

Dynamische Effekte von Jobstressoren auf die mentale und wahrgenommene
Gesundheit von Erwerbstätigen: Eine kausale Längsschnittanalyse unter älteren
Beschäftigten

Lisa Hehnke & Lisa Riedel
Fachbereich Politik- & Verwaltungswissenschaft
Universität Konstanz

Inhaltsverzeichnis

Abbildungsverzeichnis	I
Tabellenverzeichnis.....	II
Zusammenfassung	III
Einleitung	1
Theoretischer Rahmen und Hypothesenableitung.....	2
Jobstressoren und mentale Störungen	2
Mentale Störungen und wahrgenommene Gesundheit.....	2
Dynamische Effekte	3
Methodik	4
Datengrundlage	4
Messung	4
Jobstressoren	4
Mentale Störung	6
Wahrgenommene Gesundheit	6
Kontrollvariablen	6
Faktorielle Invarianz	7
Methodische Vorgehensweise.....	8
Ergebnisse	9
Deskriptive Statistik	9
Messmodell	9
Strukturelles Modell.....	12
Diskussion	15
Praktische Implikationen.....	15
Limitationen und Forschungsausblick	16
Referenzen.....	17

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1. Konzeptionelles Modell zu einem Messzeitpunkt ($t=1$).....	4
Abbildung 2. Ergebnisse des strukturellen Modells.....	14

Tabellenverzeichnis

Tabelle 1. Mittelwerte und Standardabweichungen	5
Tabelle 2. Ergebnisse der Messinvarianzkontrolle	7
Tabelle 3. Interkorrelation der herangezogenen Variablen	9
Tabelle 4. Eigenschaften des Messmodells	11
Tabelle 5. Modellvergleich	12

Zusammenfassung

Die vorliegende Arbeit befasst sich mit den Auswirkungen von Jobstressoren auf die mentale und wahrgenommene Gesundheit von älteren Erwerbstätigen. Methodischer und inhaltlicher Mehrwert ist das longitudinale Design, welches die dynamischen Effekte dieses Prozesses erfasst und kausale Schlüsse über die vermuteten Zusammenhänge zulässt. Hierbei wird die Hypothese aufgestellt, dass sich Stress am Arbeitsplatz negativ auf die wahrgenommene Gesundheit der Beschäftigten auswirkt, wobei diese Beziehung wiederum von deren mentalem Gesundheitszustand partiell mediiert wird. Um die Hypothesen zu überprüfen, wird auf Daten der SHARE-Panelstudie der Jahre 2004-2013 zurückgegriffen (N=8066). Die vermuteten dynamischen Zusammenhänge werden mithilfe von *Cross-Lagged-Panel*-Strukturgleichungsmodellen getestet und können teilweise bestätigt werden. So wirken sich Jobstressoren – wie zuvor vermutet – negativ auf die mentale Gesundheit von älteren Erwerbstätigen aus. Diese übt jedoch einen positiven Effekt auf deren wahrgenommene Gesundheit aus, was den bisherigen theoretischen Annahmen widerspricht. Die Vermutung eines direkten negativen Zusammenhangs von Jobstressoren auf die wahrgenommene Gesundheit kann hingegen empirisch bestätigt werden. Die Ergebnisse der vorliegenden Arbeit bringen insgesamt wichtige Implikationen für Firmen und Führungskräfte hervor, indem sie die gesundheitlichen Gefahren von zu hohen Arbeitsanforderungen sowie einem geringen Maß an Kontrolle und Autonomie am Arbeitsplatz aufzeigen. Entsprechend sollten betroffene Firmen aktiv an einer Senkung des Stresslevels ihrer Beschäftigten beitragen, um langfristige gesundheitliche Schäden zu vermeiden.

Einleitung

Der Arbeitsmarkt hat sich in den vergangenen Jahren stark verändert. Bedingt durch den demographischen Wandel ist die Anzahl an älteren Beschäftigten in europäischen Unternehmen in den vergangenen Jahren massiv angestiegen (Reinhardt, Wahrendorf, & Siegrist, 2013). Parallel zu diesem Trend ist eine Zunahme an Erkrankungen infolge von berufsbedingtem Stress zu verzeichnen (Danna & Griffin, 1999; Richardson & Rothstein, 2008), wovon vor allem ältere Menschen betroffen sind.

Um die damit einhergehenden Prozesse und Dynamiken besser erfassen und angemessene Lösungskonzepte entwickeln zu können, beschäftigt sich die organisationale Stressforschung seit einiger Zeit intensiv mit diesem Phänomen. Der Fokus liegt primär auf der Untersuchung von Stressfaktoren (sog. Stressoren) am Arbeitsplatz und deren Auswirkungen auf die Gesundheit der Mitarbeiter (u.a. Bosma et al., 1997; Zapf & Semmer, 2004; Rafferty & Griffin, 2006; Nixon, Mazzalo, Bauer, Krueger, & Spector, 2011).

Viele Studien, die den Effekten von Jobstressoren nachgehen, basieren jedoch auf Querschnittsdaten, die keine Analyse von zeitlichen Veränderungen oder unbeobachteten Trends erlauben und somit keine kausalen Inferenzschlüsse zulassen. Entsprechend sind Probleme mit konfundierenden Drittvariablen, reziproker Kausalität oder Verletzungen der Exogenitätsannahme nicht grundsätzlich auszuschließen, was sowohl die interne Validität als auch die Generalisierbarkeit der empirischen Befunde mindern muss. Dies betrifft insbesondere die in der *Management-* und *Organizational Behavior*-Forschung oftmals herangezogenen Mediationsanalysen, die einen kausalen Prozess abbilden und für eine unverzerrte Schätzung der Effekte ein Mindestmaß an zeitlicher Variation voraussetzen (Cole & Maxwell, 2003; Little, Preacher, Selig, & Card, 2007; Maxwell, Cole, & Mitchell, 2011; Little, 2013).

Vor diesem Hintergrund ist es das Ziel der vorliegenden Arbeit, ein Forschungsdesign zu entwickeln, welches die dynamischen Effekte von jobbedingten Stressoren auf der Grundlage von Paneldaten der SHARE-Studie (*Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe*) für den Zeitraum von 2004 bis 2013 erfasst. Auf diese Weise können die longitudinalen Effekte von Jobstressoren auf die Gesundheit von älteren Erwerbstätigen über die Zeit hinweg valide geschätzt und interpretiert werden, was einen wesentlichen Mehrwert gegenüber den bislang hauptsächlich vorliegenden Querschnittsstudien darstellt.

Theoretischer Rahmen und Hypothesenableitung

Jobstressoren und mentale Störungen

Die Stressforschung hat gezeigt, dass häufiger Stress zu vermehrter psychischer Belastung und mentalen Störungen führen kann, was sich längerfristig auch in physischen Beschwerden manifestiert (Taylor, 1999; Lin & Ensel, 1989). Als mentale Störung wird im Rahmen dieser Arbeit eine schädliche Dysfunktion der menschlichen Psyche verstanden. Eine Dysfunktion beschreibt dabei das Versagen von mentalen Mechanismen zur Erfüllung ihrer vorgesehenen natürlichen Funktionen (Wakefield, 1992, 373). Infolge emotionaler und kognitiver Reaktionen auf Stressoren können insbesondere mentale Störungen in Form von Angstzuständen, Besorgnis und Depressionen auftreten (Taylor, 1999, 172).

Das *Job Demands-Control*-Modell nach Karasek (1979) benennt analog zwei Dimensionen, welche zu einer Belastung am Arbeitsplatz führen und somit die Stressentstehung positiv bedingen können. Zum einen Arbeitsanforderungen, darunter Termin- und Leistungsdruck, oftmaliges Auftreten unvorhersehbarer Probleme und die stetige Einarbeitung in neue Aufgabenbereiche. Zum anderen der Aspekt Kontrolle und Entscheidungsspielraum, welcher den Grad an Autonomie des Arbeitnehmers beinhaltet sowie die Möglichkeit, Aufgaben eigenständig zu koordinieren (Karasek 1979, 287). Je höher die Arbeitsanforderungen und je niedriger der Entscheidungsspielraum der Erwerbstätigen, desto höher wird deren Stresslevel eingestuft (Ahola & Hakanen, 2007, 104).

