



universität
wien

MASTERARBEIT / MASTER'S THESIS

Titel der Masterarbeit / Title of the Master's Thesis

„Prävalenz und Prädiktoren von Symptomen der
Depression, Angststörung, Somatisierung und
(komplexen) Posttraumatischen Belastungsstörung
während der Corona-Krise in Österreich“

verfasst von / submitted by

Alina Seidl, BSc

angestrebter akademischer Grad / in partial fulfilment of the requirements for the degree of
Master of Science (MSc)

Wien, 2021 / Vienna 2021

Studienkennzahl lt. Studienblatt /

UA 066 840

degree programme code as it appears on
the student record sheet:

Studienrichtung lt. Studienblatt /

Masterstudium Psychologie UG2002

degree programme as it appears on
the student record sheet:

Betreut von / Supervisor:

Univ.-Prof. Dr. Brigitte Lueger-Schuster, Privatdoz.

Inhaltsverzeichnis

	Seite
1. Prävalenz und Prädiktoren von Symptomen der Depression, Angststörung, Somatisierung und (komplexen) Posttraumatischen Belastungsstörung während der Corona-Krise in Österreich	5
2. Theoretischer Hintergrund	7
2.1. Psychopathologien – Diagnose, Risikofaktoren und Prävalenz	7
2.1.1. Depression	8
2.1.1.1. Symptome und Diagnosekriterien	8
2.1.1.2. Risikofaktoren	8
2.1.1.3. Prävalenz	9
2.1.2. Angststörung	10
2.1.2.1. Symptome und Diagnosekriterien	10
2.1.2.2. Risikofaktoren	11
2.1.2.3. Prävalenz	11
2.1.3. Somatoforme Störung	12
2.1.3.1. Symptome und Diagnosekriterien	12
2.1.3.2. Risikofaktoren	12
2.1.3.3. Prävalenz	13
2.1.4. Posttraumatische Belastungsstörung	14
2.1.4.1. Symptome und Diagnosekriterien	14
2.1.4.2. Risikofaktoren	14
2.1.4.3. Prävalenz	15
2.2. Quarantäne und Psychopathologien – Befunde früherer Ausbrüche von Virus-Infektionen	15
2.2.1. Outcomes	16
2.2.2. Risikofaktoren	17
2.3. COVID-19 und Psychopathologien – erste Befunde	18
2.3.1. Psychopathologische Outcomes	18
2.3.2. Risikofaktoren	20
3. Fragestellungen und Hypothesen	22
4. Methode und Operationalisierung	25
4.1. Untersuchungsdesign und Durchführung der Studie	25
4.2. Stichprobe	26

4.3. Messinstrumente	28
4.3.1. Einsamkeit: UCLA-Loneliness-Scale	28
4.3.2. Weitere potenzielle Risikofaktoren	28
4.3.3. Depression: Patient Health Questionnaire-9 (PHQ-9)	28
4.3.4. Angststörungen: Generalized Anxiety Disorder Scale (GAD-7)	29
4.3.5. Somatisierung: Patient Health Questionnaire-15 (PHQ-15)	30
4.3.6. PTBS und KPTBS: International Trauma Questionnaire (ITQ)	30
4.4. Datenanalyse	32
5. Ergebnisse	36
5.1. Missing Data	36
5.2. Voraussetzungsprüfungen	37
5.3. Ergebnisse	37
6. Diskussion	45
6.1. Psychopathologische Prävalenzen während der Corona-Pandemie	45
6.2. Risikofaktoren für psychopathologische Symptome während der Corona-Pandemie	49
6.2.1. Risikofaktoren für Depressions-Symptome	49
6.2.1.1. Geschlecht und Depressions-Symptome.	49
6.2.1.2. Alter und Depressions-Symptome.	50
6.2.1.3. Einsamkeit und Depressions-Symptome.	51
6.2.1.4. Geringe formale Bildung und Depressions-Symptome.	52
6.2.1.5. Einkommen und Depressions-Symptome.	52
6.2.1.6. Arbeitslosigkeit und Depressions-Symptome.	53
6.2.1.7. Explorativ untersuchte Prädiktoren.	54
6.2.2. Risikofaktoren für Symptome einer Angststörung	56
6.2.2.1. Einsamkeit und Symptome einer Angststörung.	56
6.2.2.2. Alter und Symptome einer Angststörung.	56
6.2.2.3. Geschlecht und Symptome einer Angststörung.	57
6.2.2.4. Infektionsangst und Symptome einer Angststörung.	57
6.2.2.5. Existenzangst und Symptome einer Angststörung.	57
6.2.2.6. Haushaltsgröße und Symptome einer Angststörung.	58
6.2.2.7. Geringe formale Bildung und Symptome einer Angststörung.	58
6.2.2.8. Weitere explorativ untersuchte Prädiktoren.	58
6.2.3. Risikofaktoren für Somatisierungs-Symptome	59

6.2.3.1. Geschlecht und somatoforme Symptome.	59
6.2.3.2. Alter und somatoforme Symptome.	60
6.2.3.3. Einkommen und somatoforme Symptome.	60
6.2.3.4. Geringe formale Bildung und somatoforme Symptome.	61
6.2.3.5. Arbeitslosigkeit, Existenzangst und somatoforme Symptome.	61
6.2.3.6. Einsamkeit und somatoforme Symptome.	62
6.2.3.7. Weitere explorativ untersuchte Prädiktoren.	62
6.2.4 Risikofaktoren für Symptome der PTBS und KPTBS	62
6.2.4.1. Geringe formale Bildung und Symptome der PTBS.	63
6.2.4.2. Geschlecht und Symptome der PTBS.	63
6.2.4.3. Einsamkeit und Symptome der PTBS.	64
6.2.4.4. Existenzangst und Symptome der PTBS.	64
6.2.4.5. Einsamkeit und DSO-Symptome der KPTBS.	65
6.2.5.6. Alter und DSO-Symptome der KPTBS.	66
6.2.5.7. Weitere explorativ untersuchte Prädiktoren von DSO-Symptomen der KPTBS.	66
6.3. Conclusio	66
6.4. Stärken und Limitationen	67
6.5 Implikationen	69
7. Literaturverzeichnis	71
8. Tabellenverzeichnis	91
9. Abkürzungsverzeichnis	93
10. Anhang	94
10.1. Abstract in deutscher Sprache	94
10.2. Abstract in englischer Sprache	94
10.3. Modellzusammenfassungen der multiplen hierarchischen Regressionen	96

Prävalenz und Prädiktoren von Symptomen der Depression, Angststörung, Somatisierung und (komplexen) Posttraumatischen Belastungsstörung während der Corona-Krise in Österreich

Die neuartige Infektionskrankheit *Corona Virus Disease 2019* (COVID-19), verursacht durch das Coronavirus *SARS-CoV-2*, wurde erstmals 2019 in der chinesischen Metropole Wuhan (Provinz Hubei) beschrieben (World Health Organization [WHO], 2020a). Ende Januar 2020 verbreitete sich das Coronavirus bereits in 20 Ländern weltweit (darunter auch Deutschland und Italien; WHO, 2020b). Österreich meldete die ersten nachgewiesenen Fälle mit Coronavirus-Infektionen am 25. Februar 2020 (WHO, 2020c). Am 11. März wurde der COVID-19-Ausbruch offiziell zu einer Pandemie erklärt (WHO, 2020d).

Eine erste Maßnahme der österreichischen Regierung war der Einreisestopp für Menschen aus dem stärker von dem Coronavirus betroffenen Italien, sowie die Heimholung aller Österreicherinnen und Österreicher aus dieser Region (Bundeskanzleramt, 2020a). Verlautbart wurde bei der Pressekonferenz am 10. März 2020 ebenfalls das Verbot von Outdoor-Veranstaltungen mit über 500 Teilnehmern und Teilnehmerinnen, sowie Indoor-Veranstaltungen ab einer Grenze von 100 Personen. Außerdem sollten ab 16. März 2020 Universitäten und Fachhochschulen schließen. Am 12. März 2020 wurde die Einstellung des Präsenz-Schulbetriebes verkündet (Bundeskanzleramt, 2020b). Geschäftsschließungen (ausgenommen wichtige Versorgungs-Bereiche) wurden am 13. März 2020 bekannt gegeben (Bundeskanzleramt, 2020c). Am 15. März 2020 präsentierte die österreichische Bundesregierung eine neue Verordnung, die das Betreten des öffentlichen Raumes verbot und das Verlassen der eigenen Wohnräume nur noch in Ausnahmefällen erlaubte (98. Verordnung des Bundesministers für Soziales, Gesundheit, Pflege und Konsumentenschutz gemäß § 2 Z 1 des COVID-19-Maßnahmegesetzes, 2020). Außerdem wurde in diesen Fällen ein Mindestabstand zu anderen Menschen von einem Meter vorgeschrieben. Als weitere Maßnahme wurde am 30. März 2020 die Verpflichtung zum Tragen eines Mund-Nasenschutzes (z.B. in Supermärkten) veröffentlicht (Bundeskanzleramt, 2020d). Ein Stufenplan zur Wiedereröffnung geschlossener Geschäfte (erste Öffnungen ab Mitte April) wurde am 06. April 2020 beschlossen, wobei die Ausgangsbeschränkungen bis Ende April 2020 Bestand hatten (Bundeskanzleramt, 2020e). Zuwiderhandlungen wie beispielsweise das Treffen von Freunden wurden polizeilich geahndet und mit Geldstrafen versehen (12. Bundesgesetz: COVID-19 Gesetz, NR: GP XXVII IA 396/A AB 102 S. 16. BR: AB 10287 S. 903, 2020). Nach Lockerungen der Maßnahmen über die Sommermonate wurde beginnend mit 03.11.2020 ein weiterer Lockdown-light ausgerufen (Bundeskanzleramt, 2020f).

Gastronomie- und Tourismusbetriebe mussten neuerlich schließen und es galten Ausgangsbeschränkungen in der Zeit von 20:00 Uhr bis 06:00 Uhr. Per 17.11.2020 wurde der zweite Lockdown weiter verschärft und der Handel (bis auf wichtige Versorgungsbereiche) erneut geschlossen (Bundeskanzleramt, 2020g). Ausgangsbeschränkungen wurden zudem ohne tageszeitliche Einschränkung ausgerufen. Auch zum aktuellen Zeitpunkt (Stand Dezember 2020) haben diese Lockdown-Maßnahmen weiterhin Bestand.

Sämtliche getroffenen Maßnahmen zielten auf die Eindämmung der Verbreitung des Coronavirus und dem Schutz der körperlichen Gesundheit, speziell von Risikogruppen wie beispielsweise älteren Bürgern und Bürgerinnen (Bundeskanzleramt, 2020c). Staatlich verordnete oder auch selbst getroffene Maßnahmen zur Infektionseindämmung können jedoch psychosoziale Folgen haben (Röhr et al., 2020). „Häusliche Isolation und Quarantäne sind Ausnahmesituationen, welche die meisten Menschen noch nicht erlebt haben. Diese gesetzten Maßnahmen können auf die Psyche einwirken und für Betroffene sehr belastend sein.“ (Berufsverband Österreichischer PsychologInnen [BÖP], 2020a, S. 1).

Der Begriff *Quarantäne* bezieht sich auf die Bewegungseinschränkung von Menschen, die potenziellen Kontakt mit einer Infektionskrankheit hatten, beispielsweise durch Zusammenkunft mit einer erkrankten Person (Center of Disease Control and Prevention [CDC], 2017). Unter dem Terminus *Isolation* hingegen wird die Absonderung von Personen, die bereits an einer Infektionskrankheit leiden, verstanden (CDC, 2017). Diese Definitionen kommen bei der Verwendung der Begriffe jedoch nicht einheitlich zum Tragen (Röhr et al., 2020). So findet sich z.B. ebenfalls die Beschreibung von moderner Quarantäne, die „eine Reihe von Strategien zur Krankheitsbekämpfung“ (Röhr et al., 2020, S. 180) umfasst. Der ebenfalls im Rahmen der Corona-Krise häufig verwendete Begriff *social distancing* bezieht sich hingegen auf die räumliche Abstandseinhaltung zu Mitmenschen (CDC, 2020).

Bereits Mitte April zeichnete sich in Österreich ein drastischer Anstieg benötigter psychologischer Hilfe ab (BÖP, 2020b). Dieser Trend verstärkte sich in den darauffolgenden Tagen nochmals, sodass sich allein die wöchentliche telefonische Beratungszeit des BÖP um mehr als 1.000 % steigerte, im Vergleich zu der Situation vor der Corona-Krise (BÖP, 2020c). Themen der Beratung waren u.a. Ängste, Depressionen, Einsamkeit, Arbeitslosigkeit oder Beziehungs- und familiäre Probleme. Im Rahmen der Corona-Pandemie existieren eine Vielzahl psychosozialer Belastungsfaktoren (Schedlich, 2020) – dazu zählen unter anderem auch die Bedrohung der körperlichen Unversehrtheit, Ängste über medial kommunizierte Zahlen der Verstorbenen, wirtschaftliche und existenzbedrohende Folgen, sowie soziale

Isolation. Vorangegangene Studien über Quarantänemaßnahmen im Rahmen früherer Virus-Ausbrüche (Brooks et al., 2020; Röhr et al., 2020) zeigten negative psychische Effekte wie Verwirrung und Wut, aber auch psychopathologische Folgen wie beispielsweise den Anstieg von Depressions-Symptomen, Posttraumatischer Belastungsstörung (PTBS), Angststörungssymptomen und somatischen Symptomen. Nicht auszuschließen sind daher Steigerungen psychischer Störungen im Rahmen der Coronavirus-Pandemie. Zum Zeitpunkt des Startes der vorliegenden Studie waren jedoch noch keine Forschungsergebnisse für die psychischen Auswirkungen der Corona-Krise in Österreich veröffentlicht. Diese Arbeit setzt an dieser Stelle an und untersucht die psychopathologischen Folgen der Corona-Krise in Österreich. Erhoben wurden Prävalenzraten sowie Risikofaktoren von Depression, Angststörung, Somatisierung und PTBS, sowie komplexer PTBS (KPTBS) mittels einer Online-Studie. Im Rahmen dieser Arbeit werden Symptomatik und Diagnosekriterien, Prävalenzraten vor dem COVID-19-Ausbruch, sowie allgemeine Risikofaktoren von Depression, Angststörung, Somatisierung sowie (K)PTBS diskutiert. Dargestellt werden Ergebnisse vorangegangener Studien im Hinblick auf psychopathologische Outcomes und deren Risikofaktoren bei früheren Virus-Ausbrüchen. Erste Befunde von mittlerweile veröffentlichten Corona-Studien werden diskutiert, sowie die Ergebnisse der aktuellen Studie vorgestellt.

Theoretischer Hintergrund

Psychopathologien – Diagnose, Risikofaktoren und Prävalenz

Einteilungen von Störungsbildern und psychopathologische Diagnosen erfolgen aktuell nach den Klassifikationssystemen der *International Statistical Classification of Diseases and Related Health Problems, Tenth Edition* (ICD-10; WHO, 1991) oder des *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, Fifth Edition* (DSM-5; American Psychiatric Association [APA], 2013). In der Allgemeinbevölkerung treten psychische Störungen relativ häufig auf z.B. in Deutschland mit einer 12-Monats-Prävalenz zwischen 28 % bis 31 % (Jacobi et al., 2004; Jacobi, Höfler, Strehle et al., 2014). Für die Bevölkerung der Europäischen Union wird dieser Wert auf 38 % geschätzt (Wittchen et al., 2011). Psychopathologien gehen einher mit dem Verlust an Lebensqualität des Individuums (Alonso et al., 2004a) aber auch mit großer gesellschaftlicher Krankheitslast (Jacobi, Höfler, Strehle et al., 2014). Sie sind ebenfalls verbunden mit der Beeinträchtigung der Erfüllung sozialer Rollen (Muschalla & Linden, 2011). So kommt es vermehrt z.B. zu beruflichen Problemen oder Schwierigkeiten in Partnerschaften. Nicht alle Störungsbilder schränken Betroffene in gleichem Ausmaß ein, wobei weitreichendste Folgen beispielsweise Depressionen und PTBS zugeschrieben werden (Alonso et al., 2004a).

Depression

Symptome und Diagnosekriterien. Unter dem Begriff *Depressive Störungen* werden unipolare Störungsbilder mit einer oder mehreren depressiven Episoden, sowie dystyme Symptomatik zusammengefasst (Wittchen & Hoyer, 2011). Sie werden im ICD-10 (WHO, 1991) der Gruppe *Affektive Störungen* (F30 – F39) zugeordnet, die neben verschiedenen Formen depressiver Störungen, manisch und manisch-depressive Erkrankungen enthält. Erstauftretend werden Depressionen nach ICD-10 (WHO, 1991) als *Depressive Episode* (F32.x) klassifiziert. Wiederkehrende depressive Episoden werden als *Rezidivierende depressive Störung* (F33.x) angesehen. In 60 % – 75 % der Fälle folgt nach einer ersten depressiven Episode mindestens eine weitere (Wittchen et al., 2010).

Hauptsymptome der Depression sind gedrückte, depressive Stimmung, Interessensverlust und Freudlosigkeit, sowie erhöhte Ermüdbarkeit und Antriebsmangel (Rudolf et al., 2006), wobei diese „klinisch ausgeprägt vorliegen und deutliche Veränderungen gegenüber dem normalen Befinden darstellen müssen“ (Wittchen et al., 2010, S. 9). Als Zusatzsymptome gelten verminderte Konzentration und Aufmerksamkeit, vermindertes Selbstwertgefühl und Selbstvertrauen, Gefühle von Schuld und Wertlosigkeit, negative und pessimistische Zukunftsperspektiven, Gedanken oder Handlungen der Selbstverletzung oder Suizidgedanken und Suizidhandlungen, Schlafstörungen und Verminderter Appetit (WHO, 1991). Für eine Diagnose nach ICD-10 (WHO, 1991), kann eine Schweregradeinteilung nach Anzahl der vorhandenen Symptome getroffen werden, wobei diese mindestens seit zwei Wochen vorhanden sein müssen.

Nach DSM-5 (APA, 2013) umfasst das Kapitel depressive Störungen u.a. die Störungsbilder der *persistierenden depressiven Störungen* (Dysthymie), *Substanz-induzierte depressive Störungen*, die neu aufgenommene *Prämenstruelle Dysphorische Störung* oder die *Disruptive Stimmungsdysregulationsstörung*. Der Hauptvertreter dieser Störungsgruppe ist jedoch die *Major Depression* (APA, 2013), die der depressiven Episode F32 gleichzusetzen ist (Wittchen et al., 2010). Nach den Diagnosekriterien des DSM-5 (APA, 2013) müssen Symptome seit mindestens zwei Wochen vorliegen und deutliche Veränderungen in Affekt, Kognitionen und neurovegetativen Funktionen existieren. Insgesamt müssen mindestens fünf Symptome vorliegen, wobei depressive Stimmung und/oder Verlust an Freude oder Interesse vorhanden sein muss. Ebenfalls können bei einer Diagnose nach DSM-5 (APA, 2013) Schweregradeinteilungen vorgenommen werden.

Risikofaktoren. Depressionen sind gekennzeichnet durch vielfältige Symptome, die nicht allein auf einen Faktor zurück zu führen sind (Deutsche Gesellschaft für Psychiatrie und

Psychotherapie, Psychosomatik und Nervenheilkunde [DGPPN] et al., 2015). Angenommen wird ein multi-faktorielles Geschehen aus biologischen, psychischen und sozialen Faktoren (Wittchen et al., 2010). Es finden sich familiäre Häufungen von depressiven Störungen, die sowohl auf genetische als auch auf Umwelt-Faktoren zurück zu führen sind (Sullivan et al., 2000). Als genetisch determiniert gelten beispielsweise spezielle Varianten des Serotonin Transporter Genes 5HTTLPR, denen die Ausbildung größerer Vulnerabilität zugeschrieben werden (Cervilla et al., 2007). Persönlichkeitsmerkmale werden ebenso als Risikofaktoren angesehen – speziell Neurotizismus wurde in einer Studie (Kendler & Myers, 2010) mit Depression assoziiert. Frauen sind allgemein gefährdeter eine Depression zu entwickeln als Männer (Nolen-Hoeksema, 2001; Nolen-Hoeksema & Aldao, 2011). Außerdem sind akute oder chronisch belastende Lebensereignisse Prädiktoren depressiver Erkrankungen (Cervilla et al., 2007; Mazure, 1998). Auch Einsamkeit steht mit Depression in Verbindung (Bundesministerium für Arbeit, Soziales, Gesundheit und Konsumentenschutz [BMSGPK], 2019; Cacioppo, Hughes et al., 2006). Sozioökonomische Faktoren wie geringere formale Bildung (BMSGPK, 2019), geringeres Einkommen (BMSGPK, 2019; Lampert et al., 2013) oder Arbeitslosigkeit (BMSGPK, 2019, Kroll et al., 2016) werden ebenso mit depressiven Symptomatiken assoziiert.

Prävalenz. In Review-Arbeiten wird für Europa bei Depression von einer 12-Monats-Prävalenz von etwa 7 % ausgegangen (Wittchen et al., 2011; Wittchen & Jacobi, 2005). Repräsentative europäische Ergebnisse des *European Study of the Epidemiology of Mental Disorders* (ESEMED) Projektes (inkludierte Länder: Belgien, Frankreich, Deutschland, Italien, Niederlande und Spanien) lagen bei einer 12-Monats-Prävalenz depressiver Störungen im Ausmaß von 4 %, sowie bei einer Lebenszeit-Prävalenz von etwa 13 % (Alonso et al., 2004b). Ergebnisse der *World Mental Health Initiative* der WHO (18 Länder weltweit) zeigten eine 12-Monats-Prävalenz von Major Depression von 5.5 % in entwickelten Staaten und 5.9 % in Entwicklungsländern (Kessler et al., 2010). In Deutschland wurde bei dem Zusatzmodul Psychische Gesundheit der repräsentativen Studie zur *Gesundheit Erwachsener in Deutschland* (DEGS1) eine 12-Monats-Prävalenz von 7.7 % für unipolare Depressionen in der 18 bis 79-jährigen Bevölkerung ermittelt (Jacobi, Höfler, Siegert et al., 2014). Höher lag der Wert für Frauen mit 10.6 % – Männer waren zu 4.8 % betroffen. Die Punkt-Prävalenz für moderate bis schwere depressive Symptomatik lag bei 8.1 %, sowie die Lebenszeit-Prävalenz einer diagnostizierten Depression bei 11.6 % (Busch et al., 2013). Eine weitere deutsche bevölkerungsrepräsentative Studie ermittelte eine Punkt-Prävalenz für moderate bis schwere Depressions-Symptome von 5.6 % (Kocalevent et al., 2013a).

Prävalenzangaben für Österreich finden sich in der *Österreichischen Gesundheitsbefragung 2014* (ATHIS; Klimont & Baldaszi, 2015). 10 % der Frauen und 6 % der Männer gaben an in den letzten 12 Monaten eine Depression gehabt zu haben. Die Punkt-Prävalenz für eine moderate bis schwere depressive Symptomatik lag bei 4 % (Männer: 3 %, Frauen: 5 %). In einer epidemiologischen Studie der medizinischen Universität Wien (Wancata, 2017) wurden affektive Störungen (F3) mit einer Ein-Monats-Prävalenz von 9.4 % bzw. einer 12-Monats-Prävalenz von 11.6 % verzeichnet. 5.7 % der Teilnehmer und Teilnehmerinnen hatten eine depressive Episode innerhalb der letzten 12 Monate, 4.4 % hatten eine rezidivierende depressive Störung.

Angststörung

Symptome und Diagnosekriterien. Unter dem Begriff Angststörung werden „objekt- und situationspezifische Erkrankungen wie die soziale Phobie, die Agoraphobie und die spezifischen Phobien sowie objekt- bzw. situationsunspezifische Erkrankungen wie die Panikstörung und die generalisierte Angststörung“ zusammengefasst (Domschke, 2014, S. 1263). Kennzeichnend für Angststörungen sind über der Norm ausgeprägte Angst und Furcht, bei Fehlen einer realen momentan vorhandenen Bedrohung (Kasper et al., 2009; Wancata et al., 2011).

Im ICD-10 (WHO, 1991) werden Angststörungen der Rubrik *Neurotische, Belastungs- und somatoforme Störungen* (F40-F48) zugeordnet. *Phobische Angststörungen* (F40) umfassen *Agoraphobie* (F40.0), *Sozialphobien* (F40.1) und *spezifische Phobien* (F40.2). In der Rubrik *Andere Angststörungen* (F41) finden sich *Panikstörungen* (F41.0), die *generalisierte Angststörung* (GAS; F41.1), sowie das Störungsbild *Angst und depressive Störung, gemischt* (F41.2). Eine Panikstörung zeichnet sich durch mehrfache unvorhersehbare Panikattacken aus, die nicht in Zusammenhang mit spezifischen Situationen, Umständen oder objektiver Gefahr stehen. Zwischen den Panikattacken bestehen weitgehend angstfreie Phasen. Für eine Diagnose müssen die Symptome seit mindestens einem Monat bestehen. Die GAS kann diagnostiziert werden, wenn generalisierte, frei flottierende Ängste an den meisten Tagen seit mehreren Wochen bestehen. Wesentliche Symptome sind u.a. außerdem Nervosität, Zittern, Schwitzen, Herzklopfen oder Schwindel. Häufig auftretende Befürchtungen sind selbst erkranken zu können oder einen Unfall zu haben oder, dass dies einem Angehörigen widerfährt.

Für die Diagnose der GAS nach DSM-5 (APA, 2013) müssen seit mindestens sechs Monaten Ängste und Sorgen bezogen auf eine Vielzahl an Ereignissen oder Aktivitäten (z.B. Arbeit, Leistung, Schule) bestehen, die für die Betroffenen schwer zu kontrollieren sind.

Weiters müssen mindestens drei Symptome von Unruhe, schneller Ermüdung, Konzentrationsproblemen, Irritierbarkeit, Muskelspannung oder Schlafstörungen vorhanden sein.

Risikofaktoren. Angststörungen sind komplex in ihrer Entstehung und verbunden mit biologischen, umweltbedingten und sozialen Faktoren (Domschke, 2014). Panikstörungen, GAS und Phobien haben signifikante familiäre Häufungen (Hettema et al., 2001) mit einer Heritabilität von 30 % bis 67 % (Domschke, 2014). Ebenso haben Frauen ein höheres Risiko an einer Angststörung zu erkranken als Männer (Alonso et al., 2000b; Wittchen et al., 2011). Belastende Lebensereignisse wie einschneidende gesundheitliche Probleme, Verlusterlebnisse, Scheidung und finanzielle Schwierigkeiten werden mit Angststörungen assoziiert (Klauke et al., 2010). Ausgegangen wird ebenfalls davon, dass spezielle Persönlichkeitsfaktoren (z.B. Neurotizismus) die psychopathologischen Auswirkungen solcher Ereignisse beeinflussen können (Klauke et al., 2010). Niedriges Einkommen, niedrige formale Bildung, Arbeitslosigkeit und allein statt in einer Partnerschaft zu leben, zählen ebenso zu den Prädiktoren für Angststörungen (Hinz et al., 2017; Löwe et al., 2008). Auch Alterseffekte sind zu beobachten. In einer bevölkerungsrepräsentativen Studie wurde eine steigende Symptomausprägung mit zunehmendem Alter (mit höchsten Werten zwischen 45 und 65 Jahren) festgestellt (Löwe et al., 2008).

Prävalenz. Eine internationale Metaanalyse wies eine geschätzte 12-Monats-Prävalenz für Angststörungen von 10.6 % und eine Lebenszeit-Prävalenz von 16.6 % aus (Somers et al., 2006). Für die GAS wurden diese Werte mit 2.6 % bzw. 6.2 % ermittelt. Für Europa wird eine 12-Monats-Prävalenz für Angststörungen von 14 % geschätzt (Wittchen et al., 2011). Mit über 60 Millionen betroffenen Europäern und Europäerinnen handelt es sich um die häufigste psychische Erkrankung. Die Schätzung für die Prävalenz der GAS lag in dieser Studie bei 1.7 % bis 3.4 %. Die Ergebnisse des ESEMeD Projektes (Alonso et al., 2004b) für Angststörungen in Europa lagen niedriger mit einer Lebenszeit-Prävalenz von 13.6% (GAS 2.8 %) und einer 12-Monats-Prävalenz von 6.4 % (GAS 0.5 %). Für Deutschland wurde in der DEGS1 (Jacobi, Höfler, Strehle et al., 2014) eine 12-Monats-Prävalenz für Angststörungen von 15.3 % ermittelt. Spezifisch für GAS lag der Wert bei 2.2 %. In einer weiteren bevölkerungsrepräsentativen deutschen Studie lag die Punkt-Prävalenz bei 6 % für moderate bis schwere Angststörungen (Löwe et al., 2008). In einer bevölkerungsrepräsentativen österreichischen Studie wurde die 12-Monats-Prävalenz für Neurotische, Belastungs- und somatoforme Störungen (F4) mit 13.9 %, für Phobien mit 4 % und für andere Angststörungen mit 2.9 % ausgewiesen (Wancata, 2017).

Somatoforme Störung

Symptome und Diagnosekriterien. Das Beschwerdebild von Patienten und Patientinnen mit somatoformen Störungen ist heterogen (Kapfhammer, 2008). Symptome können sich beispielsweise auf neurologische Dysregulationen, Schmerzen, Funktionsstörungen (z.B. des Darmes) oder allgemeine Erschöpfungszustände beziehen, wobei diese nicht durch medizinische Ursachen erklärbar sind (Kapfhammer, 2008). Außerdem führen sie zu Leid, Beeinträchtigungen und Funktionseinschränkungen (Nanke & Rief, 2003).

Im ICD-10 (WHO, 1991) sind somatoforme Störungen (F45) der Rubrik Neurotische, Belastungs- und somatoforme Störungen (F40–F48) zugeordnet. Gekennzeichnet werden sie durch wiederholte körperliche Symptome ohne medizinische Erklärungen in Verbindung mit wiederkehrenden Arztbesuchen. In der Regel werden psychische Begründungen von den Betroffenen abgelehnt. Eine *Somatisierungsstörung* (F45.0) äußert sich durch wiederkehrende, multiple und wechselnde physische Symptome, die seit mindestens zwei Jahren andauern. Die häufigsten davon sind Verdauungsbeschwerden und Hautreaktionen. Die Diagnose einer *undifferenzierten Somatisierungsstörung* (F 45.1) kommt zur Anwendung bei multiplen und variierenden Symptomen, aber bei milderer Ausprägung als einer Somatisierungsstörung, beispielsweise beim Fehlen von Beeinträchtigungen. Bei der *hypochondrischen Störung* (F 45.2) sind Patienten und Patientinnen überzeugt an einer schwerwiegenden körperlichen Erkrankung zu leiden. Trotz Bestätigung mehrerer Ärzte, dass keine Krankheit oder Anomalie vorliegt, halten sie an dem Glauben fest. Den somatoformen Störungen sind ebenfalls *somatoforme autonome Dysfunktionen* (F45.3), *anhaltende somatoforme Schmerzstörung* (F45.4) und *sonstige somatoforme Störungen* (F45.8) zugeordnet.

In DSM-5 (APA, 2013) finden sich somatische Störungen im Kapitel *Somatic Symptom and Related Disorders*. Die Hauptstörung dieser Kategorie, die *Somatische Belastungsstörung*, wird diagnostiziert bei einem oder mehreren somatischen Symptomen, die Distress oder Einschränkungen im täglichen Leben verursachen. Zusätzlich bestehen übermäßige Gedanken, Gefühle (Angst über Gesundheit oder Symptome) oder Verhaltensweisen, die mit den somatischen Symptomen verbunden sind und seit mindestens sechs Monaten anhalten.

Risikofaktoren. Zu beobachten ist ein Geschlechtereffekt bei somatoformen Störungen, wobei Frauen ein höheres Risiko für eine Erkrankung aufweisen (Jank et al., 2017; Kapfhammer, 2008; Kocalevent et al., 2013b, Leiknes et al., 2007). Ebenfalls existieren

Zusammenhänge mit dem Lebensalter, mit steigenden Symptomausprägungen bei steigendem Alter (Jank et al., 2017; Kocalevent et al., 2013b, Leiknes et al., 2007). Als weitere soziodemographische Risikofaktoren gelten niedrigere Bildung, Arbeitslosigkeit und ein niedrigerer sozioökonomischer Status (Kocalevent et al., 2013b). Familiäre Faktoren sind beispielsweise Alkoholprobleme oder psychische Erkrankungen der Eltern (Leiknes et al., 2007), sowie Somatisierungstendenzen und Krankheiten innerhalb der Familie (Kapfhammer, 2008). Diskutiert werden ebenfalls genetische Prädispositionen, wie z.B. Dysfunktionen im serotonergen und noradrenergen System (Liu et al., 2019). Ebenso wird von Zusammenhängen zwischen Persönlichkeitsfaktoren (Wongpakaran & Wongpakaran, 2014) und Somatisierungs-Symptomen ausgegangen. Auch psychosozialer Stress (wie beispielsweise chronische psychosoziale Belastungen) wird mit der Entstehung und Aufrechterhaltung von somatischen Symptomen in Verbindung gebracht (Kapfhammer, 2008). So steigt die Wahrscheinlichkeit einer somatoformen Störung mit der Anzahl an erlebten schwerwiegenden Lebensereignissen in den letzten Jahren (Leiknes et al., 2007).

