

Martin Rößler, Claudia Schulte, Dagmar Hertle, Uwe Repschläger, Danny Wende 

# Analyse der Übersterblichkeit während der COVID-19-Pandemie in Deutschland, 2020–2022

Eine Auswertung der GKV-Routinedaten von  
mehr als 10 Millionen Versicherten



Auswertungen des Statistischen Bundesamts belegen für den COVID-19-Pandemiezeitraum 2020 bis 2022 eine im Vergleich zu den Vorjahren deutlich erhöhte Sterblichkeit in Deutschland. In der jüngeren öffentlichen Diskussion wurden Studienergebnisse aufgegriffen, die einen Zusammenhang zwischen dieser Übersterblichkeit und COVID-19 in Frage stellen und stattdessen eine Verknüpfung mit COVID-19-Schutzimpfungen suggerieren. Diese Auswertungen basieren hierbei – wie die überwiegende Anzahl aller Analysen von Übersterblichkeit – auf aggregierten Zeitreihendaten, die keinen direkten Rückschluss auf personenindividuelle Zusammenhänge zwischen Erkrankungen und Sterblichkeit erlauben. Zudem erfolgte keine Adjustierung der geschätzten Übersterblichkeit für weitere mortalitätsrelevante Erkrankungen, die einen Zusammenhang zwischen Übersterblichkeit und COVID-19 verwässern können. Die vorliegende Analyse adressiert diese Limitationen unter Nutzung von Routinedaten der gesetzlichen Krankenversicherung (GKV-Routinedaten). Diese Daten von rund 10,5 Mio. Versicherten erlauben die Abbildung von Sterblichkeit, demografischen Merkmalen und Erkrankungen auf der Individualebene. Die Analyseergebnisse zeigen, dass eine Adjustierung für Morbidität insbesondere in hohen Altersgruppen einen starken Einfluss auf die geschätzte Übersterblichkeit der Jahre 2020 bis 2022 hat.



**Für den Zeitraum 2020 bis 2022 ergab sich eine geschätzte kumulierte Übersterblichkeit von ca. 166.000 Fällen in Deutschland, von denen rund 99 % den Altersgruppen 60+ zuzuschreiben waren. Des Weiteren belegen die Auswertungen einen engen Zusammenhang zwischen dieser morbiditätsadjustierten Übersterblichkeit und COVID-19. So war mehr als 3/4 der geschätzten Übersterblichkeit mit vorangegangenen COVID-19-Diagnosen assoziiert, während dies auf lediglich 8 % der beobachteten Sterbefälle zutraf. Diese Ergebnisse stützen den Zusammenhang von Übersterblichkeit und COVID-19 im betrachteten Pandemiezeitraum und belegen zudem die Relevanz einer Adjustierung für Morbidität bei der Schätzung von Übersterblichkeit. Vor dem Hintergrund dieser Evidenz werden die Potenziale und Limitationen von GKV-Routinedaten diskutiert.**

## Hintergrund

Auswertungen des Statistischen Bundesamts zeigen für die Jahre 2020 bis 2022 eine im Vergleich zum Vor-Pandemiezeitraum deutlich erhöhte Sterblichkeit in Deutschland. Dies gilt insbesondere für das Jahr 2022. So lagen die Sterbefallzahlen alleine im Dezember 2022 um 23% über dem Median der Sterbefallzahlen des Zeitraums 2018 bis 2021 (Statistisches Bundesamt, 2023).

Angesichts dieser Datenlage widmeten sich zahlreiche Studien der Untersuchung der Übersterblichkeit in Deutschland im Allgemeinen sowie deren Zusammenhang mit COVID-19 im Besonderen (Hoebel et al., 2021; Kolobova et al., 2023; Nicola et al., 2022). Eine kürzlich veröffentlichte Arbeit (Kuhbandner & Reitzner, 2023), die große mediale Aufmerksamkeit erfuhr (Berliner Zeitung, 2023; FAZ, 2023; tagesschau.de, 2023), legt hierbei eine Übersterblichkeit von rund 100.000 Fällen im Zeitraum 2020 bis 2022 nahe. Besonders hohe relative Übersterblichkeiten wurden in den Altersgruppen zwischen 15 und 79 Jahren errechnet. Eine Assoziation der geschätzten Übersterblichkeit mit COVID-19-Erkrankungen wird in der Studie als unwahrscheinlich erachtet. Stattdessen wird ein Zusammenhang zwischen Übersterblichkeit und COVID-19-Schutzimpfungen diskutiert.

