

Am betrieblichen Arbeitsplatz tätig oder aber aufgrund von Corona im Homeoffice oder in Kurzarbeit?

Evidenz für hohe organisationale Identifikation als Puffer bezüglich des negativen Einflusses geringer Arbeitszufriedenheit auf die Arbeitsleistung

René Ziegler¹, Maike Klett^{2*} & Marie Kanzleiter^{1*}

¹ Universität Tübingen

² Universität Marburg

Zusammenfassung

Während der Corona-Pandemie untersuchten wir im Juni 2020 in einer Studie ($n = 169$ Berufstätige), inwieweit sich männliche und weibliche Beschäftigte im Homeoffice, in Kurzarbeit und am betrieblichen Arbeitsplatz hinsichtlich Arbeitszufriedenheit, organisationaler Identifikation, Intra- und Extrarollenleistung und der Bewertung der aktuellen beruflichen Situation angesichts der Corona-Pandemie unterscheiden. Es zeigten sich lediglich Unterschiede in der Bewertung der aktuellen beruflichen Situation, die von Frauen am Arbeitsplatz oder in Kurzarbeit als schwieriger bewertet wurde als von Frauen im Homeoffice, was auf Schließungen von Kitas, Kindergärten und Schulen zurückgeführt werden könnte. Zudem wurden die Rollen von Arbeitszufriedenheit und organisationaler Identifikation bei der Vorhersage der Arbeitsleistung untersucht. Es zeigte sich eine Interaktion von Arbeitszufriedenheit mit organisationaler Identifikation, die zusätzlich von der Arbeitssituation abhing. Demnach fungierte eine hohe organisationale Identifikation in Kurzarbeit als Puffer, so dass Beschäftigte trotz geringer Arbeitszufriedenheit eine hohe Intrarollenleistung zeigten. Im Homeoffice ging geringere Arbeitszufriedenheit hingegen ungeachtet der organisationalen Identifikation mit geringerer Intrarollenleistung einher.

Schlüsselwörter: Corona, Homeoffice, Kurzarbeit, Arbeitszufriedenheit, organisationale Identifikation, Arbeitsleistung

Working at the workplace or rather working from home or on short-time work due to Corona?

Evidence for high organisational identification as a buffer for the negative influence of low job satisfaction on performance

Abstract

In June 2020, during the Corona pandemic, we conducted a study ($n = 169$ employees) to investigate to what extent male and female employees in home office, short-time work, and at the regular work place differ regarding job satisfaction, organizational identification, intra- and extra-role performance, and the evaluation of their current professional situation against the backdrop of the current Corona pandemic. Only the evaluation of the current professional situation differed between the groups, with women at the work place or in short-time work rating their situation as more challenging compared to women in home office. This might be attributed to the closure of daycare centers, kindergartens and schools. Furthermore, we investigated the roles of job satisfaction and organizational identification for predicting job performance. Results revealed an interaction of job satisfaction with organizational identification, which additionally depended on the work

* geteilte Ko-Autorenschaft

situation. Thus, high organizational identification acted as a buffer during short-time work, so that employees with low job satisfaction still exhibited high intra-role performance. For employees in home office, however, lower job satisfaction was related to lower intra-role performance regardless of organizational identification.

Keywords: Corona, home office, short-time work, job satisfaction, organizational identification, work performance

Das Jahr 2020 war geprägt von Kursverlusten, Kurzarbeit und Klopapiernot. Die wirtschaftlichen Folgen der Corona-Pandemie zeichneten sich weitreichend ab (Bardt & Hüther, 2020). Von staatlicher Seite erfolgten Steuersenkungen, Hilfspakete und Stabilisierungsfonds. Die Corona-Pandemie hat nicht nur die Weltwirtschaft im Allgemeinen betroffen, sondern auch den Arbeitsalltag bei vielen Beschäftigten durch Unsicherheit über den Arbeitsplatz (Godinic, Obrenovic & Khudaykulov, 2020) und vermehrtes Homeoffice (von Gaudecker, Holler, Janys, Siflinger & Zimpelmann, 2020) enorm verändert. Je nach Studie arbeiteten zeitweise 26.5 bis 35 Prozent der deutschen Beschäftigten komplett oder überwiegend im Homeoffice, 11 bis 17 Prozent befanden sich in Kurzarbeit (Hans-Böckler-Stiftung, 2020; Möhring et al., 2020; Schröder et al., 2020). Solche abrupten Veränderungen stellten für Unternehmen und Beschäftigte große finanzielle und organisatorische Herausforderungen dar (Kraus, Clauss, Breier, Gast, Zardini & Tiberius, 2020). Diesbezüglich gilt das Interesse dieser Arbeit dem potenziellen Einfluss von coronabedingten Veränderungen der Arbeitssituation (Homeoffice, Kurzarbeit oder unverändert am betrieblichen Arbeitsplatz) auf die einzelnen Beschäftigten bezüglich Arbeitszufriedenheit, organisationaler Identifikation und Arbeitsleistung. Zudem widmet sich die vorliegende Arbeit der Frage, inwieweit Arbeitszufriedenheit und organisationaler Identifikation bei der Vorhersage der Arbeitsleistung im Homeoffice bzw. in Kurzarbeit eine andere Bedeutung zukommt als bei der täglichen Arbeit am betrieblichen Arbeitsplatz.

Arbeitszufriedenheit, organisationaler Identifikation und Arbeitsleistung

Für viele Unternehmen stellt die Arbeitsleistung der Beschäftigten eine relevante Kenngröße dar, die zu ihrem Fortbestehen einen essentiellen Beitrag leistet. Diesbezüglich bezieht sich eine wichtige Unterscheidung auf Intrarollenleistung versus Extrarollenleistung (Williams & Anderson, 1991). Unter Intrarollenleistung wird das formal festgelegte Verhalten verstanden, welches von Beschäftigten aufgrund ihres Arbeitsvertrages und der Arbeitsbeschreibung erwartet wird (Nerdinger, 2000). Im Vergleich dazu umfasst Extrarollenleistung für das Unternehmen ebenfalls förderliches Verhalten (Podsakoff, Whiting, Podsakoff & Blume, 2009). Allerdings steht es im Ermessen der/des Beschäftigten, ob das Verhalten gezeigt wird (Katz, 1964). Die

meisten Studien zu Extrarollenleistung haben sich auf Organizational Citizenship Behavior (OCB; Organ, 1988) fokussiert. OCB geht über die vertraglich festgelegten Anforderungen an die Beschäftigten hinaus und bezeichnet daher Verhaltensweisen, die nicht explizit belohnt werden. Obwohl Intrarollenleistung und Extrarollenleistung hoch positiv korrelieren, werden sie als konzeptuell und empirisch distinkte Konstrukte angesehen (Hoffman, Blair, Meriac & Woehr, 2007).

Nicht zuletzt vor dem Hintergrund der wirtschaftlichen Bedeutung der Arbeitsleistung gilt das Interesse der arbeits- und organisationspsychologischen Forschung der Ermittlung von Faktoren, die eine hohe Intra- wie auch Extrarollenleistung begünstigen. Ein Faktor, der seit vielen Jahrzehnten untersucht wird, ist die Arbeitszufriedenheit. Arbeitszufriedenheit bezeichnet die Einstellung der Beschäftigten gegenüber ihrer Arbeit, die kognitive und affektive Grundlagen hat (Weiss, 2002). Die Arbeitszufriedenheit stellt somit eine Gesamtbewertung der Arbeit dar, die von sehr negativ (d. h. geringe Arbeitszufriedenheit oder hohe Arbeitsunzufriedenheit) bis sehr positiv (d. h. hohe Arbeitszufriedenheit) reichen kann. Nachdem ältere Übersichtsarbeiten Zweifel an der Annahme hatten aufkommen lassen, dass höhere Arbeitszufriedenheit (AZ) mit höherer Arbeitsleistung einhergeht (z. B. Iaffaldano & Muchinski, 1985), haben neuere Metaanalysen etabliert, dass höhere AZ sowohl mit einer höheren Intrarollenleistung (Judge, Thoresen, Bono & Patton, 2001) als auch mit einer höheren Extrarollenleistung (LePine, Erez & Johnson, 2002) einhergeht.

Solche Zusammenhänge mit Intra- und Extrarollenleistung finden sich auch mit der organisationalen Identifikation (OI). Vor dem Hintergrund der Theorie der sozialen Identität (Tajfel & Turner, 1979) stellt OI eine spezielle Form der sozialen Identifikation dar und beschreibt das Ausmaß, in dem sich Beschäftigte ihrem Unternehmen zugehörig fühlen, und wie zentral diese Zugehörigkeit für ihr Selbstkonzept ist (Ashforth & Mael, 1989). Wie eine rezente Metaanalyse zeigt (Lee, Park & Koo, 2015), geht auch eine höhere OI mit höherer Leistung einher, sowohl was Intrarollenleistung als auch was Extrarollenleistung betrifft.

