darauf hingewiesen, dass es zielführend erscheint, in allen Bereichen Entscheidungen so zu treffen, dass sie nicht nur pandemiegerecht, sondern nachhaltig tragfähig sind und damit verstetigt werden können.

### *Einschränkungen und künftige Forschung*

Diese Untersuchung weist bestimmte Limitationen auf. Erstens ermöglicht die Querschnittuntersuchung keine Rückschlüsse auf kausale Ursachen-Wirkungs-Beziehungen. Dennoch sind, basierend auf der etablierten theoretischen Argumentation, die implizierten Kausalitätsrichtungen wahrscheinlich. Zweitens liegt eine Limitation der Studie darin, dass zwischen Stichprobe und Grundgesamtheit hinsichtlich der Strukturmerkmale Alter, Ausbildungsgrad und Einsatzort der Pflegenden gewisse Abweichungen bestehen. Für mögliche Auswirkungen dieser Abweichungen wurde in der Hauptanalyse der Zusammenhänge kontrolliert. Eine dritte Limitation sind mögliche Selektionsbias. Da die Studie online

durchgeführt wurde, wurden technologieaffine Pflegende besser erreicht. Zudem besteht die Möglichkeit eines Bias zugunsten einer Teilnahme besonders engagierter Pflegender. Des Weiteren ist das Teilnahmeverhalten möglicherweise von der Arbeitsbelastung beeinflusst. Viertens sind Informationsbias möglich. Denkbar ist etwa, dass Pflegende mit hohem Arbeitsengagement sich besser an eine reichhaltige Ressourcenausstattung erinnern, während Teilnehmende mit geringerem Arbeitsengagement möglicherweise gründlicher über mögliche Arbeitsanforderungen nachgedacht haben. Fünftens können Mehrfachantworten nicht ausgeschlossen werden, da keine IP-Adressen gespeichert oder Zugangscode verwendet wurden. Sechstens könnte, obwohl Ansätze herangezogen wurden, die sich in der Forschung bewährt haben, die Messung der StudienvARIABLEN eine Einschränkung darstellen. In der Bezugnahme auf die subjektiven Selbsteinschätzungen der Pflegenden könnte eine potenzielle Limitation liegen. Aus forschungsökonomischen Gründen musste auf die Berücksichtigung von Nicht-Selbstbericht-Maßen (z.B. Vorgesetzten- / Peer-Ratings, objektive Maße) verzichtet werden. Daher könnten weitere Untersuchungen die Ergebnisse unter Einbeziehung von Nicht-Selbstbericht-Maßen validieren. Zudem wurden bei den herangezogenen COPSOQ-Skalen teilweise geringe Kürzungen vorgenommen. Es kann nicht ausgeschlossen werden, dass hierdurch die Messqualitäten eingeschränkt wurden. Eine weitere mögliche Limitation könnte in der großen realisierten Stichprobe liegen („large sample size problem“, [62]). Diese hat einerseits den Vorteil einer großen statistischen Power: Gemäß Post-Hoc-Power-Analyse ergab sich eine Teststärke von 0,76 um kleine Effekte zu erkennen ( $f^2 = 0,02$ ) und eine Teststärke von je fast 1,00 um mittlere ( $f^2 = 0,15$ ) bzw. große Effekte ( $f^2 = 0,35$ ) zu erkennen. Gleichwohl sind mit der erhöhten Power auch Herausforderungen bei der Dateninterpretation verbunden. Statistische Signifikanz wird oft kurzschlüssig als Ersatz für die Größe bzw. Relevanz eines Effekts herangezogen [63]. Diese Annahme wird mit größerer Stichprobe weniger zuverlässig, da abnehmende Effektgrößen statistisch signifikant werden [62]. Daher wurden in der vorliegenden Studie empfehlungsgemäß [64,65] auch die gefundenen Effektstärken berichtet und in die Ergebnisinterpretation einbezogen. Künftige Studien könnten das Problem großer Stichproben jedoch noch stärker adressieren. Möglich wäre es z.B. eine untere und obere Grenze für den Stichprobenumfang festzulegen [62] oder Effektgrößen, die für ausreichend groß befunden werden, bereits a priori klarer zu spezifizieren [66]. Aufgrund der Limitationen und der grundlegenden Pandemiedynamik stellen die vorgestellten Ergebnisse nur Hinweise dar, die in weiteren Untersuchungen überprüft und eingehender untersucht werden sollten. Über die Adressierung dieser Limitationen hinaus ergeben sich Anknüpfungsmöglichkeiten für weitere Studien. So könnte es sich lohnen, die Bedeutung persönlicher Ressourcen wie z.B. Resilienz für das Arbeitsengagement unter Pandemiebedingungen zu untersuchen. Ebenso könnte es wertvoll sein, mögliche Mediations- und Moderationseffekte (z.B. eine etwaige Moderation der Zusammenhänge durch eine Beteiligung bzw. Nicht-Beteiligung an der Versorgung von COVID-19-Erkrankten) zu untersuchen, um die betrachteten Zusammenhänge noch besser zu verstehen. Zudem greift die vorliegende Studie die Situation während der zweiten Pandemiewelle auf. Aufgrund der Pandemiedynamik kann dies nur eine Momentaufnahme sein, so dass weitere Untersuchungen, z.B. bezogen auf verschiedene Impffasen, interessant erscheinen.