Prävalenz. Berichtete Häufigkeitswerte somatoformer Störungen schwanken, abhängig von den zugrundeliegenden Klassifikationssystemen und Diagnosekriterien (Haller et al., 2015). Ebenso hängen Prävalenzzahlen davon ab, ob sie für die Allgemeinbevölkerung oder die medizinische Primärversorgung erhoben werden (Geml, 2019). Die 12-Monats-Prävalenz somatoformer Störungen wird für die europäische Allgemeinbevölkerung auf 6.3 % geschätzt (Wittchen et al., 2011). Bevölkerungsrepräsentative Werte wurden für Deutschland bei der DEGS1 mit einer 12-Monats-Prävalenz von 3.5 % erhoben (Jacobi Höfler, Strehle et al., 2014). Eine weitere bevölkerungsrepräsentative deutsche Studie verzeichnete bei 9.3 % der Teilnehmer und Teilnehmerinnen (10.3 % bei Frauen, 8.1 % bei Männern) eine Punkt-Prävalenz moderater bis schwerer Somatisierungs-Symptome (Kocalevent et al., 2013b). In einer österreichischen bevölkerungsrepräsentativen Erhebung (Wancata, 2017) wurden für somatoforme Störungen eine Ein-Monats-Prävalenz von 1.6 % und eine 12-Monats-Prävalenz von 2.2 % erhoben. Für die Primärversorgung wurde in einer Metaanalyse die Punkt-Prävalenz für eine Somatisierungsstörung auf ca. 1 % – 6 % geschätzt, wobei die Werte für somatoforme Störungen bei Anwendung weniger strengen Diagnosekriterien auf etwa 26 % – 35 % stiegen (Haller et al., 2015). Eine deutsche Studie mit Patienten und Patientinnen, die bei Allgemeinmedizinern und Allgemeinmedizinerinnen vorstellig wurden, wies eine 12-Monats-Prävalenz somatoformer Störungen von etwa 23 % aus (Steinbrecher et al., 2011). Werte somatoformer Syndrome für Österreich wurden in einer

allgemeinmedizinischen Praxis mit ca. 17 % erfasst, wovon etwa 34 % eine mittelgradige und 63 % eine starke Ausprägung aufwiesen (Jank et al., 2017).

PTBS

Symptome und Diagnosekriterien. PTBS ist gekennzeichnet durch die Symptomtrias der Intrusionen/Wiedererleben, Vermeidung und der Wahrnehmung gegenwärtiger Bedrohung/Hyperarousal (Maercker & Augsburger, 2019). Aktuell richten sich Diagnosen der PTBS nach DSM-5 (APA, 2013) oder nach ICD-11 (WHO, 2018), das im Vergleich zu ICD-10 (WHO, 1991) auch die Diagnose der KPTBS enthält (Maercker und Augsburger, 2019). Diese Störung tritt häufig nach langanhaltenden oder wiederkehrenden Traumatisierungen auf. Zusätzlich zu den Symptomen einer PTBS haben Betroffene Probleme in der Emotionsregulation, negative Kognitionen (z.B. denken wertlos zu sein), das Gefühl von Scham und Schuld und Problemen in Beziehungen (WHO, 2018).

Grundlegend für eine PTBS-Diagnose ist die Erfüllung des Ereigniskriteriums. Nach DSM-5 setzt das Kriterium A die tatsächliche oder drohende Konfrontation mit Tod, schwerer Verletzung oder sexueller Gewalt voraus (APA, 2013, S. 271). ICD-11 (WHO, 2018) definiert ein Trauma als Ereignis oder Reihe von Ereignissen, die außergewöhnlich bedrohend waren oder katastrophales Ausmaß hatten.

Für die Diagnose nach ICD-11 (WHO, 2018) müssen Symptome des Wiederlebens des traumatischen Ereignisses auftreten, in Form von intrusiven Erinnerungen, Flashbacks oder Albträumen. Außerdem ist Vermeidungsverhalten zu beobachten, sowohl in Bezug zu Gedanken und Erinnerungen, als auch zu Aktivitäten und Situationen, die mit dem traumatischen Ereignis verbunden werden. Ebenso tritt das Gefühl der aktuellen Bedrohung auf, gekennzeichnet z.B. durch Hypervigilanz oder erhöhte Schreckhaftigkeit. Die Symptome müssen für eine Diagnose mindestens mehrere Wochen persistieren und funktionelle Beeinträchtigungen hervorrufen.

Für eine Diagnose nach DSM-5 (APA, 2013) ist die Erfüllung mindestens je eines Symptoms der Symptomgruppe Wiedererleben und Vermeidung, mindestens zweier Symptome bezüglich Veränderungen im Gefühlszustand und Kognitionen und mindestens zweier Symptome der Übererregung erforderlich, wobei diese seit mindestens einem Monat bestehen und funktionale Beeinträchtigungen hervorrufen müssen.

Risikofaktoren. In einer Metaanalyse zu Risikofaktoren der PTBS (Brewin et al., 2000) wurde ein höheres Risiko für Frauen identifiziert. Weitere Prädiktoren waren wiederkehrende traumatische Ereignisse im Erwachsenenalter, sowie Missbrauchserfahrungen in der Kindheit. Geringere Intelligenz, geringere formale Bildung,

vorangegangene psychische Störungen, fehlende soziale Unterstützung und Isolation zählten ebenso zu den ermittelten Faktoren. Festgestellt wurde ebenfalls ein Alterseffekt – so sind jüngere Personen häufiger von PTBS betroffen als ältere (Wittchen et al., 2011). Für die Entwicklung einer KPTBS gelten unter anderem mehrfache Traumatisierungen, sexueller Missbrauch in der Kindheit, psychische Störungen (wie Depression oder Substanzabhängigkeiten), persistierende Belastungen, Migration, Isolation, fehlende soziale Unterstützung und unklare Zukunftsperspektiven als Risiken (Maercker, 2019).

Prävalenz. Prävalenzzahlen unterscheiden sich je nach dem zugrundeliegenden Klassifikationssystem (Brewin et al., 2017) – so werden nach ICD-11 (WHO, 2018) weniger PTBS-Diagnosen gestellt als nach ICD-10 (WHO, 1991) oder nach DSM-5 (APA, 2013). Die ermittelten Werte sind auch nicht international stabil, sondern variieren zwischen Regionen, z.B. abhängig von der politischen Lage, Krieg oder Naturkatastrophen (Maercker & Augsburger, 2019). Für die USA wurde eine Lebenszeitprävalenz für PTBS nach DSM-IV (APA, 1994) von 6.8 % ermittelt (Kessler et al., 2005). In einer amerikanischen bevölkerungsrepräsentativen Studie basierend auf ICD-11 (Cloitre et al., 2019) zeigten die Ergebnisse eine Punkt-Prävalenz von 3.4 % für PTBS und 3.8 % für KPTBS. Basierend auf einem Review wird die 12-Monats-Prävalenz für PTBS in Europa auf 1.1 % bis 2.9 % geschätzt (Wittchen et al., 2011). In Deutschland wurde eine 12-Monats-Prävalenz von 2.3 % ermittelt (Jacobi, Höfler, Siegert et al., 2014). Eine weitere deutsche bevölkerungsrepräsentative Studie schätzte die Ein-Monats-Prävalenz für ein PTBS-Vollbild auf 2.3 % und für ein partielles PTBS-Syndrom auf 2.7 % (Maercker et al., 2008). Bevölkerungsrepräsentative Werte für Österreich liegen bisher nicht vor.

Quarantäne und Psychopathologien – Befunde früherer Ausbrüche von Virus-Infektionen

Belastende Lebensereignisse stehen in Verbindung mit der Ausbildung von Psychopathologien (Eisenbarth et al., 2019; March-Llanes et al., 2017). Angenommen wird, dass Quarantänemaßnahmen, die Ausnahmesituationen darstellen, als solches Ereignis zählen (Röhr et al., 2020). Quarantäne geht in vielen Fällen mit der Trennung von nahestehenden Personen einher, dem Verlust an Freiheit und Langeweile (Brooks et al., 2020). Bekannt sind ebenfalls Zusammenhänge zwischen sozialer Isolation, Einsamkeit und negativen physischen und psychischen Folgen (Hawkey & Cacioppo, 2010). Psychosoziale Folgen von Quarantänemaßnahmen wurden im Rahmen früherer Ausbrüche von Virus-Infektionserkrankungen untersucht, wie beispielsweise dem *schweren akuten respiratorischen Syndrom* (SARS) im asiatischen Raum und Kanada im Jahr 2002 bis 2003

oder dem *Middle East respiratory syndrome Coronavirus* (MERS-Cov) auf der arabischen Halbinsel im Jahr 2012 (Brooks et al., 2020; Röhr et al., 2020).

Outcomes

Quarantänemaßnahmen standen bei bisherigen Untersuchungen u.a. im Zusammenhang mit Depressions-Symptomen, PTBS, Wut, Ängstlichkeit, sozialer Isolation, Einsamkeit und Stigmatisierung (Brooks et al., 2020; Röhr et al., 2020). Beispielsweise berichteten in einer SARS-Studie in Toronto knapp 40 % der Teilnehmer und Teilnehmerinnen, die bis zu zehn Tage in Quarantäne verbrachten, von ihnen widerfahrener Stigmatisierung (DiGiovanni et al., 2004). Etwa 37 % gaben an emotionale Probleme auf Grund der sozialen Isolation zu haben, wie beispielsweise Angst, Schlafstörungen, depressive Symptome, Einsamkeit oder Langeweile. Eine weitere SARS-Studie in Toronto mit 129 Teilnehmern und Teilnehmerinnen, die sich in Quarantäne befunden hatten, wies Werte der Depression mit ca. 31 % und PTBS mit etwa 29 % aus (Hawryluck et al., 2004). Niedrigere PTBS-Prävalenzen wurden in einer weiteren kanadischen querschnittlichen SARS-Studie verzeichnet (Reynolds et al., 2008). PTBS Symptome wurden hier bei 14.6 % der Teilnehmer und Teilnehmerinnen ermittelt. Zusätzlich wurden Belastungen beispielsweise durch Langeweile (62.2 %), Isolation (60.6 %), Frustration (58.5 %), Ärger (54.3 %), Sorgen (40.2 %), Einsamkeit (38.5 %) oder Angst (22.4 %) festgestellt. Teilnehmer und Teilnehmerinnen einer SARS-Untersuchung mit 549 Krankenhausangestellten in Peking zeigten in etwa 10 % der Fälle eine schwere PTBS-Symptomatik, wobei u.a. Personen, die sich in Quarantäne befunden hatten, ein höheres PTBS-Risiko aufwiesen (Wu et al., 2009). Krankenhausangestellte zeigten in 14 % der Fälle moderate Depressions-Symptome, ca. 9 % hatten eine schwere Ausprägung (Liu et al., 2012). In Quarantäne gewesen zu sein erhöhte hierbei das Risiko einer depressiven Symptomatik. Eine koreanische MERS-Cov-Studie untersuchte Angststörungen-Symptome während einer zwei-wöchigen Quarantäne und vier bis sechs Monate später (Jeong et al., 2016). Beim ersten Erhebungszeitraum zeigten 7.6 % der Teilnehmer und Teilnehmerinnen Angststörungen-Symptome, wobei dieser Wert bei der zweiten Befragung auf 3 % sank. Langzeiteffekte wurden in einer Studie in Hong Kong festgesellt, bei der Personen, die unter Verdacht standen mit SARS infiziert worden zu sein 30 Monate später an der Befragung teilnahmen (Mak et al., 2009). Mehr als 30 % der Teilnehmer und Teilnehmerinnen wiesen Psychopathologien auf, wobei PTBS mit mehr als 25 % am häufigsten auftrat, gefolgt von Depressionen mit etwa 15 %.

Risikofaktoren

Review-Arbeiten (Brooks et al., 2020; Röhr et al., 2020) wiesen als Prädiktor für psychopathologische Outcomes unter anderem die Dauer der Quarantäne aus. Beispielsweise wurde in einer kanadischen SARS-Studie mit Teilnehmern und Teilnehmerinnen der Allgemeinbevölkerung ein erhöhtes PTBS-Risiko festgestellt, wenn die Quarantänemaßnahmen länger als zehn Tage gedauert hatten (Hawryluck et al., 2004). Eine weitere kanadische Studie zeigte ebenfalls einen positiven Zusammenhang zwischen der Anzahl an Quarantänetagen und der PTBS-Symptomausprägung (Reynolds et al., 2008).

Einkommensverluste galten ebenso als Risikofaktor für die Entstehung von Psychopathologien im Rahmen von früheren Virus-Ausbrüchen (Brooks et al., 2020; Röhr et al., 2020). Beispielsweise wurden in einer koreanischen Studie vier bis sechs Monate nach dem MERS-Cov-Ausbruch höhere Angststörungs-Symptomausprägungen mit finanziellen Verlusten in Verbindung gebracht (Jeong et al. 2016). Dieser Effekt zeigte sich jedoch nicht in einer kanadischen SARS-Studie, die PTBS-Ausprägungen untersuchte (Reynolds et al., 2008). Eine SARS-Studie in Peking brachte Einkommensverluste allgemein mit Psychopathologien in Verbindung (Mihashi et al., 2009).

Gemischte Befunde liegen bezüglich Alter und Geschlecht vor (Brooks et al., 2020, Röhr et al., 2020). Kein Alterseffekt wurde bei einer kanadischen SARS-Studie mit 129 Teilnehmern und Teilnehmerinnen gefunden (Hawryluck et al., 2004). Untersuchungen mit Krankenhausangestellten in Peking zeigten jedoch ein erhöhtes PTBS-Risiko für Frauen und Personen unter 50 Jahren (Wu et al., 2009), sowie ein erhöhtes Depressions-Risiko für jüngere Teilnehmer und Teilnehmerinnen (Liu et al., 2012). Eine weitere SARS-Studie mit Angestellten einer Druckerei wies ein höheres Risiko für Psychopathologien für Männer aus (Mihashi et al., 2009).

Als weiteren prädiktiven Faktor für Depressions- und PTBS-Symptome wurde in einer SARS-Studie niedriges Einkommen identifiziert (Hawryluck et al., 2004). Als Risikofaktoren gelten ebenfalls psychische Vorerkrankungen (Jeong et al. 2016). Der Beziehungsstatus steht ebenso mit psychopathologischen Ausprägungen nach Quarantänemaßnahmen in Verbindung. So zeigten Singles höhere PTBS- (Wu et al., 2009) und Depressions-Werte (Liu et al., 2012). Eine weitere Studie fand diese Effekte jedoch nicht (Hawryluck et al., 2004). Infektionsangst wurde außerdem als Stressor eruiert, sowie inadäquate Versorgung während der Quarantäne (Brooks et al., 2020). Außerdem haben im Gesundheitswesen tätige Personen ein erhöhtes Risiko für die Ausbildung von Psychopathologien während eines Virus-Ausbruchs (Brooks et al., 2020; Röhr et al., 2020).

COVID-19 und Psychopathologien – erste Befunde

Zu Beginn der aktuellen Studie lagen noch keine systematischen Befunde zum COVID-19-Ausbruch, psychopathologischen Outcomes und deren Risikofaktoren vor. Zum aktuellen Zeitpunkt (Stand: Mitte November 2020) werden laufend neue Studien veröffentlicht, sodass folgend eine erste Synthese dargestellt wird.

Psychopathologische Outcomes

Eine erste Review-Arbeit untersuchte psychopathologische Outcomes der chinesischen, spanischen, italienischen, iranischen, amerikanischen, türkischen, nepalesischen und dänischen Allgemeinbevölkerung auf Grund der Corona-Pandemie (Xiong et al., 2020). Die Ergebnisse zeigten große Schwankungsbreiten – so wurden Prävalenzen von Angststörungen mit Werten von etwa 6 % bis zu über 50 % festgestellt. Depressionen würden in 14,6 % bis 48,3 % der Fälle verzeichnet. Außerdem lagen PTBS-Werte bei 7 % bis über 50 %. Eine Metaanalyse zur Untersuchung von Depressionen im Rahmen der Corona-Pandemie inkludierte 12 (hauptsächlich chinesische) Studien (Bueno-Notivol et al., 2020). Ermittelt wurde hierbei eine gepoolte Depressions-Prävalenz von 25 %. Eine weitere Metaanalyse (diese inkludierte 50 fast ausschließlich chinesische Studien) untersuchte psychische Belastungen der Allgemeinbevölkerung, von Personen, die mit dem Coronavirus infiziert wurden und Mitarbeitern und Mitarbeiterinnen des Gesundheitswesens (Krishnamoorthy et al., 2020). Ermittelt wurde hierbei eine gepoolte Prävalenz von 30 % für Schlaflosigkeit, 27 % für Symptome einer PTBS, 26 % für Symptome einer Angststörung und 26% für Depressions-Symptome. Im Vergleich der drei Gruppen wurden höchste Prävalenz-Werte hierbei COVID-19-Patienten und Patientinnen zugeschrieben. Eine Metaanalyse untersuchte ausschließlich Studien mit Angestellten des Gesundheitswesens, die als besonders vulnerable Gruppe gelten (Pappa et al., 2020). Angststörungen zeigten sich hierbei mit einer gepoolten Prävalenz von 23,2 %, Depressionen mit 22,8 % und Schlafstörungen wurden mit 38,9 % geschätzt.

Psychopathologische Folgen des COVID-19-Ausbruchs wurden beispielsweise in Spanien in einer Online-Studie erhoben (González-Sanguino et al., 2020). Von den 3.480 Teilnehmern und Teilnehmerinnen hatten 18,7 % Depressions-Symptome, 21,6 % Symptome einer Angststörung und 15,8 % Symptome der PTBS. Eine chinesische Online-Studie erhob psychopathologische Werte zu Beginn des Coronavirus-Ausbruchs und vier Wochen später (Wang et al., 2020). Beim ersten Erhebungszeitraum wurden moderate bis schwere Depressions-Symptome in 16,5 % und moderate bis schwere Symptome einer Angststörung in 28,8 % der Fälle festgestellt. Bei der zweiten Erhebung zeigten sich keine signifikanten

Veränderungen. Eine weitere chinesische Online-Studie mit über 7.000 Teilnehmern und Teilnehmerinnen, die im Februar 2020 durchgeführt wurde, wies für GAS eine Prävalenz von 35.1 % und für Depression einen Wert von 20.1 % aus (Huang & Zhao, 2020). Außerdem wurden Schlafstörungen in 18.2 % der Fälle verzeichnet. Eine amerikanische Online-Studie an der knapp 900 Personen im Alter von 18 bis 30 Jahren teilnahmen, wurde von April bis Mai 2020 durchgeführt (Liu et al., 2020). Depressions-Symptome wurden mit einer Prävalenz von 43.3 % erfasst, 45.4 % hatten Symptome einer Angststörung und PTBS-Symptome wurden bei 31.8 % der Teilnehmer und Teilnehmerinnen festgestellt.

Eine deutsche Online-Studie (Munk et al., 2020) mit 945 Teilnehmern und Teilnehmerinnen der Allgemeinbevölkerung (ca. 80 % davon männlich) stellte in etwa 50 % der Fälle eine psychische Störung fest. 35.3 % der Befragten zeigten Depressions-Symptome, 12 % litten an einer GAS, 5.4 % an einer Panikstörung, 21.4 % zeigten Symptome einer Zwangsstörung und 17.4 % hatten über die Norm hoch ausgeprägte Gesundheitsängste bis hin zu somatischen Symptomen. Eine bevölkerungsrepräsentative Online-Studie erhob Werte während der Phase des ersten Lockdowns im April 2020 in Österreich (Pieh, Budimir, & Probst, 2020). Hier zeigten sich Depressions-Symptome in 21 % der Fälle, Angststörungen wurden in 19 % verzeichnet und Schlafstörungen lagen bei 16 % der Teilnehmer und Teilnehmerinnen vor. Eine Follow-up-Untersuchung im Juni 2020 (Probst et al., 2020) brachte vergleichbare Ergebnisse ohne signifikante Veränderungen der erhobenen psychopathologischen Prävalenzen. In dieser Studie zeigte sich ebenfalls ein Interaktionseffekt von höheren Stress-Ausprägungen und größerer Einsamkeit für die Ausprägung von Depressions-Symptomen nach Beendigung des ersten Lockdowns. In einer weiteren längsschnittlichen Studie wurden nochmals Daten derselben Teilnehmer und Teilnehmerinnen im September 2020 erhoben (Pieh, Budimir, Humer et al., 2020). Auch hier zeigten sich keine klinisch relevanten Veränderungen der Ausprägungen von Depressions-Symptomen, Symptomen einer Angststörung oder Schlafstörungen im Vergleich zu der Situation während des ersten Lockdowns. Eine bevölkerungsrepräsentative Befragung von etwa 1.000 Wienern und Wienerinnen ab 16 Jahren fand zwischen Ende April 2020 und Mitte Mai 2020 statt (Zandonella et al., 2020). Die Ergebnisse zeigten eine Verschlechterung der psychischen Gesundheit während der Corona-Krise in 27 % der Fälle, wobei 40 % der Befragten Symptome der Angst oder Depression aufwiesen. Weiters gaben mehr als ein Viertel der Studienteilnehmer und Studienteilnehmerinnen an sich einsam zu fühlen und etwas ein Drittel berichteten von Erschöpfung.

So zeichnet sich insgesamt ein Bild mit gestiegenen psychopathologischen Prävalenzwerten im Vergleich zu vor dem Coronavirus-Ausbruch (Xiong et al., 2020). Hierbei sind Schwankungen der erhobenen Werte u.a. auf unterschiedliche Messinstrumente oder auch regionale Unterschiede zurückzuführen (Xiong et al., 2020).

Risikofaktoren

Als Risikofaktoren für die Ausbildung einer Depression wurde in einem COVID-19-Review (Xiong et al., 2020) weibliches Geschlecht, jüngeres Alter, Student bzw. Studentin zu sein, im urbanen Raum zu leben, niedrigeres Einkommen, Arbeitslosigkeit oder die Wahrnehmung eines Jobverlust-Risikos, geschieden, verwitwet oder Single zu sein, sowie Kinderlosigkeit, identifiziert. Weitere ermittelte Faktoren waren Einsamkeit, Zeit in Quarantäne verbracht zu haben, Infektionsangst, schlechter Gesundheitszustand, psychische Vorerkrankungen, Bekannte, die mit COVID-19 infiziert wurden zu haben, höhere wahrgenommene physische Vulnerabilität, niedrigere Selbstwirksamkeitserwartung in Bezug auf Selbstschutz, sowie COVID-19-spezifische Symptome zu haben. Angststörung wurde in dieser Review-Arbeit (Xiong et al., 2020) mit jüngerem Alter, niedrigerer Bildung, Einsamkeit, weiblichem Geschlecht, Zeit in Quarantäne, Infektionsangst, psychischen Vorerkrankungen, chronischen Erkrankungen und in urbanen Gebieten zu leben, in Verbindung gebracht. Heterogene Befunde zeigten sich bezüglich Beziehungsstatus. Als PTBS-Risikofaktoren im Rahmen der Corona-Pandemie wurden u.a. Einsamkeit, schlechte Schlafqualität, schlechte Gesundheit und das Vorhandensein spezifischer physischer COVID-19-Symptome, ermittelt (Xiong et al., 2020).

Eine Metaanalyse inkludierte Daten aus 17 Ländern von Personen der Allgemeinbevölkerung, sowie von medizinischem Personal (Luo et al., 2020). Als Risikofaktoren für Depressions-Symptome, sowie Symptome einer Angststörung wurden weibliches Geschlecht, Krankenschwester zu sein, niedrigerer sozioökonomischer Status und soziale Isolation ausgewiesen. Als protektive Faktoren wurden ausreichende medizinische Versorgung, aktuelle und akkurate Informationen zum Coronavirus erhalten zu haben, sowie die Durchführung von Sicherheitsmaßnahmen (z.B. Händewaschen, tragen eines Mund-Nasen-Schutzes) identifiziert.

Eine amerikanische Online-Befragung mit einer 18- bis 30-jährigen Stichprobe ermittelte Einsamkeit und COVID-19-spezifische Ängste als Risikofaktoren für Depression, Angststörungen und PTBS (Liu et al., 2020). Keine Verbindung wurde hingegen zu Alter, Einkommen oder Geschlecht gefunden. Die Daten einer weiteren Online-Studie der amerikanischen Allgemeinbevölkerung mit 435 Teilnehmern und Teilnehmerinnen

(Marroquín et al., 2020) zeigten Zusammenhänge zwischen höheren Ausprägungen von Depressions-Symptomen, Symptomen einer GAS, intrusiven Gedanken, Schlafstörungen und akutem Stress mit häuslicher Isolierung und erhöhtem social-distancing-Verhalten. Soziale Unterstützung und ein größeres soziales Netzwerk erwiesen sich in dieser Untersuchung als protektive Faktoren für die psychische Gesundheit. Eine bevölkerungsrepräsentative amerikanische Studie mit mehr als 10.000 Teilnehmern und Teilnehmerinnen ermittelte ein höheres Risiko für die Ausprägung von Depressions-Symptomen und Symptomen einer Angststörung bei höherer COVID-19-Infektionsangst (Fitzpatrick et al., 2020). Diese wiederum wurde vermehrt beispielsweise bei Frauen, Einwanderern und Einwanderinnen, Familien mit Kindern und Personen, die ihre Arbeit verloren hatten, beobachtet. Eine weitere amerikanische Studie (Lee et al., 2020) untersuchte spezifische Facetten von Angst und ihren Zusammenhang zu psychopathologischen Symptomen während der Corona-Pandemie. Als Risikofaktoren für die Ausbildung von Depressions-Symptomen, sowie Symptomen einer Angststörung wurden hierbei Angst vor dem Coronavirus und hypochondrische Angst ermittelt. Außerdem erwies sich Neurotizismus als Prädiktor für die genannten Psychopathologien. Eine weitere amerikanische Online-Befragung (Sherman et al., 2020) ermittelte als Risikofaktoren für Depressions-Symptome, Symptome einer Angststörung und PTBS-Symptome frühere psychische Erkrankungen, sowie Störungen des alltäglichen Lebens (z.B. Verlust der Tagesstruktur) auf Grund der Corona-Pandemie. Ein weiterer Prädiktor für Depressions-Symptome war Ehelosigkeit.

Eine spanische Studie (González-Sanguino et al., 2020) ermittelte ein geringeres Depressions-, Angststörungs- und PTBS-Risiko für ältere Personen, Menschen mit ökonomischer Stabilität und dem Glauben adäquate Informationen über die Pandemie erhalten zu haben. Als Risikofaktoren für alle drei Psychopathologien zeigten sich in dieser Studie weibliches Geschlecht, frühere psychische Erkrankungen, COVID-19-Symptome oder eine enge Bezugsperson zu haben, die mit dem Coronavirus infiziert wurde. Der stärkste Prädiktor psychopathologischer Symptome war jedoch Einsamkeit. Eine chinesische Untersuchung (Huang & Zhao, 2020) ermittelte höhere GAS- und Depressions-Werte bei jüngeren Personen. Eine Studie, die psychopathologische Symptome bei COVID-19-infizierten Personen untersuchte, fand höhere Depressions-, Angststörungs- und PTBS-Werte als in einer nicht infizierten Vergleichsgruppe (Guo et al., 2020). Als weiterer Risikofaktor für höhere psychopathologische Symptomausprägungen im Rahmen der Corona-Pandemie wurde in einer Studie die Tätigkeit in einem Gesundheitsberuf, in dem man mit potenziell infizierten Personen in Kontakt kommt, berichtet (Cai et al., 2020).

Eine deutsche COVID-19-Studie (Munk et al., 2020) ermittelte höhere Resilienz und geringere psychopathologische Ausprägungen für höheres Alter. Ebenso wurde ein positiver Fokus (als Coping-Stil) mit geringeren Risiken einer psychischen Störung in Verbindung gebracht. Eine österreichische bevölkerungsrepräsentative Corona-Untersuchung (Pieh, Budimir, & Probst, 2020) ermittelte einen Zusammenhang zwischen geringerem Einkommen und höheren Ausprägungen psychischer Erkrankungen. Ebenso zeigte sich jüngeres Alter, weibliches Geschlecht und Arbeitslosigkeit als Risikofaktoren für Depressionen und Angststörungen. Als protektiver Faktor für die psychische Gesundheit erwies sich in dieser Studie physische Aktivität. Eine bevölkerungsrepräsentative Studie mit Teilnehmern und Teilnehmerinnen aus Wien (Zandonella et al., 2020) wies an Corona zu erkranken als Risikofaktor für die Verschlechterung der psychischen Gesundheit im Rahmen der Corona-Pandemie aus. Weitere Prädiktoren waren frühere psychische Erkrankungen, eine Verschlechterung der finanziellen Situation, Arbeitslosigkeit (bereits vor oder auf Grund der Corona-Krise), Kurzarbeit, alleinlebend zu sein, alleinerziehend zu sein, beengte Wohnverhältnisse zu haben, weibliches Geschlecht und jüngeres Alter.

Fragestellungen und Hypothesen

Forschungsergebnisse zu bisherigen Virus-Ausbrüchen und Quarantänemaßnahmen zeigten negative psychopathologische Outcomes (Brooks et al., 2020; Röhr et al., 2020). Speziell gesteigerte Prävalenzen von Depression (Hawryluck et al., 2004; Liu et al., 2012; Mak et al., 2009), Angststörungen (Jeong et al., 2016) und PTBS (Hawryluck et al., 2004; Mak et al., 2009; Maunder et al., 2006; Reynolds et al., 2008; Wu et al., 2009) werden mit Pandemien in Verbindung gebracht. Weiterer Forschungsbedarf besteht ebenfalls für andere relevante Störungsbilder, wie beispielsweise somatoforme Störungen, und deren Zusammenhänge zu Virus-Ausbrüchen (Röhr et al., 2020). Forschungsergebnisse zu österreichischen Prävalenzen während der Corona-Pandemie lagen zu Beginn der Studie noch nicht vor. Daraus ergibt sich folgende Fragestellung: Haben die COVID-19-Pandemie und die damit verbundenen Lockdown-Maßnahmen einen Einfluss auf die Häufigkeit der Psychopathologien Depression, Angststörung, somatoforme Störungen und (K)PTBS in Österreich? Die daraus abgeleitete Hypothese 1 lautet: Verzeichnet werden Steigerungen der Prävalenzraten von Depression, Angststörung, somatoformen Störungen und (K)PTBS in Österreich, im Vergleich zu vor dem Coronavirus-Ausbruch. Eine weitere Fragestellung der vorliegenden Arbeit lautet: Welche Faktoren begünstigen höhere psychopathologische Symptomausprägungen?

Bezogen auf Depression zeigen sich allgemein weibliches Geschlecht (Nolen-Hoeksema, 2001; Nolen-Hoeksema & Aldao, 2011), geringere formale Bildung (BMSGPK, 2019), geringeres Einkommen (BMSGPK, 2019; Lampert et al., 2013), Arbeitslosigkeit (BMSGPK, 2019; Kroll et al., 2016), sowie Einsamkeit (BMSGPK, 2019; Cacioppo, Hughes et al., 2006) als Risikofaktoren. Daraus ergeben sich folgende weitere Hypothesen: 2. Frauen haben höhere Depressions-Symptomausprägungen als Männer. 3. Einsamere Personen haben höhere Depressions-Symptomausprägungen. 4. Personen mit geringerer formaler Bildung haben höhere Depressions-Symptomausprägungen. 5. Personen mit geringerem Einkommen haben höhere Depressions-Symptomausprägungen. 6. Arbeitslose Personen haben höhere Depressions-Symptomausprägungen.

Als Risikofaktoren für Angststörungen gelten allgemein u.a. weibliches Geschlecht (Alonso et al., 2000b; Wittchen et al., 2011) und höheres Alter (Löwe et al., 2008). Dementsprechend bestehen folgende weitere Hypothesen: 7. Ältere Personen haben höhere Angststörungs-Symptomausprägungen als jüngere Personen. 8. Frauen haben höhere Angststörungs-Symptomausprägungen als Männer.

Die Ausbildung somatoformer Störungen wird durch höheres Lebensalter begünstigt (Jank et al., 2017; Kocalevent et al., 2013b, Leiknes et al., 2007). Weibliches Geschlecht steht mit höheren Symptomausprägungen in Verbindung (Jank et al., 2017; Kapfhammer, 2008; Kocalevent et al., 2013b, Leiknes et al., 2007). Als weitere Risikofaktoren gelten allgemein u.a. niedrigere formale Bildung, Arbeitslosigkeit und niedrigerer sozioökonomischer Status (Kocalevent et al., 2013b). Abgeleitet aus diesen Erkenntnissen ergeben sich folgende Hypothesen: 9. Frauen haben höhere Somatisierungs-Symptomausprägungen als Männer. 10. Ältere Personen haben höhere Somatisierungs-Symptomausprägungen als jüngere Personen. 11. Personen mit geringerem Einkommen haben höhere Somatisierungs-Symptomausprägungen. 12. Personen mit geringerer Bildung haben höhere Somatisierungs-Symptomausprägungen. 13. Arbeitslose Personen haben höhere Somatisierungs-Symptomausprägungen.

Als Risikofaktoren für PTBS gelten u.a. geringere formale Bildung und weibliches Geschlecht (Brewin et al., 2000). Hierdurch ergeben sich die folgenden Hypothesen: 14. Personen mit geringerer Bildung haben höhere PTBS-Symptomausprägungen. 15. Frauen haben höhere PTBS-Symptomausprägungen als Männer.

Risikofaktoren, die potenziell spezifisch in der COVID-19-Pandemie zusätzlich zum Tragen kommen, wurden in einem Brainstorming zusammengetragen, da zu Beginn der Studie noch keine Befunde dazu vorlagen. Diese potenziellen Prädiktoren wurden mit den

aus früheren Virus-Ausbrüchen bekannten Faktoren abgeglichen. So ergab sich folgende Liste an potenziellen Corona-spezifischen Risikofaktoren: Beziehungsstatus, Anzahl an Kindern, Personenanzahl pro Haushalt, Einsamkeit, Wohnen in der Großstadt (im Vergleich zu Kleinstadt, Vorort einer Großstadt und ländlichen Gebieten), finanzielle Einbußen auf Grund der Corona-Krise, in Kurzarbeit zu sein wegen der Corona-Krise, selbst mit dem Coronavirus infiziert worden zu sein, oder enge Angehörige oder Bekannte zu haben, die mit dem Coronavirus infiziert wurden, Infektionsangst und Existenzangst. Hieraus ergeben sich folgende explorative Fragestellungen: 16. Haben die explorativen Faktoren einen Einfluss auf Depressions-Symptomausprägungen und wenn ja, welche? 17. Haben die explorativen Faktoren einen Einfluss auf Angststörungen-Symptomausprägungen und wenn ja, welche? 18. Haben die explorativen Faktoren einen Einfluss auf Somatisierungs-Symptomausprägungen und wenn ja, welche? 19. Haben die explorativen Faktoren einen Einfluss auf (K)PTBS-Symptomausprägungen und wenn ja, welche?