Hieraus lässt sich die folgende Hypothese ableiten:

H1: Jobstressoren wirken sich positiv auf die Entstehung mentaler Störungen aus.

Mentale Störungen und wahrgenommene Gesundheit

Neben den negativen Effekten von Jobstressoren gehen wir davon aus, dass mentale Störungen des Weiteren eine Verschlechterung des wahrgenommenen Gesundheitszustandes der älteren Erwerbstätigen hervorrufen und zudem den Effekt der Jobstressoren partiell mediieren. So wirken sich mentale Störungen negativ auf das Gesundheitsverhalten der Betroffenen aus (Phelan, Stradins, & Morrison, 2001). Menschen, die beispielsweise unter Depressionen leiden, haben eine geringere Wahrscheinlichkeit, sich aktiv um ihre Gesundheit zu bemühen. Sie können körperliche Symptome schlechter einschätzen und gehen deshalb seltener zum Arzt (Taylor, 1999, 174). Darüber hinaus entwickeln sich bei Personen mit mentalen Störungen häufiger gesundheitsgefährdende Gewohnheiten wie übermäßiger Alkoholkonsum, eine geringere physische Aktivität oder unregelmäßige Nahrungsaufnahme,

was eine schlechtere wahrgenommene Gesundheit zur Folge hat (Grunberg, Moore, Sikora, & Greenberg, 2006; Steptoe, Wardle, Pollard, Canaan, & Davies, 1996).

Analog hierzu ist auch ein direkter Effekt des Stresslevels am Arbeitsplatz auf die wahrgenommene Gesundheit von älteren Erwerbstätigen zu erwarten, da in Stresssituationen ein Reiz ausgelöst wird, der verschiedene körperliche Reaktionen in Gang setzt. So wird unter anderem Adrenalin ausgeschüttet, welches bei häufigem Vorkommen zu erhöhtem Blutdruck, einer erhöhten Hormonaktivität sowie einer höheren Herzfrequenz führt. Diese Veränderungen haben langfristig eine Verschlechterung der körperlichen Gesundheit als Konsequenz (Taylor, 1999; Thoerell & Karasek, 1996; Lin & Ensel, 1989).

Zusammenfassend lassen sich folgende Hypothesen ableiten:

H2a: Eine mentale Störung bei älteren Erwerbstätigen wirkt sich negativ auf deren wahrgenommene Gesundheit aus.

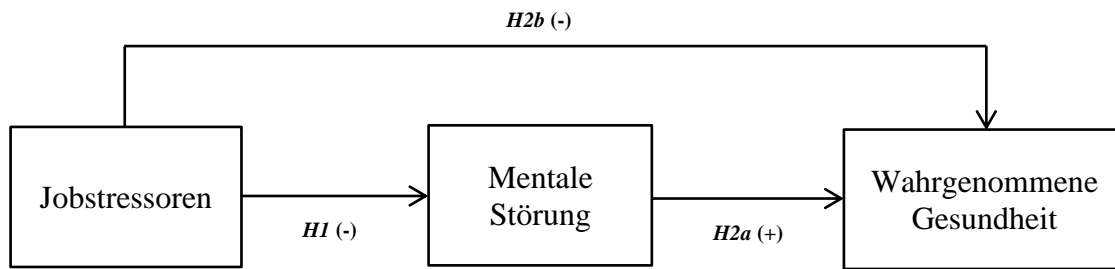
H2b: Die Beziehung zwischen Jobstressoren und wahrgenommener Gesundheit wird durch mentale Störungen bei älteren Erwerbstätigen partiell mediiert.

Dynamische Effekte

In einigen Arbeiten, die den Zusammenhang zwischen Arbeitsanforderungen und mentaler Gesundheit untersucht haben, konnte entgegen unserer Argumentation kein signifikanter Effekt von Jobstressoren auf die mentale Verfassung von älteren Erwerbstätigen gemessen werden (u.a. Wahrendorf, Dragano & Siegrist, 2013, 795).

Im Gegensatz zu Wahrendorf und Kollegen, die ebenfalls mit dem SHARE-Datensatz arbeiten (siehe Abschnitt 3.1), vermuten wir den Grund für diesen vermeintlich nicht vorhandenen Effekt jedoch in der statistischen Modellierung der kausalen Strukturen. So ist anzunehmen, dass der Effekt von Jobstressoren möglichen mentalen und physischen gesundheitlichen Folgen zeitlich vorausgeht, was jedoch explizit modelliert werden muss (vgl. De Jonge et al., 2001; De Lange, Taris, Kompier, Houtman, & Bongers, 2003; Preacher, 2015).

Abbildung 1 bietet einen Überblick über die vermuteten kausalen Zusammenhänge.

Abbildung 1. Konzeptionelles Modell zu einem Messzeitpunkt ($t=1$)

Methodik und Datengrundlage

Datengrundlage

Als Datenquelle für die nachfolgende Analyse dient die transnationale SHARE-Panelstudie (Malter & Börsch-Supan, 2015; Börsch-Supan et al., 2013 [Zitationsangaben für Welle 5]), die in bislang fünf Wellen in den Jahren 2004 bis 2013 erhoben wurde. Für die nachfolgende Analyse wurden insgesamt vier dieser fünf Wellen herangezogen, da es sich bei Welle 3 (2008), die unter dem Namen SHARELIFE firmiert, um eine retrospektive Erhebung handelt.

Zur empirischen Messung wurden Daten aus Frankreich ausgewählt, da dort die meisten Beobachtungen über alle Wellen hinweg erfasst wurden und zugleich die höchste *Response Rate* zu verzeichnen war. Diese betrug in Welle 1 (2004) 81%. Das Sample beinhaltet insgesamt $N = 8066$ Beobachtungen, davon 44.7% männliche und 56.1% weibliche Erwerbstätige. Das Durchschnittsalter der Befragten zum ersten Messzeitpunkt betrug 64 Jahre (Standardabweichung = 11.24).

Sämtliche Ergebnistabellen in dieser Arbeit sind in englischer Sprache verfasst, um die Vergleichbarkeit mit dem Originaldatensatz und den *syntax-files* zu ermöglichen.

Messung

Um eine einheitliche Messung der Konstrukte zu gewährleisten, wurde die Kodierung der einzelnen Items vereinheitlicht. Detaillierte Angaben zu den durchgeführten Datentransformationen können dem beiliegenden *do-file* (Stata 13.1) entnommen werden.

Jobstressoren. Stress am Arbeitsplatz wurde, wie in Abschnitt 2 bereits erwähnt, über das *Demand-Control-Modell* von Karasek (1979) gemessen, welches zuvor erfolgreich von Mausner-Dorsch & Eaton (2000) angewendet wurde. Dem Ansatz von Siegrist, Wahrendorf, von dem Knesebeck, Jürgens, & Börsch-Supan (2006) folgend, wurden zwei Items zu der Kontrolle am Arbeitsplatz eines älteren Beschäftigten (*Little freedom to decide how I do my*

work; I have an opportunity to develop new skills) zur Messung herangezogen. Darüber hinaus wurden zwei Items zur Messung der Arbeitsanforderungen (*Time pressure due to a heavy workload; Job physically demanding*) in die Analyse integriert. Sämtliche Items wurden als vierstufige Skala erfasst (1= *strongly disagree*; 4 = *strongly agree*). Eine Zusammenfassung aller Items inklusive deskriptiver Statistiken bietet Tabelle 1.