OI kann, wie auch AZ, als eine Einstellung von Beschäftigten verstanden werden (van Dick, Christ et al., 2004). Zudem spielen sowohl für AZ als auch für OI kognitive und affektive Bewertungen arbeitsbezogener Erfahrungen eine Rolle (Fisher, 2000; van Dick, Wagner Stellmacher & Christ, 2004b). Angesichts dieser konzeptuellen Gemeinsamkeiten ist es nicht verwunderlich, dass AZ und OI positiv mit-

einander korrelieren (Lee et al., 2015). Ungeklärt ist dabei, ob eine hohe OI eine hohe AZ begünstigt oder umgekehrt eine hohe AZ zu einer hohen OI beiträgt (Wegge & van Dick, 2006). Zudem stellt sich die Frage, inwieweit es für die Vorhersage der Arbeitsleistung von Nutzen ist, sowohl Kenntnis von der OI als auch Kenntnis von der AZ von Beschäftigten zu haben. Hinsichtlich der Vorhersage der Kündigungsabsicht haben van Dick, Christ und Kollegen (2004) gezeigt, dass der Einfluss der OI von der AZ vermittelt wird. Je höher die OI ausfiel, desto höher war auch die AZ, welche dann mit geringer Kündigungsabsicht einherging. Zur Arbeitsleistung liegen unseres Wissens nach jedoch keine entsprechenden Befunde vor.

Auch die Möglichkeit, dass OI und AZ in Bezug auf die Vorhersage der Arbeitsleistung interagieren, scheint noch nicht untersucht worden zu sein, auch wenn bereits gezeigt wurde, dass der Einfluss von AZ auf die Arbeitsleistung von verschiedenen Moderatorvariablen abhängt. Beispielsweise sagt AZ die Arbeitsleistung von Führungskräften umso besser vorher, je weniger ambivalent die Führungskräfte hinsichtlich der Bewertung ihrer Arbeit sind (Ziegler, Hagen & Diehl, 2012; s. a. Schleicher, Smith, Casper, Watt & Greguras, 2015; Schleicher, Watt & Greguras, 2004). Ebenso fällt der Zusammenhang zwischen AZ und Extrarollenleistung bei geringerer arbeitsbezogener Ambivalenz stärker aus (Ziegler, Schlett, Casel & Diehl, 2012). Und auch eine höhere Zentralität der Arbeit (Dubin, 1956), also ein höherer Stellenwert von Arbeit an sich im Leben von Arbeitstätigen, verstärkt den Einfluss der AZ auf Intra- wie auch Extrarollenleistung (Ziegler & Schlett, 2016).

Insgesamt ist somit belegt, dass der Einfluss der AZ auf die Arbeitsleistung in Abhängigkeit von unterschiedlichen Moderatorvariablen stärker oder schwächer ausfallen kann. Passend dazu haben Studien auch belegt, dass OI als Moderator bezüglich der Vorhersage der Arbeitsleistung durch andere Faktoren fungiert. So haben Trybou, Gemmel, Pauwels, Henninck und Clays (2014) gezeigt, dass hohe OI den Einfluss der wahrgenommenen Unterstützung durch die Organisation auf die Arbeitsleistung verstärkt. Eine entgegengesetzte, dämpfende Wirkung hoher OI haben hingegen van Knippenberg, van Dick und Tavares (2007) belegt. Sie fanden heraus, dass hohe OI den negativen Einfluss einer geringen wahrgenommenen Unterstützung durch das Unternehmen bzw. den/die Vorgesetzte/n auf Absentismus bzw. Kündigungsabsichten verringert (s. a. De Clercq & Belausteguigoitia, 2019). Hohe OI fungierte demnach als Puffer, so dass Beschäftigte trotz geringer wahrgenommener Unterstützung nicht stärker über Kündigung nachdachten und nicht mehr Fehltag aufwiesen als Beschäftigte mit hoher wahrgenommener Unterstützung.

Wie erwähnt, ist uns keine Arbeit bekannt, in der untersucht wurde, ob OI und AZ interagieren, sei es in Bezug auf die Vorhersage der Arbeitsleistung oder eine andere relevante Zielgröße. Übertragen auf den Einfluss von AZ auf die Arbeitsleistung legen die dargestellten Befunde (Trybou et al., 2014;

van Knippenberg et al., 2007) aber zwei entgegengesetzte Möglichkeiten nahe, wie OI als Moderator wirken könnte. Einerseits könnte OI eine verstärkende Wirkung haben, der zufolge sich der negative Einfluss geringer AZ auf die Arbeitsleistung bei höherer OI verstärkt. Andererseits könnte OI eine puffernde Wirkung haben, sodass der negative Einfluss geringer AZ auf die Arbeitsleistung mit steigender OI schwächer ausfällt. Insbesondere könnten mit ihrem Unternehmen stark identifizierte Beschäftigte trotz geringer Arbeitszufriedenheit eine hohe Arbeitsleistung erbringen.

Auswirkungen der Corona-Pandemie auf die Arbeitssituation

Wie eingangs dargestellt, hat die Corona-Pandemie dazu geführt, dass circa die Hälfte der Beschäftigten zeitweise im Homeoffice oder in Kurzarbeit arbeitete. Nicht zuletzt vor dem Hintergrund weit verbreiteter Vorbehalte, Homeoffice könne zu einer verringerten Arbeitsleistung der Beschäftigten führen (Schröder et al., 2020), wirft dies die Frage nach möglichen Auswirkungen von coronabedingtem Homeoffice bzw. coronabedingter Kurzarbeit auf die Arbeitsleistung auf. Darüber hinaus stellt sich aber auch die Frage nach möglichen Auswirkungen von Homeoffice und Kurzarbeit auf AZ und OI.

In Bezug auf AZ und Arbeitsleistung berichten eine Reihe von Studien von einer erhöhten AZ und höherer Intra- und Extrarollenleistung im Homeoffice (Bloom, Liang, Roberts & Ying, 2015), allerdings zeigt sich dies sowohl bezüglich Intra- wie auch Extrarollenleistung lediglich bei Vorgesetzteinschätzungen (Gajendran & Harrison, 2007; Gajendran, Harrison & Delaney-Klinger, 2015), nicht aber bei Selbstberichten (Gajendran & Harrison, 2007). Beschäftigte erleben im Homeoffice mehr Autonomie sowie eine geringere Belastung durch weniger Rollenkonflikte und das Wegfallen des Arbeitsweges (Gajendran & Harrison, 2007; Gajendran et al., 2015). Auf der anderen Seite berichten Beschäftigte im Homeoffice jedoch von einem verminderten sozialen Austausch, einer erschwerten Trennung zwischen Arbeit und Freizeit und mehr Ablenkungen aus der Umgebung, welche die Produktivität verringern (Schröder et al., 2020). Einschränkend ist bezüglich dieser Befunde allerdings festzuhalten, dass Homeoffice vor der Corona-Pandemie üblicherweise von den Beschäftigten selbst gewählt wurde (für eine Ausnahme s. Bloom et al., 2015), was zumindest zu Beginn der Pandemie nicht möglich war (Weichbrodt & Schulze, 2020), so dass viele Beschäftigte nicht freiwillig im Homeoffice arbeiteten (Kramer & Kramer, 2020). Zudem war das Arbeiten im Homeoffice vor der Corona-Pandemie meist auf wenige Tage in der Woche begrenzt (Allen, Golden & Shockley, 2015; Degenhardt, Gisin & Schulze, 2014), mit der Corona-Pandemie arbeiteten jedoch viele Beschäftigte ausschließlich im Homeoffice. Tatsächlich weisen erste Befunde darauf hin, dass Homeoffice aufgrund der

Mehrfachbelastung durch Homeschooling, Kinderbetreuung oder räumliche Engpässe vor allem bei Frauen mit Kindern zu einer geringeren Arbeitszufriedenheit und Arbeitsleistung führen kann (Feng & Savani, 2020). Schließlich sprechen Befunde verschiedener Studien auch dafür, dass Homeoffice die OI beeinträchtigen kann (Allen et al., 2015; Bartel, Wrzesniewski & Wiesenfeld, 2012; Wiesenfeld, Raghuram & Garud, 2001).

Auch Kurzarbeit kann sich durch die Unsicherheit über den Arbeitsplatz oder auch ein Gefühl der Unterforderung negativ auf die AZ auswirken (Godinic et al., 2020). Zudem geht Kurzarbeit üblicherweise mit Einkommenseinbußen einher (außer der Arbeitgeber gleicht die Differenz aus) und könnte in Abhängigkeit davon, ob Beschäftigte die Kurzarbeit als notwendig ansehen, ggfs. zu einer Reduktion der OI führen.