Ziel der vorliegenden Studie ist es einen Beitrag zur Aufklärung der psychischen Folgen der Coronavirus-Pandemie und österreichischen Lockdown-Maßnahmen, mittels einer deskriptiven epidemiologischen Erhebung der Prävalenzen von Depression, Angststörung, Somatisierung und (K)PTBS, zu leisten. Ebenso sollen Prädiktoren eruiert werden, die höhere psychopathologische Symptomausprägungen begünstigen. Durch veränderte Häufigkeiten psychischer Erkrankungen entsteht die Notwendigkeit einer Anpassung der Ressourcen der psychologischen und psychiatrischen Versorgung von Bürgern und Bürgerinnen. Außerdem sind auch andere Gesprächs- und Therapieformen in der aktuellen Phase des social-distancings und in Zeiten des Lockdowns nötig, um eine adäquate Versorgung zu gewährleisten. Psychische Erkrankungen werden mit individuellen und gesamtgesellschaftlichen Langzeitfolgen verbunden – beispielsweise haben Menschen mit depressiven Störungen ca. die doppelte Anzahl an Krankheitsausfalltagen (Kühn et al., 2002), etwa drei bis vier Prozent versterben an Suizid (Wolfersdorf, 2008). Für die Versorgungsplanung sind daher akkurate und aktuelle Prävalenzzahlen ausschlaggebend. Außerdem soll die vorliegende Arbeit Bewusstsein für die psychischen Folgen der Corona-Pandemie schaffen. Speziell bei politischen Entscheidungen zu Sicherheitsmaßnahmen (wie beispielsweise Ausgangsbeschränkungen) sollten Überlegungen zu potenziellen Schädigungen der psychischen Gesundheit, ebenso wie die der physischen Gesundheit, einfließen. Grundlage dafür ist eine ausreichende Studienlage. Auch gezielte Maßnahmen zur Unterstützung besonders psychisch vulnerabler Gruppen können nur initiiert werden, wenn spezielle Risikofaktoren ermittelt wurden.

Zum Beginn des Forschungsprojektes lagen noch keine diesbezüglichen österreichischen Corona-Studienergebnisse vor. Auch zum aktuellen Zeitpunkt wurden noch keine österreichischen Untersuchungen mit Prävalenzen von (K)PTBS und somatoformen Störungen während der Corona-Pandemie veröffentlicht.

Methode und Operationalisierung

Untersuchungsdesign und Durchführung der Studie

Durchgeführt wurde eine Querschnittstudie mit einer anfallenden Stichprobe mittels eines Online-Selbstbeurteilungs-Fragebogens in deutscher Sprache. Einschlusskriterien für die Teilnahme an der Studie waren ein Mindestalter von 18 Jahren, sowie in Österreich wohnhaft zu sein. Kinder und Jugendliche wurden von der Teilnahme ausgeschlossen, um sie nicht zu stark durch die Fragestellungen zu belasten. Die Einschränkung auf Österreich als Wohnland wurde gesetzt, da Maßnahmen zur Corona-Eindämmung nicht in allen Ländern in gleicher Weise und zu den gleichen Zeitpunkten erfolgten. Erstellt wurde der Onlinefragebogen über die Onlineplattform SoSciSurvey.

Die Rekrutierung der Teilnehmer und Teilnehmerinnen erfolgte im Zeitraum vom 28. April 2020 bis zum 06. Mai 2020. Die Ausgangsbeschränkungen des ersten Lockdowns wurden in Österreich Ende April 2020 aufgehoben (Bundeskanzleramt, 2020e), sodass sie zu Beginn der Studie noch in Kraft waren.

Beworben wurde die Studie durch Ansprache persönlicher Kontakte und Übermittlung von Informationen über das Forschungsvorhaben. Ebenso wurden sie gebeten an der Befragung teilzunehmen und auch deren Freunde und Bekannte, sowie Arbeitskollegen und Arbeitskolleginnen auf die Studie aufmerksam zu machen. Des Weiteren wurden auf Facebook-Profilen und Facebook-Gruppen Postings platziert. Dies erfolgte beispielsweise in der Gruppe Psychologie-Studierender der Universität Wien. Ein Aufruf mit der Bitte um Teilnahme wurde ebenfalls in den Moodle-Kursen der Lehrveranstaltungen 200037 VO Gesundheitspsychologie und 200019 VO Klinische Psychologie der Universität Wien veröffentlicht.

Die Online-Befragung dauerte ca. 10 Minuten. Aufgeklärt wurde zu Beginn über die Freiwilligkeit der Teilnahme. Ebenso wurde Anonymität zugesichert und die Behandlung der erhobenen Daten mit Vertraulichkeit. Außerdem wurde darüber informiert, dass jederzeit die Möglichkeit bestand die Teilnahme konsequenzlos frühzeitig zu beenden. Des Weiteren wurden Teilnehmer und Teilnehmerinnen Erläuterungen zu Datenschutzbestimmungen gegeben, die mittels Opt-In-Zustimmung akzeptiert wurden. Für die Studienteilnahme erfolgte keine Vergütung.

Stichprobe

654 Personen nahmen insgesamt an der Umfrage teil. 21 davon gaben an nicht in Österreich zu wohnen, weshalb deren Teilnahme seitens der Studienleiterin beendet wurde, auf Grund der nicht-Erfüllung der Einschlusskriterien. 484 Teilnehmer und Teilnehmerinnen schlossen die Studie ohne frühzeitige Beendigung ab. Ausgeschlossen wurde ein weiterer Datensatz auf Grund zu schnellen Ausfüllens, da in diesem Fall unklar war, ob alle Anweisungen und Fragen richtig gelesen und verstanden wurden. So ergab sich eine finale Stichprobe mit $N = 483$. 72 % der Befragten waren Frauen und 27 % Männer (1 % gab an sich einem anderen Geschlecht zugehörig zu fühlen).

Das mittlere Alter der Stichprobe lag bei $M = 39.76$ Jahren ($SD 13.82$, Spannweite 18 – 82). Die durchschnittliche Anzahl an Kindern lag bei den Befragten bei $M = 0.75$ ($SD 1.07$, Spannweite 0 – 5). Die gemeinsam im Haushalt lebende Anzahl an Personen wurde im Mittel mit $M = 2.35$ ($SD 1.17$) berichtet. 62 % gaben als Beziehungsstatus eine Partnerschaft an, 38 % waren Single.

Als höchsten Bildungsabschluss verfügten 52 % über einen Hochschulabschluss weitere 34 % über eine Matura. 42 % der Teilnehmer und Teilnehmerinnen arbeiteten im selben Ausmaß, wie vor Corona, 18 % befanden sich in Kurzarbeit oder arbeiteten als Selbständiger oder Selbstständige in wesentlich geringerem Ausmaß. 7 % gaben an auf Grund der wirtschaftlichen Auswirkungen der Corona-Krise ihre Arbeit verloren zu haben. Im Mittel lagen die finanziellen Einbußen der Teilnehmer und Teilnehmerinnen seit Ausbruch der Pandemie in Österreich bei 19 % ($SD 27.9$, Spannweite 0 – 100%). Bereits selbst mit dem Coronavirus infiziert worden zu sein gaben 1 % an. Weitere Details über die Stichprobe sind Tabelle 1 zu entnehmen.

Tabelle 1*Charakteristiken der Stichprobe (N = 483)*

Variable	n	%
Alter		
18 – 24	81	16.8
25 – 34	120	24.8
35 – 44	102	21.1
45 – 54	93	19.3
55 – 64	72	14.9
65+	15	3.1
Wohnort		
Großstadt (> 100.000 EW)	338	70.0
Vorort einer Großstadt	33	6.8
Kleinstadt (> 10.000 EW aber < 100.000 EW)	33	6.8
Ländliche Gegend	79	16.4
Ausbildung		
Schule ohne Abschluss	2	0.4
Hauptschule	6	1.2
mittlere Reife/Realschullabschluss (oder Vergleichbares)	12	2.5
abgeschlossene Berufsausbildung/Lehre	47	9.7
Matura/Abitur	162	33.5
Hochschule/Fachhochschule	253	52.4
Arbeitssituation		
Gleiches Arbeitsausmaß wie vor der Corona-Krise	203	42.0
Kurzarbeit oder wesentlich geringes Ausmaß an Arbeit als Selbständiger/Selbständige	89	18.4
Bereits vor der Corona-Krise arbeitslos	25	5.2
arbeitslos auf Grund der Corona-Krise	34	7.0
in Ausbildung	46	9.5
in Pension	35	7.2

Anmerkung: n = Anzahl, % = Prozentanteil der Stichprobe, EW = Einwohner

Messinstrumente

Einsamkeit: UCLA-Loneliness-Scale (Bilsky & Hosser, 1998)

Einsamkeit, als möglicher Risikofaktor, wurde mittels der gekürzten deutschen Version der *University of California Los Angeles (UCLA)-Loneliness-Scale* (Bilsky & Hosser, 1998) erhoben. Das Selbstbeurteilungsverfahren besteht aus 12 Items (davon vier invertiert) und umfasst Fragen zur Gefühlswelt (Einsamkeitserleben), zu sozialen Kontakten (Vorhandensein von Kontakten, emotionale Nähe, vertrauensvolle Bindungen) und zu innerer Distanz (sich trotz sozialer Kontakte verlassen fühlen, Mangel an Verbundenheit). Ein Beispiel-Item ist „Ich habe nicht genügend Gesellschaft.“. Ein Beispiel für ein gegenpoliges Item ist „Es gibt Menschen, mit denen ich reden kann“. Antwortmöglichkeiten stellen den Grad der Zustimmung bezogen auf den aktuellen Zeitpunkt dar und haben Abstufungen von (1) *trifft nicht zu* bis (4) *trifft völlig zu*. Berechnet wird ein Summenscore aller Items (nach Umkodierung der vier gegenpoligen Items), wobei der Wert zwischen 12 und 48 Punkten liegen kann.

Bei der Überprüfung der Gütekriterien des Erhebungsinstrumentes wurde in einer deutschen Repräsentativbefragung eine exzellente interne Konsistenz von $\alpha = .90$ (Cronbachs Alpha) ermittelt (Bilsky & Hosser, 1998). Die Überprüfung der Reliabilität der Skala anhand der aktuellen Stichprobe ergab eine gute interne Konsistenz von $\alpha = .87$ (Cronbachs Alpha).

Weitere potenzielle Risikofaktoren

Weitere Corona-spezifische potenzielle Risikofaktoren in der Untersuchung waren Existenzangst und Infektionsangst. Abgefragt wurden sie jeweils durch ein selbst konzipiertes Item („Haben Sie Existenzängste auf Grund der COVID-19 Krise?“ bzw. „Haben Sie Angst vor einer Infektion mit COVID-19?“). Finanzielle Einbußen wurden ebenfalls als Selbstauskunft erhoben („Wie hoch sind Ihre monatlichen finanziellen Einbußen (netto) durch die wirtschaftlichen Auswirkungen der COVID-19-Maßnahmen aktuell?“). Bei der Beantwortung dieser Frage konnte ein Prozentwert mittels Schieberegler eingestellt werden. Sämtliche weitere unabhängigen Variablen (z.B. Alter, Geschlecht, Anzahl eigener Kinder) der Untersuchung wurden ebenfalls durch Selbstauskünfte erhoben.

Depression: Patient Health Questionnaire-9 (PHQ-9; Löwe et al., 2002)

Zur Messung von Depressions-Symptomen wurde die deutsche Version des *Patient Health Questionnaire-9* (PHQ-9; Löwe et al., 2002) eingesetzt. Das Screening-Instrument ist Teil des *Gesundheitsfragebogens für Patienten* (PHQ-D; Löwe et al., 2002) und besteht aus neun Items, die sich an den Diagnose-Kriterien des DSM-IV (APA, 1994) orientieren. Ein Beispielitem ist „Wenig Interesse oder Freude an Ihren Tätigkeiten“. Teilnehmer und

Teilnehmerinnen werden gebeten ihre Antworten auf das Vorhandensein des jeweiligen Symptoms in den letzten 2 Wochen zu beziehen. Antwortmöglichkeiten haben hierbei Ausprägungen von (0) *überhaupt nicht* bis (3) *beinahe jeden Tag*.

Eine dimensionale Auswertung durch die Bildung eines Summenscores erlaubt die Bestimmung von Schweregraden (Gräfe et al., 2004). Der Wertebereich der Skala liegt bei 0 – 27. Zur Anwendung kommen Cut-off-Werte (Kroenke et al., 2001). Ein Summenwert unter 5 spricht hierbei für den Ausschluss einer depressiven Störung. Ein Score von 5 – 10 wird als leichte depressive Störung eingestuft und entspricht dem Schweregrad mild. Ab einem Wert von 10 wird von einer Major Depression ausgegangen, wobei ein Score von 10 – 14 einer moderaten, ein Wert von 15 – 19 einer ausgeprägten und eine Summe von 20 – 27 einer schweren Ausprägung entspricht. In der aktuellen Studie wurde daher ein Cut-off-Wert von ≥ 10 zur Bestimmung der Prävalenz von Depression eingesetzt.

Bei der Validierung der deutschen Version des PHQ-D (Gräfe et al., 2004) zeigte sich eine ausgezeichnete Kriteriumsvalidität speziell für Major Depression mit einer Sensitivität von 95 % und einer Spezifität von 86 %. Eine Metaanalyse (Gilbody et al., 2007), die mehrere Sprachversionen inkludierte, kam zu vergleichbaren Ergebnissen. In der aktuellen Erhebung erzielte die Skala eine gute interne Konsistenz (Cronbach Alpha $\alpha = .87$).

Angststörungen: Generalized Anxiety Disorder Scale (GAD-7; Spitzer et al., 2006)

Angststörungen wurden mit der deutschen Version des Inventars *Generalized Anxiety Disorder Scale* (GAD-7; Spitzer et al., 2006) gemessen. Hierbei handelt es sich um ein valides und reliables Selbstberichtsverfahren zur Identifizierung von Angststörungen (Löwe et al., 2008). Die sieben Items orientieren sich an den Diagnosekriterien der GAS des DSM-IV (APA, 1994; Spitzer et al., 2006). Teilnehmer und Teilnehmerinnen werden gebeten ihre Antworten auf ihr Befinden in den letzten 2 Wochen zu beziehen (Spitzer et al., 2006). Antwortmöglichkeiten sind mit (0) *überhaupt nicht* bis (3) *beinahe jeden Tag* verankert. Somit ergibt sich bei Summenbildung der Skala ein möglicher Wertebereich von 0 – 21. Ein Beispielitem ist „Nicht in der Lage sein, Sorgen zu stoppen oder zu kontrollieren“.

Ein Cut-off-Wert von ≥ 10 wird zur Identifizierung einer GAS eingesetzt (Spitzer et al., 2006). Schweregradeinstufungen sind ebenfalls möglich, wobei ein Wert von 5 – 9 als mild eingestuft wird, 10 – 14 als moderat und Werte ab 15 als schwere Ausprägung angesehen werden (Spitzer et al., 2006). Bei der aktuellen Untersuchung wurde zur Bestimmung der Prävalenz, gemäß der beschriebenen Empfehlung, ein Cut-off-Wert von ≥ 10 angewendet.

Die GAD-7 Skala korreliert negativ mit Lebenszufriedenheit (Löwe et al., 2008). Eine Validierungsstudie wies eine exzellente Reliabilität der Skala aus (Cronbachs Alpha $\alpha = .92$; Spitzer et al., 2006). In der aktuellen Stichprobe zeigte sich eine gute interne Konsistenz mit einem Cronbachs Alpha von $\alpha = .89$.

Somatisierung: Patient Health Questionnaire-15 (PHQ-15; Löwe et al., 2002)

Zur Erhebung von Somatisierung wurde die deutsche Version des Selbstbeurteilungsverfahrens *Patient Health Questionnaire-15* (PHQ-15; Löwe et al., 2002) eingesetzt. Wie der PHQ-9 ist auch dieses Inventar ein Teil des PHQ-D. Es besteht aus 15 Items, die somatische Symptome erfassen, die den wichtigsten Diagnosekriterien des DSM-IV (APA, 1994) für eine Somatisierungsstörung entsprechen (Kroenke et al., 2002). Der Skalensummenwert setzt sich zusammen aus 13 Items des somatoformen Modules und zwei Items aus der Depressions-Skala (Items 2c: „Schwierigkeiten, ein- oder durchzuschlafen, oder vermehrter Schlaf“; 2d: „Müdigkeit oder Gefühl, keine Energie zu haben“; Löwe et al., 2002). Bei den 13 Items des somatoformen Modules werden Teilnehmer und Teilnehmerinnen gebeten Ihre Antworten auf den Verlauf der letzten 4 Wochen zu beziehen, wobei Antwortmöglichkeiten die Ausprägungen (0) *nicht beeinträchtigt*, (1) *wenig beeinträchtigt* oder (2) *stark beeinträchtigt* aufweisen können (Löwe et al., 2002). Antwortmöglichkeiten der beiden Items aus der Depressionsskala wurden bereits im Rahmen des PHQ-D beschrieben. Der Wertebereich der Skala liegt somit bei 0 – 30.

Zur Bestimmung der Prävalenz wurde ein Summenscore gebildet und ein Cut-off-Wert von ≥ 10 angewendet. Dies entspricht einer moderaten (Werte 10 – 14) und schweren (Werte ≥ 15) Symptomausprägung (Kroenke et al., 2002).

Bei einer Validierungsstudie des PHQ-15 zeigte sich ein enger Zusammenhang mit dem Funktionsniveau und gesundheitsbezogener Lebensqualität (Kroenke et al., 2002). In der aktuellen Studie ergab die Analyse der Reliabilität eine gute interne Konsistenz von $\alpha = .82$ (Cronbach Alpha).

PTBS und KPTBS: International Trauma Questionnaire (ITQ; Cloitre et al., 2018; deutsche Version: Knäfel et al., 2018)

Die Prävalenz von PTBS und KPTBS wurden mit der deutschen Version des *International Trauma Questionnaire* (ITQ; Cloitre et al., 2018; deutsche Version: Knäfel et al., 2018) erhoben. Das Selbstbeurteilungsverfahren richtet sich nach den Diagnosekriterien des ICD-11 (WHO, 2018) für PTBS und KPTBS. Das Inventar besteht insgesamt aus 18 Items. Sechs Items erfassen die drei Symptom-Cluster der PTBS (Wiedererleben im Hier und Jetzt, Vermeidung und Gefühl einer aktuellen Bedrohung). Weitere drei Items messen daraus

resultierende funktionale Beeinträchtigungen. Symptome der *Störung der Selbstorganisation* (DSO; affektive Dysregulation, negatives Selbstkonzept und problematische Beziehungen) werden mit weiteren sechs Items erhoben. Drei Items erfassen aus DSO-Symptomen entstehende funktionale Beeinträchtigungen. Ein Beispielitem der Subskala Wiedererleben im Hier und Jetzt ist „Intensive Bilder oder Erinnerungen haben, die manchmal auftauchen und bei denen Sie sich fühlen, als ob das Erlebnis jetzt und hier gerade noch einmal stattfindet“. Die Teilnehmer und Teilnehmerinnen werden gebeten ihre Antworten auf ein spezielles vorangegangenes Ereignis zu beziehen, das sie am meisten belastet. Außerdem wird instruiert so zu antworten, wie ausgeprägt das jeweilige Problem im letzten Monat bestand. Antwortmöglichkeiten der 5-stufigen Likert Skala sind hierbei in den Abstufungen (0) *gar nicht* bis (4) *sehr stark* möglich. Für die PTBS- und DSO-Symptom-Skala ist somit jeweils ein Summenwert von 0 – 24 möglich.

Für die Diagnose einer PTBS muss jeweils mindestens eines von zwei möglichen Symptomen pro Symptom-Cluster erfüllt sein (Knefel et al., 2018). Als vorhanden gilt ein Symptom oder eine funktionelle Beeinträchtigung ab einem Wert von ≥ 2 . Zusätzlich muss für eine PTBS-Diagnose mindestens ein Indikator für funktionale Beeinträchtigung erfüllt sein. Eine KPTBS erfordert die Erfüllung aller Kriterien einer PTBS und zusätzlich das Vorhandensein von mindestens einem DSO-Symptom pro Subskala, sowie mindestens eines Indikators für eine funktionale Beeinträchtigung (resultierend durch DSO-Symptome). Sofern die Kriterien einer KPTBS erfüllt sind, wird diese Diagnose vergeben – nicht aber zusätzlich die Diagnose PTBS.

Für die Berechnung der Prävalenz in dieser Studie wurde dieser vorgegebene diagnostische Algorithmus angewendet. Für die Bestimmung der Risikofaktoren wurde ein Summenscore jeweils für die Skala der PTBS Symptome, als auch für die DSO-Symptom-Skala berechnet.

In der aktuellen Stichprobe zeigte sich eine gute interne Konsistenz in allen Subskalen, außer für die Skalen Wiedererleben im Hier und Jetzt (akzeptabler Reliabilitätswert) und Affektive Dysregulation (schlechter Reliabilitätswert). Cronbachs Alphas der einzelnen Subskalen sind Tabelle 2 zu entnehmen.

Tabelle 2

Reliabilitätsanalyse des International Trauma Questionnaire (ITQ^a) für die aktuelle Stichprobe (N = 483)

Skala	Items	α
PBTS-Symptom-Cluster	6	.87
Wiedererleben im Hier und Jetzt	2	.75
Vermeidung	2	.89
Gefühl einer aktuellen Bedrohung	2	.81
DSO Symptom-Cluster	6	.87
affektive Dysregulation	2	.51
negatives Selbstkonzept	2	.94
problematische Beziehungen	2	.81
Funktionale Beeinträchtigungen		
Durch PTBS-Symptome	3	.86
Durch DSO-Symptome	3	.85

Anmerkung: α = Cronbach's Alpha, PTBS = Posttraumatische Belastungsstörung, DSO = Störungen in der Selbstorganisation.

^a (Cloitre et al., 2018; deutsche Version: Knefel et al., 2018)

Datenanalyse

Der gewonnene Datensatz wurde für die nachfolgende Analyse aufbereitet. Dafür wurden Kodierungen den Skalenniveaus angepasst. Bei der UCLA-Loneliness-Scale (Bilsky & Hosser, 1998) wurden, so wie von dem Konstrukteur und der Konstrukteurin vorgesehen, vier Items invertiert. Für die Skalen der UCLA-Loneliness-Scale (Bilsky & Hosser, 1998), des PHQ-9 (Löwe et al., 2002), GAD-7 (Spitzer et al., 2006) und PHQ-15 (Löwe et al., 2002) wurden Summenscores berechnet. Ebenso erfolgte dies für die PTBS-Symptom-Skala und für die DSO-Symptom-Skala des ITQ (Cloitre et al., 2018; deutsche Version: Knefel et al., 2018). Weiters wurden zur Bestimmung der Prävalenzen von PTBS und KPTBS neue Variablen angelegt, die, bezogen auf die Erfüllung der PTBS- bzw. der KPTBS-Symptomkriterien, mit 0 oder 1 kodiert wurden. Neue Variablen wurden außerdem angelegt für die Bestimmung der Häufigkeiten der Psychopathologien Depression, Angststörung und Somatisierung, wobei Kodierungen 0 oder 1 aufweisen konnten, entsprechend, ob der

jeweilige Cut-off-Wert für moderate bis schwere Ausprägungen von ≥ 10 überschritten wurde.

Für kategoriale Variablen mit mehr als zwei Ausprägungsmöglichkeiten wurden Dummy-Kodierungen angelegt. Hierbei wird eine Kategorie als Referenzgruppe ausgewählt und für jede weitere Kategorie eine neue Variable kreiert, die die Ausprägung 0 oder 1 aufweisen kann (Field, 2018). Dies erfolgte für die Variable zum Erwerbsstatus, wobei Arbeiten im gleichen Ausmaß wie bisher die Referenzkategorie darstellte. Eine Dummy-Variable wurde für Kurzarbeit angelegt, weitere für Ausbildung, Pension und Arbeitslosigkeit. Für die letztgenannte Dummy-Variable wurden die Angaben von Arbeitslosigkeit bereits vor Ausbruch der Corona-Pandemie und Arbeitslosigkeit auf Grund der Corona-Pandemie zusammengefasst, wobei Ausprägungsmöglichkeiten dieser Variable 0 (nicht arbeitslos) oder 1 (arbeitslos) sind. Weitere Dummy-Variablen (Kleinstadt, Vorort einer Großstadt, Land) wurden für den Wohnort angelegt, wobei Großstadt die Referenzkategorie darstellte. Außerdem wurden Dummy-Variablen angelegt für die Kategorien selbst mit COVID-19 infiziert worden zu sein, nahe Verwandte/Bekannte zu haben, die mit COVID-19 infiziert wurden oder mit Personen im selben Haushalt zu leben, die mit COVID-19 infiziert wurden. Ebenso wurden Dummy-Variablen für den Bildungsstatus erstellt, wobei Hochschulabschluss/Fachhochschulabschluss die Referenzkategorie darstellte. Auch für Einkommen wurden Dummy-Kodierungen vorgenommen (Kategorien: unter 500 €, 500 € bis unter 1.000 €, 1.000 € bis unter 1.500 €, 1.500 € bis unter 2.000 €, 2.000 € bis unter 2.500 €; Referenzkategorie: 2.500 € und mehr). Außerdem wurde eine Variable für Beziehungsstatus angelegt. Hierbei wurden die Antwortmöglichkeiten „ja, verheiratet“ und „ja, unverheiratet mit festem Partner/fester Partnerin“ als in Beziehung lebend unter der Kodierung 0 zusammengefasst. Die Ausprägung 1 dieser Variable wurde der Antwortoption „nein, ohne festen Partner/feste Partnerin (Single)“ zugeordnet.

Als metrisch behandelt wurden die Summenscores der UCLA-Loneliness-Scale (Bilsky & Hosser, 1998), des PHQ-9 (Löwe et al., 2002), des GAD-7 (Spitzer et al., 2006), des PHQ-15 (Löwe et al., 2002), der Skalen des ITQ (Cloitre et al., 2018; deutsche Version: Knefel et al., 2018), sowie die Variablen Alter, Anzahl der Personen pro Haushalt, Anzahl an Kindern, Existenzangst oder Infektionsangst.

Deskriptive Statistiken wurden zur Beschreibung der Stichprobe durchgeführt. Für die Reliabilitätsanalyse wurden Cronbachs Alphas der verwendeten Skalen berechnet. Prävalenzen wurden anhand der beschriebenen Cut-off-Werte bzw. Diagnosekriterien

ermittelt. Konfidenzintervalle (KI) der Prävalenz-Werte wurden berechnet. Hierbei handelt es sich um eine Approximation. Auf Grund der ausreichend großen Stichprobengröße ist dieses Vorgehen zulässig (Bortz, 1999). Die Berechnung der KIs erfolgte mittels der Formel $KI_{95\%} = \text{Prozentwert} \pm z_{krit} \times \text{Standardfehler } \%$, wobei der kritische z-Wert bei einem 95 %-KI bei ± 1.96 liegt und der Standardfehler ermittelt wird durch die Formel

$$\text{Standardfehler}\% = \sqrt{\frac{\text{Prozentwert} \times (100\% - \text{Prozentwert})}{\text{Stichprobengröße}}} \quad (\text{Bortz, 1999}).$$

Erhobene Prävalenz-Werte wurden mittels Chi-Quadrat-Tests (χ^2 -Test) gegen bevölkerungsrepräsentative Werte, die vor Ausbruch der Corona-Pandemie erhoben wurden, getestet. Bei der statistischen Berechnung eines χ^2 -Tests geht die H_0 davon aus, dass in der Stichprobe beobachtete Häufigkeiten nicht von erwarteten Häufigkeiten abweichen (Bortz, 1999). Zur Berechnung wird die Formel $\chi^2 = \sum_{j=1}^k \frac{(h_{bj} - h_{ej})^2}{h_{ej}}$ eingesetzt, wobei h_{bj} für die beobachteten Häufigkeiten in der Stichprobe und h_{ej} für die erwarteten Häufigkeiten stehen (Bortz, 1999). Hierfür wurde jeweils eine Vergleichsstudie gewählt, dessen Prävalenz als Grundlage zur Berechnung der erwarteten Häufigkeit diente. Bei der Auswahl der Vergleichsstudien waren Aktualität, Stichprobengröße und die Verwendung desselben Messinstrumentes grundlegende Kriterien. Durchgeführt wurde ebenfalls eine Bonferroni-Holm-Korrektur (Holm, 1979) zur Vermeidung einer Alphafehler-Kumulierung. Dies erfolgte zur Bestimmung einer signifikanten Veränderung aller Häufigkeiten der untersuchten Psychopathologien. Informationen zu den Vergleichsstudien finden sich in Tabelle 3.

Tabelle 3*Vergleichswerte bevölkerungsrepräsentativer Studien vor Ausbruch der Corona-Pandemie*

Psychopathologie	Autoren	Jahr	Stichprobe	N	%
Depression	Busch et al.	2013	bevölkerungsrepräsentativ Deutschland, 18 – 79 Jahre	7.524	8.1
Angststörung	Löwe et al.	2008	bevölkerungsrepräsentativ Deutschland, 14+ Jahre	5.036	5.1
Somatisierung	Kocalevent et al.	2013b	bevölkerungsrepräsentativ Deutschland, 14+ Jahre	5.031	9.3
PTBS	Cloitre et al.	2019	bevölkerungsrepräsentativ USA, 18 – 70 Jahre	1.831	3.4
KPTBS	Cloitre et al.	2019	bevölkerungsrepräsentativ USA, 18 – 70 Jahre	1.831	3.8

Anmerkung: Jahr = Erscheinungsjahr der Studie, N = Größe der Stichprobe, % = Prävalenz in der Stichprobe, PTBS = Posttraumatische Belastungsstörung, KPTBS = komplexe Posttraumatische Belastungsstörung.

Zur Bestimmung von Risikofaktoren wurde pro Psychopathologie eine multiple lineare hierarchische Regressionen in IBM SPSS Statistics Version 23 (IBM Corp., 2015) berechnet. Mit diesem statistischen Verfahren kann der Wert einer Outcome-Variable auf Grund von Prädiktor-Variablen vorhergesagt werden (Field, 2018). Bereits aus der Literatur bekannte Prädiktoren werden hierbei im ersten Schritt in das Rechenmodell aufgenommen – potenzielle neue Prädiktoren werden in einem zweiten Berechnungs-Schritt inkludiert (Field, 2018). Bei der Berechnung wurden daher die aus der Literatur abgeleiteten allgemeinen Prädiktoren mit der Methode Einschluss aufgenommen. Alle weiteren potenziellen Risikofaktoren wurden im zweiten Block mit der vorwärts Methode schrittweise integriert, solange bis die Hinzunahme eines weiteren Prädiktors keine weitere signifikante Varianzaufklärung ergab. Die Interpretation der Effektstärken der gewonnenen Ergebnisse findet sich in Tabelle 4.

Tabelle 4*Interpretation Effektstärken^a*

Größe des Effektes	Effektstärke	
	R^2	β
klein	> .02	> .10
mittel	> .13	> .30
groß	> .26	> .50

Anmerkung: R^2 = erklärte Varianz; β = standardisierter Regressionskoeffizient

^a (Cohen, 1988)

Geprüft wurde im Vorfeld ebenfalls die Erfüllung der Voraussetzungen einer Regressions-Analyse. Sämtliche unabhängigen Variablen der Studie waren metrisch oder dichotom, die jeweiligen abhängigen Variablen der Berechnungen metrisch. Zur Prüfung von Linearitätsannahmen wurden partielle Streudiagramme erstellt. Homoskedastizität wurde durch ein Streudiagramm der Residuen (Zresid vs. ZPred) überprüft. Normalverteilung wurde mittels eines Normalverteilungs-Diagrammes der Residuen (Datenpunkte sollten nahe der Diagonallinie liegen), sowie eines Histogramms geprüft. Zur Bestimmung der Unabhängigkeit der Residuen wurde ein Durbin-Watson-Test durchgeführt, wobei der Wert nahe 2, mindestens jedoch zwischen 1 und 3 liegen sollte (Field, 2018). Ausreißer wurden durch Bestimmung der Cook-Distanz analysiert. Hierbei sollte der Wert unter 1 liegen (Field, 2018). Durchgeführt wurden ebenfalls Kollinearitätsanalysen. Die Werte der Varianzinflationsfaktoren (VIF) sollten hierbei unter 10 liegen – dies entspricht der Empfehlung zum Ausschluss von Multikollinearität (Bowerman & O'Connell, 1990).

Ergebnisse

Missing Data

Eine Untersuchung fehlender Werte fand mittels Little's MCAR Test (Little, 1988) statt. Dieser ergab, dass für die fehlenden Werte der aktuellen Studie von einer *missing not at random* (MNAR) Annahme auszugehen ist ($p < .001$). Daher besteht die Wahrscheinlichkeit, dass das Fehlen einzelner Werte systematisch, von der erhobenen Variable selbst, abhängt (Little & Rubin, 2019). Gesamt fehlten jedoch lediglich 0.74 % der Daten. Als problematisch erwiesen sich hierbei Variablen des ITQ, die teilweise übersprungen wurden, sowie Angaben zu finanziellen Einbußen. Da Imputationsverfahren bei MNAR verzerrende Ergebnisse liefern würden und insgesamt eine geringe Anzahl an Daten fehlten, wurde das in IBM SPSS

Statistics Version 23 (IBM Corp., 2015) standardmäßige Vorgehen des listenweisen Fallausschlusses angewendet. Datensätze mit fehlenden Werten wurden somit aus der Analyse ausgeschlossen.