Item	t=1		t=2		t=3		t=4	
	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD
Demand/Control								
1. Job physically demanding	2.35	1.06	2.24	1.02	2.33	1.09	2.55	0.95
2. Time pressure due to a heavy workload	2.55	0.95	2.39	0.94	2.33	0.99	2.32	0.99
3. Little freedom to decide how I do my work	3.04	0.94	3.07	0.92	3.07	0.97	3.08	0.90
4. I have an opportunity to develop new skills	2.69	0.97	2.64	0.93	2.60	0.99	2.72	0.99
Mental Disorder								
1. Sad or depressed last month	0.47	0.50	0.46	0.50	0.48	0.50	0.47	0.50
2. Felt would rather be dead	0.12	0.32	0.12	0.32	0.14	0.34	0.14	0.35
3. Feels guilty	0.12	0.33	0.10	0.31	0.10	0.31	0.10	0.29
4. Trouble sleeping	0.38	0.48	0.37	0.48	0.39	0.49	0.38	0.49
5. Less or same interest in things	0.08	0.27	0.08	0.27	0.10	0.29	0.08	0.27
6. Irritability	0.34	0.48	0.35	0.48	0.35	0.48	0.34	0.47
7. Appetite	0.10	0.30	0.11	0.31	0.10	0.30	0.89	0.28
8. Fatigue	0.35	0.48	0.36	0.48	0.40	0.49	0.41	0.49
9. Concentration on entertainment	0.14	0.35	0.14	0.35	0.13	0.34	0.15	0.35
10. Concentration on reading	0.17	0.38	0.17	0.38	0.17	0.37	0.15	0.36
11. Enjoyment	0.12	0.32	0.10	0.30	0.13	0.34	0.12	0.33
12. Tearfulness	0.27	0.44	0.26	0.44	0.26	0.44	0.26	0.44

Tabelle 1. Mittelwerte und Standardabweichungen für Jobstressoren und mentale Störung

Mithilfe einer longitudinalen konfirmatorischen Faktorenanalyse (CFA) hat sich gezeigt, dass alle Items auf einen einzigen Faktor laden und darüber hinaus einen sehr guten Modellfit aufweisen ($\chi^2 = 998.38$, $df = 83$, $CFI = 0.99$, $TLI = 0.99$, $RMSEA = 0.04$).

Sowohl für den *Comparative Fit Index* (CFI), welcher auf einem Vergleich des aufgestellten Modells mit einem unrestringierten Nullmodell basiert, als auch den *Tucker Lewis Index* (TLI) gelten Werte $>.95$ konventionell als akzeptabel (u.a. Hu & Bentler, 1999). Darüber hinaus sind beide Indizes – anders als der χ^2 -Test – relativ unabhängig gegenüber großen Samplegrößen (Fan, Thompson, & Wang, 1999; Marsh, Balla, & McDonald, 1988). Die Signifikanz des χ^2 -Wertes lässt sich hingegen, ebenso wie in den nachfolgenden Messmodellen, durch die hohe Zahl an Beobachtungen ($N=8066$) begründen und schwächt die Güte des Modells nur marginal (Schermelleh, Moosbrugger, & Müller, 2003, 33). Der *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA) wiederum ist ein absoluter Index, der idealerweise $<.05$ betragen sollte (Steiger, 1990), jedoch gelten Werte $<.08$ (der oberen Intervallgrenze) ebenfalls als akzeptabel (Browne & Cudeck, 1993; Hu & Bentler, 1998).

Mentale Störung. Der mentale Zustand von älteren Erwerbstätigen wurde mit der von Price & Hooijberg (1999) entwickelten EURO-D-Skala erfasst (vgl. auch Prince et al., 1999). Buber & Engelhardt (2008) sowie Aichberger et al. (2010) konnten diese in ihrer empirischen Analyse mit SHARE-Daten bereits erfolgreich anwenden. Die EURO-D-Skala enthält insgesamt zwölf dichotome Items, die in Tabelle 1 ausgewiesen sind. Hierbei gilt, je höher die Summe an gesundheitsgefährdenden Symptomen, desto größer die mentale Störung des Befragten.

Eine longitudinale konfirmatorische Faktorenanalyse aller zwölf Items weist auf ein suffizientes einfaktorielles Modell hin ($\chi^2 = 33983.050$, $df = 1066$, CFI = 0.95, TLI = 0.95, RMSEA = 0.06).

Wahrgenommene Gesundheit. Die wahrgenommene Gesundheit der älteren Beschäftigten wird über deren Selbsteinschätzung (*Would you say your health is...*) anhand einer fünfstufigen Skala erfasst (1= *very bad*; 5 = *very good*). In diversen empirischen Arbeiten konnte zudem bereits validiert werden, dass die Eigenbeurteilung der gesundheitlichen Performanz als Indikator für die objektive Gesundheit eines Befragten herangezogen werden kann (Idler & Benyamini, 1997; Mülunpalo, Vuori, Oja, Pasanen, & Urponen, 1997; Eriksson, Undén, & Elofsson, 2001).

Kontrollvariablen. Um den potentiellen Einfluss des ansteigenden Alters auf die mentale und wahrgenommene Gesundheit der älteren Erwerbstätigen zu berücksichtigen, wurde in der

nachfolgenden Analyse für deren Alter kontrolliert (Mirowsky & Ross, 1992; Beekman, Copeland, & Prince, 1999; Folkman, Lazarus, Pimley, & Novacek, 1987).

Darüber hinaus wurde in der bestehenden Forschung aufgezeigt, dass Frauen eine signifikant höhere Wahrscheinlichkeit haben, an mentalen Störungen wie beispielsweise Depressionen zu erkranken (Nolen-Hoeksema, 2001). Auch bei der physischen Gesundheit zeigen sich oftmals geschlechtsspezifische Unterschiede (Gove & Hughes 1979). Entsprechend wurde zusätzlich eine Variable für das Geschlecht der Befragten aufgenommen.

Invariance model	df	χ^2	$\Delta\chi^2$	Δdf	CFI	RMSEA
Demand/Control						
1. Configural model	94	25.59			0.99	0.01
2. Weak invariance	103	38.99	11.50	9	0.99	0.01
3. Strong invariance	112	41.40	5.74	9	0.99	0.01
4. Strict invariance	124	166.57***	178.67	12	0.96	0.01
Mental Disorder						
1. Configural model	1054	2847.6			0.99	0.02
2. Weak invariance	1087	3163.6	35.91	33	0.99	0.02
3. Strong invariance	1120	3179.9	15.20	33	0.99	0.02
4. Strict invariance	1156	4193.5***	428.73	36	0.99	0.02

Note: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Tabelle 2. Ergebnisse der Messinvarianzkontrolle

Faktorielle Invarianz. Um die longitudinale Invarianz der beiden latenten Konstrukte Jobstressoren und mentale Störung zu überprüfen, wurde dem Vorgehen von Little und Kollegen (2007) gefolgt und für jedes Konstrukt vier distinkte Messmodelle (1. *configural invariance model*, 2. *weak invariance model*, 3. *strong invariance model*, 4. *strict invariance model*) geschätzt. Diese legen den jeweiligen Messeinheiten dieselbe Faktorenstruktur (1.), dieselben Faktorladungen (2.), dieselben Faktorladungen und Konstanten (3.) sowie dieselben Faktorladungen, Konstanten und Residualvarianzen (4.) auf. Entsprechend werden die Modelle immer stärker restringiert, wodurch die gleichbleibende Messung und Validität der Konstrukte auch über die verschiedenen Messzeitpunkte hinweg sichergestellt werden kann (Vandenberg & Lance, 2000; Brown, 2006). Die Ergebnisse der Messinvarianzkontrolle sind in Tabelle 2 ausgewiesen.

Für beide Konstrukte konnte eine starke Invarianz sichergestellt werden. Die fehlende strikte Invarianz ist zu vernachlässigen, da diese in der Forschungspraxis nur selten umgesetzt

wird und zudem auf unrealistischen Einschränkungen hinsichtlich der Varianz der Residuen basiert (Little et al., 2007; Brown, 2006).