### **Förderung**

Diese Forschung erhielt keine spezifischen Zuschüsse von öffentlichen, kommerziellen oder gemeinnützigen Förderinstitutionen.

## Interessenkonflikt

Die Autorinnen und der Autor erklären, dass kein Interessenkonflikt besteht.

## Autorenschaft

Christina E. Bartsch: Konzeption, Methodik, Untersuchung, formale Analyse, Manuskripterstellung, Manuskriptüberarbeitung, Projektmanagement. Lena Dürr: Konzeption, Methodik, Untersuchung, formale Analyse, Manuskripterstellung, Manuskriptüberarbeitung, Projektmanagement. Andrea Forster: Konzeption, Methodik, Untersuchung, formale Analyse, Manuskripterstellung, Manuskriptüberarbeitung, Projektmanagement. Clemens Koob: Konzeption, Methodik, formale Analyse, Manuskripterstellung, Manuskriptüberarbeitung, Projektmanagement, Beaufsichtigung.

## Literatur

- [1] WHO, Statement – COVID-19: taking stock and moving forward together, (2020). <https://www.euro.who.int/en/health-topics/health-emergencies/coronavirus-covid-19/statements/statement-covid-19-taking-stock-and-moving-forward-together>. (accessed December 17, 2020).
- [2] Kim Y-J, Lee S-Y, Cho J-H. A Study on the Job Retention Intention of Nurses Based on Social Support in the COVID-19 Situation. *Sustainability* 2020;12:7276. <http://dx.doi.org/10.3390/su12187276>.
- [3] Schwerdtle PN, Connell CJ, Lee S, Plummer V, Russo PL, Endacott R, Kuhn L. Nurse Expertise: A Critical Resource in the COVID-19 Pandemic Response. *Annals of Global Health* 2020;86:49. <http://dx.doi.org/10.5334/aogh.2898>.
- [4] Giménez-Espert Mdel C, Prado-Gascó V, Soto-Rubio A. Psychosocial Risks, Work Engagement, and Job Satisfaction of Nurses During COVID-19 Pandemic. *Front. Public Health* 2020;8. <http://dx.doi.org/10.3389/fpubh.2020.566896>.
- [5] Wildgruber D, Frey J, Seer M, Pinther K, Koob C, Reuschenbach B. Arbeitsengagement und Belastungsleben von Health Professionals in Zeiten der Corona-Pandemie. *Pflege* 2020;33:299–307. <http://dx.doi.org/10.1024/1012-5302/a000759>.
- [6] Schaufeli WB. Work engagement in Europe: Relations with national economy, governance and culture. *Organizational Dynamics* 2018;47:99–106. <http://dx.doi.org/10.1016/j.orgdyn.2018.01.003>.
- [7] Bakker AB. Job crafting among health care professionals: The role of work engagement. *Journal of Nursing Management* 2018;26:321–31. <http://dx.doi.org/10.1111/jonm.12551>.
- [8] Keyko K, Cummings GG, Yonge O, Wong CA. Work engagement in professional nursing practice: A systematic review. *International Journal of Nursing Studies* 2016;61:142–64. <http://dx.doi.org/10.1016/j.ijnurstu.2016.06.003>.
- [9] Bakker AB, Demerouti E. The Job Demands-Resources model: state of the art. *Journal of Managerial Psychology* 2007;22:309–28. <http://dx.doi.org/10.1108/02683940710733115>.
- [10] Bakker AB, Demerouti E. Job demands-resources theory: Taking stock and looking forward. *J Occup Health Psychol* 2017;22:273–85. <http://dx.doi.org/10.1037/ocp0000056>.
- [11] Bakker AB, Demerouti E, Sanz-Vergel AI. Burnout and Work Engagement: The JD-R Approach. *Annual Review of Organizational Psychology and Organizational Behavior* 2014;1:389–411. <http://dx.doi.org/10.1146/annurev-orgpsych-031413-091235>.
- [12] Greenberg N, Docherty M, Gnanapragasam S, Wessely S. Managing mental health challenges faced by healthcare workers during covid-19 pandemic. *BMJ* 2020;368:m1211. <http://dx.doi.org/10.1136/bmj.m1211>.