Eine grundlegende Limitation, welche die zuletzt genannte Studie mit dem Großteil der thematisch verwandten Studien teilt, besteht in der Verwendung von separat erfassten, häufig auf Ebene von Altersgruppen zusammengefassten Daten zu Sterbefällen und COVID-19-Inzidenzen. Diese Aggregatdaten lassen keine Rückschlüsse auf Zusammenhänge zwischen Sterblichkeit, Alter und COVID-19-Erkrankungen auf individueller Ebene zu. Eine weitere, potenziell gravierende Limitation besteht in der fehlenden Adjustierung der Übersterblichkeit für mortalitätsrelevante Erkrankungen wie Influenza. Insofern sich die Häufigkeit dieser Erkrankungen im Zeitverlauf verändert, können Sterblichkeitseffekte von COVID-19 überlagert und ein bestehender Zusammenhang zwischen COVID-19 und der Übersterblichkeit verwässert werden.

Die genannten Limitationen lassen sich mithilfe von Routinedaten der gesetzlichen Krankenversicherung (GKV-Routinedaten) adressieren. GKV-Routinedaten beinhalten neben Sterbedaten auch ärztliche Diagnosen für einzelne Versicherte und lassen somit einen Rückschluss auf Zusammenhänge zwischen Sterblichkeit, demografischen Informationen und Erkrankungen auf der Individualebene zu. Diese Daten bildeten daher bereits in früheren Studien eine wichtige Erkenntnisgrundlage mit Bezug zu COVID-19-Erkrankungen (Roessler et al., 2022; Tesch et al., 2023; Wende et al., 2022).

Vor diesem Hintergrund bestand die Zielstellung der hier gezeigten Analysen in der Nutzung von GKV-Routinedaten zur Exploration der Übersterblichkeit in den Pandemie Jahren 2020 bis 2022. Besondere Schwerpunkte bildeten die altersgruppenspezifische Analyse, die Schätzung einer für Morbidität adjustierten Übersterblichkeit sowie die Untersuchung des Zusammenhangs zwischen dieser morbiditätsadjustierten Übersterblichkeit und COVID-19.

## Methodik

### Daten

Die Analysen basierten auf GKV-Routinedaten der BARMER im Zeitraum von 2018 bis 2022. Zu Analyse-zwecken wurde ein Paneldatensatz erstellt. Dieser Datensatz bildete alle im genannten Zeitraum bei der BARMER versicherten Personen in den jeweiligen Kalendermonaten 01/2018 bis 12/2022 ab. Die Stichprobe umfasste somit rund 10,5 Mio. Individuen. Für jede dieser Personen wurden das Geschlecht, das zu Beginn des Kalendermonats gültige Alter (in Jahren), die Sterbeinformation (verstorben/nicht verstorben) sowie definierte Erkrankungen (s. folgender Abschnitt) erfasst. Zur Berücksichtigung von Versicherungswechseln wurde des Weiteren die Anzahl an Tagen errechnet, an denen die jeweilige Person im entsprechenden Kalendermonat bei der BARMER versichert war.

### Erkrankungen

Zur morbiditätsadjustierten Schätzung der Übersterblichkeit (s. Abschnitt „Schätzung der Übersterblichkeit“) wurden mehrere akute Erkrankungen ausgewählt, welche eine hohe Relevanz für die Sterblichkeit haben. Neben dem Sterberisiko basierte die Auswahl dieser Erkrankungen auf deren potenziellen Volatilitäten im Zeitverlauf. So besitzen Erkrankungen, die eine hohe zeitliche Veränderlichkeit (z.B. durch Saisonalität) aufweisen, tendenziell eine höhere Erklärungskraft für Veränderungen der (Über-)Sterblichkeit als beispielsweise zeitlich relativ konstante chronische Erkrankun-

gen. Auch akute Erkrankungen mit geringerer zeitlicher Veränderlichkeit besitzen das Potenzial zur Erklärung von Veränderungen der (Über-)Sterblichkeit, insbesondere, wenn sie mit einem hohen Sterberisiko assoziiert sind. Tabelle 1 zeigt die Operationalisierungen der im Rahmen der Analyse berücksichtigten Erkrankungen über die Internationale statistische Klassifikation der Krankheiten und verwandter Gesundheitsprobleme, 10. Revision, German Modification (ICD-10-GM).