Methodische Vorgehensweise

Um den Effekt von jobbedingten Stressoren auf die mentale und wahrgenommene Gesundheit zu schätzen, wurde ein *Full-Information-Maximum-Likelihood*-Strukturgleichungsmodell (FIML) für dynamische Panelmodelle herangezogen. Dieser Schätzer erlaubt es, fehlende Daten – die aufgrund der natürlichen Ausfallquote bei Panelstudien zwangsläufig gegeben sind – unter der Annahme multivariat normalverteilter Daten und nicht-systematischen *Missings* (MAR, *missing at random*) optimal zu berücksichtigen (Allison, 2003; Duncan, Duncan, & Li, 1998).

Insgesamt wurde bei der Analyse in zwei Schritten vorgegangen (vgl. Anderson & Gerbing, 1988). In einem ersten Schritt wurde zunächst das Messmodell der im letzten Abschnitt angeführten Variablen simultan berechnet. Anschließend wurden die Strukturmodelle analog zu den in Abbildung 1 konzeptualisierten kausalen Zusammenhängen geschätzt.

Um die dynamischen Effekte von Jobstressoren zu erfassen, wurde auf ein longitudinales Mediationsmodell in Form eines *Cross-Lagged Panel*-Modells (CLPM) zurückgegriffen (Cole & Maxwell, 2007; Little et al., 2007; Little, 2013). Autoregressive Modelle wie CLPM basieren auf der grundlegenden Annahme, dass die latenten Konstrukte zu einem Zeitpunkt t eine Funktion ihrer vorangegangenen Werte zu einem Zeitpunkt $t-1$ darstellen. Im Falle von CLPM werden die Werte von Y_t zudem auf die Werte von X_{t-1} (sowie umgekehrt) zurückgeführt, was Rückschlüsse auf die strukturellen Beziehungen zwischen den Konstrukten erlaubt (Finkel, 1995; McArdle & Nesselroade, 2014). Folglich gehen wir davon aus, dass jede der in Abbildung 1 dargestellten Variablen zu einem bestimmten Messzeitpunkt von den Werten ihrer zurückliegenden Messzeitpunkte sowie denen der übrigen Variablen beeinflusst wird, was entsprechend modelliert wurde (siehe Abbildung 2).

Sämtliche Berechnungen wurden in der quelloffenen statistischen Softwareumgebung R (R Core Team 2015) durchgeführt, wofür die Zusatzpakete *lavaan* (Rosseel, 2012) und *semTools* (semTools Contributors, 2015) eingesetzt wurden. Das zugehörige *syntax-file* ist der Arbeit beigelegt.

Ergebnisse

Deskriptive Statistik

Die bivariaten Korrelationen, dargestellt in Tabelle 3, postulieren einen positiven Zusammenhang zwischen Jobstressoren (*demand/control*) zum ersten Messzeitpunkt ($t=1$) und der mentalen Störung (*mental disorder*) des ersten und zweiten Messzeitpunktes ($t=1$, $t=2$), zugleich jedoch einen negativen Zusammenhang für die beiden folgenden Messungen ($t=3$, $t=4$). Darüber hinaus korreliert Stress am Arbeitsplatz innerhalb der ersten beiden Messungen ($t=1$, $t=2$) positiv mit der wahrgenommenen Gesundheit. Für die darauffolgenden Messungen ($t=3$, $t=4$) kann hingegen ein negativer Zusammenhang identifiziert werden. Ähnliche Ergebnisse weisen auch die Zusammenhänge zwischen dem Stresslevel am Arbeitsplatz und der wahrgenommenen und mentalen Gesundheit zum dritten und vierten Messzeitpunkt ($t=3$, $t=4$) auf. Hier lässt sich möglicherweise ein kurzfristiger Effekt von Stress auf die mentale Störung sowie eine langfristige Wirkung auf die wahrgenommene Gesundheit vermuten.

Das Geschlecht der Befragten scheint nicht eindeutig mit der Stresswahrnehmung sowie der mentalen und wahrgenommenen Gesundheit zu korrelieren. Bei dem Alter der Befragten zeigt sich ein positiver Zusammenhang mit der Einschätzung des Stresslevels am Arbeitsplatz, während scheinbar keine bivariate Korrelation mit der Gesundheit der älteren Erwerbstätigen besteht.

Messmodell

Unser Messmodell beinhaltet mit den Jobstressoren sowie der mentalen Störung zwei latente Konstrukte, welche mit insgesamt 16 Indikatoren gemessen wurden. Hinzu kommt die wahrgenommene Gesundheit der älteren Erwerbstätigen, die aus einem einzelnen Item besteht. Sämtliche Variablen wurden zu allen vier Messzeitpunkten erfasst.

Das vollständige Modell wurde anhand der gängigen Modellfit-Indizes als gutes Modell ausgewiesen ($\chi^2 = 36646.33$, $df = 1916$, $CFI = 0.96$, $TLI = 0.95$, $RMSEA = 0.05$). Die Signifikanz des Modells ist – wie zuvor bereits angeführt – angesichts der Samplegröße auch hier zu vernachlässigen.

Variables	Correlations													
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1. Demand/Control ($t=1$)	1.00													
2. Demand/Control ($t=2$)	0.47	1.00												
3. Demand/Control ($t=3$)	0.05	0.18	1.00											
4. Demand/Control ($t=4$)	0.03	0.08	0.19	1.00										
5. Perceived Health ($t=1$)	0.23	0.09	-0.13	-0.03	1.00									
6. Perceived Health ($t=2$)	0.20	0.45	-0.10	-0.02	0.23	1.00								
7. Perceived Health ($t=3$)	-0.11	-0.02	0.29	0.05	-0.18	-0.09	1.00							
8. Perceived Health ($t=4$)	-0.03	0.04	0.13	0.12	-0.10	-0.03	0.33	1.00						
9. Gender	-0.08	0.09	0.13	0.03	-0.16	0.15	0.29	0.22	1.00					
10. Year of birth	0.19	0.23	0.49	0.15	-0.16	-0.12	0.15	0.13	0.11	1.00				
11. Mental Disorder ($t=1$)	0.47	0.16	-0.22	-0.05	0.55	0.39	-0.30	-0.15	-2.56	-0.24	1.00			
12. Mental Disorder ($t=2$)	0.21	0.47	-0.11	-0.02	0.23	0.89	-0.10	-0.03	0.15	-0.14	0.45	1.00		
13. Mental Disorder ($t=3$)	-0.13	-0.03	0.34	0.06	-0.22	-0.13	0.80	0.37	0.32	0.18	-0.35	-0.11	1.00	
14. Mental Disorder ($t=4$)	-0.04	0.03	0.14	0.14	-0.12	-0.05	0.33	0.87	0.23	0.14	-0.17	-0.03	0.44	1.00

Tabelle 3. Interkorrelationen der herangezogenen Variablen

Tabelle 4 listet darüber hinaus die standardisierten Ladungen der einzelnen Items für die beiden latenten Konstrukte Stresslevel am Arbeitsplatz und mentale Störung für die vier Messzeitpunkte auf. Keines der Items weist Ladungen unter 0.50 auf, was bei Faktorenanalysen häufig als Gütegrenze herangezogen wird (Hulland, 1999).

Constructs and indicators	Loadings (<i>t=1</i>)	Loadings (<i>t=2</i>)	Loadings (<i>t=3</i>)	Loadings (<i>t=4</i>)
Demand/Control				
1. Job physically demanding	0.92	0.91	0.91	0.91
2. Time pressure due to a heavy workload	0.92	0.92	0.92	0.94
3. Little freedom to decide how I do my work	0.94	0.93	0.94	0.93
4. I have an opportunity to develop new skills	0.89	0.89	0.87	0.91
Cronbachs α	0.95	0.95	0.95	0.96
Composite reliability (CR)	0.95	0.95	0.95	0.96
Average variance extracted (AVE)	0.84	0.83	0.83	0.85
Mental Disorder				
1. Sad or depressed last month	0.93	0.93	0.87	0.90
2. Felt would rather be dead	0.94	0.94	0.88	0.91
3. Feels guilty	0.78	0.81	0.68	0.76
4. Trouble sleeping	0.92	0.92	0.85	0.89
5. Less or same interest in things	0.93	0.94	0.86	0.92
6. Irritability	0.92	0.92	0.85	0.89
7. Appetite	0.96	0.96	0.92	0.96
8. Fatigue	0.91	0.92	0.85	0.89
9. Concentration on entertainment	0.97	0.97	0.94	0.96
10. Concentration on reading	0.96	0.96	0.92	0.95
11. Enjoyment	0.98	0.98	0.95	0.97
12. Tearfulness	0.92	0.92	0.87	0.90
Cronbachs α	0.98	0.99	0.97	0.98
Composite reliability (CR)	0.99	0.99	0.98	0.98
Average variance extracted (AVE)	0.88	0.89	0.78	0.85

Note: N = 8066.