- [13] Kang L, Ma S, Chen M, Yang J, Wang Y, Li R, Yao L, Bai H, Cai Z, Xiang Yang B, Hu S, Zhang K, Wang G, Ma C, Liu Z. Impact on mental health and perceptions of psychological care among medical and nursing staff in Wuhan during the 2019 novel coronavirus disease outbreak: A cross-sectional study. *Brain Behav Immun* 2020;87:11–7. <http://dx.doi.org/10.1016/j.bbi.2020.03.028>.
- [14] Lai J, Ma S, Wang Y, Cai Z, Hu J, Wei N, Wu J, Du H, Chen T, Li R, Tan H, Kang L, Yao L, Huang M, Wang H, Wang G, Liu Z, Hu S. Factors Associated With Mental Health Outcomes Among Health Care Workers Exposed to Coronavirus Disease 2019. *JAMA Netw Open* 2020;3:e203976. <http://dx.doi.org/10.1001/jamanetworkopen.2020.3976>.
- [15] Petzold MB, Plag J, Ströhlle A. Umgang mit psychischer Belastung bei Gesundheitsfachkräften im Rahmen der Covid-19-Pandemie. *Nervenarzt* 2020;1–5. <http://dx.doi.org/10.1007/s00115-020-00905-0>.
- [16] Wu Y, Wang J, Luo C, Hu S, Lin X, Anderson AE, Bruera E, Yang X, Wei S, Qian Y. A Comparison of Burnout Frequency Among Oncology Physicians and Nurses Working on the Frontline and Usual Wards During the COVID-19 Epidemic in Wuhan, China. *J Pain Symptom Manage* 2020;60:e60–5. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jpainsymman.2020.04.008>.
- [17] Blanco-Donoso LM, Moreno-Jiménez J, Amutio A, Gallego-Alberto L, Moreno-Jiménez B, Garrosa E. Stressors, Job Resources, Fear of Contagion, and Secondary Traumatic Stress Among Nursing Home Workers in Face of the COVID-19: The Case of Spain. *J Appl Gerontol* 2020. <http://dx.doi.org/10.1177/0733464820964153>.
- [18] Zhao F, Ahmed F, Faraz NA. Caring for the caregiver during COVID-19 outbreak: Does inclusive leadership improve psychological safety and curb psychological distress? A cross-sectional study. *Int J Nurs Stud* 2020;110:103725. <http://dx.doi.org/10.1016/j.ijnurstu.2020.103725>.
- [19] Schulze S, Holmberg C. Bedeutung und Belastung von Pflegekräften während der Corona-Krise. *Public Health Forum* 2021;29:32–5. <http://dx.doi.org/10.1515/pubhef-2020-0114>.
- [20] Zhang H, Zhao Y, Zou P, Liu Y, Lin S, Ye Z, Tang L, Shao J, Chen D. The relationship between autonomy, optimism, work engagement and organisational citizenship behaviour among nurses fighting COVID-19 in Wuhan: a serial multiple mediation. *BMJ Open* 2020;10:e039711. <http://dx.doi.org/10.1136/bmjopen-2020-039711>.
- [21] Lyu H, Yao M, Zhang D, Liu X. The Relationship Among Organizational Identity, Psychological Resilience and Work Engagement of the First-Line Nurses in the Prevention and Control of COVID-19 Based on Structural Equation Model. *Risk Manag Healthc Policy* 2020;13:2379–86. <http://dx.doi.org/10.2147/RMHP.S254928>.
- [22] Wu J, Li H, Geng Z, Wang Y, Wang X, Zhang J. Subtypes of nurses' mental workload and interaction patterns with fatigue and work engagement during coronavirus disease 2019 (COVID-19) outbreak: A latent class analysis. *In Review* 2020. <http://dx.doi.org/10.21203/rs.3.rs-70155/v1>.
- [23] Lisi G, Ruii G, Lucidi F. Data report on work attitudes - Background paper 2012:EF1210:1–53. <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/62316/> (accessed June 10, 2021).
- [24] Flägel K, Galler B, Steinhäuser J, Götz K. The "National Aeronautics and Space Administration-Task Load Index" (NASA-TLX) – an instrument for measuring consultation workload within general practice: evaluation of psychometric properties. *ZEFQ* 2019;147:90–6. <http://dx.doi.org/10.1016/j.zefq.2019.10.003>.
- [25] Broetje S, Jenny GJ, Bauer GF. The Key Job Demands and Resources of Nursing Staff: An Integrative Review of Reviews. *Front. Psychol* 2020;11. <http://dx.doi.org/10.3389/fpsyg.2020.00084>.