**Tabelle 1: Operationalisierungen der Erkrankungen über ICD-10-GM-Kodes**

Erkrankung	ICD-10-GM
COVID-19	U07.1!, U07.2!
Herzinfarkt	I21, I22
Herzinsuffizienz	I11.0, I13.0, I13.2, I50
Herzrhythmusstörungen	I44, I45, I47, I48, I49
Influenza	J09–J11
Nierenversagen	N17, N99.0
Pneumonie (nicht durch Influenza und ohne COVID-19-Diagnose im selben Krankenhausfall)	J12–J18, ohne U07.1! oder U07.2! im selben Krankenhausfall
Polytrauma, Schweregrad 1	T02–T03
Polytrauma, Schweregrad 2	T04–T06
Schlaganfall	I60, I61, I63, I64

Quelle: eigene Darstellung

Sämtliche aufgeführte Erkrankungen mit Ausnahme von COVID-19 wurden zur morbiditätsadjustierten Schätzung der pandemischen Übersterblichkeit verwendet. Hierbei wurden aus zwei Gründen ausschließlich stationäre und keine ambulanten Diagnosen dieser Erkrankungen betrachtet: 1) Im Vergleich zur ambulanten Versorgung spiegeln Krankenhausaufenthalte tendenziell einen höheren Schweregrad der jeweiligen Erkrankung wider. 2) Insbesondere zu Beginn der Pandemie zeigten viele Personen eine zurückhaltende Inanspruchnahme ärztlicher Leistungen. Insofern sich diese geringere Inanspruchnahme in einer niedrigeren ambulanten Diagnoserate niederschlug, impliziert dies eine artifizielle Reduktion der ambulanten

erfassten Morbidität, welche einen Bias in der Schätzung der für Erkrankungen adjustierten Übersterblichkeit verursachen kann. Bei akuten Erkrankungen, welche einen stationären Aufenthalt erfordern, ist dagegen eine geringere Sensitivität der Inanspruchnahme medizinischer Behandlung hinsichtlich des Pandemiegeschehens zu erwarten.

Aufgrund der medizinischen Verbindung zwischen schweren COVID-19-Erkrankungen und Pneumonien wurden in der morbiditätsadjustierten Schätzung der Übersterblichkeit nur solche stationären Pneumonie-Diagnosen berücksichtigt, die nicht im Zusammenhang mit einer COVID-19-Diagnose während desselben Krankenhausaufenthaltes gestellt wurden. Auf diese Weise sollte auch die Vergleichbarkeit zwischen dem vor-pandemischen Zeitraum und dem pandemischen Zeitraum hinsichtlich der Bestimmungsgründe der abgebildeten Pneumonien gesichert werden.

Da COVID-19 nicht in die Adjustierung der Übersterblichkeit einbezogen wurde, wurden sowohl stationäre als auch quartalsgenaue ambulante, von der behandelnden Ärztin bzw. von dem behandelnden Arzt als „gesichert“ kodierte COVID-19-Diagnosen berücksichtigt. Dies ermöglichte eine sensitive Prüfung der Assoziation zwischen der geschätzten Übersterblichkeit und COVID-19.

## Statistische Methodik

### Deskriptive Statistik

Zur Beschreibung der Entwicklung der Sterblichkeit im Zeitverlauf wurden Sterberaten als Quotient zwischen der Anzahl an Sterbefällen und der Anzahl an Versichertentagen gebildet. Die Sterberaten wurden in 100.000 Versichertenmonaten ausgedrückt. So gibt beispielsweise eine Sterberate von 120 an, dass bei Beobachtung von 100.000 Versicherten über einen Monat hinweg insgesamt 120 Sterbefälle zu erwarten sind. Diese Sterberaten wurden zudem nach Altersgruppen differenziert. Zum Vergleich des Vor-Pandemiezeitraums mit dem Pandemiezeitraum wurden in

einem weiteren Schritt relative Abweichungen der Sterberaten der Monate 01/2020 bis 12/2022 von den durchschnittlichen Sterberaten der korrespondierenden Kalendermonate der Jahre 2018 und 2019 errechnet. Die Entwicklung der Inzidenz der oben definierten Erkrankungen wurde in Form von Diagnoseraten (je 100.000 Versichertenmonaten) für einzelne Kalendermonate dargestellt.