Voraussetzungsprüfungen

Nach Prüfung der Streudiagramme, der Normalverteilungs-Diagramme, sowie Histogramme der Modelle für die einzelnen Psychopathologien wurde von Linearität, Homoskedastizität und Normalverteilung der Residuen ausgegangen. Lediglich bei den Modellen für PTBS-Symptome und DSO-Symptome zeigte sich bei der Prüfung der Normalverteilung eine leicht links-schiefe Verteilung, die auf Grund der Stichprobengröße als vernachlässigbar eingestuft wurde. Beim Durbin-Watson-Test wies das finale Modell für Depression einen Wert von 1.66 auf, das Modell für Angststörung zeigte einen Wert von 1.75, das Modell für Somatisierung hatte einen Wert von 1.38, das Modell der PTBS-Symptome hatte einen Wert von 1.63 und das Modell der DSO-Symptome der KPTBS wies einen Wert von 1.51 auf. Daher ist in allen Modellen von Unabhängigkeit der Residuen auszugehen. Bei der Analyse der Ausreißer hatte kein einzelner Fall eine Cook-Distanz > 1 . Insgesamt wurde die Cook-Distanz bei Depression mit einem Minimum von 0.00 und einem Maximum von 0.07 ausgegeben, bei Angststörung mit einem Minimum von 0.00 und einem Maximum von 0.09, bei Somatisierung mit einem Minimum von 0.00 und einem Maximum von 0.09, bei PTBS-Symptomen mit einem Minimum von 0.00 und Maximum von 0.28 und bei DSO-Symptomen der KPTBS mit einem Minimum von 0.00 und einem Maximum von 0.40. Daher wird davon ausgegangen, dass in keinem der Modelle Ausreißer die Daten maßgeblich beeinflussen. Die Kollinearitätsanalysen ergaben keine VIF-Werte > 10 . Daher konnte Multikollinearität in allen Modellen ausgeschlossen werden.

Ergebnisse

In der vorliegenden Stichprobe wiesen 28.4 % der Teilnehmer und Teilnehmerinnen moderate bis schwere Depressions-Symptome auf (Cut-off-Wert ≥ 10 , KI 95 % [24.4, 32.4], Frauen 29.9 %, Männer 23.5 %). Moderate bis schwere Symptome einer Angststörung zeigten 19.7 % der Teilnehmer und Teilnehmerinnen (Cut-off-Wert ≥ 10 , KI 95 % [16.2, 23.2], Frauen 22.0 %, Männer 14.4 %). Symptome einer somatoformen Störung in moderater bis schwerer Ausprägung wurden in 33.3 % der Fälle erhoben (Cut-off-Wert ≥ 10 ; KI 95 % [29.0, 37.6], Frauen 39.5 %, Männer 16.4 %). In der Stichprobe erfüllten 6.5 % der Teilnehmer und Teilnehmerinnen die Symptom-Kriterien einer PTBS (KI 95 % [4.2, 8.8], Frauen 6.4 %, Männer 4.7 %). Zusätzlich wiesen 5.9 % der Befragten die Symptome einer

KPTBS auf (KI 95 % [3.7, 8.1], Frauen 7.0 %, Männer 2.3 %). Mittlere Symptom-Ausprägungen und Standardabweichungen sind Tabelle 5 zu entnehmen.

Tabelle 5

Mittlere psychopathologische Symptom-Ausprägungen und Standardabweichungen

Psychopathologie	<i>N</i> (exkl. fehl. Werte)	Wertebereich Inventar	<i>M</i>	<i>SD</i>
Depression	482	0 – 27	7.39	5.26
Angststörung	483	0 – 21	5.90	4.44
Somatisierung	472	0 – 30	7.88	5.30
PTBS-Symptome	466	0 – 24	5.55	5.57
DSO-Symptome	475	0 – 24	5.97	5.29

Anmerkung: *N* = Größe der Stichprobe exklusive Fälle mit fehlenden Werten, *M* = mittlere Symptom-Ausprägung, *SD* = Standardabweichung, PTBS = Posttraumatische Belastungsstörung, DSO = Störung der Selbstorganisation.

Zur Prüfung der ersten Hypothese wurde pro erhobener Psychopathologie ein χ^2 -Test mit einem bevölkerungsrepräsentativen Prävalenz-Wert vor Ausbruch der Corona-Pandemie berechnet (Signifikanzniveau $\alpha < .05$). Auch bei Durchführung einer Bonferroni-Holm-Korrektur (Holm, 1979) lagen alle *p*-Werte unter den adjustierten *p*-Wert-Schranken. Somit wiesen die Prävalenz-Werte aller erhobenen Psychopathologien signifikante Steigerungen auf. Die Ergebnisse der Berechnungen sind Tabelle 6 zu entnehmen.

Tabelle 6

Vergleiche der erhobenen Prävalenz-Werte mit bevölkerungsrepräsentativen Studien vor Ausbruch der Corona-Pandemie

Psycho- pathologie	% erhoben	% vor Corona	χ^2	p	Sig.- Schranken Bonferroni- Holm-Korr.
Depression	28.4	8.1 ^a	267.78	< .001	.010
Angststörung	19.7	5.1 ^b	212.95	< .001	.013
Somatisierung	33.3	9.3 ^c	321.18	< .001	.017
PTBS	6.5	3.4 ^d	13.73	< .001	.025
KPTBS	5.9	3.8 ^d	5.19	.023	.050

Anmerkung: % erhoben = Prävalenz-Werte der aktuellen Stichprobe, % vor Corona = bevölkerungsrepräsentative Prävalenz-Werte vor Ausbruch des Coronavirus, χ^2 = Chi-Quadrat-Test, p = Signifikanz-Wert, Sig.-Schranken Bonferroni-Holm-Korr. = Signifikanz-Schranken der Bonferroni-Holm-Korrektur basierend auf $\alpha = .05$ – signifikante Veränderung aller erhobenen Prävalenzen bei Unterschreitung der Schranken durch ermittelte p -Werte

^a (Busch et al., 2013)

^b (Löwe et al., 2008)

^c (Kocalevent et al., 2013b)

^d (Cloitre et al., 2019)

Zur Prüfung der weiteren Hypothesen wurde pro Psychopathologie eine hierarchische multiple Regression berechnet. Bereits aus der Literatur bekannte Risikofaktoren wurden hierbei im ersten Block mit der Einschluss-Methode integriert. Potenzielle weitere Prädiktoren wurden im zweiten Schritt aufgenommen. Dargestellt werden im Folgenden die Ergebnisse der finalen Modelle. Die Modellübersichten (Tabellen 12 bis 16) finden sich im Anhang dieser Arbeit.

Das finale Modell für Symptome der Depression erklärte 47 % der Varianz ($F(17, 422) = 22.74, p < .001$). Frauen, jüngere Personen und Menschen mit mittlerer Reife/Realschulabschluss (im Vergleich zu Menschen mit Hochschulabschluss) wiesen höhere Symptom-Ausprägungen auf. Als stärkster Prädiktor erwies sich Einsamkeit, gefolgt von Existenzängsten. Die weiteren aus der Literatur bekannten Faktoren Einkommen und

Arbeitslosigkeit zeigten in der aktuellen Stichprobe keine Signifikanz. Von den explorativ untersuchten Prädiktoren erwiesen sich ebenfalls die Personenanzahl pro Haushalt und Infektionsangst als Risikofaktoren. Die Ergebnisse der Berechnungen sind Tabelle 7 zu entnehmen.

Tabelle 7

Prädiktoren für Symptome der Depression – Ergebnisse finales Modell multiple hierarchische Regression

Prädiktor	<i>b</i>	<i>SE</i>	β	<i>p</i>	<i>LCI</i>	<i>UCI</i>
Geschlecht (w = 0)	-0.984	0.44	-.084	.025 *	-1.84	-.013
Alter	-0.074	0.02	-.190	< .001 ***	-0.11	-0.04
Ohne Schulabschluss	-0.800	4.00	-.007	.842 n.s.	-8.67	7.07
Hauptschule	2.046	2.32	.033	.378 n.s.	-2.51	6.60
Mittlere Reife	3.625	1.28	.105	.005 **	1.11	6.15
Lehre	0.714	0.70	.039	.305 n.s.	-0.65	2.08
Matura	0.086	0.43	.008	.841 n.s.	-0.76	0.93
EK < 500 €	-0.103	0.82	-.007	.901 n.s.	-1.72	1.52
EK 500 € < 1.000 €	-0.077	0.77	-.005	.920 n.s.	-1.58	1.43
EK 1.000 € < 1.500 €	-0.185	0.68	-.014	.784 n.s.	-1.51	1.14
EK 1.500 € < 2.000 €	-0.571	0.68	-.043	.397 n.s.	-1.90	0.75
EK 2.000 € < 2.500	-0.275	0.70	-.018	.696 n.s.	-1.66	1.11
Arbeitslosigkeit	1.095	0.64	.068	.089 n.s.	-0.17	2.36
Einsamkeit	0.407	0.03	.487	< .001 ***	0.34	0.47
Existenzangst	1.631	0.26	.249	< .001 ***	1.12	2.15
Person/Haushalt	0.457	0.18	.100	.010 *	0.11	0.80
Infektionsangst	0.609	0.23	.100	.009 **	0.16	1.06

Anmerkung: *b* = unstandardisierter Koeffizient, *SE* = Standardfehler, β = standardisierter Koeffizient Beta, *p* = Signifikanz-Wert, *LCI* = untere Grenze für 95 % Konfidenzintervall, *UCI* = obere Grenze für 95 % Konfidenzintervall, w = weiblich, EK = Einkommen mit Referenzkategorie < 2.500 €; Person/Haushalt = im gemeinsamen Haushalt lebende Personenanzahl; * = $p < .05$, ** = $p < .01$, *** = $p < .001$, n.s. = nicht signifikant

Das finale Modell für Symptome der Angststörung zeigte ein korrigiertes R^2 von .40 ($F(9, 422) = 31.801, p < .001$). Der aus der Literatur bekannte Risikofaktor Geschlecht zeigte sich in der aktuellen Untersuchung nicht signifikant. Der ebenfalls aus der Literatur bekannte Risikofaktor Alter erwies sich als signifikant, jedoch wiesen Personen mit jüngerem Alter höhere Symptomausprägungen auf. Den größten Einfluss auf die Ausprägung von Angststörungs-Symptomen hatte Einsamkeit. Weiters erwiesen sich Existenzangst, Infektionsangst, die Personenanzahl pro Haushalt und eine Beziehung zu haben als Risikofaktoren. Ebenso zeigte sich ein Bildungseffekt – Personen mit mittlerer Reife/Realschulabschluss wiesen höhere Symptomausprägungen auf als Personen mit Hochschulabschluss. In einer Kleinstadt zu wohnen hatte einen protektiven Effekt bei der Ausprägung von Angststörungs-Symptomen. Ergebnisse der multiplen Regression finden sich in Tabelle 8.

Tabelle 8

Prädiktoren für Symptome der Angststörung – Ergebnisse des finalen Modells der multiplen hierarchischen Regression

Prädiktor	<i>b</i>	<i>SE</i>	β	<i>p</i>	<i>LCI</i>	<i>UCI</i>
Geschlecht (w = 0)	-0.710	0.38	-.072	.060 n.s.	-1.45	0.03
Alter	-0.029	0.01	-.089	.032 *	-0.06	-0.00
Einsamkeit	0.308	0.03	.437	< .001 ***	.025	0.37
Existenzangst	1.485	0.23	.268	< .001 ***	1.03	1.94
Infektionsangst	0.867	0.20	.169	< .001 ***	0.47	1.27
Person/Haushalt	0.481	.016	.125	.003 **	0.17	0.80
Beziehung vs. Single	-0.897	0.37	-.098	.016 *	-1.63	-0.17
Mittlere Reife	2.336	1.13	.080	.039 *	0.12	4.55
Kleinstadt	-1.523	0.65	-.091	.019 *	-2.80	-0.25

Anmerkung: *b* = unstandardisierter Koeffizient, *SE* = Standardfehler, β = standardisierter Koeffizient Beta, *p* = Signifikanz-Wert, *LCI* = untere Grenze für 95 % Konfidenzintervall, *UCI* = obere Grenze für 95 % Konfidenzintervall, w = weiblich, Person/Haushalt = im gemeinsamen Haushalt lebende Personenanzahl, Beziehung vs. Single = Kodierung in Beziehung lebend 0 Single 1; Kleinstadt = wohnhaft in einer Kleinstadt sein (> 10.000 aber < 100.000 Einwohner); * = $p < .05$, ** = $p < .01$, *** = $p < .001$, n.s. = nicht signifikant

Das finale Modell für Symptome einer somatoformen Störung ergab ein korrigiertes R^2 von .27 ($F(17, 416) = 10.19, p < .001$). Der aus der Literatur bekannte Risikofaktor weibliches Geschlecht erwies sich auch in der aktuellen Stichprobe als Prädiktor mit moderater Effektstärke für die Ausbildung somatischer Symptome. Im Hinblick auf geringere formale Bildung zeigten lediglich Personen mit Lehrabschluss mehr somatische Symptome als Personen mit Hochschulabschluss. Die Variablen Einkommen und Arbeitslosigkeit zeigten in der aktuellen Stichprobe keine Signifikanz. Des Weiteren erwies sich jüngeres Alter als Risikofaktor. Von den explorativ untersuchten Prädiktoren hatte Einsamkeit den stärksten Einfluss. Außerdem waren Infektionsangst, Existenzangst und eine Beziehung zu haben weitere Risikofaktoren. Ergebnisse der multiplen Regression sind Tabelle 9 zu entnehmen.

Tabelle 9

Prädiktoren für Symptome der Somatisierung – Ergebnisse finales Modell multiple hierarchische Regression

Prädiktor	<i>b</i>	<i>SE</i>	β	<i>p</i>	<i>LCI</i>	<i>UCI</i>
Geschlecht (w = 0)	-2.904	0.52	-.244	< .001 ***	-3.92	-1.89
Alter	-0.047	0.02	-.119	.022 *	-0.09	-0.07
Ohne Schulabschluss	-0.010	4.73	.000	.998 n.s.	-9.31	9.29
Hauptschule	2.445	2.74	.039	.373 n.s.	-2.94	7.83
Mittlere Reife	1.557	1.52	.045	.306 n.s.	-1.43	4.55
Lehre	2.117	0.83	.114	.011 *	0.48	3.75
Matura	-0.035	0.51	-.003	.946 n.s.	-1.04	0.97
EK < 500 €	-0.414	0.98	-.027	.671 n.s.	-2.33	1.51
EK 500 € < 1.000 €	-0.779	0.92	-.053	.399 n.s.	-2.59	1.04
EK 1.000 € < 1.500 €	-0.522	0.81	-.039	.519 n.s.	-2.11	1.07
EK 1.500 € < 2.000 €	-1.327	0.81	-.099	.100 n.s.	-2.91	0.26
EK 2.000 € < 2.500	-0.659	0.84	-.044	.432 n.s.	-2.31	0.99
Arbeitslosigkeit	0.942	0.76	.058	.216 n.s.	-0.55	2.44
Einsamkeit	0.299	0.04	.353	< .001 ***	0.22	0.38
Infektionsangst	1.023	.28	.166	< .001 ***	0.48	1.56
Existenzangst	0.846	0.31	.127	.007 **	0.23	1.46
Beziehung vs. Single	-1.226	0.48	-.111	.011 *	-2.18	-0.28

Anmerkung: *b* = unstandardisierter Koeffizient, *SE* = Standardfehler, β = standardisierter Koeffizient Beta, *p* = Signifikanz-Wert, *LCI* = untere Grenze für 95 % Konfidenzintervall, *UCI* = obere Grenze für 95 % Konfidenzintervall, w = weiblich, EK = Einkommen mit Referenzkategorie < 2.500 €, Beziehung vs. Single = Kodierung in Beziehung lebend 0 Single 1; * = $p < .05$, ** = $p < .01$, *** = $p < .001$, n.s. = nicht signifikant

Das finale Regressions-Modell für PTBS-Symptome hatte eine erklärte Varianz von 25 % ($F(8, 405) = 19.151, p < .001$). Frauen wiesen ein höheres Risiko für die Ausprägung von PTBS-Symptomen auf. Ebenso zeigte sich ein Risiko für Personen mit niedrigerer formaler Bildung – jedoch nur für Personen mit mittlerer Reife/Realschulabschluss (oder vergleichbarem Bildungsabschluss) im Vergleich zu Personen mit Hochschulabschluss. Den größten Einfluss als Prädiktor hatte Einsamkeit. Außerdem erwiesen sich Existenzängste als

Risikofaktor für eine PTBS-Symptomatik. Keiner der weiteren untersuchten Faktoren zeigte in der aktuellen Stichprobe für PTBS-Symptome Signifikanz. Detaillierte Ergebnisse finden sich in Tabelle 10.

Tabelle 10

Prädiktoren für PTBS-Symptome – Ergebnisse des finalen Modells der multiplen hierarchischen Regression

Prädiktor	<i>b</i>	<i>SE</i>	β	<i>p</i>	<i>LCI</i>	<i>UCI</i>
Geschlecht (w = 0)	-1.754	0.52	-.145	.001**	-2.78	-0.73
Ohne Schulabschluss	6.605	4.80	.060	.170 n.s.	-2.84	16.05
Hauptschule	4.636	2.80	.060	.098 n.s.	-0.86	10.13
Mittlere Reife	5.362	1.53	.151	.001**	2.35	8.37
Lehre	0.873	0.84	0.46	.297 n.s.	-0.77	2.52
Matura	-0.414	0.52	-.036	.423 n.s.	-1.43	0.60
Einsamkeit	0.281	0.04	.323	< .001 ***	0.20	0.36
Existenzangst	1.496	0.32	.219	< .001 ***	0.87	2.12

Anmerkung: *b* = unstandardisierter Koeffizient, *SE* = Standardfehler, β = standardisierter Koeffizient Beta, *p* = Signifikanz-Wert, *LCI* = untere Grenze für 95 % Konfidenzintervall, *UCI* = obere Grenze für 95 % Konfidenzintervall, w = weiblich

* = $p < .05$, ** = $p < .01$, *** = $p < .001$, n.s. = nicht signifikant

Die Berechnung der multiplen Regression für DSO-Symptome einer KPTBS ergab ein finales Modell mit einer erklärten Varianz von 43 % ($F(9, 415) = 34.202, p < .001$). Geschlecht erwies sich hierbei als nicht signifikant. Niedrigere formale Bildung zeigte Signifikanz – jedoch wiesen nur Personen mit mittlerer Reife/Realschulabschluss (oder vergleichbarem Abschluss) höhere Symptomausprägungen auf als Personen mit Hochschulabschluss. Ein höheres Risiko für DSO-Symptome zeigten jüngere Personen. Einsamkeit war der Prädiktor mit dem größten Einfluss. Außerdem stellten Existenzängste einen Risikofaktor für die Entstehung von DSO-Symptomen dar. Detaillierte Ergebnisse finden sich in Tabelle 11.

Tabelle 11

Prädiktoren für DSO-Symptome einer KPTBS – Ergebnisse des finalen Modells der multiplen hierarchischen Regression

Prädiktor	<i>b</i>	<i>SE</i>	β	<i>p</i>	<i>LCI</i>	<i>UCI</i>
Geschlecht (w = 0)	-0.813	0.44	-.071	.062 n.s.	-1.67	0.04
Ohne Schulabschluss	3.700	4.03	.035	.359 n.s.	-4.23	11.63
Hauptschule	0.933	2.35	.015	.692 n.s.	-3.69	5.56
Mittlere Reife	3.150	1.30	.093	.015 *	0.60	5.70
Lehre	0.226	0.71	.013	.750 n.s.	-1.17	1.62
Matura	0.116	0.43	.011	.787 n.s.	-0.73	0.96
Einsamkeit	0.448	0.03	.545	< .001 ***	0.38	0.52
Existenzangst	0.986	0.26	.154	< .001 ***	0.47	1.50
Alter	-0.053	0.02	-.138	< .001 ***	-0.08	-0.02

Anmerkung: *b* = unstandardisierter Koeffizient, *SE* = Standardfehler, β = standardisierter Koeffizient Beta, *p* = Signifikanz-Wert, *LCI* = untere Grenze für 95 % Konfidenzintervall, *UCI* = obere Grenze für 95 % Konfidenzintervall, w = weiblich
* = $p < .05$, ** = $p < .01$, *** = $p < .001$, n.s. = nicht signifikant

Diskussion

Psychopathologische Prävalenzen während der Corona-Pandemie

Die aktuelle Studie untersucht die Häufigkeiten der Symptome der Depression, Angststörung, Somatisierung und (K)PTBS in Österreich während der Corona-Krise, sowie deren Risikofaktoren. Durchgeführt wurde die Untersuchung im Zeitraum von 28. April 2020 bis zum 06. Mai 2020. Die Ausgangsbeschränkungen und Schließungen (z.B. der Gastronomie) des ersten Lockdowns hatten in Österreich bis Ende April 2020 Bestand (Bundeskantleramt, 2020e), sodass diese zu Beginn der Erhebung noch in Kraft waren. Bei der Online-Umfrage wurden psychopathologische Screening-Inventare eingesetzt – für Symptome der Depression der PHQ-9 (Löwe et al., 2002), für Symptome der Angststörung die GAD-7 (Spitzer et al., 2006), für Symptome der Somatisierung der PHQ-15 (Löwe et al., 2002) und für Symptome der PTBS bzw. für DSO-Symptome der KPTBS der ITQ (Cloitre et al., 2018; deutsche Version: Knefel et al., 2018).

Die 1. Hypothese dieser Arbeit ging von einer Steigerung der Prävalenzraten von Depression, Angststörung, somatoformen Störungen und (K)PTBS in Österreich, im Vergleich zu vor dem Coronavirus-Ausbruch aus. Die in dieser Untersuchung erhobene

Prävalenz von moderaten bis schweren Depressions-Symptomen (PHQ-9 Cut-off-Wert ≥ 10) lag in der Stichprobe bei 28.4 % (KI 95 % [24.4, 32.4]). Moderate bis schwere Symptome der Angststörung (GAD-7 Cut-off-Wert ≥ 10) wurden in 19.7 % (KI 95 % [16.2, 23.2]) der Fälle verzeichnet. Die Prävalenz von moderaten bis schweren Somatisierungs-Symptomen (PHQ-15 Cut-off-Wert ≥ 10) lag bei 33.3 % (KI 95 % [29.0, 37.6]). Die Prävalenz von PTBS-Symptomen lag bei 6.5 % (KI 95 % [4.2, 8.8]) und von KPTBS-Symptomen bei 5.9 % (KI 95 % [3.7, 8.1]). Zur Prüfung der Steigerungen der Prävalenz-Werte in Relation zu vor dem Ausbruch des Coronavirus wurden bevölkerungsrepräsentative Vergleichsstudien gewählt, die psychopathologische Häufigkeitswerte mittels derselben Messinstrumente erhoben hatten (Busch et al., 2013; Cloitre et al., 2019; Kocalevente et al., 2013b; Löwe et al., 2008). Auch nach Durchführung einer Bonferroni-Holm-Korrektur (Holm, 1979) wurden beim Vergleich der Ergebnisse mittels χ^2 -Tests, Steigerungen aller genannten Psychopathologien verzeichnet. Somit kann die 1. Hypothese weiter angenommen werden.

Die erhobene Punkt-Prävalenz von moderaten bis schweren Depressions-Symptomen (28.4 %) liegt etwa um ein siebenfaches über den österreichischen Werten der ATHIS (Klimont & Baldaszi, 2015), die moderate bis schwere Depressions-Symptome mit 4 % auswies. Zwar kam bei der ATHIS das Messinstrument PHQ-8 statt PHQ-9 zum Einsatz (Einsatz desselben Cut-off-Wertes ≥ 10 aber acht statt neun Items), aber auch im Vergleich zu einer weiteren bevölkerungsrepräsentativen Studie, die die österreichische 12-Monats-Prävalenz für Depressionen mit 5.7 % ermittelte (Wancata, 2017), zeigen die Ergebnisse der aktuellen Studie weit höhere Werte. Im europäischen Vergleich wurden Depressions-Prävalenzen vor dem Coronavirus-Ausbruch mit 7 % verzeichnet (Wittchen et al., 2011; Wittchen & Jacobi, 2005). Erhöhte Depressions-Werte wurden bereits während früherer Virus-Ausbrüche beobachtet (Brooks et al., 2020; Röhr et al., 2020) – beispielsweise wurde eine vergleichbare Depressions-Prävalenz von 31 % in einer kanadischen SARS-Studie mit Teilnehmern und Teilnehmerinnen, die eine Zeit in Quarantäne verbracht hatten, ermittelt (Hawryluck et al., 2004). Aktuelle psychopathologische Studien, die während der Corona-Pandemie durchgeführt und nach Start der vorliegenden Studie veröffentlicht wurden, zeichnen ein ähnliches Bild. Eine österreichische bevölkerungsrepräsentative Studie (Pieh, Budimir, & Probst, 2020) wies die Häufigkeit von moderaten bis schweren Depressions-Symptomen während der Corona-Pandemie mit 21 % aus. Dieser Wert liegt unter der Depressions-Prävalenz der vorliegenden Studie. Die vorwiegend weibliche Stichprobe der aktuellen Untersuchung könnte im Vergleich möglicherweise erhöhte Depressionsraten aufweisen da bereits in früheren Studien weibliches Geschlecht als Risikofaktor für

Depressions-Symptome eruiert wurde (Nolen-Hoeksema, 2001; Nolen-Hoeksema & Aldao, 2011). Aktuelle Metaanalysen (Bueno-Notivol et al., 2020; Krishnamoorthy et al., 2020) weisen eine geschätzte gepoolte Prävalenz von Depressions-Häufigkeiten während der ersten Phase der Corona-Krise mit 25 % bzw. 26 % aus. Die in diesen Untersuchungen inkludierten Studien beziehen sich jedoch hauptsächlich auf chinesische Stichproben. Unterschiede in den Prävalenz-Werten im Vergleich zu Österreich sind nicht auszuschließen, da der Coronavirus-Ausbruch in China bereits Ende 2019, und somit nicht zeitgleich mit Österreich, erfolgte. Auch sind die in China gesetzten Maßnahmen zur Eindämmung des Coronavirus nicht mit den österreichischen Maßnahmen vergleichbar. Daher sind die Ergebnisse der Metaanalysen nur eingeschränkt und unter Berücksichtigung dieser Aspekte mit österreichischen Prävalenz-Werten in Beziehung zu setzen.

Moderate bis schwere Symptome der Angststörung wurden etwa doppelt so häufig in der aktuellen Studie verzeichnet (19.7 %), wie in einer internationalen Metaanalyse, die eine 12-Monats-Prävalenz für Häufigkeiten vor Ausbruch der Corona-Pandemie von 10.6 % auswies (Somers et al., 2006). Anzumerken ist hierbei jedoch eine Heterogenität der Ergebnisse der einzelnen in der Metaanalyse inkludierten Studien. Erklärt wird diese durch die Anwendung unterschiedlicher Diagnosekriterien (Somers et al., 2006). So war beispielsweise die gepoolte Prävalenz von Studien, die nach Diagnosekriterien des DSM-III vorgingen, geringer als beispielsweise Prävalenz-Werte, die auf Grund der Diagnosekriterien des DSM-IV ermittelt wurden. Ebenso könnten mögliche kulturelle und länderspezifische Unterschiede zur Heterogenität der Ergebnisse beitragen (Somers et al., 2006). Der Vergleich des Ergebnisses der Metaanalyse mit dem ermittelten Prävalenz-Wert der aktuellen Studie ist daher nur eingeschränkt möglich. Eine deutsche bevölkerungsrepräsentative Studie (Löwe et al., 2008) ermittelte vor der Corona-Krise, ebenfalls mit dem Messinstrument GAD-7, moderate bis schwere Symptome einer Angststörung von 6 %. Hohe Werte der Ängstlichkeit wurde auch bereits bei früheren Virus-Ausbrüchen verzeichnet (Brooks et al., 2020; Röhr et al., 2020). Das aktuelle Ergebnis steht im Einklang mit dem Befund einer österreichischen bevölkerungsrepräsentativen Studie, die ebenfalls Daten während des ersten Lockdowns erhob (Pieh, Budimir, & Probst, 2020). Hier wurden moderate bis schwere Symptome einer Angststörung in 19 % der Fälle verzeichnet.

Die aktuelle Studie zeigt ebenfalls höhere Somatisierungs-Werte (33.3 %), im Vergleich zur Schätzung der Prävalenz (6.3 %) der europäischen Allgemeinbevölkerung vor Ausbruch der Corona-Pandemie (Wittchen et al., 2011). Die Punkt-Prävalenz von moderaten bis schweren Somatisierungs-Symptomen lag bei einer deutschen

bevölkerungsrepräsentativen Studie bei 9.3 % (Kocalevent et al., 2013b). Eine chinesische Online-Studie ermittelte moderate bis schwere Somatisierungs-Symptome während der Corona-Pandemie in 16.6 % der untersuchten Fälle. Auch wenn die internationale Anwendbarkeit der ICD-10 Konzeption (WHO, 1991) somatoformer Störungen angenommen wird, können sich jedoch kulturell Symptome und ihre Ausprägungen unterscheiden (Janca et al., 1995). Daher sind die ermittelten Prävalenz-Werte nicht direkt miteinander vergleichbar.

Auch die PTBS-Prävalenz stieg in der aktuellen Studie (6.5 %) im Vergleich zu Ergebnissen vor der Pandemie. Dieser Wert lag in einer bevölkerungsrepräsentativen amerikanischen Studie bei 3.4 % (Cloitre et al., 2019). Niedrigere Werte wurden für die europäische 12-Monats-Prävalenz geschätzt – diese lag bei 1.1 % bis 2.9 % (Wittchen et al., 2011). Eine deutsche bevölkerungsrepräsentative Studie verzeichnete eine 12-Monats-Prävalenz von 2.3 % (Jacobi, Höfler, Siegert et al., 2014). Anzumerken ist, dass Prävalenz-Werte einzelner Länder variieren können – so werden beispielsweise häufigere Naturkatastrophen (wie sie z.B. in einzelnen nordamerikanischen Regionen vorkommen) oder Kriege mit höheren PTBS Häufigkeiten assoziiert (Maercker & Augsburger, 2019). Steigerungen von PTBS-Prävalenzen zeigten sich auch bei SARS- oder MERS-Cov-Ausbrüchen (Brooks et al., 2020; Röhr et al., 2020). Beispielsweise lag die PTBS-Prävalenz der Teilnehmerinnen und Teilnehmer einer kanadischen SARS-Studie, die eine Zeit in Quarantäne verbracht hatten, bei 29 % (Hawryluck et al., 2004). Niedrigere Werte mit 14 % wurden in einer weiteren SARS-Studie (Reynolds et al., 2008) ausgewiesen. Erhöhte PTBS-Werte zeigen sich auch in mittlerweile erschienenen Studien, die Daten während der Corona-Pandemie erhoben hatten. Eine Metaanalyse ermittelte eine gepoolte Prävalenz für PTBS von 27 % (Krishnamoorthy et al., 2020) – inkludiert wurden in dieser Untersuchung aber fast ausschließlich chinesische Studien. In einer spanischen Online-Erhebung (González-Sanguino et al., 2020) wurde beispielsweise eine PTBS-Prävalenz von 15.8 % ermittelt. In einer amerikanischen Studie mit Teilnehmern und Teilnehmerinnen im Alter von 18 bis 30 Jahren lag die Punkt-Prävalenz von PTBS bei 31.8 % (Liu et al., 2020). Bevölkerungrepräsentative österreichische PTBS-Prävalenzen liegen bisher noch nicht vor (Stand: Mitte November 2020). Zwar zeigen sich in der aktuellen Studie gestiegene PTBS-Prävalenzen im Vergleich zu Studien, die Werte vor dem Corona-Ausbruch ermittelten, diese liegen jedoch unter den Vergleichswerten anderer psychopathologischer Corona-Studien, die PTBS-Häufigkeiten ermittelten (González-Sanguino et al., 2020; Krishnamoorthy et al., 2020; Liu et al., 2020). Dies könnte unter anderem an der separaten Ausweisung von PTBS und dem neuen Störungsbild der KPTBS in dieser Arbeit liegen, die in den genannten

anderen Studien bisher noch nicht zum Tragen kam. Auch sind länderspezifische Prävalenz-Unterschiede nicht auszuschließen, die Vergleiche zu den in dieser Studie erhobenen österreichischen Daten erschweren könnten. Erste Studien deuten darauf hin, dass PTBS vermehrt bei Personen auftritt, die an dem Coronavirus erkrankt waren (Guo et al., 2020). Da in der aktuellen Stichprobe nur 1 % der Teilnehmer und Teilnehmerinnen angaben selbst bereits mit dem Corona-Virus infiziert worden zu sein, ist es denkbar, dass die PTBS-Prävalenz weiter steigen könnte, wenn im Verlauf der Zeit bei einem zunehmenden Anteil der österreichischen Bevölkerung eine Infektion verzeichnet wird. Ebenso sind aus Langzeitstudien Spontanremissionen, sowie Auf- und Ab-Verläufe einer PTBS-Symptomatik nach einer Traumatisierung bekannt (Maercker & Augsburger, 2019). Für eine bessere Verortung der in dieser Studie gewonnenen Ergebnisse, sind daher weitere längsschnittliche Untersuchungen anzustreben.

Auch die Prävalenz von KPTBS-Symptomen lag in der aktuellen Studie höher (5.9 %) als die Häufigkeit in einer amerikanischen bevölkerungsrepräsentativen Studie (3.8 %; Cloitre et al., 2019) vor der Corona-Pandemie. Vergleichswerte anderer psychopathologischer Corona-Untersuchungen zu KPTBS liegen bisher nicht vor (Stand: Mitte November 2020).

Risikofaktoren für psychopathologische Symptome während der Corona-Pandemie

Risikofaktoren für Depressions-Symptome

Eine weitere Fragestellung der aktuellen Arbeit ist, welche Faktoren höhere psychopathologische Symptomausprägungen begünstigen. Im Folgenden werden die in der Untersuchung ermittelten Prädiktoren diskutiert.