Tabelle 4. Eigenschaften des Messmodells

Als weitere Schritte der durchgeführten Reliabilitäts- und Validitätsanalyse wurden nach Anderson & Gerbing (1988) für jedes Konstrukt – neben Cronbachs α – die *Composite Reliability* (Raykov, 1997) als Gütemaß für deren interne Konsistenz sowie die *Average Variance Extracted* (Fornell & Larcker, 1981) als Maßzahl für die Diskriminanzvalidität berechnet. Sämtliche Werte liegen hierbei über den gängigen Grenzwerten. Für die *Composite Reliability* liegt dieser bei $>.70$ (Raykov, 2002), während ein Wert $>.50$ für die *Average Variance Extracted* empfohlen wird (Fornell & Larcker, 1981). Auch die α -Werte weisen auf eine sehr gute interne Konsistenz oberhalb der Grenze von $>.70$ (Nunnally & Bernstein, 1994) hin, wenngleich dieses Gütemaß für Skalen mit Vorsicht interpretiert werden sollte (Raykov, 2001; Miller, 1995). Insgesamt deuten die Ergebnisse auf eine hinreichende Validität und Reliabilität der beiden Konstrukte für die nachfolgende Analyse hin.

Strukturelles Modell

In einem zweiten Schritt wurde das Strukturmodell analog zu den in Abbildung 1 dargestellten Zusammenhängen geschätzt. Abbildung 2 stellt die Hauptergebnisse für alle vier Messzeitpunkte graphisch dar. Die Kontrollvariablen (Geschlecht und Alter) sowie die Kreuzpfade, die für eine Betrachtung der aufgestellten Hypothesen nicht von primärem Interesse sind, wurden aus Gründen der Übersichtlichkeit ausgelassen, können jedoch den beiliegenden Replikationsdaten entnommen werden. Die Modellindizes weisen insgesamt auf ein ordentliches Modell hin ($\chi^2 = 63095.476$, $df = 2303$, $CFI = 0.93$, $TLI = 0.92$, $RMSEA = 0.06$), wenngleich der CFI-Wert – verglichen mit dem des Messmodells – etwas geringer ausfällt.

Structural model	df	χ^2	$\Delta\chi^2$	Δdf	CFI	TLI	RMSEA
1. Hypothesized model	2291	59846.283***			0.93	0.93	0.06
2. Mediation model	2290	59811.632***	34.651	1	0.93	0.93	0.06

Note: *** $p < 0.001$.

Tabelle 5. Modellvergleich

Hypothese 1 vermutete einen positiven Effekt von Jobstressoren auf die mentale Störung. Diese Hypothese konnte bestätigt werden, da die Pfade zwischen Jobstressoren und mentaler Störung für alle Messzeitpunkte signifikant ausfielen ($\beta = 0.19/0.18/0.23$, $p < 0.001$).

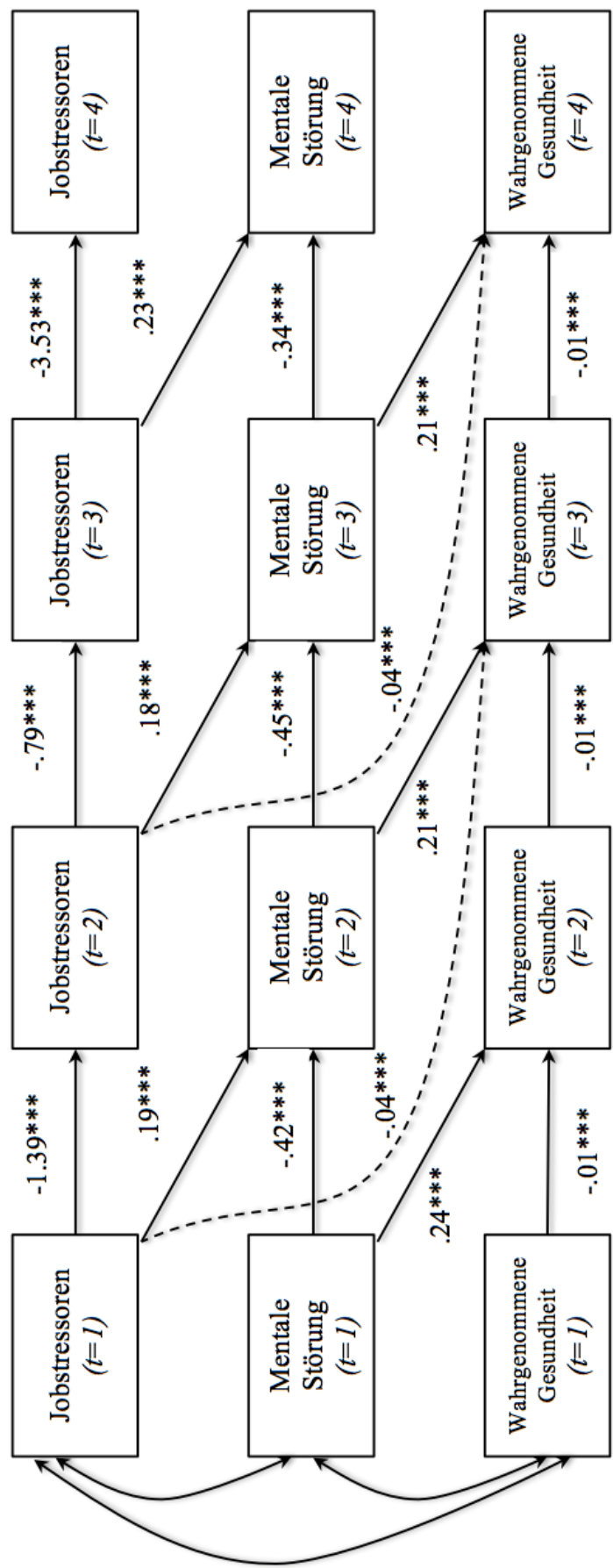
Hypothese 2, welche einen negativen Zusammenhang zwischen mentalen Störungen und der wahrgenommenen Gesundheit postulierte, konnte zwar in der Effektstärke, nicht jedoch in der vermuteten Richtung bestätigt werden. Zu beiden Zeitpunkten wurde hier ein signifikanter positiver Effekt gemessen ($\beta = 0.24/0.21/0.21$, $p < 0.001$). Da die deskriptiven Ergebnisse aus Abschnitt 3.1 auf negative Zusammenhänge zwischen mentalen Störungen und der wahrgenommenen Gesundheit zu den *übernächsten* Messzeitpunkten hinweisen ($t=3$, $t=4$), ließe sich vermuten, dass mentale Probleme möglicherweise erst längerfristig, d.h. mit einiger zeitlicher Verzögerung, negativ auf die wahrgenommene Gesundheit wirken.

Da sowohl Hypothese 1 als auch Hypothese 2 hinsichtlich der Stärke der zuvor angenommenen Effekte bestätigt werden konnten, wurde darüber hinaus der medierende Effekt der mentalen Verfassung von älteren Erwerbstätigen überprüft (Hypothese 2b). Hierzu wurde ein Mediationsmodell berechnet, welches zusätzlich zwei direkte Pfade zwischen Jobstressoren und der wahrgenommenen Gesundheit modelliert. Beide Pfade lieferten

signifikante Ergebnisse ($\beta = -0.04/-0.04$, $p < 0.001$). In Tabelle 5 werden die beiden Modelle einander gegenübergestellt. Über den Vergleich der Modellfit-Indizes wird deutlich, dass das Mediationsmodell keine Verbesserung hervorbringt und die indirekten Pfade überdies weiterhin signifikant bleiben, was Hypothese 2b bestätigt (vgl. Kunze et al., 2011). Entsprechend kann angenommen werden, dass mentale Störungen als partieller, negativer Mediator zwischen Jobstressoren und wahrgenommener Gesundheit agieren.