### Schätzung der Übersterblichkeit

Zur Bestimmung der Übersterblichkeit im Pandemiezeitraum wurden in einem ersten Schritt Risikogruppen definiert. Diese Risikogruppen zeichneten sich durch eindeutige Kombinationen von Alter (in einzelnen Altersjahren: 0–95; 95+), Geschlecht (männlich/weiblich) und dem Vorliegen bzw. Nicht-Vorliegen der oben definierten Erkrankungen (mit Ausnahme von COVID-19) aus. Auf diese Weise entstanden 99.328 mögliche Risikogruppen, deren zugehörige Versicherte sich durch jeweils identische Kombinationen von Alter, Geschlecht und Erkrankungsprofil im betrachteten Kalendermonat auszeichneten. Für jede dieser Risikogruppen wurden die im betrachteten Kalendermonat auftretende Anzahl an Sterbefällen sowie die kumulierte Versichertenzeit berechnet.

Die Anzahl an Sterbefällen je Risikogruppe wurde in einem zweiten Schritt in Abhängigkeit der Risikofaktoren modelliert. Hierbei wurden ausschließlich Daten aus dem Zeitraum 2018 bis 2019, d. h. vor dem Beginn der COVID-19-Pandemie, berücksichtigt. Die Modellierung erfolgte über ein Poisson-Regressionsmodell mit der logarithmierten kumulierten Anzahl an Versichertentagen als Offset (Cameron & Trivedi, 2005). Es wurden zwei Modellspezifikationen geschätzt:

1. **Demografisches Modell:** In diesem Modell wurden lediglich die definierten Alters-/Geschlechtsgruppen berücksichtigt.
2. **Morbiditätsadjustiertes Modell:** In dieses Modell wurden zusätzlich zu den Alters-/Geschlechtsgruppen auch die ausgewählten Erkrankungen eingeschlossen.

Jede Alter-Geschlecht-Kombination und sämtliche Erkrankungen gingen hierbei als separate Indikatorvariablen in das Modell ein. Durch dieses Vorgehen wurden strikte Annahmen an die funktionale Form der Zusammenhänge vermieden (insbesondere bezüglich des Zusammenhangs zwischen Sterblichkeit und Alter) und eine flexible Schätzung ermöglicht. Zum Vergleich der Anpassungsgüten des demografischen und des morbiditätsadjustierten Modells wurde der jeweilige Root-Mean-Square-Error (RMSE) auf den Daten der Jahre 2018 bis 2019 berechnet.

In einem dritten Schritt wurde das auf den vor-pandemischen Daten geschätzte Modell zur Prädiktion der erwarteten Anzahl an Sterbefällen innerhalb der Risikogruppen im Pandemiezeitraum angewandt. Anschließend wurde die Differenz zwischen der beobachteten Anzahl an Sterbefällen und der auf Basis des Modells erwarteten Anzahl an Sterbefällen berechnet. Diese Differenz spiegelt die geschätzte Übersterblichkeit der jeweiligen Risikogruppe im betrachteten Kalendermonat wider. Durch Summierung der geschätzten Übersterblichkeiten im Zeitverlauf wurde schließlich die kumulierte Übersterblichkeit berechnet. Die kumulierte Übersterblichkeit im Dezember 2022 gibt dabei die Übersterblichkeit innerhalb des gesamten Zeitraums 2020 bis 2022 an.