- [26] García-Sierra R, Fernández-Castro J, Martínez-Zaragoza F. Work engagement in nursing: an integrative review of the literature. *J Nurs Manag* 2016;24:E101–11. <http://dx.doi.org/10.1111/jonm.12312>.
- [27] Leiner D. SoSci Survey (Version 3.2.30), n.d. <https://www.sosicisurvey.de>.
- [28] RKI, Coronavirus SARS-CoV-2-7-Tage-Inzidenzen nach Bundesländern und Kreisen (gemäß „Bundesnotbremse“) sowie Gesamtübersicht der pro Tag ans RKI übermittelten Fälle und Todesfälle, Stand: 15.6.2021, (n.d.). [https://www.rki.de/DE/Content/InfAZ/N/Neuartiges\\_Coronavirus/Daten/Fallzahlen\\_Kum\\_Tab.html](https://www.rki.de/DE/Content/InfAZ/N/Neuartiges_Coronavirus/Daten/Fallzahlen_Kum_Tab.html). (accessed June 15, 2021).
- [29] RKI, COVID-19-Fälle nach Meldewoche und Geschlecht sowie Anteile mit für COVID-19 relevanten Symptomen, Anteile Hospitalisierter und Verstorbener, (2020). [https://www.rki.de/DE/Content/InfAZ/N/Neuartiges\\_Coronavirus/Daten/Klinische\\_Aspekte.html](https://www.rki.de/DE/Content/InfAZ/N/Neuartiges_Coronavirus/Daten/Klinische_Aspekte.html). (accessed December 17, 2020).
- [30] DIVI, DIVI Intensivregister, (2020). <https://www.intensivregister.de/#/aktuelle-lage/zeitreihen>. (accessed December 17, 2020).
- [31] FFAW, Deutsche Standard-Version des COPSOQ (Copenhagen Psychosocial Questionnaire), (2020). <https://www.copsoq.de/assets/COPSOQ-3a-mit-Skalenzuordnung.230420.pdf>. (accessed December 17, 2020).
- [32] Nübling M, ed. Methoden zur Erfassung psychischer Belastungen: Erprobung eines Messinstrumentes (COPSOQ); [Abschlussbericht zum Projekt "Methoden zur Erfassung psychischer Belastungen - Erprobung eines Messinstrumentes (COPSOQ)" - Projekt F 1885], Wirtschaftsverl. NW, Verl. für Neue Wiss, Bremerhaven, 2005.
- [33] Burr H, Berthelsen H, Moncada S, Nübling M, Dupret E, Demiral Y, Oudyk J, Kristensen TS, Llorens C, Navarro A, Lincke H-J, Bocéréan C, Sahan C, Smith P, Pohrt A. The Third Version of the Copenhagen Psychosocial Questionnaire. *Safety and Health at Work* 2019;10:482–503. <http://dx.doi.org/10.1016/j.shaw.2019.10.002>.
- [34] Carless SA, Wearing AJ, Mann L. A Short Measure of Transformational Leadership. *Journal of Business and Psychology* 2000;14:389–405. <http://dx.doi.org/10.1023/A:1022991115523>.
- [35] Beaton DE, Bombardier C, Guillemin F, Ferraz MB. Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures. *Spine (Phila Pa 1976)* 2000;25:3186–91. <http://dx.doi.org/10.1097/00007632-200012150-00014>.
- [36] Schaufeli W, Bakker A. UWES UTRECHT WORK ENGAGEMENT SCALE Preliminary Manual [Version 1.1, December 2004]. [https://www.wilmarschaufeli.nl/publications/Schaufeli/Test%20Manuals/Test\\_manual\\_UWES\\_English.pdf](https://www.wilmarschaufeli.nl/publications/Schaufeli/Test%20Manuals/Test_manual_UWES_English.pdf).
- [37] Sautier LP, Scherwath A, Weis J, Sarkar S, Bosbach M, Schendel M, Ladehoff N, Koch U, Mehnert A. Erfassung von Arbeitsengagement bei Patienten mit hämatologischen Malignomen: Die psychometrischen Eigenschaften der deutschen Version der Utrecht Work Engagement Scale 9 (UWES-9). *Rehabilitation (Stuttg)* 2015;54:297–303. <http://dx.doi.org/10.1055/s-0035-1555912>.
- [38] Podsakoff PM, MacKenzie SB, Podsakoff NP. Sources of Method Bias in Social Science Research and Recommendations on How to Control It. *Annu. Rev. Psychol* 2012;63:539–69. <http://dx.doi.org/10.1146/annurev-psych-120710-100452>.
- [39] Faul F, Erdfelder E, Buchner A, Lang A-G. Statistical power analyses using GPower 3.1: Tests for correlation and regression analyses. *Behavior Research Methods* 2009;41:1149–60. <http://dx.doi.org/10.3758/BRM.41.4.1149>.