Zur weiteren Überprüfung von Hypothese 2b wurde darüber hinaus der indirekte Effekt über alle Messzeitpunkte hinweg berechnet, wie von Gollob & Reichardt (1985, 1987, 1991), Cole & Maxwell (2003) und Selig & Preacher (2009) vorgeschlagen. In Übereinstimmung mit Baron & Kenny (1986) wurden die jeweiligen zeitspezifischen Pfade in der Modellsyntax hierfür manuell als a ($DC_t \rightarrow MD_{t+1}$), b ($MD_t \rightarrow PH_{t+1}$) und c ($DC_t \rightarrow PH_{t+2}$) definiert, wobei DC die Prädiktorvariable *demand/control*, MD den Mediator *mental disorder* und PH die zu erklärende Variable *perceived health* bezeichnet. Analog wurden die Pfade $DC_t \rightarrow DC_{t+1}$ und $PH_t \rightarrow PH_{t+1}$ mit x respektive y benannt.

Der indirekte Effekt für einen einzigen Messzeitpunkt – von Gollob & Reichardt als *time-specific indirect effect* bezeichnet – kann nach Baron & Kenny (1986) über den Pfad $DC_{t1} \rightarrow MD_{t2} \rightarrow PH_{t3}$ und somit über eine Multiplikation der Terme $a*b$ berechnet werden. Folglich errechnet sich der *overall indirect effect* für alle Messzeitpunkte aus den drei zeitspezifischen Effekten (1) $DC_{t1} \rightarrow DC_{t2} \rightarrow MD_{t3} \rightarrow PH_{t4}$, (2) $DC_{t1} \rightarrow MD_{t2} \rightarrow PH_{t3} \rightarrow PH_{t4}$ sowie (3) $DC_{t1} \rightarrow MD_{t2} \rightarrow MD_{t3} \rightarrow PH_{t4}$, was der Summe der Terme (1) $a*b*x$, (2) $a*b*y$ und (3) $a*b*m$ entspricht. Der (indirekte) Gesamteffekt von DC_{t1} auf PH_{t4} wird entsprechend über die Formel $a*b*(x+y+m)$ berechnet. Insgesamt ergibt sich für das strukturelle Modell ein indirekter Effekt von $(-1.39)(0.18)(0.21) + (0.19)(0.21)(-0.01) + (0.19)(-0.45)(0.21) = -0.07$ über alle vier Messzeitpunkte hinweg. Auch dieses Ergebnis deutet darauf hin, dass der Effekt von Jobstressoren auf die wahrgenommene Gesundheit von älteren Erwerbstätigen durch deren mentale Verfassung (negativ) mediiert wird, wenngleich nur schwach. Nach der Terminologie von Zhao, Lynch und Chen (2010) handelt es sich hierbei um einen Fall von kompetitiver Mediation, da sowohl die mediiierenden Effekte $a*b$ als auch die direkten Effekte c vorhanden sind, jedoch unterschiedliche Vorzeichen aufweisen und somit gegensätzlicher Richtung sind.



Anmerkung. *** = $p < .001$

Abbildung 2. Ergebnisse des strukturellen Modells

Diskussion

Ziel der Arbeit war es zu analysieren, wie sich Stress am Arbeitsplatz auf die mentale und wahrgenommene Gesundheit von älteren Beschäftigten auswirkt. Methodischer Mehrwert ist insbesondere das longitudinale Forschungsdesign, welches die Interpretation von kausalen Schlüssen zulässt. Inhaltlich wurde ein positiver Effekt von Jobstressoren auf mentale Störungen bei Erwerbstätigen vermutet. Zudem wurde angenommen, dass mentale Störungen zu einer Verschlechterung der wahrgenommenen Gesundheit führen und darüber hinaus die Beziehung zwischen Jobstressoren und der wahrgenommenen Gesundheit partiell medieren.

Die empirischen Ergebnisse konnten die aufgestellten Hypothesen teilweise bestätigen. So konnte gezeigt werden, dass sich Jobstressoren negativ auf die mentale Gesundheit von älteren Erwerbstätigen auswirken, d.h. positiv auf die Entstehung mentaler Störungen wirken. Entgegen unserer Annahme, wonach mentale Störungen die wahrgenommene Gesundheit negativ beeinflussen, deuten die empirischen Ergebnisse auf einen signifikant positiven Effekt hin, was der bisherigen Forschung widerspricht. Jedoch hat sich ein negativer bivariater Zusammenhang zwischen mentalen Störungen und der wahrgenommenen Gesundheit des übernächsten Messzeitpunktes gezeigt (vgl. Tabelle 3). Dies lässt vermuten, dass mentale Störungen möglicherweise erst langfristig eine negative Wirkung auf die wahrgenommene Gesundheit entfalten. Darüber hinaus konnte ein negativer medierender Effekt von mentalen Störungen aufgedeckt werden, welcher nicht mit den anfänglichen Annahmen übereinstimmt. Dies lässt sich möglicherweise auf die geringe Effektstärke (-0.07) zurückführen. Der vermutete negative Effekt von Jobstressoren auf die wahrgenommene Gesundheit der älteren Erwerbstätigen konnte hingegen bestätigt werden.

Praktische Implikationen

Die inhaltlichen Ergebnisse der vorliegenden Arbeit bringen wichtige praktische Implikationen für Firmen und Führungskräfte hervor. So sollte bedacht werden, dass Stress am Arbeitsplatz – bedingt durch zu hohe Arbeitsanforderungen – sowie ein geringes Maß an Kontrolle und Autonomie zu einer Beeinträchtigung der mentalen Gesundheit und physischen Gesundheit von älteren Erwerbstätigen führt. Ein schlechter gesundheitlicher Gesamtzustand wirkt sich jedoch negativ auf die Leistung der Beschäftigten aus (Bond & Bunce, 2003; Bakker, Demerouti & Verbeke, 2004), weswegen Firmen aus ökonomischer Perspektive aktiv zu einer Senkung des Stresslevels beitragen sollten. Insbesondere Maßnahmen für flexiblere Arbeitszeiten sowie die Möglichkeit einer individuellen Aufgabenerledigung können in

solchen Fällen zu einer Senkung des Stresslevels am Arbeitsplatz beitragen und die Beschäftigten vor berufsbedingten gesundheitlichen Problemen schützen.

Limitationen und Forschungsausblick

Trotz des methodischen Mehrwertes der vorliegenden Arbeit verfügt diese über einige Limitationen. Unklar bleibt, ob die Konstrukte mentale Störung und wahrgenommene Gesundheit bei der Befragung trennscharf erfasst werden. So wurde letzteres Konstrukt im SHARE-Datensatz einzig über ein Item zur Selbsteinschätzung der eigenen Gesundheit gemessen, wodurch Befragte sowohl psychische als auch physische Krankheitssymptome als Bewertungskriterien für ihre Einschätzung heranziehen können. Dies sollte in zukünftigen Befragungswellen bei der Frageformulierung berücksichtigt werden.

Des Weiteren ist anzumerken, dass die Daten möglicherweise einen systematischen partiellen Antwortausfall (sog. *Item Nonresponse-Bias*) aufweisen, da ausschließlich von denjenigen Befragten vollständige Daten vorliegen, die über alle Zeiträume (2004-2013) hinweg berufstätig waren. Menschen mit gesundheitlichen Beschwerden haben jedoch eine höhere Wahrscheinlichkeit frühzeitig aus dem Berufsleben auszusteigen (Lund, Iverson, & Poulsen, 2001; Siegrist et al., 2006). Dadurch bleiben vor allem Beschäftigte im Sample erhalten, welche sich *per se* in einer besseren gesundheitlichen Verfassung befinden, was die Interpretation und Generalisierbarkeit der Ergebnisse einschränkt. Damit einher geht zudem ein Nachteil des methodischen Vorgehens, da aufgrund der fehlenden Werte eine Überprüfung der Signifikanz des indirekten Effekts über alle Messzeitpunkte hinweg mittels *Bootstrap*-Verfahren (Preacher & Hayes, 2004) nicht durchführbar ist.