Geschlecht und Depressions-Symptome. In früheren Studien erwies sich weibliches Geschlecht als Risikofaktor für Depression (Nolen-Hoeksema, 2001; Nolen-Hoeksema & Aldao, 2011). Die 2. Hypothese dieser Arbeit war daher, dass Frauen höhere Depressions-Symptomausprägungen aufweisen. In der aktuellen Untersuchung wurde mittels einer multiplen hierarchischen Regression ein erhöhtes Risiko für Frauen ermittelt, jedoch mit geringer Effektstärke (männliches Geschlecht: $\beta = -.084$, $p = .025$). Die diesbezügliche Hypothese kann daher weiter angenommen werden.

Dieses Resultat steht ebenfalls im Einklang mit gewonnenen Erkenntnissen anderer psychopathologischer Corona-Studien, die nach Beginn der aktuellen Arbeit veröffentlicht wurden (Fitzpatrick et al., 2020; González-Sanguino et al., 2020; Luo et al., 2020; Pieh, Budimir, & Probst, 2020; Xiong et al., 2020; Zandonella et al., 2020). Lediglich eine Studie konnte diesen Zusammenhang nicht replizieren (Liu et al., 2020), wobei dieses

Forschungsprojekt nicht die Allgemeinbevölkerung, sondern eine spezielle Stichprobe im Alter von 18 bis 30 Jahren untersuchte.

Eine mögliche Ursache für geschlechtsspezifische Unterschiede von depressiven Symptomausprägungen wird in biologischen Ursachen, wie beispielsweise einem unterschiedlichen Hormonstatus, vermutet (Müters et al., 2013; Nolen-Hoeksema & Aldao, 2011). Möglich wären dadurch auch unterschiedliche Reaktionsmuster auf Stressoren (Nolen-Hoeksema & Aldao, 2011). Ein möglicher weiterer Faktor, für die Begünstigung von Geschlechtsunterschieden bei einer depressiven Symptomatik könnte in einer geschlechtlichen Ungleichverteilung der Last durch Arbeit, Versorgung von Kindern und Führung des Haushaltes liegen (Nolen-Hoeksema & Aldao, 2011). Während der Corona-Pandemie könnte sich dieser Faktor nochmals verstärken. So wurde während des ersten Lockdowns der Präsenz-Schulbetrieb eingestellt (Bundeskanzleramt, 2020b), womit sich die Betreuung von Kindern nachhause verlagerte. Während der Phase des ersten Lockdowns wurden in Österreich fast 90 % der Kinder zuhause betreut (Ringler & Baumegger, 2020). Auch der Anteil an Homeoffice stieg in dieser Phase massiv an (Ringler & Baumegger, 2020). In einer österreichischen Untersuchung von Eltern mit Kindern bis 14 Jahren (Ringler & Baumegger, 2020) gaben die überwiegende Anzahl der Befragten an, dass die Hauptverantwortung für die Kinderbetreuung bei den Müttern lag, wobei fast 50 % die Kinderbetreuung erfüllen mussten, obwohl sie selbst von zuhause im Homeoffice arbeiteten. Es ist nicht auszuschließen, dass diese Umstände zu einer Überbelastung und in weiter Folge zur Ausbildung depressiver Symptome führen können. Ebenfalls zu erwähnen ist, dass es zu einer systematischen Unterschätzung von Depressionen bei Männern kommen kann (Müters et al., 2013) – z.B. durch unterschiedliche Symptomwahrnehmungen auf Grund von Geschlechterbildern, die bei Sozialisationsprozessen vermittelt werden. Diskutiert wird aber ebenfalls, ob sich die Symptomatik einer Depression zwischen Männern und Frauen unterscheidet, wodurch es bei den meisten eingesetzten Depressions-Inventaren zu einer Ermittlung einer niedrigeren Depressions-Häufigkeit bei Männern kommen könnte (Müters et al., 2013).

Alter und Depressions-Symptome. Als weiterer soziodemographischer Faktor erwies sich das Alter der Teilnehmer und Teilnehmerinnen in der aktuellen Studie ebenfalls als Risikofaktor für Depressions-Symptome mit moderater Effektstärke ($\beta = -.190, p < .001$). Jüngere Personen haben höhere Symptomausprägungen. Diese Erkenntnis deckt sich mit Ergebnissen österreichischer (Pieh, Budmir & Probst, 2020; Zandonella et al., 2020), aber auch internationaler psychopathologischer Corona-Studien (Xiong et al., 2020). Jüngere

Menschen scheinen durch die soziale Isolation und die damit verbundenen Einschränkungen stärker betroffen zu sein.

Die aktuelle Studie schloss Studienteilnehmer und Studienteilnehmerinnen ab einem Alter von 18 Jahren ein. Dementsprechend können keine Aussagen zur Belastung von Kindern oder Jugendlichen getätigt werden. Als Gründe für eine ausgeprägtere psychopathologische Belastung durch die Corona-Pandemie speziell bei jungen Erwachsenen werden z.B. Rollenkonflikte angenommen, die beispielsweise durch ein wieder Zusammenziehen mit der Familie, nach bereits erfolgtem Auszug, entstehen können (Brakemeier et al., 2020). Weitere Gründe werden in Einschränkungen des Soziallebens vermutet, die z.B. eine Partnersuche und sexuelle Aktivitäten erschweren (Brakemeier et al., 2020). Ebenso werden die wirtschaftlichen Folgen der Corona-Krise und damit verbundene Auswirkungen auf die berufliche Entwicklung junger Menschen (z.B. durch den Wegfall von Ausbildungs- und Arbeitsplätzen) als mögliche Ursachen verstärkter psychopathologischer Symptome diskutiert (Brakemeier et al., 2020).

Einsamkeit und Depressions-Symptome. Als weiterer Risikofaktor für Depression gilt Einsamkeit (BMSGPK, 2019; Cacioppo, Hughes et al., 2006). Dementsprechend war die 3. Hypothese dieser Arbeit, dass einsamere Personen höhere Depressions-Ausprägungen aufweisen. In der vorliegenden Studie erwies sich Einsamkeit als stärkster Prädiktor für Depressions-Symptome ($\beta = .487, p < .001$). Dementsprechend kann die 3. Hypothese weiter angenommen werden.

Bereits bei früheren Virusausbrüchen wurden hohe Ausprägungen von Einsamkeit verzeichnet (Brooks et al., 2020; Röhr et al., 2020). Auch eine Review-Arbeit über psychopathologische Corona-Studien weist Einsamkeit als Risikofaktor für Depression aus (Xiong et al., 2020). Eine spanische Untersuchung (González-Sanguino et al., 2020) ermittelte Einsamkeit ebenfalls als stärksten Prädiktor für die Ausbildung von Depressions-Symptomen.

Einsamkeit ist ein Distress-auslösender subjektiver emotionaler Zustand, der bei einer Diskrepanz zwischen gewünschter und erlebter sozialer Interaktion auftritt (Wang et al., 2017). Oft mündet sie in der Motivation Verbindung zu anderen Menschen herzustellen (Hawkley & Cacioppo, 2010). Durch die social-distancing-Maßnahmen im Rahmen der Corona-Pandemie sind soziale Kontakte jedoch nur eingeschränkt möglich. Einsamkeit steht in Verbindung mit veränderten Kognitionen und Emotionen, nachlassender Aufmerksamkeit, verändertem Verhalten, sowie der physischen und psychischen Gesundheit (Hawkley & Cacioppo, 2010). So führt Einsamkeit beispielsweise zu negativen Überzeugungen über sich

selbst, welche wiederum mit der Ausbildung einer Depression in Verbindung stehen können (Wang et al., 2017). Ebenfalls werden neuronale und hormonelle Veränderungen vermutet, die weitere mögliche Erklärungen für den Zusammenhang zwischen Einsamkeit und depressiven Symptomen darstellen (Hawkley & Cacioppo, 2010).

Geringe formale Bildung und Depressions-Symptome. Auch geringere formale Bildung gilt als Risikofaktor für Depression (BMSGPK, 2019). Die 4. Hypothese dieser Arbeit war daher, dass Personen mit geringerer formaler Bildung höhere Depressions-Symptomausprägungen aufweisen. Die Ergebnisse der aktuellen Studie zeigen einen Zusammenhang zwischen geringerer formaler Bildung und Depressions-Symptomen, jedoch lediglich für mittlere Reife/Realschulabschluss im Vergleich zu einem Hochschulabschluss ($\beta = .105, p = .005$). Keine signifikant höheren Symptomausprägungen konnten hingegen bei Personen mit keinem Schulabschluss, einem Hauptschulabschluss oder einer Lehrausbildung im Vergleich zu Personen mit Hochschulabschluss verzeichnet werden. Da die aktuelle Stichprobe ein höheres Bildungsniveau als die Allgemeinbevölkerung aufweist und nur zwei Personen keinen Schulabschluss und lediglich sechs Personen einen Hauptschulabschluss hatten, sind die nicht signifikanten Ergebnisse dieser Bildungskategorien nur eingeschränkt verwertbar, da nicht auszuschließen ist, dass bei einer größeren Personenanzahl ein signifikanter Effekt zu verzeichnen gewesen wäre.

Aktuelle Corona-Studien, die Zusammenhänge zwischen niedrigerer formaler Bildung und Psychopathologien untersuchten, zeigen ebenfalls ein gemischtes Bild. Eine Review-Arbeit (Xiong et al., 2020) fand geringere formale Bildung als Prädiktor für Depression lediglich in vier der untersuchten Studien. Dies deutet darauf hin, dass andere Faktoren wie beispielsweise Einsamkeit oder das Alter in der aktuellen Situation der Corona-Pandemie einen größeren Beitrag zur Aufklärung der Depressions-Ausprägungen liefern.

Einkommen und Depressions-Symptome. Geringeres Einkommen gilt ebenfalls als Risikofaktor für Depression (BMSGPK, 2019; Lampert et al., 2013). Die 5. Hypothese dieser Arbeit war daher, dass Personen mit geringerem Einkommen höhere Depressions-Symptomausprägungen aufweisen. Die Ergebnisse der aktuellen Untersuchung zeigen keinen signifikanten Zusammenhang zwischen Symptomen der Depression und Einkommen, womit die Hypothese verworfen werden muss. Dies steht im Widerspruch mit Ergebnissen anderer psychopathologischer Corona-Studien (Luo et al., 2020; Pieh, Budmir & Probst, 2020; Xiong et al., 2020). Jedoch findet sich dieser Risikofaktor nicht durchgängig in der aktuellen Literatur – beispielsweise wurde der Zusammenhang in einer amerikanischen Studie mit

18- bis 30-jährigen Teilnehmern und Teilnehmerinnen ebenfalls nicht gefunden (Liu et al., 2020).

Eine mögliche Erklärung für die nicht-Signifikanz dieses potenziellen Prädiktors ist die Erhebung von Existenzangst, die in der aktuell vorliegenden Studie den zweitgrößten Einfluss auf Depressions-Symptome aufweist. Existenzangst bezieht sich auf die Angst vor der Bedrohung körperlicher Unversehrtheit (Schwarzer, 2000). Im erweiterten Sinn umfasst sie aber auch die Bedrohung beruflicher Existenz, Angst vor Arbeitsplatzverlust oder Verarmung (Harding, 2012). Existenzangst umfasst somit mehr Aspekte als rein finanzielle Sorgen. Durch die Hinzunahme von anteilmäßig relevanteren Prädiktoren für die Ausbildung von Depressionssymptomen, könnte der potenzielle Risikofaktor Einkommen so seine Signifikanz in der statistischen Berechnung verlieren. Dies könnte erklären, wieso der potenzielle Prädiktor Einkommen in dieser Untersuchung keine Signifikanz aufweist, in anderen Studien aber als Risikofaktor ausgewiesen wird.

Arbeitslosigkeit und Depressions-Symptome. Arbeitslosigkeit gilt als Risikofaktor für Depression (BMSGPK, 2019; Kroll et al., 2016). Die 6. Hypothese dieser Arbeit bezieht sich auf diesen Aspekt und geht davon aus, dass arbeitslose Personen höhere Depressions-Symptomausprägungen aufweisen. Auch dieser Faktor konnte in der aktuellen Untersuchung nicht als Prädiktor eruiert werden ($\beta = .068, p = .089$). Dementsprechend muss die 6. Hypothese verworfen werden. Dies steht nicht im Einklang mit anderen mittlerweile erschienenen Studien, die während der Corona-Pandemie durchgeführt wurden und, die ebenso Risikofaktoren für die Ausbildung von Psychopathologien untersucht hatten (Pieh, Budmir & Probst, 2020; Xiong et al., 2020; Zandonella et al., 2020).

Eine mögliche Erklärung für die nicht-Signifikanz des potenziellen Prädiktors Arbeitslosigkeit in dieser Studie, aber einem signifikanten Ergebnis in anderen Untersuchungen, könnte in diesem Fall ebenfalls die Erhebung des Faktors Existenzangst sein. Dieser hat einen größeren Einfluss auf das Depressionsgeschehen, was dazu führen kann, dass der potenzielle Risikofaktor Arbeitslosigkeit bei der statistischen Berechnung seine Signifikanz verliert. Wie bereits erläutert umfasst Existenzangst mehrere Aspekte der Bedrohung, unter anderem auch die Angst vor einem Arbeitsplatzverlust (Harding, 2012). Bereits die Antizipation der Verschlechterung von Arbeitsbedingungen, sowie die subjektive Risikobewertung eines möglichen Arbeitsplatzverlustes können sich negativ auf die psychische Gesundheit auswirken (Ferrie, 2006; Roskies & Louis-Guerin, 1990). Beispielsweise zeigte sich in einer bevölkerungsrepräsentativen schwedischen Studie mit ca. 4.000 Teilnehmern und Teilnehmerinnen ein positiver Zusammenhang zwischen Arbeitsplatz-

Unsicherheit und Depressions-Symptomen (Blom et al., 2018). Eine bevölkerungsrepräsentative deutsche Studie an der ca. 2.500 Personen teilnahmen, ermittelte einen ähnlich starken Effekt von Arbeitsplatzunsicherheit und Arbeitslosigkeit auf die Ausbildung von Depressions-Symptomen (Mewes et al., 2013). Dies und, dass Arbeitsplatzunsicherheit nur einer von mehreren Aspekten von Existenzangst ist, wäre eine mögliche Erklärung für den größeren Effekt von Existenzangst im Vergleich zu Arbeitslosigkeit.

Explorativ untersuchte Prädiktoren. Im Rahmen dieser Arbeit wurden ebenfalls explorative Faktoren untersucht, die in der aktuellen Corona-Situation einen potenziellen Einfluss auf Depressions-Ausprägungen haben könnten. Diese waren Beziehungsstatus, Anzahl an Kindern, Personenanzahl pro Haushalt, Wohnen in der Großstadt (im Vergleich zu Kleinstadt, Vorort einer Großstadt und ländlichen Gebieten), finanzielle Einbußen auf Grund der Corona-Krise, in Kurzarbeit zu sein wegen der Corona-Krise, selbst mit dem Coronavirus infiziert worden zu sein, oder enge Angehörige oder Bekannte zu haben, die mit dem Coronavirus infiziert wurden, Infektionsangst und Existenzangst.

Von den genannten potenziellen Risikofaktoren erwies sich Existenzangst als Prädiktor mit moderatem Einfluss ($\beta = .249, p < .001$). Weiters zeigten sich die Personenanzahl pro Haushalt (höhere Ausprägungen bei größerer Personenanzahl; $\beta = .100, p = .010$) und Infektionsangst ($\beta = .100, p = .009$) als Risikofaktoren mit geringer Effektstärke. Die potenziellen Faktoren einer Corona-Infektion bzw. die Infektion von Angehörigen oder Bekannten hatten aber auf Grund zu geringer positiver Fallzahlen in der Stichprobe (was darin begründet ist, dass zum Erhebungszeitpunkt erst ein sehr geringer Anteil der österreichischen Bevölkerung mit dem Coronavirus infiziert worden war) ungenügende Power für die Berechnung. Andere Studienergebnisse deuten darauf hin, dass eine Corona-Infektion ebenfalls als Risikofaktor für die Ausbildung einer Psychopathologie in Betracht zu ziehen ist (Guo et al., 2020).

Unter dem Begriff der Existenzangst werden mehrere Ängste vor elementaren Bedrohungen zusammengefasst, wie die Bedrohung der körperlichen Gesundheit (Schwarzer, 2000), aber auch der beruflichen und finanziellen Existenz (Harding, 2012). Frühere Studien fanden beispielsweise Zusammenhänge zwischen Angst vor Arbeitsplatzverlust und Depressions-Symptomen (Blom et al., 2018; Mewes et al., 2013). Bezogen auf die körperliche Unversehrtheit stellt das Coronavirus eine anhaltende Bedrohung dar, die mit elementaren Ängsten einher geht (Schedlich, 2020). Diese können ebenfalls die wirtschaftliche Existenz betreffen (Schedlich, 2020). Ein verstärkender Faktor für diese

Existenzängste könnten in der Unsichtbarkeit der Gefahrenquelle liegen (Schedlich, 2020). Ängste werden mit Depressionen in Verbindung gebracht – so bestehen ebenfalls hohe Komorbiditäten zwischen Depression und Angststörungen (Kaufman & Charney, 2000). Ausgegangen wird beispielsweise von gemeinsamen Vulnerabilitätsfaktoren von Angst und Depression wie z.B. Neurotizismus (Wittchen et al., 2010). Neben den durch die Corona-Pandemie verursachten Unsicherheiten, könnte es daher auch konstitutionelle Faktoren geben, die das subjektive Empfinden von Existenzängsten verstärken und so möglicherweise zur Entstehung von depressiven Symptomen, sowie von Symptomen einer Angststörung beitragen.

Mögliche Erklärungen für den Einfluss der Haushaltsgröße auf depressive Symptome könnten mangelnde Rückzugsmöglichkeiten und eingeschränkte Privatsphäre darstellen. In einer Studie der WHO (2007) über Wohnsituationen und ihre Zusammenhänge zur Gesundheit wurde Depression unter anderem mit Lärm und keinem Platz, um allein zu sein in Verbindung gebracht. Durch die Teilnahme am Schulunterricht oder Universitätsbetrieb von zuhause, vermehrten Homeoffice-Tätigkeiten und den während des ersten Lockdowns geltenden Ausgangsbeschränkungen könnten sich diese Aspekte nochmals verstärkt haben. Auch eine bevölkerungsrepräsentative Studie, an der etwa 1.000 Wiener und Wienerinnen teilnahmen, fand einen Zusammenhang zwischen beengten Wohnverhältnissen während der Corona-Pandemie und einer Verschlechterung der psychischen Gesundheit (Zandonella et al., 2020). Vermutet wird ebenfalls erhöhter familiärer Stress, sowie Aggression bedingt durch zu enge Wohnverhältnisse während der Corona-Pandemie (Schlack et al., 2020).

Bezogen auf den Risikofaktor Infektionsangst wird ein im Unterbewusstsein abgespeicherter Mechanismus angenommen, der im Rahmen einer Pandemie bzw. bei einer möglichen Virus-Bedrohung Infektionsangst auslöst (Pappas et al., 2009). Eine psychische Belastung von Infektionsangst wird neben der reinen Angst vor der Ansteckung unter anderem in der Unsichtbarkeit eines Virus vermutet (Pappas et al., 2009). Beobachtet wurden auch Zusammenhänge von Infektionsangst und gesteigertem Schutzverhalten wie z.B. dem Tragen einer Maske (Schweda et al., 2021). So könnte Infektionsangst auch zu einem verstärkten Isolationsverhalten beitragen. Quarantäne und Isolation wiederum, werden mit negativen Einflüssen für die psychische Gesundheit assoziiert, beispielsweise mit der Ausbildung von Depressions-Symptomen oder Symptomen einer Angststörung (Brooks et al., 2020; Henssler et al., 2020; Röhr et al., 2020).

Risikofaktoren für Symptome einer Angststörung

Die aktuelle Arbeit untersucht ebenfalls Risikofaktoren für die Ausbildung von Angststörungs-Symptomen. Im Folgenden werden die diesbezüglichen Ergebnisse der Studie diskutiert.

Einsamkeit und Symptome einer Angststörung. Als stärkster Prädiktor stellte sich bei der Berechnung einer multiplen hierarchischen Regression auch in diesem Fall Einsamkeit dar ($\beta = .437, p < .001$). Die Feststellung, dass Einsamkeit ein Risikofaktor für Angststörungen ist, deckt sich mit aktuellen psychopathologischen Corona-Studien-Ergebnissen (Xiong et al., 2020).

Bereits in früheren Studien wurde Einsamkeit mit Ängstlichkeit, gesteigertem Unsicherheitsgefühl und erhöhter Sensibilität gegenüber Bedrohungen und Ablehnung assoziiert (Cacioppo, Hawkley et al., 2006). In einer Untersuchung zur nationalen psychischen Gesundheit Großbritanniens (ca. 7.500 Teilnehmern und Teilnehmerinnen) wurden ebenfalls erhöhte Risiken für Formen der Angststörung bei erhöhter Einsamkeit festgestellt (Meltzer et al., 2013).

Mögliche Erklärungen der negativen psychischen Folgen von Einsamkeit werden z.B. in hormonellen Veränderungen und einer gesteigerten Aktivität des sympathischen Nervensystems vermutet (Cacioppo et al., 2003). Es wird angenommen, dass Einsamkeit durch diese neuroendokrinen Veränderungen Stress verursacht. Auch physiologische Antworten auf Stress-induzierende Stimuli könnten so bei einsameren Menschen verstärkt werden (Cacioppo et al., 2003). Zusätzlich vermutet man durch die erhöhten Stresslevel eine verschlechterte physiologische Erholung, die sich beispielsweise durch verminderte Schlafqualität ausdrückt (Cacioppo et al., 2003). Auch wird zwischen Angstsensitivität, verstärkten Stressantworten und autonomer Reaktivität – die durch Einsamkeit hervorgerufen werden können – ein Zusammenhang mit Angststörungen angenommen (Lieb et al., 2003). Ausgegangen wird ebenso von neurobiologischen Veränderungen, die zu einer erhöhten Vulnerabilität gegenüber psychosozialen Stressoren führen, was das Risiko der Entstehung und Aufrechterhaltung einer GAS erhöht (Plag et al., 2014).

Alter und Symptome einer Angststörung. Allgemein gilt höheres Lebensalter (Löwe et al., 2008) als Prädiktor für Angststörungen. Die 7. Hypothese dieser Arbeit war daher, dass ältere Personen höhere Angststörungs-Symptomausprägungen haben als jüngere Personen. Zwar zeigt sich ein Alterseffekt in der aktuellen Stichprobe ($\beta = -.089, p = .032$), jedoch haben jüngere Personen höhere Symptom-Ausprägungen. Dementsprechend muss die 7. Hypothese verworfen werden. Das diesbezügliche Ergebnis dieser Studie steht im

Einklang mit anderen aktuellen psychopathologischen Corona-Studien, die ebenfalls nicht wie allgemein bekannt höhere Angststörungs-Symptomausprägungen bei älteren, sondern bei jüngeren Menschen feststellten (Pieh, Budmir & Probst, 2020; Xiong et al., 2020). Mögliche Gründe für eine verstärkte psychische Belastung jüngerer Menschen während der Corona-Pandemie wurden bereits in Zusammenhang mit dem Risikofaktor des jüngeren Alters für Depression diskutiert.

Geschlecht und Symptome einer Angststörung. Ein weiterer bekannter Risikofaktor für Angststörungen ist weibliches Geschlecht (Alonso et al., 2000b; Wittchen et al., 2011). Daher lautete die 8. Hypothese dieser Arbeit, dass Frauen höhere Angststörungs-Symptomausprägungen haben als Männer. Dieser Effekt zeigte sich nicht in der aktuellen Stichprobe ($\beta = -.072, p = .060$), womit diese Hypothese verworfen werden muss. Einige psychopathologische Corona-Studien (Luo et al., 2020; Pieh, Budmir & Probst, 2020; Xiong et al., 2020) weisen jedoch auch bei Angststörungen einen Geschlechtereffekt aus. Dieser wird aber nicht bei sämtlichen Untersuchungen repliziert (Liu et al., 2020). Eine mögliche Erklärung könnte darin liegen, dass das Geschlecht selbst nicht der ausschlaggebende Faktor ist, sondern andere Variablen, die bei Frauen höher ausgeprägt sind und auf die Ausbildung von Angststörungs-Symptomen Einfluss haben. Beispielsweise zeigt sich größere Infektionsangst bei Frauen (Fitzpatrick et al., 2020) – diese wiederum trägt während der aktuellen Corona-Pandemie maßgeblich zur Entstehung von Angststörungen bei.

Infektionsangst und Symptome einer Angststörung. Auch die Ergebnisse der vorliegenden Studie zeigen ein erhöhtes Risiko für die Ausbildung einer Angststörung bei erhöhter Infektionsangst ($\beta = .169, p < .001$). Mögliche Gründe hierfür wurden bereits im Zusammenhang von Infektionsangst und Depression dargestellt. Außerdem tragen Sorgen, die häufig gemeinsam mit belastenden Lebensereignissen auftreten, zur Ausbildung einer GAS bei (Bandelow et al., 2014). Die Interpretation von Stimuli als bedrohend und die Einschätzung wenig Möglichkeiten zu haben, um das Problem zu lösen, können diese Sorgen zusätzlich verstärken (Bandelow et al., 2014). So könnte Infektionsangst durch das Gefühl der Bedrohung und der eingeschränkten Mittel die Situation zu verändern, zur Entstehung von Symptomen einer Angststörung beitragen.

Existenzangst und Symptome einer Angststörung. Ein weiterer explorativ untersuchter Prädiktor, der in der aktuellen Stichprobe als Risikofaktor mit moderater Effektstärke für Symptome der Angststörung identifiziert wurde, ist Existenzangst ($\beta = .268, p < .001$). Mögliche Ursachen für den Zusammenhang von Existenzangst und Angststörungen wurden ebenfalls bereits im Zusammenhang mit dem Risikofaktor Existenzangst für

Depression erörtert. Weiters wird die Intoleranz von Unsicherheit als ein wichtiger Faktor für die Entstehung und Aufrechterhaltung des sich Sorgen Machens und einer Angststörung angesehen (Ladouceur et al., 2000; Plag et al., 2014). Während der Corona-Pandemie könnten sich bestehende Unsicherheiten verstärken, wie beispielsweise Unsicherheit bezogen auf den Arbeitsplatz und die berufliche Existenz, aber auch neue Unsicherheiten könnten entstehen, wie die Unsicherheit über die Möglichkeit einer Infektion mit dem Coronavirus, oder die Unsicherheit über die Schwere eines möglichen Krankheitsverlaufes, was wiederum mit Existenzängsten einhergehen könnte.

Haushaltsgröße und Symptome einer Angststörung. Als weiterer Risikofaktor für Symptome einer Angststörung erwies sich in der vorliegenden Untersuchung die Personenanzahl im Haushalt (höhere Symptomausprägungen bei mehr Personen; $\beta = .125$, $p = .003$). Ausgegangen wird von Zusammenhängen zwischen den Wohnverhältnissen und der psychischen Gesundheit – nicht nur Depression, sondern auch Angststörungen werden mit räumlicher Enge assoziiert (WHO, 2007). Die Corona-bedingten Ausgangsbeschränkungen führen zu vermehrtem Aufenthalt im eigenen Zuhause. Dies könnte den Effekt der räumlichen Enge speziell bei Mehrpersonenhaushalten verstärkt haben.

Geringe formale Bildung und Symptome einer Angststörung. Als weiterer Risikofaktor mit geringer Effektstärke zeigte sich formale Bildung. Hierbei hatten Personen mit mittlerer Reife/Realschulabschluss (oder vergleichbarem Abschluss) höhere Symptomausprägungen als Personen mit Hochschulabschluss ($\beta = .080$, $p = .039$). Geringere formale Bildung wurde auch in anderen Corona-Studien als Risikofaktor identifiziert (Xiong et al., 2020). Eine mögliche Erklärung für den Zusammenhang von Bildung und Symptomen einer Angststörung könnte in den mentalen Ressourcen einer Person liegen. Niedrigere formale Bildung wird mit geringeren mentalen Ressourcen assoziiert – diese wiederum könnten mit einer erhöhten Vulnerabilität gegenüber Angst-induzierenden Stressoren verbunden sein (Bjelland et al., 2008).

Weitere explorativ untersuchte Prädiktoren. In der Stichprobe wiesen außerdem Personen, die in einer Beziehung leben höhere Symptomausprägungen einer Angststörung auf – jedoch mit geringer Effektstärke (Singles: $\beta = -.098$, $p = .016$). In anderen aktuellen psychopathologischen Corona-Studien finden sich heterogene Ergebnisse zu dem Zusammenhang zwischen dem Beziehungsstatus und Angststörungen-Symptomen (Xiong et al., 2020). Eine mögliche Erklärung für höhere Symptomlast bei Personen, die in einer Beziehung leben, könnte in der Aufnahme des Faktors Einsamkeit in der aktuell vorliegenden Studie liegen. Einsamkeit zeigte sich als Risikofaktor mit dem größten Einfluss auf die

Ausprägung von Symptomen einer Angststörung. Einsamkeit steht ebenfalls mit dem Beziehungsstatus in Verbindung – so tritt diese verstärkt bei Menschen auf, die nicht in einer Beziehung leben (Lippke et al., 2021). Anzunehmen ist daher, dass durch die Aufnahme von Einsamkeit als stärkeren Prädiktor und die Herauspriorisierung der gemeinsamen Anteile, Beziehungslosigkeit in der statistischen Berechnung seine Signifikanz verlieren könnte. So könnte ein Teil des Zusammenhangs zwischen Beziehungsstatus und Symptomen der Angststörung möglicherweise durch Einsamkeit erklärt werden. Eine mögliche weitere Erklärung für höhere Symptomausprägungen einer Angststörung bei Personen, die in einer Beziehung leben, könnte in zunehmenden partnerschaftlichen Problemen liegen. Vermutet werden gesunkene Beziehungsqualität und gesteigerte Beziehungsprobleme seit Ausbruch der Corona-Pandemie, die durch bereits vorher bestandene Vulnerabilitäten verstärkt werden könnten (Overall et al., 2020). Partnerschaftliche Probleme werden als Risiko für die Entstehung von Angststörungen angesehen (Whisman & Uebelacker, 2006).

Als protektiver Faktor für die Entstehung einer Angststörung zeigte sich in der aktuellen Stichprobe in einer Kleinstadt zu leben im Vergleich zu Leben in der Großstadt ($\beta = -.091, p = .019$). Bereits vor Ausbruch der Corona-Pandemie erwies sich in einer Großstadt zu leben als Risikofaktor für eine Angststörung (Gruebner et al., 2017). Die konkreten Wirkmechanismen sind dabei unklar – angenommen werden negative Einflüsse durch diverse Faktoren, wie z.B. vermehrter Lärm durch Straßenverkehr (Gruebner et al., 2017). Vermutet wird, dass die Corona-Pandemie in Großstädten das Stadtbild am auffälligsten verändert (z.B. durch leere Straßen), was zu einer stärkeren Wahrnehmung der Corona-Maßnahmen und dadurch zu größeren Belastungen führen könnte (Schweda et al., 2021).

Risikofaktoren für Somatisierungs-Symptome

Untersucht wurden ebenfalls Risikofaktoren für die Ausbildung somatoformer Störungen. Im Folgenden werden die diesbezüglichen Ergebnisse der aktuellen Studie dargestellt. Bis zum momentanen Zeitpunkt (Stand: Mitte November 2020) wurden keine Studien veröffentlicht, die Somatisierung während der Corona-Pandemie in Österreich untersuchten. Auch international konnte lediglich eine chinesische psychopathologische Corona-Untersuchung (Ran et al., 2020) gefunden werden, die Somatisierungs-Symptome erhoben hatte. Daher können die Ergebnisse nur eingeschränkt in bereits im Rahmen der Corona-Pandemie gewonnene Erkenntnisse eingebettet und diskutiert werden.

Geschlecht und somatoforme Symptome. Allgemein steht weibliches Geschlecht mit höheren Symptomausprägungen in Verbindung (Jank et al., 2017; Kapfhammer, 2008;

Kocalevent et al., 2013b; Leiknes et al., 2007). Daher war die 9. Hypothese dieser Arbeit, dass Frauen höhere Somatisierungs-Symptomausprägungen haben als Männer. Dieser Effekt konnte auch in den Daten der aktuellen Stichprobe gefunden werden (männliches Geschlecht: $\beta = -.244, p < .001$). Eine chinesische Onlinestudie, die ebenfalls Psychopathologien und deren Risikofaktoren während der Corona-Pandemie untersuchte, fand ebenso einen Geschlechtereffekt für Symptome somatoformer Störungen mit höheren Belastungen bei Frauen (Ran et al., 2020).

Als Ursache werden multifaktorielle Einflüsse vermutet, wie beispielsweise eine geringere Schmerzreiz-Wahrnehmungsschwelle oder eine höhere Vigilanz gegenüber körperlichen Veränderungen von Frauen (Kapfhammer, 2008). Nicht auszuschließen sind ebenfalls Geschlechter-Rollenbilder, die einen Einfluss auf Unterschiede im Krankheitsverhalten und im Berichten über somatoforme Symptome ausüben könnten (Lieb et al., 2000).

Alter und somatoforme Symptome. Ein weiterer bekannter Risikofaktor für Somatisierung ist höheres Lebensalter (Jank et al., 2017; Kocalevent et al., 2013b, Leiknes et al., 2007). Daraus abgeleitet war die 10. Hypothese, dass ältere Personen höhere Somatisierungs-Symptomausprägungen haben als jüngere Personen. Zwar zeigte sich auch in der aktuellen Stichprobe ein Alterseffekt, jedoch weisen jüngere Personen höhere Symptomausprägungen auf ($\beta = -.119, p = .022$). Dementsprechend muss die 10. Hypothese dieser Arbeit verworfen werden.

Auch in einer chinesischen psychopathologischen Corona-Studie (Ran et al., 2020) stand jüngeres Alter mit vermehrten Somatisierungs-Symptomen in Verbindung. Wie bereits beim Risikofaktor Alter bei Depression beschrieben, werden unterschiedliche Faktoren angenommen, die speziell bei jüngeren Menschen stärkere psychischen Belastung verursachen könnten. Dazu zählen unter anderem die Einschränkung des Soziallebens und wirtschaftliche Auswirkungen auf die berufliche Entwicklung (Brakemeier et al., 2020). Möglicherweise könnten diese Faktoren ebenso zur Ausbildung somatoformer Symptome beitragen.