Die geschätzte Übersterblichkeit während der Pandemie wurde schließlich auf ihre Assoziation mit COVID-19-Diagnosen geprüft. Hierfür wurde das Vorliegen bzw. Nicht-Vorliegen von COVID-19-Diagnosen analog zu anderen Erkrankungen (s. o.) in die Bildung von Risikogruppen einbezogen. Während COVID-19 selbst nicht als Risikofaktor zur Ableitung der erwarteten Sterblichkeit genutzt wurde, konnten auf diese Weise Personen mit und ohne COVID-19-Diagnosen in separate Gruppen eingeordnet werden. Für diese Personengruppen mit und ohne COVID-19 konnten entsprechend die beobachtete und die erwartete Sterblichkeit berechnet sowie die daraus resultierende Übersterblichkeit bestimmt werden. Aufgrund der Abrechnungsstruktur konnten ambulante Diagnosen hierbei quartalsgenau berücksichtigt werden.

Eine formale Beschreibung der methodischen Vorgehensweise bei der Schätzung der Übersterblichkeit fin-

det sich im Anhang (s. Abschnitt „Modellierung der Übersterblichkeit“).

### Hochrechnung auf die Gesamtbevölkerung

Die im Rahmen der Analysen verwendeten BARMER-Daten decken nur einen Teil der deutschen Gesamtbevölkerung ab. Zudem entspricht die Versichertenpopulation der BARMER hinsichtlich der Alters- und Geschlechtsverteilung sowie der regionalen Struktur nicht vollständig derjenigen der Gesamtbevölkerung. Aus diesem Grund wurde zur Hochrechnung der Übersterblichkeit auf die Gesamtbevölkerung eine Gewichtung der Übersterblichkeiten in einzelnen Versichertengruppen vorgenommen. Hierzu wurde auf Daten des Statistischen Bundesamts zur Gesamtbevölkerungszahl zurückgegriffen. Als Gewichte wurden die Relationen der Gesamtbevölkerungszahl und der versicherungszeitgewichteten BARMER-Versichertenanzahl nach Altersjahren (0, ..., 89, 90+), Geschlecht und Bundesland verwendet. Auf diese Weise konnten potenzielle Verzerrungen durch demografische und regionale Unterschiede in der statistischen Analyse adressiert werden.

### Sensitivitätsanalyse

Da schwere COVID-19-Erkrankungen häufig mit Pneumonien verbunden sind, wurden Pneumoniediagnosen, die im gleichen stationären Fall gemeinsam mit COVID-19-Diagnosen kodiert wurden, nicht in die Schätzung der erwarteten Sterblichkeit einbezogen. Während dieses Vorgehen aus medizinischer und statistischer Sicht geboten erscheint, könnten dadurch einzelne Pneumonie-Fälle unberücksichtigt bleiben, die nicht auf COVID-19 zurückzuführen sind. Dies wiederum würde sich in einer Unterschätzung der erwarteten Sterblichkeit und damit in einer Überschätzung der Übersterblichkeit niederschlagen. Des Weiteren könnte für diese Fälle ein artifizieller Zusammenhang zwischen Übersterblichkeit und COVID-19-Diagnosen entstehen.

Zur Prüfung der Sensitivität unserer Ergebnisse wurde deshalb ein weiteres Modell geschätzt, in dem sämtliche Pneumonie-Diagnosen (ohne Ausschluss durch COVID-19-Diagnosen) berücksichtigt wurden. Bei Anwendung dieses Modells ist ein Downward-Bias bei

der Schätzung der Übersterblichkeit zu erwarten, da COVID-19-bedingte Pneumonien in die Schätzung der erwarteten Sterblichkeit einbezogen werden und diese dadurch erhöhen. Aus selbigem Grund ist ein schwächerer Zusammenhang zwischen Übersterblichkeit und COVID-19-Diagnosen zu erwarten. Die Ergebnisse dieser Analyse müssen somit als verzerrt und sehr konservativ hinsichtlich der Verknüpfung von Übersterblichkeit und COVID-19-Diagnosen interpretiert werden.