- [40] Cohen J. Statistical power analysis for the behavioral sciences. Hillsdale, N.J.: L. Erlbaum Associates; 1988.
- [41] van Buuren S. Flexible Imputation of Missing Data. Second Edition, Stef van Buuren. (2018). <https://stefvanbuuren.name/publication/2018-01-01.vanbuuren2018/>. (accessed December 26, 2020).
- [42] Newman DA. Missing Data: Five Practical Guidelines. *Organizational Research Methods* 2014;17:372–411, <http://dx.doi.org/10.1177/1094428114548590>.
- [43] Treiman DJ. Quantitative data analysis: doing social research to test ideas, Jossey-Bass. San Francisco 2009.
- [44] van Ginkel JR. Standardized Regression Coefficients and Newly Proposed Estimators for  $R^2$  in Multiply Imputed Data. *Psychometrika* 2020;85:185–205, <http://dx.doi.org/10.1007/s11336-020-09696-4>.
- [45] van Ginkel JR. Significance Tests and Estimates for  $R^2$  for Multiple Regression in Multiply Imputed Datasets: A Cautionary Note on Earlier Findings, and Alternative Solutions. *Multivariate Behavioral Research* 2019;54:514–29, <http://dx.doi.org/10.1080/00273171.2018.1540967>.
- [46] van Ginkel JR. MI-MUL2.SPS, 2010. <https://www.universiteitleiden.nl/en/staffmembers/joost-van-ginkel>. (accessed January 8, 2021).
- [47] Hayes AF, Cai L. Using heteroskedasticity-consistent standard error estimators in OLS regression: An introduction and software implementation. *Behavior Research Methods* 2007;39:709–22, <http://dx.doi.org/10.3758/BF03192961>.
- [48] Nieminen P, Lehtiniemi H, Vähäkangas K, Huusko A, Rautio A. Standardised regression coefficient as an effect size index in summarising the reported findings between quantitative exposure and response variables in epidemiological studies, *Epidemiology. Biostatistics and Public Health* 2013, <http://dx.doi.org/10.2427/8854>.
- [49] Acok AC. A gentle introduction to Stata, StataCorp, College Station, 2014.
- [50] Statistisches Bundesamt (Destatis), Pflegestatistik. Pflege im Rahmen der Pflegeversicherung - Deutschlandergebnisse - 2019, 2020. [https://www.destatis.de/DE/Themen/Gesellschaft-Umwelt/Gesundheit/Pflege/Publikationen/Downloads-Pflege/pflege-deutschlandergebnisse-5224001199004.pdf?\\_\\_blob=publicationFile](https://www.destatis.de/DE/Themen/Gesellschaft-Umwelt/Gesundheit/Pflege/Publikationen/Downloads-Pflege/pflege-deutschlandergebnisse-5224001199004.pdf?__blob=publicationFile). (accessed June 14, 2021).
- [51] Statistisches Bundesamt (Destatis), 2021, Gesundheit. Grunddaten der Krankenhäuser 2019, 2021. [https://www.destatis.de/DE/Themen/Gesellschaft-Umwelt/Gesundheit/Krankenhaeuser/Publikationen/Downloads-Krankenhaeuser/grunddaten-krankenhaeuser-2120611197004.pdf?\\_\\_blob=publicationFile](https://www.destatis.de/DE/Themen/Gesellschaft-Umwelt/Gesundheit/Krankenhaeuser/Publikationen/Downloads-Krankenhaeuser/grunddaten-krankenhaeuser-2120611197004.pdf?__blob=publicationFile). (accessed June 14, 2021).
- [52] Lang TA, Altman DG. Basic statistical reporting for articles published in Biomedical Journals: The "Statistical Analyses and Methods in the Published Literature" or the SAMPL Guidelines. *International Journal of Nursing Studies* 2015;52:5–9, <http://dx.doi.org/10.1016/j.ijnurstu.2014.09.006>.