Einkommen und somatoforme Symptome. Niedrigerer sozioökonomischer Status steht allgemein in Verbindung mit höheren Somatisierungs-Tendenzen (Kocalevent et al., 2013b). Daher untersuchte die aktuelle Studie die 11. Hypothese, dass Personen mit geringerem Einkommen höhere Somatisierungs-Symptomausprägungen haben. Dieser Effekt zeigte sich jedoch nicht in den Daten der aktuellen Stichprobe, womit diese Hypothese verworfen werden muss. Möglicherweise tragen andere Risikofaktoren während der Corona-

Krise, wie beispielsweise Einsamkeit oder das Geschlecht, in größerem Ausmaß zur Ausbildung somatoformer Symptome bei als das Einkommen.

Geringe formale Bildung und somatoforme Symptome. Ein weiterer bekannter sozioökonomischer Faktor, der Einfluss auf die Entstehung von Somatisierungs-Symptomen hat, ist geringere formale Bildung (Kocalevent et al., 2013b). Daher wurde in der Studie die 12. Hypothese untersucht, die davon ausging, dass Personen mit geringerer Bildung höhere Somatisierungs-Symptomausprägungen aufweisen. Dies entspricht dem Ergebnis der durchgeführten multiplen hierarchischen Regression, jedoch nur mit einem kleinen Effekt für höhere Symptomausprägungen für Personen mit Lehrabschluss im Vergleich zu Personen mit Hochschulabschluss ($\beta = .114, p = .011$). Für andere Bildungskategorien (z.B. kein Schulabschluss) konnte kein signifikanter Einfluss auf Somatisierungs-Symptome festgestellt werden. Jedoch wird angenommen, dass dies an einer Überrepräsentanz an höheren Bildungsabschlüssen in der aktuellen Stichprobe liegen könnte.

Eine chinesische Studie, die Prädiktoren für somatoforme Symptome während der Corona-Krise untersuchte, wies formale Bildung ebenfalls als Risikofaktor aus (Ran et al., 2020). Dementsprechend sollte dieser Risikofaktor in weiteren Studien mit einer genügend großen Stichprobe pro Bildungskategorie tiefgreifender untersucht werden.

Arbeitslosigkeit, Existenzangst und somatoforme Symptome. Auch Arbeitslosigkeit gilt als Risikofaktor für Somatisierung (Kocalevent et al., 2013b). Die 13. Hypothese war daher, dass arbeitslose Personen höhere Somatisierungs-Symptomausprägungen haben. Dieser Effekt konnte in der aktuellen Stichprobe nicht repliziert werden ($\beta = .058, p = .216$). Daher muss diese Hypothese verworfen werden. Eine mögliche Erklärung ist die Aufnahme von Existenzangst, die als explorativ untersuchter Prädiktor, als Risikofaktor zur Entstehung von Somatisierung ermittelt wurde ($\beta = .127, p = .007$). Nicht auszuschließen ist, dass dieser Faktor einen größeren Beitrag an der Entstehung von somatoformen Symptomen leistet und somit Arbeitslosigkeit bei der statistischen Berechnung möglicherweise seine Signifikanz verliert. Dies könnte erklären, wieso Arbeitslosigkeit in anderen Studien als Risikofaktor für Somatisierung ermittelt wurde, jedoch dieser potenzielle Prädiktor in dieser Studie keine Signifikanz zeigt.

Eine mögliche Erklärung für den Zusammenhang von Existenzangst und somatischen Symptomen wäre die Verbindung zwischen Angst vor der Bedrohung körperlicher Unversehrtheit bzw. Angst zu sterben und somatoformen Störungen, die bereits in früheren Untersuchungen eruiert wurden (Stegge et al., 2018). Diese Angst gilt als Teilaspekt von Existenzangst. Ein möglicher Wirkmechanismus für diesen Zusammenhang könnte darin

begründet sein, dass durch die Angst zu sterben auch Angst vor körperlichem Versagen ausgelöst werden könnte, was wiederum somatische Wahrnehmungen verstärken könnte (Stegge et al., 2018). Auch andere Aspekte der Existenzangst werden mit somatoformen Symptomen in Verbindung gebracht, wie beispielsweise arbeitsplatzbezogene Ängste (Linden et al., 2008).

Einsamkeit und somatoforme Symptome. Der Risikofaktor mit dem größten Einfluss auf Somatisierungs-Symptomausprägungen, war in der aktuellen Arbeit die explorativ untersuchte Variable Einsamkeit ($\beta = .353, p < .001$). Ausgegangen wird von einer Verbindung zwischen Einsamkeit und somatischen Symptomen, wie beispielsweise verstärkter Schmerzwahrnehmung (Jaremka et al., 2014). Bezogen auf die mögliche Ursache wird ein Zusammenhang zwischen Einsamkeit und maladaptiven Stressantworten vermutet (Park et al., 2020). Diese wiederum könnten unter anderem entzündliche Prozesse oder auch ein schlechteres Gesundheitsverhalten auslösen, das mit negativen Folgen für die psychische Gesundheit assoziiert wird (Park et al., 2020).

Weitere explorativ untersuchte Prädiktoren. Von den weiteren potenziellen Risikofaktoren, die explorativ aufgenommen wurden, hatten Infektionsangst ($\beta = .166, p < .001$) und, wie bereits beschrieben, Existenzangst Beitrag an der Entstehung von Somatisierungs-Symptomen. Infektionsangst wurde bereits im Rahmen früherer Virusausbrüche mit negativen psychischen Folgen in Verbindung gebracht (Brooks et al., 2020). Außerdem wird sie mit gesteigertem Schutzverhalten assoziiert (Schweda et al., 2021). Eine mögliche Erklärung für den Zusammenhang von Infektionsangst und Somatisierungs-Symptomen könnte in der Steigerung der Körperwahrnehmung liegen.

Weiters zeigten Personen in der aktuellen Stichprobe, die in einer Beziehung leben höhere Symptomausprägungen (Single: $\beta = -.111, p = .011$). Eine mögliche Erklärung für diesen Umstand liegt, wie bereits bei dem Effekt des Beziehungsstatus bei Angststörungen ausgeführt, in der Aufnahme des Prädiktors Einsamkeit in der aktuellen Studie. Eine mögliche weitere Erklärung könnte im Einfluss der Lebenspartner auf die Verarbeitung somatischer Symptome liegen – diese können zur Verstärkung der Symptome beitragen (Kapfhammer, 2007).

Risikofaktoren für Symptome der PTBS und KPTBS

Nachfolgend werden die Ergebnisse der aktuellen Studie zu Risikofaktoren für (K)PTBS-Symptome dargestellt und diskutiert. Da für KPTBS noch keine Studienergebnisse zu Prävalenz-Werten und Risikofaktoren im Rahmen der Corona-Krise veröffentlicht wurden

(Stand: Mitte November 2020), können die diesbezüglichen Ergebnisse der aktuellen Studie nicht mit bestehender Literatur abgeglichen und auf Konsistenz geprüft werden.

Geringe formale Bildung und Symptome der PTBS. Als Risikofaktor für PTBS gilt allgemein geringere formale Bildung (Brewin et al., 2000). Die sich daraus ergebende 14. Hypothese dieser Arbeit war daher, dass Personen mit geringerer Bildung höhere PTBS-Symptomausprägungen aufweisen. Dieser Effekt zeigte sich auch in der aktuellen Stichprobe – jedoch nur für Personen mit mittlerer Reife/Realschulabschluss (oder vergleichbarem Abschluss) im Vergleich zu Personen mit Hochschulabschluss ($\beta = .151$, $p = .001$).

Während der Corona-Pandemie scheint höhere formale Bildung protektiv für die Ausbildung psychischer Erkrankungen zu wirken (Strauß et al., 2021). Jedoch finden sich auch Studienergebnisse, die diesen Effekt nicht belegen. Beispielsweise erwies sich das Ausmaß der formalen Bildung in einer chinesische Onlinestudie nicht als signifikanter Prädiktor für die Ausbildung von PTBS-Symptomen (Zhang & Ma, 2020). Angenommen wird, dass niedrigere formale Bildung im Zusammenhang mit geringerer Intelligenz steht (Brewin et al., 2000). Diese könnte das Risiko für PTBS-Symptome erhöhen durch damit verbundene geringere mentale Ressourcen, wie z.B. einem schlechteren adaptiven Coping nach potenziell traumatischen Erfahrungen (Kremen et al., 2007). Durch die Heterogenität der Befunde aktueller psychopathologischer Corona-Studien, bezogen auf den Risikofaktor Bildung für PTBS-Symptome, scheinen weitere Untersuchungen angebracht. Angenommen wird, dass niedrige formale Bildung einen stabilen Prädiktor für bereits chronische PTBS-Symptome darstellt (Brewin et al., 2000) – so sollten in diesem Hinblick speziell die Langzeitfolgen der Corona-Pandemie weiter untersucht werden.

Geschlecht und Symptome der PTBS. Ein weiterer, bereits vor Ausbruch der Corona-Pandemie bekannter Risikofaktor für die Entstehung einer PTBS ist weibliches Geschlecht (Brewin et al., 2000). Daher war 15. Hypothese dieser Arbeit, dass Frauen höhere PTBS-Symptomausprägungen haben als Männer. Die Ergebnisse der aktuellen Untersuchung zeigten einen Geschlechtereffekt mit höheren Symptomausprägungen bei Frauen (Männer: $\beta = -.145$, $p = .001$). Die 15. Hypothese kann daher weiter angenommen werden. Dies entspricht auch den Ergebnissen einer spanischen Studie, die während der Corona-Pandemie durchgeführt wurde (González-Sanguino et al., 2020).

Als eine mögliche Erklärung für höhere PTBS-Symptomausprägungen bei Frauen wird unter anderem eine stärkere Wahrnehmung von Bedrohungen vermutet (Olf et al., 2007). Ausgegangen wird auch von geschlechtsspezifischen kognitiven Bewertungen und

unterschiedlichen Bewältigungsstrategien nach potenziell traumatischen Ereignissen (Olf et al., 2007). Im Rahmen von Pandemien werden außerdem, beispielsweise durch wirtschaftliche Unsicherheit oder durch soziale Isolation, Rahmenbedingungen für Gewalt gegen Frauen verstärkt geschaffen (Zandonella et al., 2020). Interpersonelle Traumata, wie z.B. sexuelle Übergriffe oder körperliche Gewalt werden als potenziell traumatische Ereignisse angesehen, die Symptome einer PTBS verursachen können (Maercker & Augsburger, 2019). Eine deutsche Studie, die im April und Mai 2020 stattfand und an der ca. 3.800 Frauen teilnahmen, erfasste Gewalterfahrungen während der Corona-Krise (Steinert & Ebert, 2020). Etwa 3 % der befragten Frauen gaben an innerhalb des letzten Monats Opfer körperlicher Gewalt geworden zu sein – bezüglich sexueller Gewalt berichteten knapp 4 % der Frauen von ihrem Partner zum Geschlechtsverkehr gezwungen worden zu sein (Steinert & Ebert, 2020). So wäre es denkbar, dass durch die Auswirkungen der Corona-Pandemie Frauen vermehrt körperliche und sexuelle Gewalt erleben, die zur Steigerung von PTBS-Symptomen beitragen könnten.

Einsamkeit und Symptome der PTBS. Von den explorativ untersuchten Prädiktoren erwies sich Einsamkeit als Risikofaktor mit dem größten Einfluss auf die Ausbildung von PTBS-Symptomen ($\beta = .323, p < .001$). Dies steht im Einklang mit dem Ergebnis einer spanischen psychopathologischen Corona-Studie, die ebenfalls Einsamkeit als stärksten Prädiktor für PTBS-Symptome auswies (González-Sanguino et al., 2020).

Eine mögliche Erklärung für den Zusammenhang von Einsamkeit und PTBS-Symptomen könnte in der Erschwernis von Bewältigungsversuchen nach traumatischen Ereignissen liegen (van der Velden et al., 2017). Einsamkeit wird assoziiert mit fehlender sozialer Unterstützung (Bilsky & Hosser, 1998). Diese wird nach dem Erleben potenziell traumatischer Erfahrungen mit höheren Ausprägungen von PTBS-Symptomen verbunden (Brewin et al., 2000). Eine mögliche weitere Erklärung für den Zusammenhang von Einsamkeit und PTBS-Symptomen könnte darin liegen, dass PTBS-Symptome zu sozialer Isolation führen und daher verstärkte Einsamkeit posttraumatisch einsetzt (van der Velden et al., 2017). Da die vorliegende Studie ein querschnittliches Design aufweist, kann die Richtung des Wirkmechanismus nicht ergründet werden. Weitere Forschung auf längsschnittlicher Basis sollte daher angedacht werden.

Existenzangst und Symptome der PTBS. Als weiterer Risikofaktor für PTBS-Symptome ist Existenzangst anzuführen – diese erwies sich in der aktuellen Stichprobe als Prädiktor mit moderater Effektstärke ($\beta = .219, p < .001$). Auch die Ergebnisse einer polnische Onlinestudie, die Daten im März und April 2020 erhob, zeigten einen

Zusammenhang zwischen Existenzangst und PTBS-Symptomen während der Corona-Krise (Tomaszek & Muchacka-Cymerman, 2020). Belastende Lebensereignisse werden mit der Ausbildung von Psychopathologien assoziiert (Eisenbarth et al., 2019; March-Llanes et al., 2017). Es wird angenommen, dass Isolation und Quarantänemaßnahmen als solch belastende Lebensereignisse gewertet werden können (Röhr et al., 2020). Auch wird davon ausgegangen, dass die Corona-Pandemie Existenzangst auslösen kann, durch die Sorge um eine Ansteckung mit dem Virus und die Angst vor der dadurch potenziellen Bedrohung des eigenen Lebens (Tomaszek & Muchacka-Cymerman, 2020). Eine mögliche Erklärung für den Zusammenhang von Existenzangst und PTBS-Symptomen im Rahmen der Corona-Pandemie wäre eine Verstärkung der Symptomatik einer früheren Traumatisierung (Tomaszek & Muchacka-Cymerman, 2020). Eine Überforderung durch die aktuelle Situation auf Grund der Corona-Krise und Unsicherheiten bezogen auf die Zukunft könnten zu einer stärkeren Fokussierung auf Vergangenes führen (Tomaszek & Muchacka-Cymerman, 2020). Auch können kritische Lebensereignisse oder erneute Traumata zu einer Reaktualisierung traumatischer Symptome führen (Maercker, 2009). Eine weitere mögliche Erklärung für den Zusammenhang von Existenzangst und PTBS-Symptomen wäre die Wahrnehmung der Corona-Pandemie als traumatisch. Es wird angenommen, dass die Corona-Pandemie ähnliche Folgen wie eine existenzielle Krise oder ein traumatisches Ereignis haben kann (Tomaszek & Muchacka-Cymerman, 2020). So könnte auf Grund der Corona-Pandemie und ihrer Wahrnehmung als traumatisches Ereignis PTBS-Symptome ausgelöst werden, die durch Existenzangst zusätzlich verstärkt werden könnten.

Einsamkeit und DSO-Symptome der KPTBS. Für die Ausbildung von DSO-Symptomen der KPTBS erwies sich ebenfalls Einsamkeit als Prädiktor mit großer Effektstärke ($\beta = .545, p < .001$). Eine KPTBS entwickelt sich vorwiegend nach einem Ereignis oder wiederholten und länger andauernden Erlebnissen, die als extrem bedrohlich wahrgenommen werden und ein Entkommen schwer oder unmöglich ist (WHO, 2018). Eine multiple Traumatisierung ist hierbei nicht zwingende Voraussetzung, jedoch wird sie als Risikofaktor für die Entstehung einer KPTBS angesehen (Brewin et al., 2017). Bisher wurden als auslösende traumatische Erlebnisse beispielsweise Folter, Völkermord, langanhaltende häusliche Gewalt oder sexueller Missbrauch in der Kindheit summiert (WHO, 2018), jedoch kann nicht ausgeschlossen werden, dass auch die Corona-Pandemie die genannten Kriterien erfüllt. Dementsprechend wäre es möglich, dass durch subjektiv empfundenes Leid auf Grund der Corona-Krise DSO-Symptome ausgelöst werden. Auch bei früheren Traumatisierungen wird davon ausgegangen, dass es zu einer Verstärkung der Symptome

einer KPTBS auf Grund der Corona-Pandemie kommen kann (Tsur & Abu-Raiya, 2021). Angenommen wird, dass Einsamkeit sowohl eine wesentliche Rolle bei der Entstehung, aber auch bei der Aufrechterhaltung von KPTBS-Symptomen spielen kann (Dagan & Yager, 2019). Eine mögliche Erklärung für den Zusammenhang von Einsamkeit und dem DSO-Symptom des negativen Selbstkonzeptes könnten veränderte Denkmuster darstellen. Ausgegangen wird von einer Verbindung zwischen Einsamkeit und veränderten Kognitionen (Hawkey & Cacioppo, 2010), die zu negativen Überzeugungen über sich selbst führen können (Wang et al., 2017). Ebenso kann Einsamkeit zu veränderten Emotionen führen (Hawkey & Cacioppo, 2010), möglicherweise z.B. durch Auswirkungen auf den Hormonhaushalt. Dies könnte z.B. zu affektiven Dysregulationen führen. Auch ein weiteres DSO-Symptom, problematische soziale Beziehungen, wird mit Einsamkeit verbunden (Fox et al., 2021).

Alter und DSO-Symptome der KPTBS. Als weiterer Risikofaktor für DSO-Symptome einer KPTBS wurde in der aktuellen Studie jüngeres Alter ermittelt ($\beta = -.138$, $p < .001$). Bereits vor Ausbruch des Coronavirus wurde jüngeres Alter in einer Studie mit etwa 1.000 Teilnehmern und Teilnehmerinnen in Großbritannien als Risikofaktor für die Entstehung einer KPTBS ermittelt (Karatzias et al., 2019). Mögliche Gründe für eine verstärkte psychische Belastung jüngerer Menschen während der Corona-Pandemie wurden bereits in Zusammenhang mit dem Risikofaktor des jüngeren Alters für Depression diskutiert.

Weitere explorativ untersuchte Prädiktoren von DSO-Symptomen der KPTBS. Existenzängste wurden ebenfalls als Prädiktor für DSO-Symptome ($\beta = .154$, $p < .001$) eruiert. Außerdem wiesen Personen mit mittlerer Reife/Realabschluss (oder vergleichbarem Abschluss) höhere DSO-Symptomausprägungen auf als Personen mit Hochschulabschluss ($\beta = .093$, $p = .015$). Auch die KPTBS wurde bereits vor Ausbruch der Corona-Pandemie mit geringerer formaler Bildung und geringerer Intelligenz assoziiert (Hecker & Maercker, 2015). Mögliche Gründe für einen Zusammenhang zwischen formaler Bildung und Traumafolgen wurden bereits im Zusammenhang mit PTBS-Symptomen diskutiert.

Conclusio

Die aktuelle Studie ermittelte während der Corona-Krise höhere Prävalenzen von Depressions-Symptomen, Symptomen der Angststörung, Somatisierung, sowie der PTBS und KPTBS in Österreich, im Vergleich zu Ergebnissen bevölkerungsrepräsentativer Untersuchungen vor Ausbruch der Corona-Pandemie. Insgesamt zeichnet sich ein Bild einer vergleichsweise stark belasteten Stichprobe. Größter Risikofaktor für alle genannten Psychopathologien ist Einsamkeit. Anzunehmen ist, dass diese auf Quarantäne- und social-

distancing-Maßnahmen zurückzuführen ist. Ein weiterer Risikofaktor aller erhobenen Psychopathologien ist Existenzangst, die anzunehmend mit der potenziellen Bedrohung des eigenen Lebens durch eine mögliche Infektion mit dem Coronavirus und den wirtschaftlichen Auswirkungen der Corona-Krise in Verbindung steht. Infektionsangst in Zusammenhang mit dem Coronavirus stellt sich weiters als Risikofaktor für Depressions-Symptome, Symptome der Angststörung und der Somatisierung dar. Frauen sind belasteter – sie zeigen höhere Depressions-, Somatisierungs- und PTBS-Symptomausprägungen als Männer. Auch jüngere Menschen scheinen stärker von der Corona-Krise und den damit verbundenen Einschränkungen und Veränderungen betroffen zu sein – sie weisen höhere Depressions-, Angststörungs-, Somatisierungs- und DSO-Symptomausprägungen der KPTBS auf. Des Weiteren weisen Personen mit mittlerer Reife/Realschulabschluss (oder vergleichbarem Abschluss) im Vergleich zu Personen mit Hochschulabschluss höhere Symptomausprägungen der Depression, sowie höhere PTBS- und DSO-Symptomausprägungen auf. Außerdem zeigen Personen mit Lehrabschluss im Vergleich zu einem Hochschulabschluss größere Somatisierungs-Tendenzen. Ebenfalls als Risikofaktor für Depression und Angststörung zeigt sich die Personenanzahl im Haushalt – Symptomausprägungen steigen bei mehr Personen, die in einem gemeinsamen Haushalt leben. Protektiver Faktor für die Ausbildung von Angststörungen-Symptomen ist in der aktuellen Studie in einer Kleinstadt zu leben (im Vergleich zu Großstadt).

Stärken und Limitationen

Als Stärke der vorliegenden Studie ist die schnelle Umsetzung nach dem Ausbruch des Corona Virus in Österreich anzuführen. So konnte die Durchführung der Onlinebefragung bereits während des ersten Lockdowns Ende April 2020 gestartet werden. Zu diesem Zeitpunkt lagen noch keine Corona-spezifischen psychopathologischen Studien für Österreich vor. Auch bis zum heutigen Tag (Stand: Mitte November 2020) ist die diesbezügliche Datenlage rar. Dementsprechend ist eine weitere Stärke der Arbeit einen Beitrag zur Erforschung der psychopathologischen Auswirkungen der Corona-Pandemie zu leisten.

Als Limitation ist die eingeschränkte Generalisierbarkeit der gewonnenen Ergebnisse zu nennen, da es sich um eine nicht-bevölkerungsrepräsentative Stichprobe handelt. Diese weist ein höheres Bildungsniveau auf als die Allgemeinbevölkerung. Die Interpretation der Ergebnisse für die potenziellen Risikofaktoren niedrigerer formaler Bildungsabschlüsse ist daher nur eingeschränkt möglich. Ebenso besteht die Stichprobe überproportional aus weiblichen Teilnehmerinnen. Auch entspricht die Altersstruktur nicht vollumfänglich der

Verteilung der österreichischen Bevölkerung. So wurden beispielsweise Kinder und Jugendliche explizit von der Studie ausgeschlossen. Da die Erhebung mittels einer Onlineumfrage stattfand, ist es möglich, dass weniger technikaffinen Österreichern und Österreicherinnen eine Teilnahme erschwert wurde und so beispielsweise für ältere Bürger und Bürgerinnen eine Barriere für die Teilnahme bestand. Da die Onlineumfrage nur in deutscher Sprache umgesetzt wurde, ist auch davon auszugehen, dass Personen mit Migrationshintergrund nicht oder erschwert an der Studie teilnehmen konnten.

Weiters ist limitierend festzuhalten, dass es sich um eine anfallende Stichprobe handelt. So ist ein Selektionsbias nicht auszuschließen durch mögliche Zusammenhänge von psychopathologischen Symptombelastungen und Teilnahmebereitschaft. Denkbar wäre beispielsweise, dass bei belasteten Personen mehr Motivation zur Teilnahme besteht auf Grund persönlicher Relevanz (Dunn et al., 2004; Galea et al., 2007). Ebenso ist nicht auszuschließen, dass stark belastete Personen nicht in der Lage sind, genügend Antrieb und Aufmerksamkeit aufzubringen, um eine Studienteilnahme zu bewältigen.

Sämtliche gewonnenen Informationen wurden durch Selbstauskünfte der Teilnehmer und Teilnehmerinnen generiert. Diese sind nicht überprüfbar und Symptombelastungen basieren auf subjektiven Einschätzungen. Allgemein ist davon auszugehen, dass der Einsatz von Screening-Inventaren zu einer Überschätzung einer Prävalenz führen kann (Thombs et al., 2018). Auch Rückberechnungen auf die wahre Prävalenz, ausgehend von den mit einem Screening-Inventar erhobenen Häufigkeiten nach Cut-off, mittels der Formel

$$\text{wahre Prävalenz} = \frac{(\% \text{ über Cut-off} + \text{Spezifität} - 1)}{(\text{Sensitivität} + \text{Spezifität} - 1)}$$

lassen, durch Schwankungsbreiten in der Feststellung der Sensitivität und Spezifität der Erhebungsinstrumente, keine akkurateren Ergebnisschätzungen zu (Thombs et al., 2018).

Zur besseren Einordnung der gewonnenen Ergebnisse wurden daher umfassend Prävalenzangaben vor dem Corona-Ausbruch diskutiert und für Vergleichs-Berechnungen bewusst Studien gewählt, die Prävalenzen mittels gleicher Verfahren erhoben hatten.

Bezüglich der Erfassung von KPTBS ist limitierend anzuführen, dass die DSO-Subskala affektive Dysregulation einen schlechten Reliabilitätswert aufwies. Allgemein ist festzuhalten, dass für die Bestimmung der (K)PTBS Häufigkeiten das diagnostische Kriterium der Erfüllung des Ereigniskriteriums nicht angewendet werden konnte. Schwierigkeiten lagen hierbei bei fehlenden Informationen oder nicht klar zuordenbaren Aussagen. Beispielsweise fanden sich Antworten wie „meine Kindheit“ (keine Feststellung möglich, ob ein traumatisches Ereignis vorlag, das dem Trauma-Kriterium entspricht) oder „Tod meines Vaters“ (Unklarheit, ob Trauma-Kriterium erfüllt, da keine Informationen z.B.

zu Todesursache vorlagen). Dementsprechend basieren die ausgewiesenen Prävalenzen nicht vollumfänglich auf den Diagnosekriterien des ITQ (Cloitre et al., 2018; deutsche Version: Knefel et al., 2018), sondern auf Fällen mit erfüllten Symptom-Kriterien.

Der potenzielle psychopathologische Risikofaktor einer Infektion mit dem Coronavirus zeigte bei den statistischen Berechnungen keine Signifikanz. Hierbei ist jedoch darauf hinzuweisen, dass lediglich 1 % ($n = 5$) der Stichprobe angab selbst bereits infiziert worden zu sein. Die geringe Fallzahl lässt durch ungenügende Power daher keine Einschätzung zu, ob diese erhobene Variable prädiktiv für höhere psychopathologische Symptomausprägungen sein könnte. Zur Untersuchung dieses möglichen Risikofaktors sind daher weitere Studien notwendig.

Einschränkend ist ebenfalls zu erwähnen, dass die Prädiktoren Existenzangst und Infektionsangst mit jeweils einer selbst konstruierten Frage („Haben Sie Existenzängste auf Grund der COVID-19 Krise?“ bzw. „Haben Sie Angst vor einer Infektion mit COVID-19?“) erhoben wurden und nicht mit einer Skala eines bereits validierten Messinstruments.

Weiters ist als Limitation anzuführen, dass es sich bei der vorliegenden Studie um ein querschnittliches Design handelt. Vergleiche mit Prävalenz-Werten vor der Corona-Pandemie wurden mit früheren Forschungsergebnissen durchgeführt. Dieses Vorgehen kann lediglich eine Annäherung an die Berechnung von psychopathologischen Steigerungen darstellen. Ebenso sind dementsprechend Kausalaussagen bezogen auf das Coronavirus, oder getroffene Maßnahmen zur Eindämmung, nicht abzusichern. Weiters handelt es sich bei den gewonnenen Ergebnissen um eine Momentaufnahme, die keine Aussage über Langzeiteffekte zulässt.

Implikationen

Die gewonnenen Ergebnisse deuten auf eine Notwendigkeit eines zusätzlichen Aufbaus an Ressourcen für die psychologische und psychiatrische Versorgung der österreichischen Allgemeinbevölkerung. Zwar können auf Grund des Studiendesigns der aktuellen Untersuchung keine Langzeiteffekte dargestellt werden, erste Ergebnisse anderer Corona-Studien konnten aber längsschnittlich keine sinkenden psychopathologischen Prävalenzen verzeichnen (Pieh, Budimir, Humer et al., 2020; Probst et al., 2020; Wang et al., 2020). Es ist daher nicht auszuschließen, dass die psychische Belastung der Österreicher- und Österreicherinnen auch weiterhin auf einem gestiegenen Niveau bleiben wird. Außerdem scheinen weitere Studien angebracht, die potenzielle Steigerungen psychopathologischer Prävalenzen untersuchen – speziell in Hinblick auf (K)PTBS, da andere Untersuchungen bereits Zusammenhänge zwischen Corona-Infektionen und hohen PTBS-Prävalenzen

feststellen konnten (Guo et al., 2020; Xiong et al., 2020). Bei einer mit der Zeit zunehmenden Anzahl an mit dem Coronavirus infizierten Bürgern und Bürgerinnen könnte es daher zu einer weiteren Häufung dieser psychischen Erkrankung kommen. Aus früheren Langzeitstudien sind aber ebenfalls mögliche Spontanremissionen, sowie Auf- und Abverläufe einer PTBS-Symptomatik nach einer Traumatisierung bekannt (Maercker & Augsburger, 2019). Für eine bessere Abschätzung der Langzeitentwicklung, sind daher weitere längsschnittliche Untersuchungen anzustreben.

Einsamkeit ist größter psychopathologischer Risikofaktor dieser Untersuchung. Dies deutet darauf, dass dieser Effekt speziell bei politischen Entscheidungen zu Quarantäne- und social-distancing-Maßnahmen mitberücksichtigt werden sollte, um so neben der physischen auch der psychischen Gesundheit der Bevölkerung Rechnung tragen zu können. Psychopathologien sind Verbunden mit einer großen gesellschaftlichen Krankheitslast (Jacobi, Höfler, Strehle et al., 2014). Auch zukünftig steigende Suizidraten sind nicht auszuschließen – beispielsweise steht Depression mit einem erhöhten Suizidrisiko in Verbindung (Wolfersdorf, 2008).

Zur Entwicklung von Unterstützungsangeboten sollten auch Faktoren weiter beleuchtet werden, die protektiv für die psychische Gesundheit wirken. Als solcher zeigte sich in einer Studie beispielsweise physische Aktivität (Pieh, Budimir, & Probst, 2020).

Speziell Frauen und junge Erwachsene scheinen durch die Corona-Pandemie psychisch belasteter zu sein. In dieser Arbeit wurden bereits mögliche Ursachen diskutiert, jedoch sollte auch diesbezüglich weitere Forschung angedacht werden, um konkrete Maßnahmen ableiten zu können, wie diese vulnerablen Gruppen in der aktuellen Situation unterstützt werden können.

Weitere Forschung sollte zur Absicherung der in dieser Studie gewonnenen Ergebnisse durchgeführt werden. Die, neben Depression und Angststörung, häufigen Krankheitsbilder der Somatisierung und (K)PTBS sollten daher ebenfalls in aktuelle österreichische Corona-Forschungsprojekte aufgenommen werden. Ebenfalls gilt es weitere Untersuchungen zu den psychopathologischen Langzeiteffekten der Corona-Pandemie anzustreben.