Ein möglicher Lösungsweg für zukünftige Forschungsarbeiten bestünde darin, ein Pseudo-Panel aus wiederholten Querschnittsdaten zu generieren, indem Befragte anhand von zeitinvarianten Merkmalen wie Geschlecht oder Alterskohorte gruppiert und als künstliche Individuen analysiert würden (Deaton, 1985; Verbeek, 2008). Darüber hinaus erlaubt es diese Vorgehensweise, distinkte Studien miteinander zu kombinieren. Hier könnte für eine Untersuchung der dynamischen Effekte von Jobstressoren auf die Gesundheit von Erwerbstätigen etwa die SLOSH-Studie (*Swedish Longitudinal Occupational Survey of Health*) zusätzlich herangezogen werden, um die Ergebnisse der vorliegenden Arbeit mithilfe länderübergreifender Samples zu replizieren. Abschließend sollte auch die zeitliche Verzögerung der mediierenden Effekte – ebenso wie eine länder- und gegebenenfalls kulturübergreifende Mehrgruppenanalyse – in weiterführenden Analysen noch eingehender untersucht werden.

Referenzen

- Ahola, K., & Hakanen J. (2007). Job strain, burnout, and depressive symptoms: A prospective study among dentists. *Journal of Affective Disorders*, 104(1–3), 103–110.
- Aichberger, M. C., Ocak-Schouler, M., Mundt, A., Busch, M. A., Nickels, E., Heimann, H. M., Ströhle, A., Reischies, F. M., Heinz, A., & Rapp, M. A. (2010). Depression in middle-aged and older first generation migrants in Europe: Results from the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE). *European Psychiatry*, 25(8), 468–475.
- Allison, P. D. (2003). Missing data techniques for structural equation modeling. *Journal of abnormal psychology*, 112(4), 545–557.
- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1988). Structural Equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach. *Psychological Bulletin*, 103, 411–423.
- Bakker, A.B., Demerouti, E., & Verbeke, W. (2004). Using the job demands-resources model to predict burnout and performance. *Human Resource Management*, 42(1), 83–104.
- Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: concept, strategic and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51, 1173–1182.
- Beekman, A. T., Copeland, J. R., & Prince, M. J. (1999). Review of community prevalence of depression in later life. *The British Journal of Psychiatry*, 174(4), 307–311.
- Bond, F. W., & Bunce, D. (2003). The Role of Acceptance and Job Control in Mental Health, Job Satisfaction, and Work Performance. *Journal of Applied Psychology*, 88(6), 1057–1067.
- Börsch-Supan, A., Brandt, M., Hunkler, C., Kneip, T., Korbmacher, J., Malter, F., Schaan, B., Stuck, S., & Zuber, S. (2013). Data Resource Profile: The Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE). *International Journal of Epidemiology* DOI: 10.1093/ije/dyt088 [empfohlene Zitierweise].
- Bosma, H., Marmot, M., Hemingway, H., Nichol森, A. C., Brunner, E., & Stansfeld, S. A. (1997). Low job control and risk of coronary heart disease in Whitehall II (prospective cohort) study. *British Medical Journal*, 314(7080), 558–565.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136–162). Newbury Park, CA: Sage.
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: Guilford Press.
- Buber, I., & Engelhardt, H. (2008). Children's Impact on the Mental Health of their Older Mothers and Fathers: Findings from the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe. *European Journal of Ageing*, 5, 31–45.
- Cole, D. A., & Maxwell, S. E. (2003). Testing mediational models with longitudinal data: Questions and tips in the use of structural equation modeling. *Journal of Abnormal Psychology*, 112, 558–577.

- Danna, K., & Griffin, R. (1999). Health and Well-Being in the Workplace: A Review and Synthesis of the Literature. *Journal of Management*, 25(3), 357-384.
- Deaton, A. (1985). Panel data from time series of cross-sections. *Journal of Econometrics*, 30(1), 109-126.
- De Jonge, J., Dormann, C., Janssen, P. P., Dollard, M. F., Landeweerd, J. A., & Nijhuis, F. J. (2001). Testing reciprocal relationships between job characteristics and psychological well-being: A cross-lagged structural equation model. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 74, 29-46.
- De Lange, A. H., Taris, T. W., Kompier, M. A., Houtman, I. L., & Bongers, P. M. (2003). The very best of the Millenium: Longitudinal research and the demand-control-(support) model. *Journal of Occupational Health Psychology*, 8(4), 282-305.
- Duncan, T. E., Duncan, S. C., & Li, F. (1998). A comparison of model-and multiple imputation-based approaches to longitudinal analyses with partial missingness. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 5(1), 1-21.
- Eriksson, I., Undén, A.-L., & Elofsson, S. (2001). Self-rated health. Comparisons between three different measures. Results from a population study. *International Journal of Epidemiology*, 30(2), 326-333.
- Fan, X., Thompson, B., & Wang, L. (1999). Effects of sample size, estimation method, and model specification on structural equation modeling fit indexes. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 56-83.
- Finkel, S. E. (1995). *Causal analysis with panel data*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Folkman, S., Lazarus, R., Pimley, S., & Novacek, J. (1987). Age Differences in Stress and Coping Processes. *Psychology and Aging*, 2(2), 171-184.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50.
- Gollob, H. F., & Reichardt, C. S. (1985). Building time lags into causal models of cross-sectional data. In *Proceedings of the Social Statistics Section of the American Statistical Association* (Vol. 28, pp. 165-170). Washington, DC: American Statistical Association.
- Gollob, H. F., & Reichardt, C. S. (1987). Taking account of time lags in causal models. *Child Development*, 58, 80-92.
- Gollob, H. F., & Reichardt, C. S. (1991). Interpreting and estimating indirect effects assuming time lags really matter. In L. M. Collins & J. L. Horn (Eds.), *Best methods for the analysis of change: Recent advances, unanswered questions, future directions* (pp. 243-259). Washington, DC: American Psychological Association.
- Gove, W. R., & Hughes, M. (1979). Possible Causes of the Apparent Sex Differences in Physical Health: An Empirical Investigation. *American Sociological Review*, 44, 126-146.

- Grunberg, L., Moore, S., Sikora, P., & Greenberg, E. (2006). Downsizing and alcohol use: a cross-lagged longitudinal analysis. *Political and economic change program. Working Paper PEC2006-0002. Institute of Behavioral Science, Boulder, CO*, 1-52.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to under parameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3(4), 424-453.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55.
- Hulland, J. (1999). Use of partial least squares (PLS) in strategic management research: A review of four recent studies. *Strategic management journal*, 20(2), 195-204.
- Idler, E. L., & Benyamini, Y. (1997). Self-Rated Health and Mortality: A Review of Twenty-Seven Community Studies. *Journal of Health and Social Behavior*, 38(1), 21-37.
- Karasek, R. A. (1979). Job Demands, Job Decision Latitude, and Mental Strain: Implications for Job Redesign. *Administrative Science Quarterly*, 24, 285-306.
- Kunze, F., Boehm, S. A., & Bruch, H. (2010). Age diversity, age discrimination climate and performance consequences – a cross organizational study. *Journal of Organizational Behavior*, 32(2), 264-290.
- Lin, N., & Ensel, W. M. (1989). Life Stress and Health: Stressors and Resources. *American Sociological Review*, 54(3), 382-399.
- Little, T. D. (2013). *Longitudinal structural equation modeling*. New York: The Guilford Press.
- Little, T. D., Preacher, K. J., Selig, J. P., & Card, N. A. (2007). New developments in latent variable panel analyses of longitudinal data. *International Journal of Behavioral Development*, 31, 357-365.
- Lund, T., Iversen, L., & Poulsen, K. B. (2001). Work environment factors, health, lifestyle and marital status as predictors of job change and early retirement in physically heavy occupations. *American Journal of Industrial Medicine*, 40(2), 161-169.
- Malter, F., & Börsch-Supan, A. (Eds.) (2015). *SHARE Wave 5: Innovations & Methodology*. Munich: MEA, Max Planck Institute for Social Law and Social Policy [empfohlene Zitierweise].
- Marsh, H. W., Balla, J. R., & McDonald, R. P. (1988). Goodness-of-fit indexes in confirmatory factor analysis: The effect of sample size. *Psychological Bulletin*, 103(3), 391-410.
- Mausner-Dorsch, H., & Eaton, W. W. (2000). Psychosocial Work Environment and Depression: Epidemiologic Assessment of the Demand-Control Model. *American Journal of Public Health*, 90(11), 1765-1770.