Die aktuelle Studie

Angesichts der durch die Corona-Pandemie für viele Beschäftigte veränderten Arbeitssituation widmete sich die vorliegende Studie zwei übergeordneten Fragestellungen. Eine Fragestellung bezog sich auf mögliche Unterschiede in der AZ, der OI und der Arbeitsleistung zwischen Personen, die coronabedingt in Kurzarbeit waren, im Homeoffice arbeiteten oder aber weiterhin am betrieblichen Arbeitsplatz tätig waren. Diesbezüglich wurden auch mögliche Geschlechterunterschiede berücksichtigt. Eine zweite Fragestellung bezog sich auf die Rollen von AZ und OI für die Vorhersage der Arbeitsleistung. Insbesondere war von Interesse, ob der Einfluss der AZ auf die Arbeitsleistung von der OI moderiert wird. Wie dargestellt, könnte OI eine verstärkende oder eine dämpfende Wirkung auf den Einfluss der AZ auf die Arbeitsleistung haben. Diesbezüglich war insbesondere von Interesse, wie die Rollen von AZ und OI bei der Vorhersage der Arbeitsleistung von der coronabedingten Arbeitssituation abhängen. Es schien uns denkbar, dass OI, aufgrund der angesprochenen Einkommenseinbußen insbesondere bei Kurzarbeit, eine puffernde Wirkung haben könnte. Demnach könnte eine geringere AZ bei geringerer OI auch mit einer geringeren Arbeitsleistung einhergehen. Mit höherer OI könnte der negative Einfluss geringerer AZ auf die Arbeitsleistung dem entgegen abgebildet werden.

Methode

Stichprobe

An der Studie, die im Juni 2020 auf der Online-Plattform SoSci Survey (Leiner, 2019) durchgeführt wurde, haben insgesamt 178 Personen teilgenommen. Die Teilnahme an der Studie erfolgte anonym, freiwillig und ohne Vergütung. Als Teilnahmevoraussetzungen wurden die Teilnehmenden (Tn) gebeten zu bestätigen, dass sie mindestens 18 Jahre alt sind, gute Deutschkenntnisse besitzen und mindestens

im Umfang von zehn Stunden pro Woche arbeits-tätig sind.

Zunächst wurden die Tn um Antworten zu Alter (< 26 Jahre, 26–35, 36–45, 46–55, 56–65, > 65 Jahre), Geschlecht (männlich, weiblich, divers), Bildungsstand (kein Abschluss, Hauptschulabschluss, Realschule/Mittlere Reife, Gymnasium/Abitur, Fachhochschulabschluss, abgeschlossene Ausbildung, Bachelor, Master/Diplom/Magister, Promotion), Erwerbsstatus (angestellt/beschäftigt, arbeitslos/nicht erwerbstätig, selbständig) und der vertraglichen Anzahl an Wochenstunden (< 10 Std./Woche; 10–15; 16–20; 21–25; 26–30; 31–35; 36–40; 41–45 Std./Woche) gebeten. Außerdem wurden die Tn gebeten, anzugeben, ob sie aufgrund von Corona in Kurzarbeit sind, teils oder vollständig im Homeoffice arbeiten oder vollständig am betrieblichen Arbeitsplatz tätig sind.

Auf Basis der Antworten wurden die Daten von neun Tn von der Auswertung ausgeschlossen: Tn, die angaben, laut Vertrag weniger als zehn Stunden pro Woche zu arbeiten ($n = 3$), arbeitslos/nicht erwerbstätig ($n = 1$) oder selbstständig zu sein ($n = 3$) oder keine Angabe zu ihrem Erwerbsstatus und/oder den Wochenstunden machten ($n = 2$).

In der finalen Stichprobe ($n = 169$) waren 120 Frauen und 45 Männer, vier Personen bezeichneten sich als divers. Dreißig Tn (18 %) waren jünger als 26 Jahre, 89 Tn (53 %) waren zwischen 26 und 35 Jahre alt, 11 Tn (6 %) waren zwischen 36 und 45 Jahre alt, 27 Tn (16 %) zwischen 46 und 55 und 12 Tn (7 %) zwischen 56 und 65 Jahren.

Dreiundvierzig Tn (25 %) hatten eine abgeschlossene Ausbildung, 42 Tn (25 %) einen Bachelorabschluss, 36 Tn (21 %) einen Master-, Diplom- oder Magister-Abschluss, 19 Tn (11 %) das Abitur, 11 Tn (7 %) die Mittlere Reife, zehn Tn (6 %) einen Fachhochschulabschluss, sechs Tn (4 %) waren promoviert, und zwei Tn (1 %) hatten einen Hauptschulabschluss.

Die Mehrheit (106 Tn; 63 %) gab an, zwischen 36 und 40 Std./Woche zu arbeiten, sechs Tn (4 %) 10–15 Std./Woche, 13 Tn (8 %) 16–20 Std./Woche, 12 Tn (7 %) 21–25 Std./Woche, acht Tn (5 %) 26–30 Std./Woche, sieben Tn (4 %) 31–35 Std./Woche und 17 Tn (10 %) 41–45 Std./Woche.

59 Personen gaben an, an ihrem betrieblichen Arbeitsplatz tätig zu sein (Gruppe „Arbeitsplatz“), 77 Personen gaben an, im Homeoffice zu arbeiten (Gruppe „Homeoffice“), und 33 Personen gaben an, in Kurzarbeit zu sein (Gruppe „Kurzarbeit“).

Maße

Wenn nicht anderweitig angegeben, wurden die Antworten der Teilnehmenden auf siebenstufigen Antwortskalen erfasst (1 = trifft überhaupt nicht zu bis 7 = trifft voll und ganz zu).

Arbeitszufriedenheit

AZ wurde mit der Overall Job Satisfaction Scale (OJS; Brayfield & Rothe, 1951; dt: Neuberger, 1974) erhoben. Mithilfe von 18 Items misst die OJS die generelle Zufriedenheit mit dem eigenen Job (z. B.

„Meine Arbeit ist wie ein Hobby für mich“; „Meine Arbeit bereitet mir wahre Freude“; „Jeder Arbeitstag scheint nicht zu Ende gehen zu wollen“ -invers kodiert). Höhere Werte stehen für eine höhere Zufriedenheit.

Organisationale Identifikation

Um die OI zu messen, wurde die Skala von Mael und Ashforth (1992) verwendet. Die Tn wurden gebeten zu sechs Aussagen anzugeben, wie stark diese auf sie persönlich zutreffen (z. B. „Erfolge meines Unternehmens fühlen sich an wie meine eigenen Erfolge“; „Wenn ich über mein Unternehmen spreche, sage ich normalerweise eher „wir“ als „sie“). Höhere Werte stehen für eine höhere Identifikation.

Intra- und Extrarollenleistung

Die Intrarollenleistung und die Extrarollenleistung (OCB) der Tn wurden mithilfe des Fragebogens zur Erfassung des leistungsbezogenen Arbeitsverhaltens (FELA-S; Staufenberg & Hartz, 2000) erhoben. Der Selbstbeurteilungsfragebogen besteht aus 25 Items. Zwanzig der Items messen OCB anhand der vier Dimensionen Hilfsbereitschaft (z. B. „Ich ermuntere Kollegen/Kolleginnen, wenn diese niedergeschlagen sind.“), Gewissenhaftigkeit (z. B. „Ich nehme mir nur in äußerst dringenden Fällen frei.“), Unkompliziertheit (z. B. „Ich äußere Vorbehalte gegenüber jeglichen Veränderungen im Unternehmen.“ – invers kodiert) und Eigeninitiative (z. B. „Ich ergreife die Initiative, um das Unternehmen vor möglichen Problemen zu bewahren.“). Den Befunden von LePine et al. (2002) folgend, wurden die Antworten zu allen Items zu einem OCB-Gesamtwert gemittelt, wobei höhere Werte für eine höhere Extrarollenleistung stehen.

Zur Messung der Intrarollenleistung enthält der FELA-S fünf Items (z. B. „Ich erfülle die gesetzten Leistungsanforderungen an meine Position.“; „Ich vernachlässige Dinge, die zu meinen Pflichten gehören.“ – invers kodiert). Die Antworten zu diesen Items wurden ebenfalls gemittelt; höhere Werte stehen für höhere Intrarollenleistung.

Bewertung der Arbeitssituation angesichts der Corona-Pandemie

Vier Items dienten der Erfassung der Bewertung der aktuellen beruflichen Situation angesichts der Corona-Pandemie: „Wie bewerten Sie Ihre berufliche Situation aktuell in Hinblick auf die Corona-

virus Pandemie?“ (1 = *negativer/belastender/unbefriedigender/zeitlich aufwändiger* bis 10 = *positiver/weniger belastend/befriedigender/zeitlich weniger aufwändig*). Bei diesem Vergleich zur Arbeitssituation vor der Pandemie sprechen Werte unterhalb (oberhalb) des Skalenmittelpunkts von 5.5 für eine schlechtere (bessere) Beurteilung der Situation unter COVID-19-Bedingungen.

Ergebnisse

Deskriptive Statistik und Korrelationen

Die verwendeten Skalen wiesen alle zufriedenstellende bis sehr gute Reliabilitäten auf (s. Tabelle 1). Die bivariaten Zusammenhänge entsprachen den Befunden in anderen Studien. So korrelierten Intra- und Extrarollenleistung positiv (Hoffman et al., 2007). Mit Extrarollenleistung korrelierten sowohl AZ (Ziegler & Schlett, 2016; Ziegler, Schlett et al., 2012) als auch OI (van Dick et al., 2004) positiv. Mit Intrarollenleistung korrelierten AZ (Judge et al., 2001) sowie OI positiv (van Dick et al., 2004). Zu guter Letzt korrelierte das Alter mit der Extrarollenleistung (Ziegler, Schlett et al., 2012) wie auch der OI positiv. Die Bewertung der aktuellen beruflichen Situation angesichts der Corona-Pandemie wies keine signifikanten Zusammenhänge auf.