Literaturverzeichnis

12. Bundesgesetz: COVID-19 Gesetz, NR: GP XXVII IA 396/A AB 102 S. 16. BR: AB 10287 S. 903 (2020).
https://www.ris.bka.gv.at/Dokumente/BgblAuth/BGBLA_2020_I_12/BGBLA_2020_I_12.pdf
98. Verordnung des Bundesministers für Soziales, Gesundheit, Pflege und Konsumentenschutz gemäß § 2 Z 1 des COVID-19-Maßnahmengesetzes (2020).
https://www.ris.bka.gv.at/Dokumente/BgblAuth/BGBLA_2020_II_98/BGBLA_2020_II_98.html
- Alonso, M., Angermeyer, M. C., Bernert, S., Bruffaerts, R., Brugha, T. S., Bryson, H., de Girolamo, G., de Graaf, R., Demyttenaere, K., Gasquet, I., Haro, J. M., Katz, S. J., Kessler, R. C., Kovess, V., Lépine, J. P., Ormel, J., Polidori, G., Russo, L. J., Vilagut, G., ... Vollebergh, W. A. M. (2004a). Disability and quality of life impact of mental disorders in Europe: results from the European Study of the Epidemiology of Mental Disorders (ESEMeD) project. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, Supplement, 109(420), 38–46. <https://doi.org/10.1111/j.1600-0047.2004.00329.x>
- Alonso, J., Angermeyer, M. C., Bernert, S., Bruffaerts, R., Brugha, T. S., Bryson, H., de Girolamo, G., de Graaf, R., Demyttenaere, K., Gasquet, I., Haro, J. M., Katz, S. J., Kessler, R. C., Kovess, V., Lépine, J. P., Ormel, J., Polidori, G., Russo, L. J., Vilagut, G. ... Vollebergh, W. A. M. (2004b). Prevalence of mental disorders in Europe: Results from the European Study of the Epidemiology of Mental Disorders (ESEMeD) project. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 109(420), 21–27. <https://doi.org/10.1111/j.1600-0047.2004.00327.x>
- American Psychiatric Association. (1994): *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* (DSM-IV) (4th ed.). APA
- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* (5th ed.). American Psychiatric Publishing.
- Bandelow, B., Wiltink, J., Alpers, G. W., Benecke, C., Deckert, J., Eckhardt-Henn, A., Ehrig, C., Engel, E., Falkai, P., Geiser, F., Gerlach, A. L., Harfst, T., Hau, S., Joraschky, P., Kellner, M., Köllner, V., Kopp, I., Langs, G., Lichte, T., ... Beutel, M. E. (2014) *Deutsche S3-Leitlinie Behandlung von Angststörungen*.
<https://www.awmf.org/leitlinien/detail/II/051-028.html>

- Berufsverband Österreichischer PsychologInnen (2020a, March 17). *COVID-19: Wie Sie häusliche Isolation und Quarantäne gut überstehen*. [Brochure]
https://www.boep.or.at/download/5e70a6b23c15c85df5000007/20160317_COVID-19_Informationenblatt.PDF
- Berufsverband Österreichischer PsychologInnen (2020b, April 13). *Psychologische Hilfe in Zeiten der Corona-Pandemie: BÖP, ÖGK, SVS und BVAEB starten Kooperation im Sinne der österreichischen Bevölkerung*. [Press release].
https://www.ots.at/presseaussendung/OTS_20200413_OTS0006/psychologische-hilfe-in-zeiten-der-corona-pandemie-boep-oegk-svs-und-bvaeb-starten-kooperation-im-sinne-der-oesterreichischen-bevoelkerung
- Berufsverband Österreichischer PsychologInnen (2020c, April 24). *Corona-Pandemie: Nachfrage nach psychischer Versorgung enorm gestiegen*. [Press release].
https://www.ots.at/presseaussendung/OTS_20200424_OTS0024/corona-pandemie-nachfrage-nach-psychischer-versorgung-enorm-gestiegen
- Bilsky, W., & Hossler, D. (1998). Soziale Unterstützung und Einsamkeit: Psychometrischer Vergleich zweier Skalen auf der Basis einer bundesweiten Repräsentativbefragung. *Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie*, *19*(2), 130–144.
- Bjelland, I., Krokstad, S., Mykletun, A., Dahl, A. A., Tell, G. S., & Tambs, K. (2008). Does a higher educational level protect against anxiety and depression? The HUNT study. *Social Science & Medicine*, *66*(6), 1334–1345.
<https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2007.12.019>
- Blom, V., Richter, A., Hallsten, L., & Svedberg, P. (2018). The associations between job insecurity, depressive symptoms and burnout: The role of performance-based self-esteem. *Economic and Industrial Democracy*, *39*(1), 48–63.
<https://doi.org/10.1177/0143831X15609118>
- Bortz, J. (1999). *Statistik für Sozialwissenschaftler* (5. Aufl.). Springer
- Bowerman, B. L., & O'Connell, R. T. (1990). *Linear statistical models: An applied approach*. International Thomson Publishing.
- Brakemeier, E. L., Wirkner, J., Knaevelsrud, C., Wurm, S., Christiansen, H., Lueken, U., & Schneider, S. (2020). Die COVID-19-Pandemie als Herausforderung für die psychische Gesundheit. *Zeitschrift für Klinische Psychologie und Psychotherapie*, *49*(1), 1–31. <https://doi.org/10.1026/1616-3443/a000574>

- Brewin, C., Andrews, B., & Valentine, J. (2000). Meta-analysis of risk factors for Posttraumatic Stress Disorder in trauma-exposed adults. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 68*(5), 748–766. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.68.5.74>
- Brewin, C. R., Cloitre, M., Hyland, P., Shevlin, M., Maercker, A., Bryant, R. A., Humayun, A., Jones, L. M., Kagee, A., Rousseau, C., Somasundaram, D., Sozumi, Y., Wessel, S., Ommeren, M., & Reed, G. M. (2017). A review of current evidence regarding the ICD-11 proposals for diagnosing PTSD and complex PTSD. *Clinical Psychology Review, 58*, 1–15. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2017.09.001>
- Brooks, S. K., Webster, R. K., Smith, L. E., Woodland, L., Wessely, S., Greenberg, N., & Rubin, G. J. (2020). The psychological impact of quarantine and how to reduce it: Rapid review of the evidence. *The Lancet, 395*(10227), 912–920. [https://doi.org/10.1016/s0140-6736\(20\)30460-8](https://doi.org/10.1016/s0140-6736(20)30460-8)
- Bueno-Notivol, J., Gracia-García, P., Olaya, B., Lasheras, I., López-Antón, R., & Santabárbara, J. (2020, in press). Prevalence of depression during the COVID-19 outbreak: A meta-analysis of community-based studies. *International Journal of Clinical and Health Psychology*. <https://doi.org/10.1016/j.ijchp.2020.07.007>
- Bundeskanzleramt. (2020a, March 10) *Weitere Maßnahmen gegen Ausbreitung des Coronavirus*. Österreichische Bundesregierung. <https://www.bundeskanzleramt.gv.at/bundeskanzleramt/nachrichten-der-bundesregierung/2020/weitere-massnahmen-gegen-ausbreitung-des-coronavirus.html>
- Bundeskanzleramt. (2020b, March 12) *Sozialpartnergipfel im Bundeskanzleramt: Regelungen für Schulen beschlossen*. Österreichische Bundesregierung. <https://www.bundeskanzleramt.gv.at/bundeskanzleramt/nachrichten-der-bundesregierung/2020/sozialpartnergipfel-im-bundeskanzleramt-regelungen-fuer-schulen-beschlossen.html>
- Bundeskanzleramt. (2020c, March 13) *Bundesregierung präsentiert aktuelle Beschlüsse zu Coronavirus*. Österreichische Bundesregierung. <https://www.bundeskanzleramt.gv.at/bundeskanzleramt/nachrichten-der-bundesregierung/2020/bundesregierung-praesentiert-aktuelle-beschluesse-zum-coronavirus.html>

- Bundeskanzleramt. (2020d, March 30) *Bundeskanzler Sebastian Kurz: Mund-Nasen-Schutz wird Pflicht, Abstand halten weiterhin wichtig*. Österreichische Bundesregierung. <https://www.bundeskanzleramt.gv.at/bundeskanzleramt/nachrichten-der-bundesregierung/2020/bundeskanzler-sebastian-kurz-mund-nasen-schutz-wird-pflicht-abstand-halten-weiterhin-wichtig.html>
- Bundeskanzleramt. (2020e, April 06) *Bundeskanzler Kurz: Stufenplan für schrittweise Öffnung von Geschäften nach Ostern, aber Maßnahmen weiterhin befolgen*. Österreichische Bundesregierung. <https://www.bundeskanzleramt.gv.at/bundeskanzleramt/nachrichten-der-bundesregierung/2020/bundeskanzler-kurz-stufenplan-fuer-schrittweise-oeffnung-von-geschaeften-nach-ostern-aber-massnahmen-weiter-befolgen.html>
- Bundeskanzleramt. (2020f, October 21) *Bundesregierung: Einschränkungen sind notwendig, um die Intensivmedizin aufrechtzuerhalten*. Österreichische Bundesregierung. <https://www.bundeskanzleramt.gv.at/bundeskanzleramt/nachrichten-der-bundesregierung/2020/bundesregierung-einschraenkungen-sind-notwendig-um-die-intensivmedizin-aufrechtzuerhalten.html>
- Bundeskanzleramt. (2020g, November 14) *Bundeskanzler Kurz: "Helfen wir zusammen und schaffen wir die Trendwende"*. Österreichische Bundesregierung. <https://www.bundeskanzleramt.gv.at/bundeskanzleramt/nachrichten-der-bundesregierung/2020/bundeskanzler-kurz-helfen-wir-zusammen-und-schaffen-wir-die-trendwende.html>
- Bundesministerium für Arbeit, Soziales, Gesundheit und Konsumentenschutz. (2019). Nowotny, M., Kern, D., Breyer, E., Bengough, T., Griebler, R., (Hrsg.). *Depressionsbericht Österreich. Eine interdisziplinäre und multiperspektivische Bestandsaufnahme*. BMASGK. <https://www.sozialministerium.at/Themen/Gesundheit/Nicht-uebertragbare-Krankheiten/Psychische-Gesundheit/Depressionsbericht-%C3%96sterreich.html>
- Busch, M., Maske, U., Ryl, L., Schlack, R., & Hapke, U. (2013). Prävalenz von depressiver Symptomatik und diagnostizierter Depression bei Erwachsenen in Deutschland. *Bundesgesundheitsblatt - Gesundheitsforschung - Gesundheitsschutz*, 56(5–6), 733–739. <https://doi.org/10.1007/s00103-013-1688-3>
- Cacioppo, J. T., Hawkley, L. C., & Berntson, G. G. (2003). The anatomy of loneliness. *Current Directions in Psychological Science: A Journal of the American Psychological Society*, 12(3), 71–74. <https://doi.org/10.1111/1467-8721.01232>

- Cacioppo, J. T., Hawkley, L. C., Ernst, J. M., Burleson, M., Berntson, G. G., Nouriani, B., & Spiegel, D. (2006). Loneliness within a nomological net: An evolutionary perspective. *Journal of Research in Personality, 40*(6), 1054–1085.
<https://doi.org/10.1016/j.jrp.2005.11.007>
- Cacioppo, J. T., Hughes, M., Waite, L., Hawkley, L. C., & Thisted, R. (2006). Loneliness as a specific risk factor for depressive symptoms: Cross-sectional and longitudinal analyses. *Psychology and Aging, 21*(1). <https://doi.org/10.1037/0882-7974.21.1.140>
- Cai, Q., Feng, H., Huang, J., Wang, M., Wang, Q., Lu, X., Xie, Y., Wan, X., Liu, Z., Hou, B., Ouyang, K., Pan, J., Li, Q., Fu, B., Deng, Y., & Liu, Y. (2020). The mental health of frontline and non-frontline medical workers during the coronavirus disease 2019 (COVID-19) outbreak in China: A case-control study. *Journal of Affective Disorders, 275*, 210–215. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2020.06.031>
- Cervilla, J. A., Molina, E., Rivera, M., Torres-González, F., Bellón, J. A., Moreno, B., Luna J. D., Lorente, J. A., Mayorak, F., King, M., & Nazareth, I. (2007). The risk for depression conferred by stressful life events is modified by variation at the serotonin transporter 5HTTLPR genotype: Evidence from the Spanish PREDICT-gene cohort. *Molecular Psychiatry, 12*(8), 748–755. <https://doi.org/10.1038/sj.mp.4001981>
- Center of Disease Control and Prevention (2017, September 29). *Quarantine and Isolation*. <https://www.cdc.gov/quarantine/index.html>
- Center of Disease Control and Prevention (2020, July 15). *Social Distancing*. <https://www.cdc.gov/coronavirus/2019-ncov/prevent-getting-sick/social-distancing.html>
- Cloitre, M., Hyland, P., Bisson, J. I., Brewin, C. R., Roberts, N. P., Karatzias, T., & Shevlin, M. (2019). ICD-11 posttraumatic stress disorder and complex posttraumatic stress disorder in the United States: A population-based study. *Journal of Traumatic Stress, 32*(6), 833–842. <https://doi.org/10.1002/jts.22454>
- Cloitre, M., Shevlin M., Brewin, C.R., Bisson, J.I., Roberts, N.P., Maercker, A., Karatzias, T., & Hyland, P. (2018). The International Trauma Questionnaire: Development of a self-report measure of ICD-11 PTSD and Complex PTSD. *Acta Psychiatrica Scandinavica, 138*(6), 536–546. <https://doi.org/10.1111/acps.12956>
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Academic Press.

- Dagan, Y., & Yager, J. (2019). Addressing loneliness in complex PTSD. *The Journal of Nervous and Mental Disease*, 207(6), 433–439.
<https://doi.org/10.1097/NMD.0000000000000992>
- DiGiovanni, C., Conley, J., Chiu, D., & Zaborski, J. (2004). Factors influencing compliance with quarantine in Toronto during the 2003 SARS outbreak. *Biosecurity and Bioterrorism: Biodefense Strategy, Practice, and Science*, 2(4), 265–272.
<https://doi.org/10.1089/bsp.2004.2.265>
- DGPPN, BÄK, KBV, & AWMF (Hrsg.) für die Leitliniengruppe Unipolare Depression. (2015). *S3-Leitlinie/Nationale Versorgungsleitlinie Unipolare Depression – Langfassung*, (2. Aufl., Vers. 5). <https://doi.org/10.6101/AZQ/000364>.
- Domschke, K. (2014). Prädiktive Faktoren bei Angststörungen. *Der Nervenarzt*, 85(10), 1263–1268. <https://doi.org/10.1007/s00115-014-4047-1>
- Dunn, K. M., Jordan, K., Lacey, R. J., Shapley, M., & Jinks, C. (2004). Patterns of consent in epidemiologic research: Evidence from over 25,000 responders. *American Journal of Epidemiology*, 159(11), 1087–1094. <https://doi.org/10.1093/aje/kwh141>
- Eisenbarth, H., Godinez, D., Du Pont, A., Corley, R., Stallings, M., & Rhee, S. (2019). The influence of stressful life events, psychopathy, and their interaction on internalizing and externalizing psychopathology. *Psychiatry Research*, 272, 438–446.
<https://doi.org/10.1016/j.psychres.2018.12.145>
- Ferrie, J.E. (2006) Gesundheitliche Folgen der Arbeitsplatzunsicherheit. In B. Badura, H. Schnellschmidt & C. Vetter (Hrsg.) *Fehlzeiten-Report 2005* (S. 93-123). Springer Verlag
- Field, A. (2018). *Discovering statistics using IBM SPSS statistics* (5th ed.). Sage.
- Fitzpatrick, K. M., Harris, C., & Drawve, G. (2020). Fear of COVID-19 and the mental health consequences in America. *Psychological Trauma: Theory, Research, Practice, and Policy*, 12(S1), 17–21. <http://doi.org/10.1037/tra0000924>
- Fox, R., Power, J. M., Coogan, A. N., Beekman, A. T., van Tilburg, T. G., & Hyland, P. (2021). Posttraumatic stress disorder and loneliness are associated over time: A longitudinal study on PTSD symptoms and loneliness, among older adults. *Psychiatry Research*, 299, 113846. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2021.113846>
- Galea, S., & Tracy, M. (2007). Participation rates in epidemiologic studies. *Annals of Epidemiology*, 17(9), 643–653. <https://doi.org/10.1016/j.annepidem.2007.03.013>
- Geml, B. (2019). Klassifizierung der somatoformen Störungen: Vergangenheit und Zukunft. *Schweizer Zeitschrift für Psychiatrie & Neurologie*. 2, 4–9.

- Gilbody, S., Richards, D., Brealey, S., & Hewitt, C. (2007). Screening for depression in medical settings with the Patient Health Questionnaire (PHQ): A diagnostic meta-analysis. *Journal of General Internal Medicine*, 22(11), 1596–1602. <https://doi.org/10.1007/s11606-007-0333-y>
- González-Sanguino, C., Ausín, B., Castellanos, M., Saiz, J., López-Gómez, A., Ugidos, C., & Muñoz, M. (2020). Mental health consequences during the initial stage of the 2020 Coronavirus pandemic (COVID-19) in Spain. *Brain, Behavior, and Immunity*, 87, 172–176. <https://doi.org/10.1016/j.bbi.2020.05.040>
- Gräfe, K., Zipfel, S., Herzog, W., & Löwe, B. (2004). Screening psychischer Störungen mit dem “Gesundheitsfragebogen für Patienten (PHQ-D)“. *Diagnostica*, 50(4), 171–181. <https://doi.org/10.1026/0012-1924.50.4.171>
- Gruebner, O., Rapp, M. A., Adli, M., Kluge, U., Galea, S., & Heinz, A. (2017). Cities and mental health. *Deutsches Ärzteblatt International*, 114(8), 121–127. <https://doi.org/10.3238/arztebl.2017.0121>
- Guo, Q., Zheng, Y., Shi, J., Wang, J., Li, G., Li, C., Fromson, J. A., Xu, Y., Liu, X., Xu, H., Zhang, T, Lu, Y., Chen, X., Hu, H., Tang, Y., Yang, S., Zhou, H. Wang, X., Chen, H.,... Yang, Z. (2020). Immediate psychological distress in quarantined patients with COVID-19 and its association with peripheral inflammation: A mixed-method study. *Brain, Behavior, and Immunity*, 88, 17–27. <https://doi.org/10.1016/j.bbi.2020.05.038>
- Haller, H., Cramer, H., Lauche, R., & Dobos, G. (2015). Somatoforme Störungen und medizinisch unerklärbare Symptome in der Primärversorgung. *Deutsches Ärzteblatt*, 112(16), 279–87. <https://doi.org/10.3238/arztebl.2015.0279>
- Harding, G. (2012) *Topmanagement und Angst*. VS Verlag für Sozialwissenschaften. https://doi.org/10.1007/978-3-531-18796-9_2
- Hawkey, L., & Cacioppo, J. (2010). Loneliness matters: A theoretical and empirical review of consequences and mechanisms. *Annals of Behavioral Medicine: A Publication of the Society of Behavioral Medicine*, 40(2), 218–227. <https://doi.org/10.1007/s12160-010-9210-8>
- Hawryluck, L., Gold, W., Robinson, S., Pogorski, S., Galea, S., & Styra, R. (2004). SARS control and psychological effects of quarantine, Toronto, Canada. *Emerging Infectious Diseases*, 10(7), 1206–1212. <https://doi.org/10.3201/eid1007.030703>
- Hecker, T., & Maercker, A. (2015). Komplexe posttraumatische Belastungsstörung nach ICD-11. *Psychotherapeut*, 60(6), 547–562. <https://doi.org/10.1007/s00278-015-0066-z>

- Henssler, J., Stock, F., Van Bohemen, J., Walter, H., Heinz, A., & Brandt, L. (2020). Mental health effects of infection containment strategies: Quarantine and isolation – A systematic review and meta-analysis. *European Archives of Psychiatry and Clinical Neuroscience*, 271(2), 223–234. <https://doi.org/10.1007/s00406-020-01196-x>
- Hettema, J., Neale, M., & Kendler, K. (2001). A review and meta-analysis of the genetic epidemiology of anxiety disorders. *American Journal of Psychiatry*, 158(10), 1568–1578. <https://doi.org/10.1176/appi.ajp.158.10.1568>
- Hinz, A., Klein, A., Brähler, E., Glaesmer, H., Luck, T., Riedel-Heller, S., Wirkner, K., & Hilbert, A. (2017). Psychometric evaluation of the Generalized Anxiety Disorder Screener GAD-7, based on a large German general population sample. *Journal of Affective Disorders*, 210, 338–344. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2016.12.012>
- Holm, S. (1979). A simple sequentially rejective multiple test procedure. *Scandinavian Journal of Statistics*, 6(2), 65–70.
- Huang, Y., & Zhao, N. (2020). Generalized anxiety disorder, depressive symptoms and sleep quality during COVID-19 outbreak in China: A web-based cross-sectional survey. *Psychiatry Research*, 288, 112954. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.112954>
- IBM Corp. (2015). *IBM SPSS Statistics for Windows*, Version 23.0. IBM Corp.
- Jacobi, R., Höfler, M., Siegert, J., Mack, S., Gerschler, A., Scholl, L., Busch, M. A., Hapke, U., Seifert, I., Gaebel, W., Maier, W., Wagner, M., Zielasek, J., & Wittchen, H.-U. (2014). Twelve-month prevalence, comorbidity and correlates of mental disorders in Germany: The Mental Health Module of the German Health Interview and Examination Survey for Adults (DEGS1-MH). *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 23(3), 304–319. <https://doi.org/10.1002/mpr.1439>
- Jacobi, F., Höfler, M., Strehle, J., Mack, S., Gerschler, A., Scholl, L., Busch, M. A., Maske, U., Hapke, U., Gaebel, W., Maier, W., Wagners, M., Zielasek, J., & Wittchen, H.-U. (2014). Psychische Störungen in der Allgemeinbevölkerung. *Der Nervenarzt*, 85(1), 77–87. <https://doi.org/10.1007/s00115-013-3961-y>
- Jacobi, F., Wittchen, H., Hölting, C., Höfler, M., Pfister, H., Müller, N., & Lieb, R. (2004). Prevalence, co-morbidity and correlates of mental disorders in the general population: Results from the German Health Interview and Examination Survey (GHS). *Psychological Medicine*, 34(4), 597–611. <https://doi.org/10.1017/S0033291703001399>

- Janca, A., Isaac, M., Bennett, L. A., & Tacchini, G. (1995). Somatoform disorders in different cultures – A mail questionnaire survey. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 30(1), 44–48. <https://doi.org/10.1007/BF00784434>
- Jank, R., Liegl, G., Böckle, M., Vockner, B., & Pieh, C. (2017). Häufigkeit somatoformer Syndrome in der Allgemeinmedizin. *Zeitschrift für Psychosomatische Medizin und Psychotherapie*, 63(2), 202–212. <https://doi.org/10.13109/zptm.2017.63.2.202>
- Jaremka, L. M., Andridge, R. R., Fagundes, C. P., Alfano, C. M., Povoski, S. P., Lipari, A. M., Agnese, D. M., Arnold, M. W., Farrar, W. B., Yee, L. D., Carson, W. E., Bekaii-Saab, T., Martin, E. W., Schmidt, C. R., & Kiecolt-Glaser, J. K. (2014). Pain, depression, and fatigue: Loneliness as a longitudinal risk factor. *Health Psychology*, 33(9), 948–957. <https://doi.org/10.1037/a0034012>
- Jeong, H., Yim, H. W., Song, Y. J., Ki, M., Min, J. A., Cho, J., & Chae, J. H. (2016). Mental health status of people isolated due to Middle East Respiratory Syndrome. *Epidemiology and Health*, 38, 1–7. <https://doi.org/10.4178/epih.e2016048>
- Kapfhammer, H. P. (2008). Somatoforme Störungen. *Der Nervenarzt*, 79(1), 99–117. <https://doi.org/10.1007/s00115-007-2388-8>
- Kasper, S., Kapfhammer, H. P., & Bach, M. (2009). Angststörungen – Medikamentöse Therapie. Konsensus-Statement–State of the art. *CliniCum neuropsychi Sonderung Ausgabe 2018*
- Karatzias, T., Hyland, P., Bradley, A., Cloitre, M., Roberts, N. P., Bisson, J. I., & Shevlin, M. (2019). Risk factors and comorbidity of ICD-11 PTSD and complex PTSD: Findings from a trauma-exposed population based sample of adults in the United Kingdom. *Depression and Anxiety*, 36(9), 887–894. <https://doi.org/10.1002/da.22934>
- Kaufman, J., & Charney, D. (2000). Comorbidity of mood and anxiety disorders. *Depression and Anxiety*, 12(S1), 69–76. [https://doi.org/10.1002/1520-6394\(2000\)12:1+<69::AID-DA9>3.0.CO;2-K](https://doi.org/10.1002/1520-6394(2000)12:1+<69::AID-DA9>3.0.CO;2-K)
- Kendler, K., & Myers, J. (2010). The genetic and environmental relationship between major depression and the five-factor model of personality. *Psychological Medicine*, 40(5), 801–806. <https://doi.org/10.1017/S0033291709991140>
- Kessler, R. C., Berglund, P., Demler, O., Jin, R., Merikangas, K. R., & Walters, E. E. (2005). Lifetime prevalence and age-of-onset distributions of DSM-IV disorders in the National Comorbidity Survey Replication. *Archives of General Psychiatry*, 62(6), 593–602. <https://doi.org/10.1001/archpsyc.62.6.593>

- Kessler, R., Birnbaum, H., Shahly, V., Bromet, E., Hwang, I., McLaughlin, K., Sampson, N., Andrade, L. H., de Girolamo, G., Demyttenaere, K., Haro, J. M., Karam, A. N., Kostyuchenko, S., Koyess, V., Lara, C., Levinson, D., Matschinger, H., Nakane, Y., Browne, M. O., Ormel, J., ... Stein, D. (2010). Age differences in the prevalence and co-morbidity of DSM-IV major depressive episodes: Results from the WHO World Mental Health Survey Initiative. *Depression and Anxiety*, 27(4), 351–364. <https://doi.org/10.1002/da.20634>
- Klauke, B., Deckert, J., Reif, A., Pauli, P., & Domschke, K. (2010). Life events in panic disorder – An update on "candidate stressors". *Depression and Anxiety*, 27(8), 716–730. <https://doi.org/10.1002/da.20667>
- Klimont, J., & Baldaszti, E. (2015). *Österreichische Gesundheitsbefragung 2014 Hauptergebnisse des Austrian Health Interview Survey (ATHIS) und Methodische Dokumentation*. Statistik Austria. [https://www.sozialministerium.at/Themen/Gesundheit/Gesundheitssystem/Gesundheit_sberichte/%C3%96sterreichische-Gesundheitsbefragung-2014-\(ATHIS\).html](https://www.sozialministerium.at/Themen/Gesundheit/Gesundheitssystem/Gesundheit_sberichte/%C3%96sterreichische-Gesundheitsbefragung-2014-(ATHIS).html)
- Knefel M., Lueger-Schuster B., & Maercker A. (2018). *Internationaler Traumafragebogen, Forschungsversion: deutsche Version (International Trauma Questionnaire, research version, German version)*. The International Trauma Consortium. <https://www.traumameasuresglobal.com/itq>.
- Kocalevent, R., Hinz, A., & Brähler, E. (2013a). Standardization of the depression screener Patient Health Questionnaire (PHQ-9) in the general population. *General Hospital Psychiatry*, 35(5), 551–555. <https://doi.org/10.1016/j.genhosppsy.2013.04.006>
- Kocalevent, R. D., Hinz, A., & Brähler, E. (2013b). Standardization of a screening instrument (PHQ-15) for somatization syndromes in the general population. *BMC Psychiatry*, 13(1), 91. <https://doi.org/10.1186/1471-244X-13-91>
- Kremen, W. S., Koenen, K. C., Boake, C., Purcell, S., Eisen, S. A., Franz, C. E., Tsuang, M. T., & Lyons, M., J. (2007). Pretrauma cognitive ability and risk for posttraumatic stress disorder: A twin study. *Arch Gen Psychiatry*, 64(3), 361–368. <https://doi.org/10.1001/archpsyc.64.3.361>
- Krishnamoorthy, Y., Nagarajan, R., Saya, G. K., & Menon, V. (2020). Prevalence of psychological morbidities among general population, healthcare workers and COVID-19 patients amidst the COVID-19 pandemic: A systematic review and meta-analysis. *Psychiatry Research*, 293, 113382. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.113382>

- Kroenke, K., Spitzer, R. L., & Williams, J. B. (2001). The PHQ-9. Validity of a brief depression severity measure. *Journal of General Internal Medicine*, *16*(9), 606–613. <https://doi.org/0.1046/j.1525-1497.2001.016009606.x>
- Kroenke, K., Spitzer, R. L., & Williams, J. B. (2002). The PHQ-15: Validity of a new measure for evaluating the severity of somatic symptoms. *Psychosomatic Medicine*, *64*(2), 258–266.
- Kroll, L., Müters, S., & Lampert, T. (2016). Arbeitslosigkeit und ihre Auswirkungen auf die Gesundheit. *Bundesgesundheitsblatt - Gesundheitsforschung - Gesundheitsschutz*, *59*(2), 228–237. <https://doi.org/10.1007/s00103-015-2282-7>
- Kühn, K., Quednow, B., Barkow, K., Heun, R., Linden, M., & Maier, W. (2002). Chronifizierung und psychosoziale Behinderung durch depressive Erkrankungen bei Patienten in der Allgemeinarztpraxis im Einjahresverlauf. Ergebnisse aus einer Studie der Weltgesundheitsorganisation. *Der Nervenarzt*, *73*(7), 644–650. <https://doi.org/10.1007/s00115-002-1334-z>
- Ladouceur, R., Gosselin, P., & Dugas, M. J. (2000). Experimental manipulation of intolerance of uncertainty: A study of a theoretical model of worry. *Behaviour Research and Therapy*, *38*(9), 933–941. [https://doi.org/10.1016/S0005-7967\(99\)00133-3](https://doi.org/10.1016/S0005-7967(99)00133-3)
- Lampert, T., Kroll, L., Lippe, E., Müters, S., & Stolzenberg, H. (2013). Sozioökonomischer Status und Gesundheit. *Bundesgesundheitsblatt - Gesundheitsforschung - Gesundheitsschutz*, *56*(5-6), 814–821. <https://doi.org/10.1007/s00103-013-1695-4>
- Lieb, R., Pfister, H., Mastaler, M., & Wittchen, H. U. (2000). Somatoform syndromes and disorders in a representative population sample of adolescents and young adults: Prevalence, comorbidity and impairments. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, *101*(3), 194–208. <https://doi.org/10.1034/j.1600-0447.2000.101003194.x>
- Lieb, R., Schreier, A., & Müller, N. (2003). Epidemiologie von Angststörungen. *Psychotherapie*, *8*(1), 86–102.
- Lee, S. A., & Crunk, E. A. (2020). Fear and psychopathology during the COVID-19 crisis: Neuroticism, hypochondriasis, reassurance-seeking, and coronaphobia as fear factors. *OMEGA-Journal of Death and Dying*, *0*(0), 1–14, <https://doi.org/10.1177/0030222820949350>
- Leiknes, K. A., Finset, A., Moum, T., & Sandanger, I. (2007). Current somatoform disorders in Norway: Prevalence, risk factors and comorbidity with anxiety, depression and musculoskeletal disorders. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, *42*(9), 698–710. <https://doi.org/10.1007/s00127-007-0234-8>

- Linden, M., Muschalla, B., & Olbrich, D. (2008). Die Job-Angst-Skala (JAS). Ein Fragebogen zur Erfassung arbeitsplatzbezogener Ängste. *Zeitschrift für Arbeits- und Organisationspsychologie A&O*, 52(3), 126–134. <https://doi.org/10.1026/0932-4089.52.3.12>
- Lippke, S., Keller, F., Derksen, C., Kötting, L., Ratz, T., & Fleig, L. (2021). Einsam(er) seit der Coronapandemie: Wer ist besonders betroffen? – psychologische Befunde aus Deutschland. *Prävention und Gesundheitsförderung*, 1–12. <https://doi.org/10.1007/s11553-021-00837-w>
- Little, R. J. A. (1988). A test of missing completely at random for multivariate data with missing values. *Journal of the American Statistical Association*, 83(404), 1198–1202. <https://doi.org/10.1080/01621459.1988.10478722>
- Little, R. J., & Rubin, D. B. (2019). *Statistical Analysis with Missing Data* (Vol. 793). John Wiley & Sons.
- Liu, X., Kakade, M., Fuller, C., Fan, B., Fang, Y., Kong, J., Guan, Z., & Wu, P. (2012). Depression after exposure to stressful events: Lessons learned from the severe acute respiratory syndrome epidemic. *Comprehensive Psychiatry*, 53(1), 15–23. <https://doi.org/10.1016/j.comppsy.2011.02.003>
- Liu, C., Zhang, E., Wong, G., Hyun, S., & Hahm, H. (2020). Factors associated with depression, anxiety, and PTSD symptomatology during the COVID-19 pandemic: Clinical implications for U.S. young adult mental health. *Psychiatry Research*, 290, 113172. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.113172>
- Liu, Y., Zhao, J., Fan, X., & Guo, W. (2019). Dysfunction in serotonergic and noradrenergic systems and somatic symptoms in psychiatric disorders. *Frontiers in Psychiatry*, 10, 286. <https://doi.org/10.3389/fpsy.2019.00286>
- Löwe, B., Decker, O., Müller, S., Brähler, E., Schellberg, D., Herzog, W., & Herzberg, P. Y. (2008). Validation and standardization of the Generalized Anxiety Disorder Screener (GAD-7) in the general population. *Medical Care*, 46, 266–274. <https://doi.org/10.1097/MLR.0b013e318160d093>
- Löwe, B., Spitzer, R. L., Zipfel, S., & Herzog, W. (2002). *Gesundheitsfragebogen für Patienten (PHQ-D)*. Manual und Testunterlagen (2. Aufl.). Pfizer.
- Luo, M., Guo, L., Yu, M., & Wang, H. (2020). The psychological and mental impact of Coronavirus disease 2019 (COVID-19) on medical staff and general public – A systematic review and meta-analysis. *Psychiatry Research*, 291, 113190. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.113190>

- Maercker, A. (2009). Symptomatik, Klassifikation und Epidemiologie. In A. Maercker (Hrsg.) *Posttraumatische Belastungsstörungen* (S. 13–32). Springer
- Maercker, A. (2019). Komplexe PTBS. In A. Maercker (Hrsg.) *Traumafolgestörungen* (S. 48–59). Springer.
- Maercker, A., & Augsburger, M. (2019). Die posttraumatische Belastungsstörung. In A. Maercker (Hrsg.) *Traumafolgestörungen* (S. 13–45). Springer.
- Maercker, A., Forstmeier, S., Wagner, B., Glaesmer, H., & Brähler, E. (2008). Posttraumatische Belastungsstörungen in Deutschland. *Der Nervenarzt*, 79(5), 577–586. <https://doi.org/10.1007/s00115-008-2467-5>
- Mak, I., Chu, C., Pan, P., Yiu, M., & Chan, V. (2009). Long-term psychiatric morbidities among SARS survivors. *General Hospital Psychiatry*, 31(4), 318–326. <https://doi.org/10.1016/j.genhosppsy.2009.03.001>
- March-Llanes, J., Marqués-Feixa, L., Mezquita, L., Fañanás, L., & Moya-Higueras, J. (2017). Stressful life events during adolescence and risk for externalizing and internalizing psychopathology: A meta-analysis. *European Child & Adolescent Psychiatry*, 26(12), 1409–1422. <https://doi.org/10.1007/s00787-017-0996-9>
- Marroquín, B., Vine, V., & Morgan, R. (2020). Mental health during the COVID-19 pandemic: Effects of stay-at-home policies, social distancing behavior, and social resources. *Psychiatry Research*, 293, 113419. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.113419>
- Maunder, R. G., Lancee, W. J., Balderson, K. E., Bennett, J. P., Borgundvaag, B., Evans, S., Fernandes, C. M., Goldbloom, D. S., Gupta, M., Hunter, J. J., McGillis Hall, L., Nagle, L. M., Pain, C., Peczeniuk, S. S., Raymond, G., Read, N., Rourke, S. B., Steinberg, R. J., Stewart, T. E.,... Wasylenki, D. A. (2006). Long-term psychological and occupational effects of providing hospital healthcare during SARS outbreak. *Emerging Infectious Diseases*, 12(12), 1924–1932. <https://doi.org/10.3201/eid1212.060584>
- Mazure, C. M. (1998). Life stressors as risk factors in depression. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 5(3), 291–313. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2850.1998.tb00151.x>
- Meltzer, H., Bebbington, P., Dennis, M. S., Jenkins, R., McManus, S., & Brugha, T. S. (2013). Feelings of loneliness among adults with mental disorder. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 48(1), 5–13. <https://doi.org/10.1007/s00127-012-0515-8>