## Ergebnisse

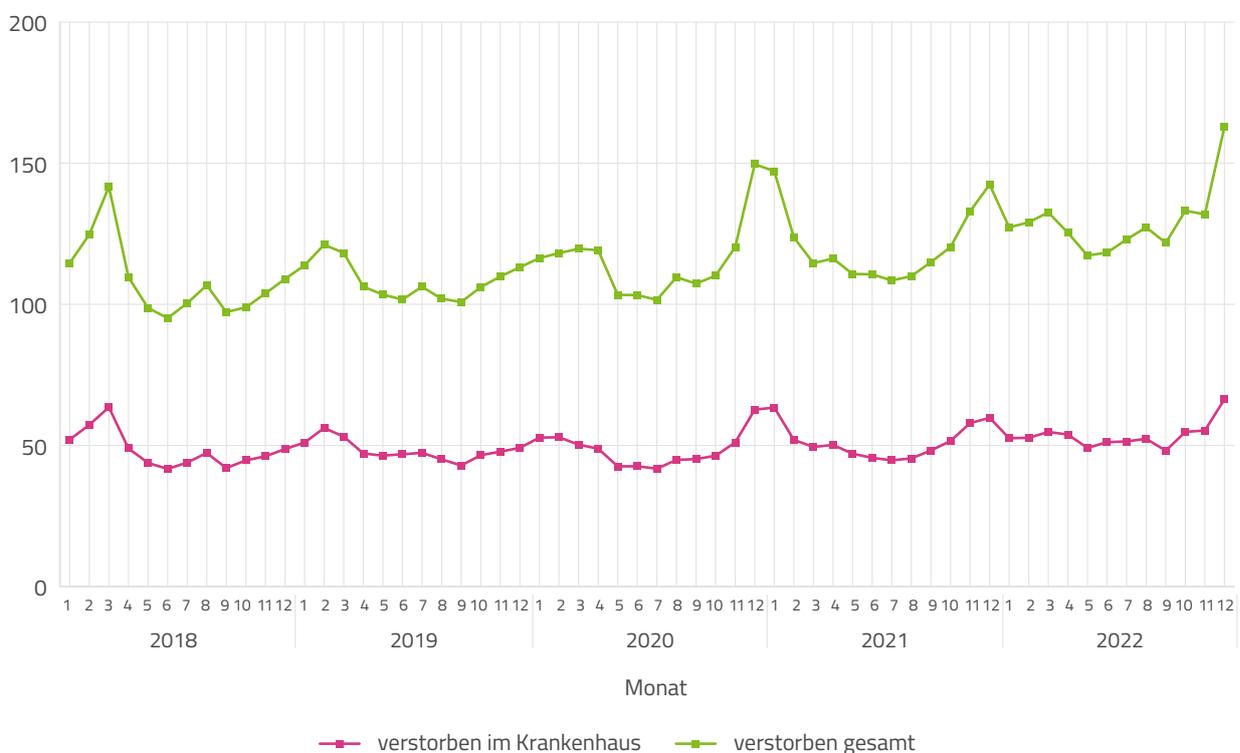
### Entwicklung der Sterberaten, 01/2018–12/2022

Im Zeitraum zwischen 2018 und 2022 zeigte sich in den Daten eine tendenziell steigende Sterberate

(Abbildung 1). Auffällig waren hierbei insbesondere die Wintermonate der Jahre 2020 bis 2022. Die höchste Sterberate wurde im Dezember 2022 verzeichnet. Die in den Daten über den Krankenhaus-Entlassungsgrund „Tod“ erfasste Krankenhaussterblichkeit wies eine hohe zeitliche Korrelation mit der Gesamtsterblichkeit auf. Im Durchschnitt betrug die Krankenhaussterblichkeit 43% der Gesamtsterblichkeit.