Intra- und Extrarollenleistung

Zur Überprüfung von Unterschieden bezüglich der Arbeitsleistung wurden zweifaktorielle Varianzanalysen (ANOVA) mit den unabhängigen Variablen Gruppe (Kurzarbeit, Homeoffice, Arbeitsplatz) und Geschlecht (Männer vs. Frauen) berechnet.¹ Bezüglich der Intrarollenleistung ergab die Varianzanalyse keine signifikanten Effekte. Es bestand kein signifikanter Unterschied zwischen den drei Gruppen *Homeoffice* ($M = 6.03, SD = 0.68$), *Kurzarbeit* ($M = 6.06, SD = 0.79$) und *Arbeitsplatz* ($M = 6.16, SD = 0.61$), $F(2, 159) = 0.80, p > .4$. Auch Männer ($M = 6.17, SD = 0.78$) und Frauen ($M = 6.05, SD = 0.63$) unterschieden sich nicht, $F(2, 159) = 0.13, p > .7$ (für die Interaktion: $F(2, 159) = 1.88, p > .15$).

Auch die Extrarollenleistung wies keine signifikanten Effekte auf. Es zeigte sich kein Unterschied zwischen den drei Gruppen *Kurzarbeit* ($M = 5.22$,

¹ Da lediglich vier Personen als Geschlecht „divers“ angegeben hatten, konnten diese bei den ANOVAs nicht berücksichtigt werden.

Tabelle 1

Wertebereiche, Mittelwerte, Standardabweichungen, Reliabilitäten und Korrelationen der Variablen

	Wertebereich	MW	SD	1	2	3	4	5
1. Extrarollenleistung	[1; 7]	5.31	0.56	(.79)				
2. Intrarollenleistung	[1; 7]	6.08	0.67	.61**	(.76)			
3. AZ	[1; 7]	4.91	0.88	.48**	.26**	(.91)		
4. OI	[1; 7]	4.38	1.11	.38**	.10	.34**	(.81)	
5. Situationsbewertung	[1; 10]	4.72	1.86	-.05	.00	.06	-.08	(.75)
6. Alter	[18–65]	2.42	1.16	.26**	.12	.15	.19*	-.01

Anmerkungen: Einträge in Klammern in der Diagonalen sind Cronbachs Alphas.

Alter wurde in Intervallen erfasst (1 = < 26 Jahre; 2 = 26–35 Jahre; 3 = 36–45 Jahre; 4 = 46–55 Jahre; 5 = 56–65 Jahre).

* $p < .05$; ** $p < .01$

$SD = 0.57$), Homeoffice ($M = 5.32, SD = 0.53$) und Arbeitsplatz ($M = 5.37, SD = 0.57$), $F(2, 159) = 1.06, p > .3$. Auch Männer ($M = 5.41, SD = 0.69$) und Frauen ($M = 5.29, SD = 0.49$) unterschieden sich nicht, $F(2, 159) = 0.24, p > .6$ (für die Interaktion: $F(2, 159) = 1.46, p > .2$).

Arbeitszufriedenheit und organisationale Identifikation

Hinsichtlich der AZ zeigte die ANOVA keine signifikanten Effekte. So bestand kein signifikanter Unterschied zwischen den drei Gruppen Homeoffice ($M = 4.89, SD = 0.80$), Kurzarbeit ($M = 4.87, SD = 0.95$) und Arbeitsplatz ($M = 4.99, SD = 0.95$), $F(2, 159) = 0.12, p > .9$. Auch Männer ($M = 5.01, SD = 0.79$) und Frauen ($M = 4.89, SD = 0.91$) unterschieden sich nicht, $F(2, 159) = 0.38, p > .5$ (für die Interaktion: $F(2, 159) = 0.76, p > .4$).

Auch bezüglich der organisationalen Identifikation ergaben sich keine signifikanten Effekte: Es zeigte sich kein Unterschied zwischen den drei Gruppen Kurzarbeit ($M = 4.22, SD = 0.95$), Homeoffice ($M = 4.44, SD = 1.20$) und Arbeitsplatz ($M = 4.39, SD = 1.08$), $F(2, 159) = 1.16, p > .3$. Auch Männer ($M = 4.33, SD = 1.15$) und Frauen ($M = 4.40, SD = 1.10$) unterschieden sich nicht, $F(2, 159) = 0.83, p > .3$ (für die Interaktion: $F(2, 159) = 1.07, p > .3$).

Bewertung der Arbeitssituation während Corona

Bezüglich der Bewertung der aktuellen beruflichen Situation angesichts von Corona ergab die ANOVA signifikante Unterschiede zwischen den Gruppen, $F(2, 154) = 4.47, p = .013$, sowie eine Interaktion von Gruppe und Geschlecht $F(2, 154) = 4.86, p = .009$. Post-hoc-Tests (Tukey) zeigten bezüglich des Effekts der Gruppe, dass Personen im Homeoffice ($M = 5.42, SD = 1.92$) die Situation positiver bewerteten als Personen am Arbeitsplatz ($M = 4.00, SD = 1.45$), $p < .001$ und Personen in Kurzarbeit ($M = 4.36, SD = 1.84$), $p = .015$ (Personen am Arbeitsplatz und in Kurzarbeit unterschieden sich nicht voneinander,

$p > .6$). Die Interaktion zeigte jedoch, dass dieser Unterschied vom Geschlecht abhing. Von männlichen Tn wurde die Situation im Homeoffice ($M = 4.73, SD = 2.05$), am Arbeitsplatz ($M = 4.45, SD = 1.36$) und in Kurzarbeit ($M = 5.50, SD = 0.63$) gleich bewertet (alle $p > .9$)². Weibliche Tn bewerteten hingegen die Situation im Homeoffice ($M = 5.75, SD = 1.79$) besser als am Arbeitsplatz ($M = 3.90, SD = 1.46$), $p < .001$ und in Kurzarbeit ($M = 4.07, SD = 1.95$), $p = .002$ (Frauen am Arbeitsplatz und in Kurzarbeit unterschieden sich nicht voneinander, $p > .9$).

Regressionsanalysen zur Vorhersage der Intrarollenleistung und der Extrarollenleistung

Um die Rollen von AZ und OI für die Vorhersage des Arbeitsverhaltens in Abhängigkeit von den drei verschiedenen Arbeitssituationen zu testen, wurde eine moderierte multiple Regressionsanalyse durchgeführt. Zunächst wurden AZ und OI zentriert (Aiken & West, 1991). Die Arbeitssituation (Arbeitsplatz, Homeoffice, Kurzarbeit) wurde mittels zweier Dummyvariablen effektkodiert, wobei die Gruppe von Personen, die nach wie vor an ihrem Arbeitsplatz arbeitete, als Referenzgruppe fungierte. In das Regressionsmodell wurden als Prädiktoren die beiden Dummyvariablen zur Arbeitssituation, AZ und OI (jeweils zentriert), das Produkt von AZ und OI, die vier Produkte der beiden Dummyvariablen zur Arbeitssituation mit AZ bzw. OI (Zweifach-Interaktionen) und die Produkte der beiden Dummyvariablen zur Arbeitssituation mit AZ und OI (Dreifach-Interaktionen) aufgenommen (vgl. Tabelle 2). Außerdem wurden Alter und Geschlecht als Kontrollvariablen aufgenommen (Ng & Feldman, 2008; Roth, Purvis & Bobko, 2012), wobei das Alter zentriert und das Geschlecht mittels zweier Dummyvariablen effektkodiert wurde (divers als Referenzgruppe).

² Hierbei ist zu berücksichtigen, dass die Fallzahlen teils sehr gering waren (Kurzarbeit: $n = 6$; Arbeitsplatz: $n = 11$; Home Office: $n = 24$).