- [53] Zientek LR, Thompson B. Matrix Summaries Improve Research Reports: Secondary Analyses Using Published Literature. *Educational Researcher* 2009;38:343–52, <http://dx.doi.org/10.3102/0013189X09339056>.
- [54] Obrien N, Flott K, Durkin M. COVID-19: leadership on the frontline is what matters when we support healthcare workers. *International Journal for Quality in Health Care* 2020, <http://dx.doi.org/10.1093/intqhc/mzaa153>.
- [55] Fernandez R, Lord H, Halcomb E, Moxham L, Middleton R, Alananzeh I, Ellwood L. Implications for COVID-19: A systematic review of nurses' experiences of working in acute care hospital settings during a respiratory pandemic. *International Journal of Nursing Studies* 2020;111:103637, <http://dx.doi.org/10.1016/j.ijnurstu.2020.103637>.
- [56] Bakker AB, Sanz-Vergel AI. Weekly work engagement and flourishing: The role of hindrance and challenge job demands. *Journal of Vocational Behavior* 2013;83:397–409, <http://dx.doi.org/10.1016/j.jvb.2013.06.008>.
- [57] Coomber B, Barriball KL. Impact of job satisfaction components on intent to leave and turnover for hospital-based nurses: a review of the research literature. *Int J Nurs Stud* 2007;44:297–314, <http://dx.doi.org/10.1016/j.ijnurstu.2006.02.004>.
- [58] Halcomb E, Williams A, Ashley C, McInnes S, Stephen C, Calma K, James S. The support needs of Australian primary health care nurses during the COVID-19 pandemic. *Journal of Nursing Management* 2020;28:1553–60, <http://dx.doi.org/10.1111/jonm.13108>.
- [59] Hofmeyer A, Taylor R, Kennedy K. Fostering compassion and reducing burnout: How can health system leaders respond in the Covid-19 pandemic and beyond? *Nurse Educ Today* 2020;94:104502, <http://dx.doi.org/10.1016/j.nedt.2020.104502>.
- [60] Lang E, Ovens H, Schull MJ, Rosenberg H, Snider C. Authentic emergency department leadership during a pandemic. *Canadian Journal of Emergency Medicine* 2020;22:400–3, <http://dx.doi.org/10.1017/cem.2020.360>.
- [61] Weston MJ. Defining Control Over Nursing Practice and Autonomy. *JONA: The Journal of Nursing Administration* 2008;38:404–8, <http://dx.doi.org/10.1097/01.NNA.0000323960.29544.e5>.
- [62] Armstrong RA. Is there a large sample size problem? *Ophthalmic and Physiological Optics* 2019;39:129–30, <http://dx.doi.org/10.1111/opo.12618>.
- [63] Wasserstein RL, Lazar NA. The ASA Statement on p-Values: Context, Process, and Purpose. *The American Statistician* 2016;70:129–33, <http://dx.doi.org/10.1080/00031305.2016.1154108>.
- [64] Betensky RA. The p-Value Requires Context, Not a Threshold. *The American Statistician* 2019;73:115–7, <http://dx.doi.org/10.1080/00031305.2018.1529624>.
- [65] Krueger JI, Heck PR. Putting the P-Value in its Place. *The American Statistician* 2019;73:122–8, <http://dx.doi.org/10.1080/00031305.2018.1470033>.
- [66] Wasserstein RL, Schirm AL, Lazar NA. Moving to a World Beyond "p < 0.05.". *The American Statistician* 2019;73:1–19, <http://dx.doi.org/10.1080/00031305.2019.1583913>.