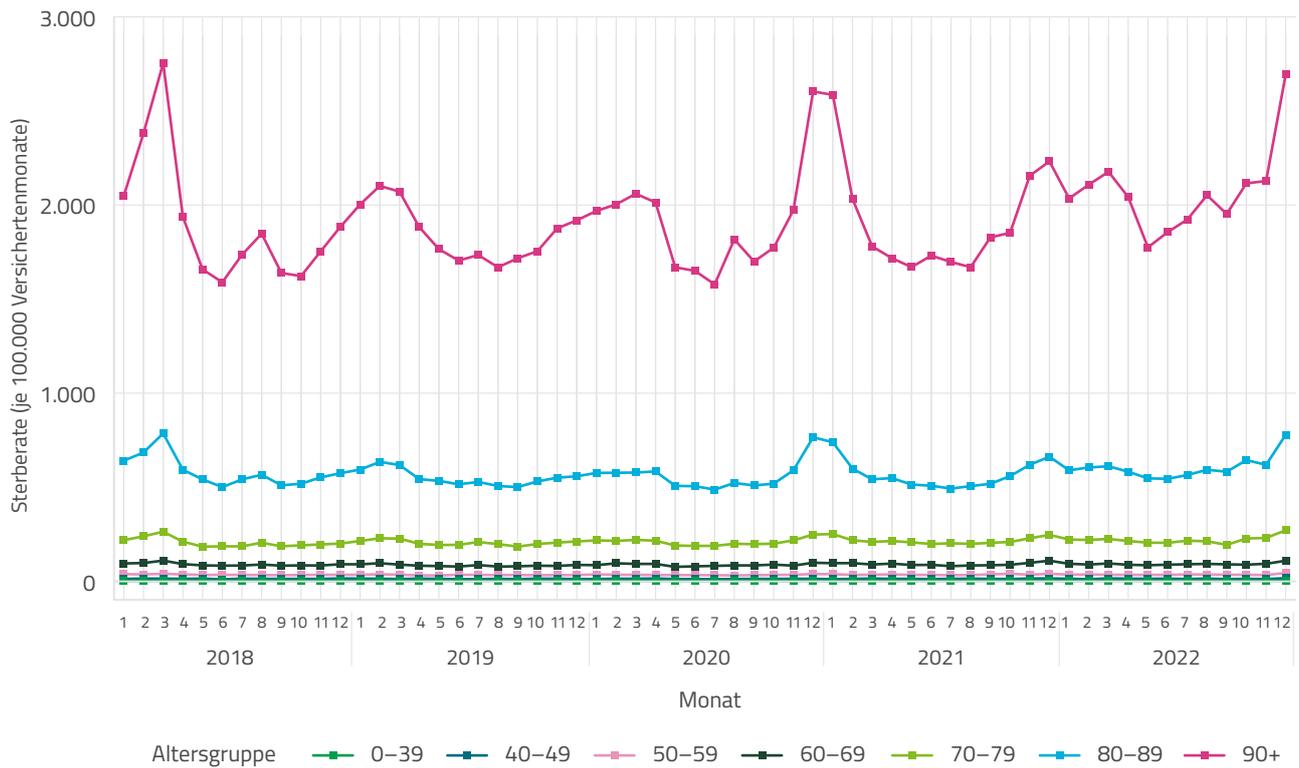
Nach Altersgruppen differenziert zeigte sich ein erwartbar starker Zusammenhang zwischen der Gesamtsterblichkeit und Alter (Abbildung 2). Die mit Abstand höchste Sterberate trat in der Altersgruppe 90+ auf. Dahingegen bestanden kontinuierlich niedrigere Sterberaten in jüngeren Altersgruppen. Die Sterberaten höherer Altersgruppen waren im Vergleich zu den Sterberaten jüngerer Altersgruppen zudem durch eine größere Volatilität gekennzeichnet.

Abbildung 1: Sterberaten (gesamt und im Krankenhaus), 01/2018–12/2022



Quelle: BARMER-Daten 2018–2022

Abbildung 2: Sterberaten (gesamt) nach Altersgruppe, 01/2018–12/2022



Quelle: BARMER-Daten 2018–2022

## Relative Sterberaten, 2020–2022 vs. 2018–2019

Die Berechnung der relativen Abweichungen der Sterberaten in den Pandemienmonaten von den korrespondierenden Kalendermonaten der Jahre 2018 bis 2019 verdeutlichte die tendenziell steigende Sterblichkeit, zeigte aber auch eine starke Variabilität im Zeitverlauf (Abbildung 3). So folgten auf starke relative Erhöhungen der Sterblichkeit in einzelnen Monaten häufig starke Rückgänge der relativen Sterberaten in den Folgemonaten. Auch in dieser Darstellung stach der Dezember 2022 mit einer rund 47% höheren Sterberate im Vergleich zu den Dezembermonaten 2018

und 2019 hervor. Dieser starke Anstieg der relativen Sterberate im Dezember 2022 korrespondierte mit einem sprunghaften Anstieg der stationären Influenza-Diagnosen (s. Anhang, Abbildung A 1).