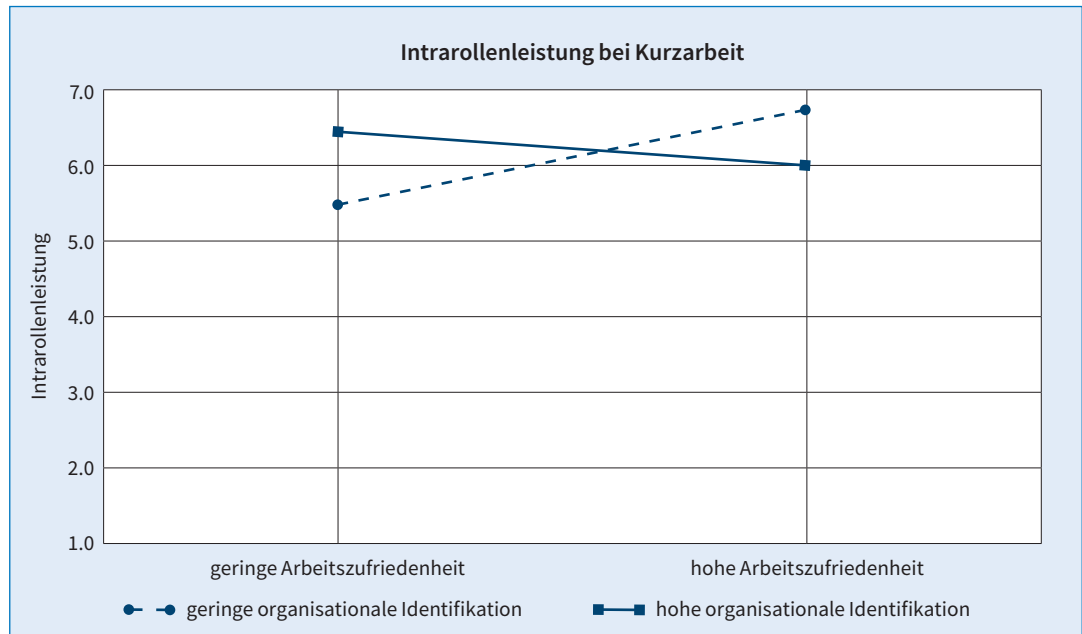
Prädiktor	B	SE	t
(Konstante)	6.14	0.12	52.94***
Organisationale Identifikation (OI)	0.03	0.06	0.55
Arbeitszufriedenheit (AZ)	0.19	0.06	2.91**
Dummy Arbeitssituation 1	-0.11	0.07	-1.54
Dummy Arbeitssituation 2	0.03	0.09	0.38
AZ × OI	-0.17	0.06	-2.74**
OI × Arbeitssituation 1	-0.08	0.07	-1.19
OI × Arbeitssituation 2	0.02	0.09	0.22
AZ × Arbeitssituation 1	0.05	0.09	0.57
AZ × Arbeitssituation 2	0.05	0.10	0.55
AZ × OI × Arbeitssituation 1	0.20	0.08	2.57*
AZ × OI × Arbeitssituation 2	-0.26	0.11	-2.47*
Alter	0.04	0.05	0.97
Dummy Geschlecht 1	0.08	0.13	0.60
Dummy Geschlecht 2	-0.05	0.12	-0.44

Anmerkungen: * $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$. Dummy Arbeitssituation 1: 1 = Homeoffice, Dummy Arbeitssituation 2: 1 = Kurzarbeit. Dummy Geschlecht 1: 1 = Männer; Dummy Geschlecht 2: 1 = Frauen

Tabelle 2

Ergebnisse der Regressionsanalyse zur Vorhersage der Intrarollenleistung

Abbildung 1
Interaktiver Effekt
von AZ und OI auf
Intrarollenleistung
bei Kurzarbeit



Die Ergebnisse der Regressionsanalyse zur Vorhersage der Intrarollenleistung sind in Tabelle 2 dargestellt. Der signifikante Zusammenhang der AZ mit der Intrarollenleistung zeigte, dass höhere AZ mit höherer Intrarollenleistung einherging. Die Interaktion von AZ und OI zeigte, dass AZ die Intrarollenleistung bei geringer OI beeinflusste, $B = 0.38$; $SE = 0.09$; $t(154) = 4.34$; $p < .001$, nicht aber bei hoher OI, $B = -0.01$; $SE = 0.10$; $t(154) = -0.56$; $p > .9$. Beide Effekte müssen jedoch vor dem Hintergrund der beiden signifikanten Dreifach-Interaktionen von AZ und OI mit den beiden Dummyvariablen zur Arbeitssituation interpretiert werden. Sie zeigen, dass sich die Interaktion von AZ und OI in den einzelnen Gruppen von deren Interaktion im Stichprobenmittel (s. Tabelle 2) unterschied. Entsprechend wurden mittels

Dummykodierungen der Dummyvariablen die Effekte für die einzelnen Arbeitssituationen ermittelt.³

Die Regressionsanalyse zur Berechnung der Ergebnisse in der Gruppe der Personen, die im Homeoffice arbeitete, zeigte lediglich einen signifikanten Effekt der AZ auf die Intrarollenleistung, $B = 0.24$; $SE = 0.11$; $t(154) = 2.19$; $p = .030$. Höhere AZ ging mit höherer Intrarollenleistung einher. Der Effekt von OI, $|t| < 1$, und die Interaktion von AZ und OI, $t < 1$, waren nicht signifikant.

³ Beispielsweise wurde für die Ermittlung der Ergebnisse für Personen im Homeoffice die Gruppe „Homeoffice“ in beiden Dummyvariablen mit 0 kodiert. Die Gruppe „Arbeitsplatz“ wurde in der ersten Dummyvariablen mit 1 kodiert, in der zweiten Dummyvariablen mit 0, für die Gruppe „Kurzarbeit“ war dies umgekehrt.

Tabelle 3
Ergebnisse der Regressions-
analyse zur Vorhersage der
Extrarollenleistung

Prädiktor	B	SE	t
(Konstante)	5.24	0.09	61.81***
Organisationale Identifikation (OI)	0.14	0.04	3.53**
Arbeitszufriedenheit (AZ)	0.24	0.05	5.12***
Dummy Arbeitssituation 1	-0.04	0.05	-0.67
Dummy Arbeitssituation 2	-0.04	0.06	-0.63
AZ × OI	-0.08	0.06	-1.78 ⁺
OI × Arbeitssituation 1	-0.06	0.05	-1.24
OI × Arbeitssituation 2	0.00	0.07	0.43
AZ × Arbeitssituation 1	0.03	0.07	0.52
AZ × Arbeitssituation 2	0.00	0.07	0.01
AZ × OI × Arbeitssituation 1	0.10	0.06	1.79 ⁺
AZ × OI × Arbeitssituation 2	-0.03	0.08	-0.35
Alter	0.07	0.03	2.22*
Dummy Geschlecht 1	0.16	0.10	0.74
Dummy Geschlecht 2	0.06	0.09	0.74

Anmerkungen: ⁺ $p < .08$; * $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$. Dummy Arbeitssituation 1: 1 = Homeoffice, Dummy Arbeitssituation 2: 1 = Kurzarbeit. Dummy Geschlecht 1: 1 = Männer; Dummy Geschlecht 2: 1 = Frauen

In der Regressionsanalyse zur Gruppe der Personen in Kurzarbeit war der Effekt der AZ auf dem herkömmlichen Signifikanzniveau nicht signifikant, $B = 0.24$; $SE = 0.13$; $t(154) = 1.89$; $p = .060$. Es zeigte sich aber eine signifikante Interaktion von AZ und OI ($B = -0.44$; $SE = 0.15$; $t(154) = -2.93$; $p = .004$). Simple-Slope-Analysen ergaben, dass geringere AZ bei geringer OI (eine Standardabweichung unter dem Stichprobenmittelwert) mit geringerer Intrarollenleistung einherging, ($B = 0.72$; $SE = 0.19$; $t(154) = 3.82$; $p < .001$). Bei hoher OI (eine Standardabweichung über dem Stichprobenmittelwert) gab es dem entgegen keinen signifikanten Zusammenhang der AZ mit der Intrarollenleistung, $B = -0.24$, $SE = 0.23$; $t(154) = -1.08$; $p = 0.28$. Wie in Abbildung 1 zu sehen ist, fiel die Intrarollenleistung bei geringer AZ niedrig aus, wenn auch die OI niedrig war. Bei hoher OI fiel die Intrarollenleistung hingegen trotz geringer AZ hoch aus.

Zu guter Letzt zeigte sich bei Personen, die unverändert an ihrem Arbeitsplatz arbeiteten, kein signifikanter Effekt für AZ ($t < 1$), OI ($t(154) = 1.04$; $p = .30$) bzw. deren Interaktion ($t(154) = -1.23$; $p = .22$).

Eine zur Intrarollenleistung analog durchgeführte Regressionsanalyse zur Vorhersage der Extrarollenleistung (s. Tabelle 3) zeigte, dass höhere AZ und höhere OI mit jeweils höherer Extrarollenleistung einhergingen. Darüber hinaus stieg die Extrarollenleistung mit dem Alter an. Es zeigten sich jedoch keine signifikanten Zweifach- oder Dreifach-Interaktionen.⁴

Diskussion

Die Corona-Pandemie wirkte sich massiv auf die Arbeitswelt aus. Nicht zuletzt hat sie sich stark auf die Arbeitssituation vieler Beschäftigter ausgewirkt, die zu einem Großteil unvermittelt im Homeoffice oder in Kurzarbeit arbeiteten. Die vorliegende Studie befasste sich daher mit zwei Fragestellungen zur AZ, OI und der Arbeitsleistung von Beschäftigten mit unterschiedlichen Arbeitssituationen (Homeoffice, Kurzarbeit oder betrieblicher Arbeitsplatz) während der Corona-Pandemie.

Gibt es Unterschiede je nach Arbeitssituation während der Corona-Pandemie bezüglich AZ, OI und Arbeitsleistung?

Die Ergebnisse dieser Studie zeigten keine Unterschiede zwischen Beschäftigten im Homeoffice,

in Kurzarbeit und am Arbeitsplatz oder zwischen Männern und Frauen hinsichtlich AZ, OI, Intrarollenleistung und Extrarollenleistung. Hinsichtlich der Arbeitsleistung deckt sich dies mit existierenden Befunden (Bloom et al., 2015; Gajendran & Harrison, 2007; Gajendran et al., 2015). So fanden sich Unterschiede nur im Falle von Vorgesetztenurteilen oder bei objektiven Leistungsmaßen (Bloom et al., 2015; Gajendran & Harrison, 2007; Gajendran et al., 2015), nicht aber bei Selbstberichten zur Arbeitsleistung (Gajendran & Harrison, 2007), wie sie bezüglich Intra- und Extrarollenleistung auch von den Beschäftigten in der vorliegenden Studie vorgenommen wurden.