- Mewes, R., Rief, W., Martin, A., Glaesmer, H., & Brähler, E. (2013). Arbeitsplatzunsicherheit vs. Arbeitslosigkeit: Trotz der Unterschiede im sozioökonomischen Status sind die Auswirkungen auf psychische Gesundheit und Inanspruchnahme von Gesundheitsleistungen ähnlich. *PPMP-Psychotherapie-Psychosomatik-Medizinische Psychologie*, *63*(03/04), 138–144. <https://doi.org/10.1055/s-0032-1332981>
- Mihashi, M., Otsubo, Y., Yinjuan, X., Nagatomi, K., Hoshiko, M., & Ishitake, T. (2009). Predictive factors of psychological disorder development during recovery following SARS Outbreak. *Health Psychology*, *28*(1), 91–100. <https://doi.org/10.1037/a0013674>
- Munk, A., Schmidt, N., Alexander, N., Henkel, K., & Hennig, J. (2020). Covid-19-beyond virology: Potentials for maintaining mental health during lockdown. *PLoS ONE*, *15*(8), E0236688. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0236688>
- Muschalla, B., & Linden, M. (2011). Sozialmedizinische Aspekte bei psychischen Erkrankungen. *Der Nervenarzt*, *82*(7), 917–931. <https://doi.org/10.1007/s00115-011-3305-8>
- Müters, S., Hoebel, J., & Lange, C. (2013). *Diagnose Depression: Unterschiede bei Frauen und Männern*. Robert Koch Institut. <http://edoc.rki.de/series/gbe-kompakt/2013-2/PDF/2.pdf>
- Nanke, A., & Rief, W. (2003). Zur Inanspruchnahme medizinischer Leistungen bei Patienten mit somatoformen Störungen. *Psychotherapeut*, *48*(5), 329–335. <https://doi.org/10.1007/s00278-003-0323-4>
- Nolen-Hoeksema, S. (2001). Gender differences in Depression. *Current Directions in Psychological Science*, *10*(5), 173–176. <https://doi.org/10.1176/10.1111/1467-8721.00142>
- Nolen-Hoeksema, S., & Aldao, A. (2011). Gender and age differences in emotion regulation strategies and their relationship to depressive symptoms. *Personality and Individual Differences*, *51*(6), 704–708. <https://doi.org/10.1176/10.1016/j.paid.2011.06.012>
- Olf, M., Langeland, W., Draijer, N., & Gersons, B. P. (2007). Gender differences in posttraumatic stress disorder. *Psychological Bulletin*, *133*(2), 183–204. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.133.2.183>
- Overall, N., Chang, V., Pietromonaco, P., Low, R., & Henderson, A. M. (2020). *Relationship functioning during COVID-19 quarantine*. <https://doi.org/10.31234/osf.io/7cvdm> [Preprint]

- Pappa, S., Ntella, V., Giannakas, T., Giannakoulis, V., Papoutsis, E., & Katsaounou, P. (2020). Prevalence of depression, anxiety, and insomnia among healthcare workers during the COVID-19 pandemic: A systematic review and meta-analysis. *Brain, Behavior, and Immunity*, *88*, 901–907. <https://doi.org/10.1016/j.bbi.2020.05.026>
- Pappas, G., Kiriakos, I. J., Giannakis, P., & Falagas, M. E. (2009). Psychosocial consequences of infectious diseases. *Clinical Microbiology and Infection*, *15*(8), 743–747. <https://doi.org/10.1111/j.1469-0691.2009.02947>.
- Park, C., Majeed, A., Gill, H., Tamura, J., Ho, R. C., Mansur, R. B., Nasri, F., Lee, Y., Rosenblatt, J. D., Wong, E., & McIntyre, R. S. (2020). The effect of loneliness on distinct health outcomes: A comprehensive review and meta-analysis. *Psychiatry Research*, *294*, 113514. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.113514>
- Piehl, C., Budimir, S., & Probst, T. (2020). The effect of age, gender, income, work, and physical activity on mental health during coronavirus disease (COVID-19) lockdown in Austria. *Journal of Psychosomatic Research*, *136*, 110186. <https://doi.org/10.1016/j.jpsychores.2020.110186>
- Piehl, C., Budimir, S., Humer, E., & Probst, T. (2020, October 8). *Comparing mental health during COVID-19 lockdown and six months later in Austria: A longitudinal study*. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3707580
- Plag, J., Schumacher, S., & Ströhle, A. (2014). Generalisierte Angststörung. *Der Nervenarzt*, *85*(9), 1185–1194. <https://doi.org/10.1007/s00115-014-4121-8>
- Probst, T., Budimir, S., & Piehl, C. (2020). Depression in and after COVID-19 lockdown in Austria and the role of stress and loneliness in lockdown: A longitudinal study. *Journal of Affective Disorders*, *277*, 962–963. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2020.09.047>
- Ran, L., Wang, W., Ai, M., Kong, Y., Chen, J., & Kuang, L. (2020). Psychological resilience, depression, anxiety, and somatization symptoms in response to COVID-19: A study of the general population in China at the peak of its epidemic. *Social Science & Medicine*, *262*, 113261. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2020.113261>
- Reynolds, D., Garay, J., Deamond, S., Moran, M., Gold, W., & Styra, R. (2008). Understanding, compliance and psychological impact of the SARS quarantine experience. *Epidemiology and Infection*, *136*(7), 997–1007. <https://doi.org/10.1017/S0950268807009156>

- Ringler, R., & Baumegeger, D. (2020). *Zur Situation von Eltern während des zweiten Lockdowns in der Coronapandemie*. SORA – Institute for Social Research and Consulting. <https://www.sora.at/fileadmin/downloads/projekte/momentum-elternbefragung-corona-ii.pdf>
- Röhr, S., Müller, F., Jung, F., Apfelbacher, C., Seidler, A., & Riedel-Heller, S. G. (2020). Psychosoziale Folgen von Quarantänemaßnahmen bei schwerwiegenden Coronavirus-Ausbrüchen: ein Rapid Review. *Psychiatrische Praxis*, 47(4), 179–189. <https://doi.org/10.1055/a-1159-5562>
- Roskies, E., & Louis-Guerin, C. (1990). Job Insecurity in Managers: Antecedents and Consequences. *Journal of Organizational Behavior*, 11(5), 345–359. <https://doi.org/10.1002/job.4030110503>
- Rudolf, S., Bermejo, I., Schweiger, U., Hohagen, F., & Härter, M. (2006). Diagnostik depressiver Störungen. *Deutsches Ärzteblatt*, 103(25), 1754–1762.
- Schedlich, C. (2020). Psychosoziale Herausforderungen in der COVID-19- Pandemie. In R. Bering & C. Eichenberg (Hrsg.). *Die Psyche in Zeiten der Corona-Krise. Herausforderungen und Lösungsansätze für Psychotherapeuten und soziale Helfer* (S.15–27). Klett-Cotta.
- Schlack, R., Neuperdt, L., Hölling, H., De Bock, F., Ravens-Sieberer, U., Mauz, E., Wachtler, B., & Beyer, A. K. (2020). Auswirkungen des COVID-19-Pandemiegeschehens und behördlicher Infektionsschutzmaßnahmen auf die psychische Gesundheit von Kindern und Jugendlichen. *Journal of Health Monitoring*. 5(4), 24–34. <https://doi.org/10.25646/7173>
- Schwarzer, R. (2000). *Stress, Angst und Handlungsregulation* (3. überarb. Aufl.). Kohlhammer.
- Schweda, A., Weismüller, B., Bäuerle, A., Dörrie, N., Musche, V., Fink, M., Kohler, H., Teufel, M., & Skoda, E. M. (2021). Phenotyping mental health: Age, community size, and depression differently modulate COVID-19-related fear and generalized anxiety. *Comprehensive Psychiatry*, 104, 152218. <https://doi.org/10.1016/j.comppsy.2020.152218>
- Sherman, A. C., Williams, M. L., Amick, B. C., Hudson, T. J., & Messias, E. L. (2020). Mental health outcomes associated with the COVID-19 pandemic: Prevalence and risk factors in a southern US state. *Psychiatry Research*, 293, 113476, <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.113476>

- Somers, J., Goldner, E., Waraich, P., & Hsu, L. (2006). Prevalence and incidence studies of anxiety disorders: A systematic review of the literature. *The Canadian Journal of Psychiatry, 51*(2), 100–113. <https://doi.org/10.1177/070674370605100206>
- Spitzer, R. L., Kroenke, K., Williams, J. B., & Löwe, B. (2006). A brief measure for assessing generalized anxiety disorder: The GAD-7. *Archives of Internal Medicine, 166*(10), 1092–1097. <https://doi.org/10.1001/archinte.166.10.1092>
- Stegge, B. M., Tak, L. M., Rosmalen, J. G., & Voshaar, R. C. O. (2018). Death anxiety and its association with hypochondriasis and medically unexplained symptoms: A systematic review. *Journal of Psychosomatic Research, 115*, 58–65. <https://doi.org/10.1016/j.jpsychores.2018.10.002>
- Steinbrecher, N., Koerber, S., Frieser, D., & Hiller, W. (2011). The prevalence of medically unexplained symptoms in primary care. *Psychosomatics, 52*(3), 263–271. <https://doi.org/10.1016/j.psych.2011.01.007>
- Steinert, J., & Ebert, C. (2020). *Gewalt an Frauen und Kindern in Deutschland während COVID-19-bedingten Ausgangsbeschränkungen: Zusammenfassung der Ergebnisse*. <https://celleheute.de/sites/default/files/dokumente/2020-11/Zusammenfassung%20der%20Studienergebnisse.pdf>
- Strauß, B., Berger, U., & Rosendahl, J. (2021). Folgen der COVID-19-Pandemie für die psychische Gesundheit und Konsequenzen für die Psychotherapie – Teil 1 einer (vorläufigen) Übersicht. *Psychotherapeut, 1–10*. <https://doi.org/10.1007/s00278-021-00504-7>
- Sullivan, P. F., Neale, M. C., & Kendler, K. S. (2000). Genetic epidemiology of major depression: Review and meta-analysis. *American Journal of Psychiatry, 157*(10), 1552–1562. <https://doi.org/10.1176/appi.ajp.157.10.1552>
- Thombs, B. D., Kwakkenbos, L., Levis, A. W., & Benedetti, A. (2018). Addressing overestimation of the prevalence of depression based on self-report screening questionnaires. *Cmaj, 190*(2), E44–E49. <https://doi.org/10.1503/cmaj.170691>
- Tomaszek, K., & Muchacka-Cymerman, A. (2020). Thinking about my existence during COVID-19, I feel anxiety and awe – The mediating role of existential anxiety and life satisfaction on the relationship between PTSD symptoms and post-traumatic growth. *International Journal of Environmental Research and Public Health, 17*(19), 7062. <https://doi.org/doi:10.3390/ijerph17197062>

- Tsur, N., & Abu-Raiya, H. (2020). COVID-19-related fear and stress among individuals who experienced child abuse: The mediating effect of complex posttraumatic stress disorder. *Child Abuse & Neglect, 110*, 104694.
<https://doi.org/10.1016/j.chiabu.2020.104694>
- van der Velden, P. G., Pijnappel, B., & van der Meulen, E. (2018). Potentially traumatic events have negative and positive effects on loneliness, depending on PTSD-symptom levels: Evidence from a population-based prospective comparative study. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology, 53*(2), 195–206.
<https://doi.org/10.1007/s00127-017-1476-8>
- Wancata, J. (2017). *Prävalenz und Versorgung psychischer Krankheiten in Österreich – Wissenschaftlicher Bericht*. Medizinische Universität Wien.
https://www.meduniwien.ac.at/hp/fileadmin/sozpsychiatrie/pdf/Abschlussbericht_Wissenschaft_Wancata.pdf
- Wancata, J., Freidl, M., & Fabrian, F. (2011). Epidemiologie der Angststörungen. *Journal für Neurologie, Neurochirurgie und Psychiatrie, 12*(4), 332–335.
- Wang, J., Lloyd-Evans, B., Giacco, D., Forsyth, R., Nebo, C., Mann, F., & Johnson, S. (2017). Social isolation in mental health: A conceptual and methodological review. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology, 52*(12), 1451–1461.
<https://doi.org/10.1007/s00127-017-1446-1>
- Wang, C., Pan, R., Wan, X., Tan, Y., Xu, L., McIntyre, R. S., Faith, N. C., Tran, B., Ho, R., Sharmah, V. K., & Ho, C. (2020). A longitudinal study on the mental health of general population during the COVID-19 epidemic in China. *Brain, Behavior, and Immunity, 87*, 40–48. <https://doi.org/10.1016/j.bbi.2020.04.028>
- Whisman, M. A., & Uebelacker, L. A. (2006). Impairment and distress associated with relationship discord in a national sample of married or cohabiting adults. *Journal of Family Psychology, 20*(3), 369–377. <https://doi.org/10.1037/0893-3200.20.3.369>
- Wittchen, H.-U., & Hoyer, J. (2011). *Klinische Psychologie & Psychotherapie* (2. Aufl.). Springer.
- Wittchen, H.-U., & Jacobi, F. (2005). Size and burden of mental disorders in Europe – A critical review and appraisal of 27 studies. *European Neuropsychopharmacology, 15*(4), 357–376. <https://doi.org/10.1016/j.euroneuro.2005.04.012>

- Wittchen, H.-U., Jacobi, F., Klose, M., & Ryl, L. (2010). *Depressive Erkrankungen. Gesundheitsberichterstattung des Bundes, Heft 51*. Robert Koch Institut.
https://www.rki.de/DE/Content/Gesundheitsmonitoring/Gesundheitsberichterstattung/GBEDownloadsT/depression.pdf?__blob=publicationFile
- Wittchen, H.-U., Jacobi, F., Rehm, J., Gustavsson, A., Svensson, M., Jönsson, B., Olesen, J., Allgulander, C., Alonso, J., Faravelli, C., Fratiglioni, L., Jennum, P., Lieb, R., Maercker, A., van Os, J., Preisig, M., Salvador-Carulla, L., Simon, R., & Steinhausen. (2011). The size and burden of mental disorders and other disorders of the brain in Europe 2010. *European Neuropsychopharmacology*, 21(9), 655–679.
<https://doi.org/10.1016/j.euroneuro.2011.07.018>
- Wolfersdorf, M. (2008). Depression und Suizid. *Bundesgesundheitsblatt, Gesundheitsforschung, Gesundheitsschutz*, 51(4), 443–450.
<https://doi.org/10.1007/s00103-008-0513-x>
- Wongpakaran, T., & Wongpakaran, N. (2014). Personality traits influencing somatization symptoms and social inhibition in the elderly. *Clinical Interventions in Aging*, 9, 157–164. <https://doi.org/10.2147/CIA.S56246>
- World Health Organization. (1991). *Tenth Revision of the International Classification of Diseases, Chapter V (F): Mental and Behavioral Disorders*. WHO
- World Health Organization. (2007). *Large Analysis and Review of European Housing and Health Status (LARES)*.
https://www.euro.who.int/__data/assets/pdf_file/0007/107476/lares_result.pdf
- World Health Organization. (2018). *ICD-11 beta draft (mortality and morbidity statistics)*. WHO. <https://icd.who.int/browse11/l-m/en>
- World Health Organization. (2020a, January 21). *Novel Coronavirus (2019-nCoV) – Situation Report 1*. https://www.who.int/docs/default-source/coronaviruse/situation-reports/20200121-sitrep-1-2019-ncov.pdf?sfvrsn=20a99c10_4
- World Health Organization. (2020b, January 31). *Novel Coronavirus (2019-nCoV) – Situation Report 11*. https://www.who.int/docs/default-source/coronaviruse/situation-reports/20200131-sitrep-11-ncov.pdf?sfvrsn=de7c0f7_4
- World Health Organization. (2020c, February 26). *Novel Coronavirus (2019-nCoV) – Situation Report 37*. https://www.who.int/docs/default-source/coronaviruse/situation-reports/20200226-sitrep-37-covid-19.pdf?sfvrsn=2146841e_2

- World Health Organization Regional Office for Europe. (2020d, March 12) *WHO announces COVID-19 outbreak a pandemic*. <https://www.euro.who.int/en/health-topics/health-emergencies/coronavirus-covid-19/news/news/2020/3/who-announces-covid-19-outbreak-a-pandemic>
- Wu, P., Fang, Y., Guan, Z., Fan, B., Kong, J., Yao, Z., Liu, X., Fuller, C. J., Susser, E., Lu, J., & Hoven, C. W. (2009). The psychological impact of the SARS Epidemic on hospital employees in China: Exposure, risk perception, and altruistic acceptance of risk. *The Canadian Journal of Psychiatry*, 54(5), 302–311. <https://doi.org/10.1177/070674370905400504>
- Xiong, J., Lipsitz, O., Nasri, F., Lui, L., Gill, H., Phan, L., Chen-Lic, D., Iacobucci, M., Ho, R., Majeed, A., & McIntyre, R. (2020). Impact of COVID-19 pandemic on mental health in the general population: A systematic review. *Journal of Affective Disorders*, 277, 55–64. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2020.08.001>
- Zandonella, M., Baumegeger, D., & Sturmberger, W. (2020). *Zur psycho-sozialen Situation der WienerInnen während der Corona-Pandemie*. [Studie im Auftrag der MA 23 – Abteilung für Wirtschaft, Arbeit und Statistik der Stadt Wien]. <https://www.wien.gv.at/statistik/pdf/psycho-soziale-situation-sora.pdf>
- Zhang, Y., & Ma, Z. F. (2020). Impact of the COVID-19 pandemic on mental health and quality of life among local residents in Liaoning province, China: A cross-sectional study. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(7), 2381. <https://doi.org/10.3390/ijerph17072381>

Tabellenverzeichnis

Tabelle 1	Charakteristiken der Stichprobe ($N = 483$)	S. 27
Tabelle 2	Reliabilitätsanalyse des International Trauma Questionnaire (ITQ) für die aktuelle Stichprobe	S. 32
Tabelle 3	Vergleichswerte bevölkerungsrepräsentativer Studien vor Ausbruch der Corona-Pandemie	S. 35
Tabelle 4	Interpretation Effektstärken	S. 36
Tabelle 5	Mittlere psychopathologische Symptom-Ausprägungen und Standardabweichungen	S. 38
Tabelle 6	Vergleiche der erhobenen Prävalenz-Werte mit bevölkerungsrepräsentativen Studien vor Ausbruch der Corona-Pandemie	S. 39
Tabelle 7	Prädiktoren für Symptome der Depression – Ergebnisse finales Modell multiple hierarchische Regression	S. 40
Tabelle 8	Prädiktoren für Symptome der Angststörung – Ergebnisse des finalen Modells der multiplen hierarchischen Regression	S. 41
Tabelle 9	Prädiktoren für Symptome der Somatisierung – Ergebnisse finales Modell multiple hierarchische Regression	S. 43
Tabelle 10	Prädiktoren für PTBS-Symptome – Ergebnisse des finalen Modells der multiplen hierarchischen Regression	S. 45
Tabelle 11	Prädiktoren für DSO-Symptome der KPTBS – Ergebnisse des finalen Modells der multiplen hierarchischen Regression	S. 45
Tabelle 12	Modellzusammenfassungen Depression	S. 96
Tabelle 13	Modellzusammenfassungen Angststörungen	S. 97
Tabelle 14	Modellzusammenfassungen Somatisierung	S. 98

Tabelle 15 Modellzusammenfassungen PTBS-Symptome

S. 99

Tabelle 16 Modellzusammenfassungen DSO-Symptome

S. 99

Abkürzungsverzeichnis

APA	American Psychiatric Association
ATHIS	österreichische Gesundheitsbefragung
BÖP	Berufsverband Österreichischer PsychologInnen
BMSGPK	Bundesministerium für Arbeit, Soziales, Gesundheit und Konsumentenschutz
CDC	Center of Disease Control and Prevention
COVID-19	Corona Virus Disease 2019
CPTSD	Complex Posttraumatic Stress Disorder
DEGS1	Studie zur Gesundheit Erwachsener in Deutschland
DGPPN	Deutsche Gesellschaft für Psychiatrie und Psychotherapie, Psychosomatik und Nervenheilkunde
DSM	Diagnostic and statistical manual of mental disorders
DSO	Störung der Selbstorganisation
ESEMeD	European Study of the Epidemiology of Mental Disorders
GAD-7	Generalized Anxiety Disorder Scale
GAS	generalisierte Angststörung
ICD	International Statistical Classification of Diseases and Related Health Problems
ITQ	International Trauma Questionnaire
KI	Konfidenzintervall
KPTBS	komplexe Posttraumatische Belastungsstörung
MERS-Cov	Middle East respiratory syndrome Coronavirus
MNAR	missing not at random
PHQ-9	Patient Health Questionnaire-9
PHQ-15	Patient Health Questionnaire-15
PTBS	Posttraumatische Belastungsstörung
PTSD	Posttraumatic Stress Disorder
SARS	Schweres akutes respiratorisches Syndrom
UCLA	University of California Los Angeles
VIF	Varianzinflationsfaktoren
WHO	World Health Organization

Anhang

Abstract in deutscher Sprache

Studien im Rahmen früherer Virusausbrüche ermittelten gestiegene psychopathologische Prävalenzen. Daher ist davon auszugehen, dass auch das Coronavirus, und die damit verbundenen Eindämmungsmaßnahmen, Folgen für die psychische Gesundheit haben. Diese Studie untersucht daher die psychopathologischen Prävalenzen von Symptomen der Depression, Angststörung, Somatisierung und (komplexen) Posttraumatischen Belastungsstörung (PTBS) in Österreich während der Corona-Krise, sowie deren Risikofaktoren. Durchgeführt wurde eine querschnittliche Online-Befragung der Allgemeinbevölkerung (Start während des ersten Lockdowns) mittels anfallender Stichprobe. Messinstrument für Depression war der PHQ-9, für Angststörungen der GAD-7, für Somatisierung der PHQ-15 und für (K)PTBS der ITQ. In der Stichprobe ($N = 483$, Frauen 72 %, Alter: 18–82, $M = 39.76$ Jahre, $SD 13.82$) wurden für alle erhobenen Psychopathologien gestiegene Prävalenzen im Vergleich zu vor dem Coronavirus-Ausbruch verzeichnet. Moderate bis schwere Symptome der Depression zeigten 28.4 %, der Angststörung 19.7 % und der Somatisierung 33.3 % der Teilnehmer und Teilnehmerinnen. In 6.5 % der Fälle wurden Symptome der PTBS und in 5.9 % der KPTBS ermittelt. Für die Bestimmung psychopathologischer Risikofaktoren wurden multiple hierarchische Regressionen berechnet. Stärkster Prädiktor aller erhobenen Psychopathologien war Einsamkeit gefolgt von Existenzangst. Frauen haben höhere Depressions-, Somatisierungs- und PTBS-Symptomausprägungen. Auch jüngere Menschen weisen höhere Depressions-, Angststörungs-, Somatisierungs- und DSO-Symptomausprägungen der KPTBS auf. Ein weiterer Risikofaktor für Depressions-Symptome, Symptome der Angststörung und der Somatisierung ist Infektionsangst vor dem Coronavirus. Ebenfalls als Risikofaktor für Symptome der Depression und Angststörung zeigt sich die Haushaltsgröße. Protektiver Faktor für Angststörungs-Symptome ist in einer Kleinstadt zu leben. Weiterer Forschungsbedarf besteht zur Absicherung der Befunde und zur Untersuchung der Langzeiteffekte.

Abstract in englischer Sprache

Studies during previous virus-outbreaks showed increased psychopathological prevalences. Hence, it can be assumed that the Coronavirus and associated containment-measures will also have consequences for mental health. Therefore, this study examines the prevalence for Symptoms of Depression, Anxiety Disorder, Somatization and (complex) Posttraumatic Stress Disorder (PTSD) in Austria during the Corona crisis, as well as their risk factors. A

cross-sectional online-survey with an opportunity sample of the general population was started during the first lockdown. Measurement instruments included the PHQ-9 for Depression, GAD-7 for Anxiety Disorders, PHQ-15 for Somatization and ITQ for (C)PTSD. In the sample ($N = 483$, women 72 %, age: 18–82, $M = 39.76$, $SD 13.82$), increased prevalences were recorded. 28.4 % of the participants showed moderate to severe symptoms of Depression, 19.7% of Anxiety and 33.3 % of Somatization. Symptoms of PTSD were determined in 6.5 % and Symptoms of CPTSD in 5.9 % of the cases. Hierarchical regressions were calculated to determine psychopathological risk factors. The strongest predictor for all psychopathologies was loneliness, followed by existential fear. Women had higher levels of Depression, Somatization and PTSD-symptoms. Also younger people showed higher symptom-levels of Depression, Anxiety Disorder, Somatization and DSO-symptoms (CPTSD). Fear of infection is another risk factor for Depression, Anxiety Disorder and Somatization. The household size is also a predictor for Symptoms of Depression and Anxiety. A protective factor for Anxiety Disorder is living in a small town. There is need for further research to confirm the findings and to investigate long-term effects.

Modellzusammenfassungen der multiplen hierarchischen Regressionen**Tabelle 12***Modellzusammenfassungen Depression^f*

Modell	<i>R</i>	<i>R</i> ²	korr. <i>R</i> ²	<i>SS</i>	Änd. <i>R</i> ²	Änd. <i>F</i>	<i>df</i> ₁	<i>df</i> ₂	Sig. Änd. <i>F</i>
1 ^a	.63	.40	.38	4.16	.399	20.87	13	409	<i>p</i> < .001
2 ^b	.67	.43	.43	3.99	.049	36.07	1	408	<i>p</i> < .001
3 ^c	.69	.45	.45	3.91	.024	18.67	1	407	<i>p</i> < .001
4 ^d	.69	.46	.46	3.88	.008	6.31	1	406	<i>p</i> = .012
5 ^e	.67	.47	.47	3.85	.008	6.68	1	405	<i>p</i> = .010

Anmerkung: *R*² = erklärte Varianz, korr. *R*² = korrigierte erklärte Varianz, *SS* = Standardfehler des Schätzers, Änd. *R*² = Änderung im Anteil der erklärten Varianz, Änd. *F* = Änderung im F-Test, *df* = Freiheitsgrade, Sig. Änd. *F* = Signifikanzänderungen im F-Test

^a Eingeschlossene Variablen: Geschlecht, Arbeitslosigkeit, Bildung (ohne Schulabschluss, mittlere Reife/Realschulabschluss, Hauptschule, Berufsausbildung/Lehre, Matura), Einkommen (< 500 €, 500 € < 1.000 €, 1.000 € < 1.500 €, 1.500 € < 2.000 €), Einsamkeit

^b zusätzlich aufgenommene Variable: Existenzangst

^c zusätzlich aufgenommene Variable: Alter

^d zusätzlich aufgenommene Variable: Infektionsangst

^e zusätzlich aufgenommene Variable: Anzahl Personen pro Haushalt

^f Abhängige Variable: Summenscore PHQ-9

Tabelle 13*Modellzusammenfassungen Angststörungenⁱ*

Modell	<i>R</i>	<i>R</i> ²	korr. <i>R</i> ²	<i>SS</i>	Änd. <i>R</i> ²	Änd. <i>F</i>	<i>df</i> ₁	<i>df</i> ₂	Sig. Änd. <i>F</i>
1 ^a	.14	.02	.02	4.42	.020	4.31	2	420	<i>p</i> = .014
2 ^b	.52	.27	.26	3.83	.246	140.51	1	419	<i>p</i> < .001
3 ^c	.59	.34	.34	3.63	.077	48.69	1	418	<i>p</i> < .001
4 ^d	.61	.37	.36	3.57	.023	15.28	1	417	<i>p</i> < .001
5 ^e	.62	.39	.38	3.52	.020	13.34	1	416	<i>p</i> < .001
6 ^f	.63	.39	.38	3.50	.009	5.87	1	415	<i>p</i> = .016
7 ^g	.64	.40	.39	3.47	.009	6.19	1	414	<i>p</i> = .013
8 ^h	.64	.41	.40	3.46	.006	4.30	1	413	<i>p</i> = .039

Anmerkung: *R*² = erklärte Varianz, korr. *R*² = korrigierte erklärte Varianz, *SS* = Standardfehler des Schätzers, Änd. *R*² = Änderung im Anteil der erklärten Varianz, Änd. *F* = Änderung im F-Test, *df* = Freiheitsgrade, Sig. Änd. *F* = Signifikanzänderungen im F-Test

^a Eingeschlossene Variablen: Alter, Geschlecht

^b zusätzlich aufgenommene Variable: Einsamkeit

^c zusätzlich aufgenommene Variable: Existenzangst

^d zusätzlich aufgenommene Variable: Infektionsangst

^e zusätzlich aufgenommene Variable: Anzahl Personen pro Haushalt

^f zusätzlich aufgenommene Variable: Beziehung vs. Single

^g zusätzlich aufgenommene Variable: leben in Kleinstadt

^h zusätzlich aufgenommene Variable: mittlere Reife/Realschulabschluss

ⁱ Abhängige Variable: Summenscore GAD-7

Tabelle 14*Modellzusammenfassungen Somatisierung^f*

Modell	<i>R</i>	<i>R</i> ²	korr. <i>R</i> ²	<i>SS</i>	Änd. <i>R</i> ²	Änd. <i>F</i>	<i>df</i> ₁	<i>df</i> ₂	Sig. Änd. <i>F</i>
1 ^a	.32	.11	.08	5.14	.105	3.63	13	403	<i>p</i> < .001
2 ^b	.50	.25	.22	4.72	.142	75.90	1	402	<i>p</i> < .001
3 ^c	.53	.28	.25	4.63	.030	16.69	1	401	<i>p</i> < .001
4 ^d	.54	.29	.26	4.59	.014	8.11	1	400	<i>p</i> = .005
5 ^e	.55	.30	.27	4.56	.011	6.45	1	399	<i>p</i> = .011

Anmerkung: *R*² = erklärte Varianz, korr. *R*² = korrigierte erklärte Varianz, *SS* = Standardfehler des Schätzers, Änd. *R*² = Änderung im Anteil der erklärten Varianz, Änd. *F* = Änderung im F-Test, *df* = Freiheitsgrade, Sig. Änd. *F* = Signifikanzänderungen im F-Test

^a Eingeschlossene Variablen: Geschlecht, Alter, Arbeitslosigkeit, Bildung (ohne Schulabschluss, mittlere Reife/Realschulabschluss, Hauptschule, Berufsausbildung/Lehre, Matura), Einkommen (< 500 €, 500 € < 1.000 €, 1.000 € < 1.500 €, 1.500 € < 2.000 €)

^b zusätzlich aufgenommene Variable: Einsamkeit

^c zusätzlich aufgenommene Variable: Infektionsangst

^d zusätzlich aufgenommene Variable: Existenzangst

^e zusätzlich aufgenommene Variable: in einer Beziehung lebend vs. Single

^f Abhängige Variable: Summenscore PHQ-15

Tabelle 15*Modellzusammenfassungen PTBS-Symptome^d*

Modell	<i>R</i>	<i>R</i> ²	korr. <i>R</i> ²	<i>SS</i>	Änd. <i>R</i> ²	Änd. <i>F</i>	<i>df</i> ₁	<i>df</i> ₂	Sig. Änd. <i>F</i>
1 ^a	.29	.09	.07	5.29	.087	6.30	6	399	<i>p</i> < .001
2 ^b	.49	.24	.23	4.84	.152	79.27	1	398	<i>p</i> < .001
3 ^c	.53	.28	.26	4.71	.040	22.12	1	397	<i>p</i> < .001

Anmerkung: *R*² = erklärte Varianz, korr. *R*² = korrigierte erklärte Varianz, *SS* = Standardfehler des Schätzers, Änd. *R*² = Änderung im Anteil der erklärten Varianz, Änd. *F* = Änderung im F-Test, *df* = Freiheitsgrade, Sig. Änd. *F* = Signifikanzänderungen im F-Test

^a Eingeschlossene Variablen: Geschlecht, Bildung (ohne Schulabschluss, mittlere Reife/Realschulabschluss, Hauptschule, Berufsausbildung/Lehre, Matura)

^b zusätzlich aufgenommene Variable: Einsamkeit

^c zusätzlich aufgenommene Variable: Existenzangst

^d Abhängige Variable: Summenscore ITQ-PTBS-Symptomskala

Tabelle 16*Modellzusammenfassungen DSO-Symptome einer KPTBS^e*

Modell	<i>R</i>	<i>R</i> ²	korr. <i>R</i> ²	<i>SS</i>	Änd. <i>R</i> ²	Änd. <i>F</i>	<i>df</i> ₁	<i>df</i> ₂	Sig. Änd. <i>F</i>
1 ^a	.291	.04	.03	5.12	.044	3.10	6	409	<i>p</i> = .006
2 ^b	.63	.40	.39	4.07	.353	238.97	1	408	<i>p</i> < .001
3 ^c	.64	.41	.40	4.02	.017	11.66	1	407	<i>p</i> = .001
4 ^d	.66	.43	.42	3.96	.018	12.57	1	406	<i>p</i> < .001

Anmerkung: *R*² = erklärte Varianz, korr. *R*² = korrigierte erklärte Varianz, *SS* = Standardfehler des Schätzers, Änd. *R*² = Änderung im Anteil der erklärten Varianz, Änd. *F* = Änderung im F-Test, *df* = Freiheitsgrade, Sig. Änd. *F* = Signifikanzänderungen im F-Test

^a Eingeschlossene Variablen: Geschlecht, Bildung (ohne Schulabschluss, mittlere Reife/Realschulabschluss, Hauptschule, Berufsausbildung/Lehre, Matura)

^b zusätzlich aufgenommene Variable: Einsamkeit

^c zusätzlich aufgenommene Variable: Existenzangst

^d zusätzlich aufgenommene Variable: Alter

^e Abhängige Variable: Summenscore ITQ-DSO-Symptomskala