- Maxwell, S. E., Cole, D. A., & Mitchell, M. A. (2011). Bias in cross-sectional analyses of longitudinal mediation: Partial and complete mediation under an autoregressive model. *Multivariate Behavioral Research*, 46, 816–841.
- McArdle, J. J., & Nesselroade, J. R. (2014). *Longitudinal Data Analysis Using Structural Equation Modeling*. Washington, DC: American Psychological Association.
- Miller, M. B. (1995). Coefficient alpha: A basic introduction from the perspectives of classical test theory and structural equation modeling. *Structural Equation Modeling*, 2(3), 255-273.
- Mirowsky, J., & Ross, C.E. (1992). Age and Depression. *Journal of Health and Social Behavior*, 33(3), 187-205.
- Mülunpalo, S., Vuori, I., Oja, P., Pasanen, M., & Urponen, H. (1997). Self-Rated Health Status as a Health Measure: The Predictive Value of Self-Reported Health Status on the Use of Physician Services and on Mortality in the Working-Age Population. *Journal of Clinical Epidemiology*, 50(5), 517-528.
- Nixon, A. E., Mazzola, J. J., Bauer, J., Krueger, J. R., & Spector, P. E. (2011). Can work make you sick? A meta-analysis of the relationship between job stressors and physical symptoms. *Work & Stress*, 25(1), 1-22.
- Nolen-Hoeksema, S. (2001). Gender Differences in Depression. *Current Directions in Psychological Science*, 10(5), 173-176.
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric Theory* (3rd ed.). New York: McGraw-Hill.
- Phelan, M., Stradins, L., & Morrison, S. (2001). Physical health of people with severe mental illness. Can be improved if primary care and mental health professionals pay attention to it. *BMJ*, 322(7284), 443-444.
- Preacher, K. J. (2015). Advances in mediation analysis: A survey and synthesis of new developments. *Annual Review of Psychology*, 66, 825-852.
- Preacher, K. J., & Hayes, A. F. (2004). SPSS and SAS procedures for estimating indirect effects in simple mediation models. *Behavior Research Methods, Instruments, & Computers*, 36(4), 717-731.
- Price, R., & Hooijberg, R. (1992). Organizational exit pressures and role stress: Impact on mental health. *Journal of Organizational Behavior*, 13, 614-651.
- Prince, H. J., Reischies, F., Beekman, A. T., Fuhrer, R., Jonker, C., Kivela, S. L., Lawlor, B. A., Lobo, A., Magnusson, H., Fichter, M., van Oyen, H., Roelands, M., Turrina, C., & Copeland, J. R. (1999). Development of the EURO-D scale – a European, Union initiative to compare symptoms of depression in 14 European centres. *The British Journal of Psychiatry*, 174(4), 330-338.
- R Core Team (2015). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <http://www.R-project.org/> [empfohlene Zitierweise].

- Rafferty, A., & Griffin, M. (2006). Perceptions of Organizational Change: A Stress and Coping Perspective. *Journal of Applied Psychology*, 91(5), 1154-1162.
- Rauschenbach, C., Krumm, S., Thielgen, M., & Hertel, G. (2012). Age and work-related stress: a review and meta-analysis. *Journal of Managerial Psychology*, 28 (7/8), 781-804.
- Raykov, T. (1997). Estimation of composite reliability for congeneric measures. *Applied Psychological Measurement*, 21(2), 173-184.
- Raykov, T. (2001). Bias of coefficient alpha for fixed congeneric measures with correlated errors. *Applied Psychological Measurement*, 25(1), 69-76.
- Raykov, T. (2002). Analytic estimation of standard error and confidence interval for scale reliability. *Multivariate Behavioral Research*, 37(1), 89-103.
- Reinhardt, J., Wahrendorf, M., & Siegrist, J. (2013). Socioeconomic position, psychosocial work environment and disability in an ageing workforce: a longitudinal analysis of SHARE data from 11 European countries. *Occupational and Environmental Medicine*, 70, 156-163.
- Richardson, K., & Rothstein, H. (2008). Effects of Occupational Stress Management Intervention Programs: A Meta-Analysis. *Journal of Occupational Health Psychology*, 13(1), 69-93.
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. URL <http://www.jstatsoft.org/v48/i02/> [empfohlene Zitierweise].
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H., & Müller, H. (2003). Evaluating the Fit of Structural Equation Models: Tests of Significance and Descriptive Goodness-of-Fit Measures. *Methods of Psychological Research Online*, 8(2), 23-74.
- Selig, J. P., & Preacher, K. J. (2009). Mediation models for longitudinal data in developmental research. *Research in Human Development*, 6(2-3), 144-164.
- semTools Contributors. (2015). semTools: Useful tools for structural equation modeling. R package version 0.4-9. URL <http://cran.r-project.org/package=semTools> [empfohlene Zitierweise].
- Siegrist, J., Wahrendorf, M., von dem Knesebeck, O., Jürgens, H., & Börsch-Supan, A. (2006). Quality of work, well-being, and intended early retirement of older employees – baseline results from the SHARE Study, *European Journal of Public Health*, 17(1), 62-67.
- Steiger, J. H. (1990). Structural model evaluation and modification: An interval estimation approach. *Multivariate Behavioural Research*, 25(2), 173-180.
- Steptoe, A., Wardle, J., Pollard, T. M., Canaan, L., & Davies, G. J. (1996). Stress, Social Support and Health-related Behavior: A Study of Smoking, Alcohol Consumption and Physical Exercise. *Journal of Psychosomatic Research*, 41(2), 171-180.
- Taylor, S. E. (1999). *Health Psychology* (4th ed.). Boston: McGraw-Hill.
- Teachman, J., Duncan, G. J., Yeung, W. J., & Levy, D. (2001). Covariance Structure Models for Fixed and Random Effects. *Sociological Methods and Research*, 30, 242–70.

- Theorell, T., & Karasek, R. (1996). Current Issues Relating to Psychosocial Job Strain and Cardiovascular Disease Research. *Journal of Occupational Health Psychology*, 1(1), 9-26.
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3(1), 4-70.
- Verbeek, M. (2008). Pseudo-panels and repeated cross-sections. In L. Mátyás, & P. Sevestre (Eds.), *The Econometrics of Panel Data* (pp. 369-383). Berlin/Heidelberg: Springer.
- Wahrendorf, M., Dragano, N., & Siegrist, J. (2013). Social Position, Work Stress, and Retirement Intentions: A Study with Older Employees from 11 European Countries. *European Sociological Review*, 29(4), 792-802.
- Wakefield, J. C. (1992). The Concept of Mental Disorder. On the Boundary Between Biological Facts and Social Values. *American Psychologist*, 47(3), 373-388.
- Zapf, D., & Semmer, N. (2004). Stress und Gesundheit in Organisationen. In H. Schuler, *Organisationspsychologie* (pp. 1007-1122). Göttingen: Hogrefe.
- Zhao, X., Lynch, J. G., & Chen, Q. (2010). Reconsidering Baron and Kenny: Myths and truths about mediation analysis. *Journal of Consumer Research*, 37(2), 197-206.