Dass sich die AZ zwischen den Arbeitssituationsgruppen sowie zwischen Männern und Frauen nicht unterschied, scheint zunächst im Widerspruch zu den Befunden von Feng und Savani (2020) zu stehen, die eine reduzierte AZ im Homeoffice bei weiblichen Beschäftigten fanden. Allerdings untersuchten die Autorinnen gezielt dual-career-Paare, so dass Unterschiede in den Befunden auf Unterschiede der hiesigen Stichprobe im Vergleich zu jener von Feng und Savani (2020) zurückzuführen sein können.

Insgesamt können die Ergebnisse zur AZ, zur Arbeitsleistung und auch zur OI in Abhängigkeit von der Arbeitssituation während der Corona-Pandemie auch als Indiz dafür verstanden werden, dass Homeoffice und Kurzarbeit diesbezüglich keine Nachteile mit sich bringen. Allerdings sprechen die Befunde auch nicht dafür, dass Homeoffice diesbezügliche Vorteile mit sich bringt.

Gleichwohl zeigte die Bewertung der aktuellen beruflichen Situation angesichts von Corona Unterschiede zwischen Männern und Frauen je nach Arbeitssituation. Während männliche Beschäftigte die aktuelle berufliche Situation im Homeoffice, in Kurzarbeit und am Arbeitsplatz ähnlich bewerteten, bewerteten weibliche Beschäftigte die Situation am Arbeitsplatz und in Kurzarbeit schlechter als jene im Homeoffice. In Anbetracht der verwendeten Skala spiegelt ein Skalenmittelpunkt von 5.5 eine Bewertung wider, der zufolge sich die Situation durch Corona nicht geändert hat. So sprechen die Befunde absolut gesehen dafür, dass Frauen im Homeoffice die Situation als weitgehend unverändert bewerteten. Frauen am Arbeitsplatz und in Kurzarbeit bewerteten sie dem entgegen als schwieriger. Dies könnte darauf hinweisen, dass geschlossene Kitas, Kindergärten und Schulen es insbesondere am Arbeitsplatz tätigen Müttern, egal ob im Umfang wie vor der Pandemie oder in Kurzarbeit, erschwerten, gleichzeitig ihren beruflichen und familiären Aufgaben gerecht zu werden.

Welche Rollen spielen AZ und OI für die Vorhersage der Arbeitsleistung je nach Arbeitssituation während der Corona-Pandemie?

In Bezug auf die Intrarollenleistung zeigte sich zunächst, dass höhere AZ mit höherer Leistung einherging, dies allerdings zusätzlich von der OI abhing.

⁴ Die Interaktion von AZ und OI war mit $p = .077$ zwar nicht auf dem Fünf-Prozent-Niveau signifikant, zeigte aber einen ähnlichen Trend wie die signifikante Interaktion von AZ und OI bezüglich Intrarollenleistung. Der Einfluss der AZ auf die Extrarollenleistung fiel mit höherer OI schwächer aus. Auch die Interaktion von AZ, OI und der Dummyvariablen Arbeitssituation 1 war mit $p = .076$ nicht auf dem Fünf-Prozent-Niveau signifikant, zeigte aber einen ähnlichen Trend wie die signifikante Interaktion von AZ, OI und der Dummyvariablen Arbeitssituation 1 bezüglich Intrarollenleistung. Bei Beschäftigten im Homeoffice ging höhere AZ mit höherer Extrarollenleistung einher, weder der Einfluss der OI noch die Interaktion von AZ und OI waren signifikant.

Während die AZ bei geringer OI Einfluss auf die Leistung nahm, hing die AZ bei hoher OI nicht mit der Leistung zusammen. Darüber hinaus zeigte sich, dass diese Effekte auch von der Arbeitssituation abhingen, so dass Folgeanalysen zur Ermittlung der Rolle von AZ und OI je nach Arbeitssituation durchgeführt wurden.

Für Beschäftigte im Homeoffice zeigte sich ein positiver Zusammenhang von AZ und Intrarollenleistung. Dieses Ergebnis steht im Einklang mit existierenden Befunden, die gezeigt haben, dass eine höhere AZ mit einer höheren Intrarollenleistung einhergeht (Judge et al., 2001). Somit scheint der Zusammenhang von AZ und Intrarollenleistung auch dann stabil, wenn Beschäftigte im Homeoffice tätig sind. OI hat darüber hinaus keinen signifikanten Beitrag zur Vorhersage der Intrarollenleistung geleistet. Auch angesichts des positiven, aber nicht signifikanten bivariaten Zusammenhangs von OI mit Intrarollenleistung (vgl. Tabelle 1) scheint die Bedeutung der OI im Homeoffice bei der Vorhersage der Intrarollenleistung vernachlässigbar zu sein (vgl. van Knippenberg et al., 2007).

Für Beschäftigte in Kurzarbeit zeigte sich hingegen eine Interaktion von AZ und OI bezüglich der Intrarollenleistung. Während AZ bei geringer OI einen positiven Zusammenhang mit Intrarollenleistung aufwies, fiel der Zusammenhang zwischen AZ und Intrarollenleistung bei hoher OI nicht signifikant aus. Bemerkenswert ist diesbezüglich vor allem, dass also Beschäftigte, die sich stark mit ihrer Organisation identifiziert fühlten, auch bei geringer AZ eine hohe Intrarollenleistung zeigten und ihre Intrarollenleistung somit auch höher ausfiel als bei Beschäftigten, die ebenfalls eine geringe AZ hatten, sich gleichzeitig aber weniger mit ihrer Organisation identifiziert fühlten. Eine hohe OI wirkte somit bei Beschäftigten in Kurzarbeit als Puffer gegen die negativen Konsequenzen geringer AZ. Diese Ergebnisse ergänzen existierende Befunde zur dämpfenden Wirkung hoher OI bezüglich des negativen Einflusses geringer Unterstützung durch das Unternehmen bzw. den/die Vorgesetzte/n auf Absentismus bzw. Kündigungsabsichten (van Knippenberg et al., 2007). Es ist naheliegend, diesen Puffereffekt darauf zurückzuführen, dass sich hoch identifizierte Beschäftigte als Teil ihres Unternehmens sehen und sich daher verpflichtet fühlen, mitzuhelfen das Unternehmen durch die Krise zu tragen. Damit scheint eine hohe Identifikation auch den Verzicht auf einen Teil des Gehalts aufgrund von Kurzarbeit kompensieren zu können.

Für Beschäftigte, die auch während der Corona-Pandemie an ihrem betrieblichen Arbeitsplatz tätig waren, zeigten sich keine signifikanten Einflüsse von AZ und OI auf die Intrarollenleistung. Dies ist vor dem Hintergrund der bisherigen Forschung, die entsprechende Zusammenhänge ermittelt hat (Judge et al., 2001; Lee et al., 2015), unerwartet. Eine Möglichkeit zur Erklärung besteht darin, dass die Corona-Pandemie oftmals auch für Beschäftigte am Arbeitsplatz veränderte Arbeitsumstände mit sich gebracht hat, die die üblicherweise zu findenden

Zusammenhänge überlagern. In der Tat zeigte sich, wie bereits diskutiert, dass Frauen, die weiterhin am betrieblichen Arbeitsplatz tätig waren (46 der insg. 59 Tn), die aktuelle berufliche Situation als schwieriger erlebten als vor der Pandemie.

Hinsichtlich der Extrarollenleistung zeigten sich Einflüsse von AZ und OI, die unabhängig voneinander und auch unabhängig von der Arbeitssituation waren. Sowohl höhere AZ als auch höhere OI trugen zu höherer Extrarollenleistung bei. Diese Ergebnisse sind konsistent mit existierenden Befunden (Judge et al., 2001; LePine et al., 2002) und sprechen dafür, dass sowohl AZ als auch OI zur Vorhersage der Extrarollenleistung eigenständige Beiträge leisten können.⁵

Praktische Implikationen

Die dargestellten Ergebnisse machen deutlich, dass OI für Unternehmen vor allem auch während einer Krise, die beispielsweise Kurzarbeit notwendig macht, wichtig sein kann, da sie negative Auswirkungen geringer AZ auf die Arbeitsleistung abschwächen kann. Die aktive Förderung von OI können Unternehmen somit auch präventiv zur Sicherung der Leistung ihrer Beschäftigten nutzen. Dabei kann OI zum einen durch einen transformativem oder ethischen Führungsstil gefördert werden, da z. B. ethisch Führende durch Offenheit und Vertrauenswürdigkeit gekennzeichnet sind, was bei Beschäftigten höhere Kooperativität begünstigt, welche wiederum positiv auf OI ausstrahlt (Carmeli, Atwater & Levi, 2011; Walumbwa et al., 2011). Zum anderen identifizieren sich Beschäftigte stärker mit ihrem Unternehmen, wenn sie sich fair behandelt (Blader & Tyler, 2009) und unterstützt fühlen (Edwards & Peccei, 2010).

Wie die Ergebnisse zeigten, gingen die unterschiedlichen Arbeitssituationen während der Corona-Pandemie (Homeoffice, Kurzarbeit, Arbeitsplatz) nicht mit Unterschieden in der AZ oder der OI einher. Vor allem aber zeigten sich auch keine Unterschiede bezüglich der Arbeitsleistung, was zum Abbau von Vorbehalten gegenüber Homeoffice beitragen könnte.

Limitationen

Wie wohl bezüglich jeder Studie gilt, so sind auch die Befunde dieser Studie vor dem Hintergrund einschränkender Faktoren zu sehen. Zunächst einmal war die Stichprobe, zumindest im Hinblick auf die Anzahl der Teilnehmenden in den einzelnen Grup-

⁵ Wie in Fußnote 4 angesprochen, zeigte sich aber zumindest ein Trend, dass hohe OI, mit Ausnahme von Beschäftigten im Homeoffice, auch bei der Extrarollenleistung eine puffernde Wirkung geringer AZ hatte. Beschäftigte in Kurzarbeit und am Arbeitsplatz zeigen demnach bei hoher OI auch trotz geringer AZ eine hohe Extrarollenleistung, helfen also KollegInnen und Vorgesetzten und setzten sich für ihr Unternehmen ein. Dies ist aufgrund der physischen Distanz im Homeoffice eventuell weniger der Fall, so dass die Extrarollenleistung im Homeoffice primär von der AZ abhängt

pen (Homeoffice, Kurzarbeit, Arbeitsplatz), vergleichsweise klein, bestand insgesamt mehrheitlich aus weiblichen Teilnehmenden (circa 75 %), war vergleichsweise jung (71 % waren unter 36 Jahren) und besaß zum größten Teil einen höheren Bildungsabschluss. Ergebnisse weiterer Studien mit größeren und/oder heterogeneren Stichproben scheinen daher wünschenswert.

Zudem wurde die familiäre, soziale und finanzielle Situation der Teilnehmenden nicht erfasst, weshalb mögliche Einflüsse dieser Faktoren nicht ermittelt werden konnten. Allgemeiner können demografische und weitere nicht erfasste Unterschiede zwischen den drei Gruppen von Teilnehmenden (Homeoffice, Kurzarbeit, Arbeitsplatz) Einfluss auf die hier untersuchten Vergleiche und Zusammenhänge genommen haben.

In der vorliegenden Studie wurde die Arbeitsleistung mittels Selbstbericht erhoben. Zukünftige Studien könnten sich daher der Frage widmen, ob sich ähnliche Befunde zu Leistungsunterschieden und zur Rolle von OI und AZ bei der Vorhersage der Arbeitsleistung auch bei Fremdurteilen oder objektiven Leistungsmaßen zeigen. Zu guter Letzt könnten die aktuellen Querschnittsbefunde durch Längsschnittstudien zur Entwicklung der Leistung im Zeitverlauf, insbesondere in Kurzarbeit und im Homeoffice, ergänzt werden. Auch die Rollen von OI und AZ bei der Vorhersage zukünftiger Leistung könnten Gegenstand längsschnittlicher Studien sein (vgl. Ziegler, Schlett et al., 2012; Ziegler & Schlett, 2016).

Fazit

Diese Studie untersuchte den Zusammenhang von AZ, OI und Arbeitsleistung bei Beschäftigten am Arbeitsplatz, im Homeoffice und in Kurzarbeit während der Corona-Pandemie. Insgesamt sprechen die vorliegenden Ergebnisse für die Wichtigkeit von hoher OI wie auch hoher AZ für Unternehmen, nicht zuletzt in Krisenzeiten. So zeigte sich insbesondere bei Beschäftigten in Kurzarbeit, dass hohe OI einen Puffereffekt bewirken kann, der den negativen Einfluss einer geringen AZ auf die Intrarollenleistung abfedert. Investitionen in Maßnahmen zur Förderung von OI und AZ dürften sich damit für Unternehmen nicht nur kurzfristig, sondern vor allem auch mittel- und langfristig auszahlen.

Literatur

Aiken, L. S. & West, S. G. (1991). *Multiple regression: Testing and interpreting interactions*. Newbury Park, CA: Sage.

Allen, T. D., Golden, T. D. & Shockley, K. M. (2015). How effective is telecommuting? Assessing the status of our scientific findings. *Psychological Science in the Public Interest*, 16(2), 40–68. <https://doi.org/10.1177/1529100615593273>

Ashforth, B. E. & Mael, F. (1989). Social identity theory and the organization. *Academy of Management Review*, 14(1), 20–39. <https://doi.org/10.1097/EDE.Ob013e31812e5535>

Bardt, H. & Hüther, M. (2020). *Corona stoppt die Volkswirtschaft von allen Seiten* (IW-Kurzbericht). Köln: Institut Der Deutschen Wirtschaft (IW).

Bartel, C. A., Wrzesniewski, A. & Wiesenfeld, B. M. (2012). Knowing where you stand: Physical isolation, perceived respect, and organizational identification among virtual employees. *Organization Science*, 23(3), 743–757. <https://doi.org/10.1287/orsc.1110.0661>

Blader, S. L. & Tyler, T. R. (2009). Testing and extending the group engagement model: linkages between social identity, procedural justice, economic outcomes, and extrarole behavior. *Journal of Applied Psychology*, 94(2), 445–464. <https://doi.org/10.1037/a0013935>

Bloom, N., Liang, J., Roberts, J. & Ying, Z. J. (2015). Does working from home work? Evidence from a chinese experiment. *Quarterly Journal of Economics*, 130(1), 165–218. <https://doi.org/10.1093/qje/qju032>. Advance

Brayfield, A. H. & Rothe, H. F. (1951). An index of job satisfaction. *Journal of Applied Psychology*, 35(5), 307–311. <https://doi.org/10.1097/00006199-195402000-00016>

Carmeli, A., Atwater, L. & Levi, A. (2011). How leadership enhances employees' knowledge sharing: The intervening roles of relational and organizational identification. *Journal of Technology Transfer*, 36(3), 257–274. <https://doi.org/10.1007/s10961-010-9154-y>

De Clercq, D. & Belausteguigoitia, I. (2019). Political skill and organizational identification: Preventing role ambiguity from hindering organizational citizenship behaviour. *Journal of Management & Organization*, 1–20. <https://doi.org/10.1017/jmo.2019.31>

Degenhardt, B., Gisin, L. & Schulze, H. (2014). *Schweizerische Umfrage „Home Office 2013“ – Teil 1*. Olten: Hochschule für Angewandte Psychologie FHNW. Verfügbar: http://www.fhnw.ch/aps/ifk/projekte/aktuelle-projekte/copy_of_home-office-2013/home-office-2013

Dubin, R. (1956). Industrial workers' worlds: A study of the „central life interests“ of industrial workers. *Social Problems*, 3, 131–142. <https://doi.org/doi:10.2307/799133>

Edwards, M. R. & Peccei, R. (2010). Perceived organizational support, organizational identification, and employee outcomes: testing a simultaneous multifoci model. *Journal of Personnel Psychology*, 9(1), 17–26. <https://doi.org/10.1027/1866-5888/a000007>

Feng, Z. & Savani, K. (2020). Covid-19 created a gender gap in perceived work productivity and job satisfaction: implications for dual-career parents working from home. *Gender in Management: An International Journal*, 35(7/8), 719–736. <https://doi.org/10.1108/GM-07-2020-0202>

Fisher, C. D. (2000). Mood and emotions while working: missing pieces of job satisfaction? *Journal of Organizational Behavior*, 21(2), 185–202.

- [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1379\(20003\)21:2<185::AID-JOB34>3.0.CO;2-M](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1379(20003)21:2<185::AID-JOB34>3.0.CO;2-M)
- Gajendran, R. S. & Harrison, D. A. (2007). The good, the bad, and the unknown about telecommuting: Meta-analysis of psychological mediators and individual consequences. *Journal of Applied Psychology, 92*(6), 1524–1541. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.92.6.1524>
- Gajendran, R. S., Harrison, D. A. & Delaney-Klinger, K. (2015). Are telecommuters remotely good citizens? Unpacking telecommuting's effects on performance via i-deals and job resources. *Personnel Psychology, 68*(2), 353–393. <https://doi.org/10.1111/peps.12082>
- Godinic, D., Obrenovic, B. & Khudaykulov, A. (2020). Effects of economic uncertainty on mental health in the covid-19 pandemic context: social identity disturbance, job uncertainty and psychological well-being model. *International Journal of Innovation and Economic Development, 6*(1), 61–74. <https://doi.org/10.18775/ijed.1849-7551-7020.2015.61.2005>
- Hans-Böckler-Stiftung. (2020, 10. Juli). *Pressedienst*. Zugriff unter https://www.boeckler.de/pdf/pm_wsi_2020_07_10.pdf
- Hoffman, B. J., Blair, C. A., Meriac, J. P. & Woehr, D. J. (2007). Expanding the criterion domain? A quantitative review of the OCB literature. *Journal of Applied Psychology, 92*(2), 555–566. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.92.2.555>
- Iaffaldano, M. T. & Muchinsky, P. M. (1985). Job satisfaction and job performance: A meta-analysis. *Psychological Bulletin, 97*, 251–273.
- Judge, T. A., Thoresen, C. J., Bono, J. E. & Patton, G. K. (2001). The job satisfaction-job performance relationship: A qualitative and quantitative review. *Psychological Bulletin, 127*(3), 376–407.
- Katz, D. (1964). The motivational basis of organizational behavior. *Behavioral Science, 9*(2), 131–146.
- Kramer, A. & Kramer, K. Z. (2020). The potential impact of the Covid-19 pandemic on occupational status, work from home, and occupational mobility. *Journal of Vocational Behavior, 5*(119), 103442. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2020.103442>
- Kraus, S., Clauss, T., Breier, M., Gast, J., Zardini, A. & Tiberius, V. (2020). The economics of COVID-19: Initial empirical evidence on how family firms in five European countries cope with the corona crisis. *International Journal of Entrepreneurial Behavior & Research, 26*(5), 1067–1092. <https://doi.org/10.1108/IJEBR-04-2020-0214>
- Lee, E. S., Park, T. Y. & Koo, B. (2015). Identifying organizational identification as a basis for attitudes and behaviors: A meta-analytic review. *Psychological Bulletin, 141*(5), 1049–1080. <https://doi.org/10.1037/bul0000012>
- Leiner, D. J. (2019). *SoSci Survey (Version 3.2.06)* [Computer software]. Zugriff unter <https://www.sosicisurvey.de>.
- LePine, J. A., Erez, A. & Johnson, D. E. (2002). The nature and dimensionality of organizational citizenship behavior: A Critical review and meta-analysis. *Journal of Applied Psychology, 87*(1), 52–65. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.87.1.52>
- Mael, F. & Ashforth, B. E. (1992). Alumni and their alma mater: A partial test of the reformulated model of organizational identification. *Journal of Organizational Behavior, 13*(2), 103–123. <https://doi.org/10.1002/job.4030130202>
- Möhrling, K., Naumann, E., Reifenscheid, M., Blom, A. G., Wenz, A., Rettig, T. et al. (2020, April). *Die Mannheimer Corona-Studie: Schwerpunktbericht zur Erwerbstätigkeit in Deutschland, 22*. Zugriff unter https://www.uni-mannheim.de/media/Einrichtungen/gip/Corona_Studie/2020-04-16_Schwerpunktbericht_Erwerbstaetigkeit.pdf
- Nerdinger, F. W. (2000). Extra-Rollenverhalten. *Gruppendynamik und Organisationsberatung, 31*(2), 155–167. <https://doi.org/10.1007/s11612-000-0015-2>
- Neuberger, O. (1974). *Messung der Arbeitszufriedenheit: Verfahren und Ergebnisse*. Stuttgart: Kohlhammer.
- Ng, T. W. H. & Feldman, D. C. (2008). The relationship of age to ten dimensions of job performance. *Journal of Applied Psychology, 93*(2), 392–423. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.93.2.392>
- Organ, D. W. (1988). *Organizational citizenship behavior*. Lexington, MA: Heath & Co.
- Podsakoff, N. P., Whiting, S. W., Podsakoff, P. M. & Blume, B. D. (2009). Individual- and organizational-level consequences of organizational citizenship behaviors: A meta-analysis. *Journal of Applied Psychology, 94*(1), 122–141. <https://doi.org/10.1037/a0013079>
- Roth, P. L., Purvis, K. L. & Bobko, P. (2012). A meta-analysis of gender group differences for measures of job performance in field studies. *Journal of Management, 38*(2), 719–739. <https://doi.org/10.1177/0149206310374774>
- Schleicher, D. J., Smith, T. A., Casper, W. J., Watt, J. D., Greguras, G. J. (2015). It's all in the attitude: The role of job attitude strength in job attitude – outcome relationships. *Journal of Applied Psychology, 100*, 1259–1274.
- Schleicher, D. J., Watt, J. D. & Greguras, G. J. (2004). Reexamining the job satisfaction-performance relationship: The complexity of attitudes. *Journal of Applied Psychology, 89*, 165–177. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.89.1.165>
- Schröder, C., Entringer, T., Göbel, J., Grabka, M., Graber, D., Kröger, H. et al. (2020). *Vor dem Covid-19-Virus sind nicht alle Erwerbstätigen gleich* (IW-Kurzbericht 41). Köln: Deutsches Institut Für Wirtschaftsforschung (DIW).
- Staufenbiel, T. & Hartz, C. (2000). Organizational Citizenship Behavior: Entwicklung und erste Validierung eines Meßinstruments. *Diagnostica, 46*, 73–83.
- Tajfel, H. & Turner, J. C. (1979). An integrative theory of intergroup conflict. In W. Austin & S. Worchel (Eds.), *The social psychology of intergroup relations* (pp. 33–48). Pacific Grove, CA: Brooks/Cole.
- Trybou, J., Gemmel, P., Pauwels, Y., Henninck, C. & Clays, E. (2014). The impact of organizational support and leader-member exchange on the work-related behaviour of nursing professionals: The moderating effect of professional and organizational

- identification. *Journal of Advanced Nursing*, 70(2), 373–382. <https://doi.org/10.1111/jan.12201>
- van Dick, R., Christ, O., Stellmacher, J., Wagner, U., Ahlswede, O., Grubba, C. et al. (2004). Should I stay or should I go? Explaining turnover intentions with organizational identification and job satisfaction. *British Journal of Management*, 15(4), 351–360. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8551.2004.00424.x>
- van Dick, R., Wagner, U., Stellmacher, J. & Christ, O. (2004). The utility of a broader conceptualization of organizational identification: Which aspects really matter? *Journal of Occupational and Organizational psychology*, 77(2), 171–191.
- van Knippenberg, D., van Dick, R. & Tavares, S. (2007). Social identity and social exchange: Identification, support, and withdrawal from the job. *Journal of Applied Social Psychology*, 37(3), 457–477. <https://doi.org/10.1111/j.1559-1816.2007.00168.x>
- von Gaudecker, H.-M., Holler, R., Janys, L., Siflinger, B. & Zimpelmann, C. (2020). *Labour supply in the early stages of the COVID-19 pandemic: Empirical evidence on hours, home office, and expectations* (IZA discussion paper no. 13158). Available at <https://ssrn.com/abstract=3579251>
- Walumbwa, F. O., Mayer, D. M., Wang, P., Wang, H., Workman, K. & Christensen, A. L. (2011). Linking ethical leadership to employee performance: The roles of leader-member exchange, self-efficacy, and organizational identification. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 115(2), 204–213. <https://doi.org/10.1016/j.obhdp.2010.11.002>
- Wegge, J. & van Dick, R. (2006). Arbeitszufriedenheit, Emotionen bei der Arbeit und organisationale Identifikation. In L. Fischer (Hrsg.), *Arbeitszufriedenheit* (S. 11–36). Göttingen: Hogrefe.
- Weichbrodt, J. & Schulze, H. (2020). *Homeoffice als Pandemie-Maßnahme – Herausforderungen und Chancen*. Fachhochschule Nordwestschweiz. <http://dx.doi.org/10.26041/fhnw-3365>
- Weiss, H. M. (2002). Deconstructing job satisfaction. Separating evaluations, beliefs and affective experiences. *Human Resource Management Review*, 12(2), 173–194. [https://doi.org/10.1016/S1053-4822\(02\)00045-1](https://doi.org/10.1016/S1053-4822(02)00045-1)
- Wiesenfeld, B. M., Raghuram, S. & Garud, R. (2001). Organizational identification among virtual workers: The role of need for affiliation and perceived work-based social support. *Journal of Management*, 27(2), 213–229. [https://doi.org/10.1016/S0149-2063\(00\)00096-9](https://doi.org/10.1016/S0149-2063(00)00096-9)
- Williams, L. J. & Anderson, S. E. (1991). Job satisfaction and organizational commitment as predictors of organizational citizenship and in-role behaviors. *Journal of Management*, 17(3), 601–617.
- Ziegler, R., Hagen, B. & Diehl, M. (2012). Relationship between job satisfaction and job performance: job ambivalence as a moderator. *Journal of Applied Social Psychology*, 42, 2019–2040. <https://doi.org/10.1111/j.1559-1816.2012.00929.x>
- Ziegler, R. & Schlett, C. (2016). An attitude strength and self-perception framework regarding the bi-directional relationship of job satisfaction with extra-role and in-role behavior: The doubly moderating

- role of work centrality. *Frontiers in Psychology*, 7, 1–17. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00235>
- Ziegler, R., Schlett, C., Casel, K. & Diehl, M. (2012). The role of job satisfaction, job ambivalence, and emotions at work in predicting organizational citizenship behavior. *Journal of Personnel Psychology*, 11, 176–190. <https://doi.org/10.1027/1866-5888/a000071>



Prof. Dr. René Ziegler
Universität Tübingen
Fachbereich Psychologie
Schleichstraße 4
D-72076 Tübingen
rene.ziegler@uni-tuebingen.de



Maike Klett
Universität Marburg
maike.klett@web.de



Marie Kanzleiter
Universität Tübingen
marie@kanzleiter.eu