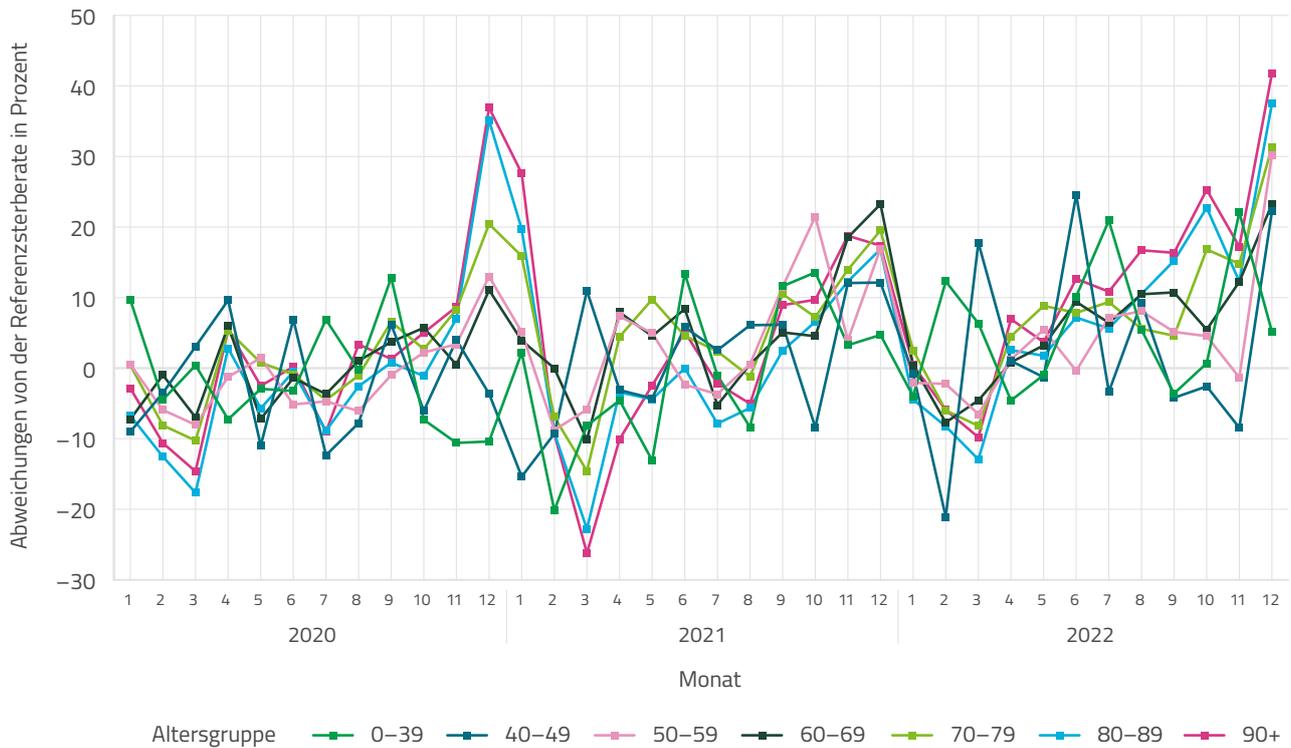
Die Stratifizierung der relativen Sterberaten nach Alter zeigte eine zwischen den Altersgruppen inhomogene zeitliche Entwicklung (Abbildung 4). Für die höheren Altersgruppen zeigten sich insbesondere in den Wintermonaten der Jahre 2020 bis 2022 im Vergleich zum Zeitraum 2018 bis 2019 erhöhte Sterberaten. Der starke Anstieg der relativen Sterberaten im Dezember 2022 trat bei allen Altersgruppen mit Ausnahme der Gruppe der 0- bis 39-Jährigen auf.

Abbildung 3: Relative Abweichungen von den Sterberaten der korrespondierenden Kalendermonate der Jahre 2018 und 2019



Quelle: BARMER-Daten 2018–2022

Abbildung 4: Relative Abweichungen von den Sterberaten der korrespondierenden Kalendermonate der Jahre 2018 und 2019 nach Altersgruppe



Quelle: BARMER-Daten 2018–2022

## Übersterblichkeit, 01/2020–12/2022

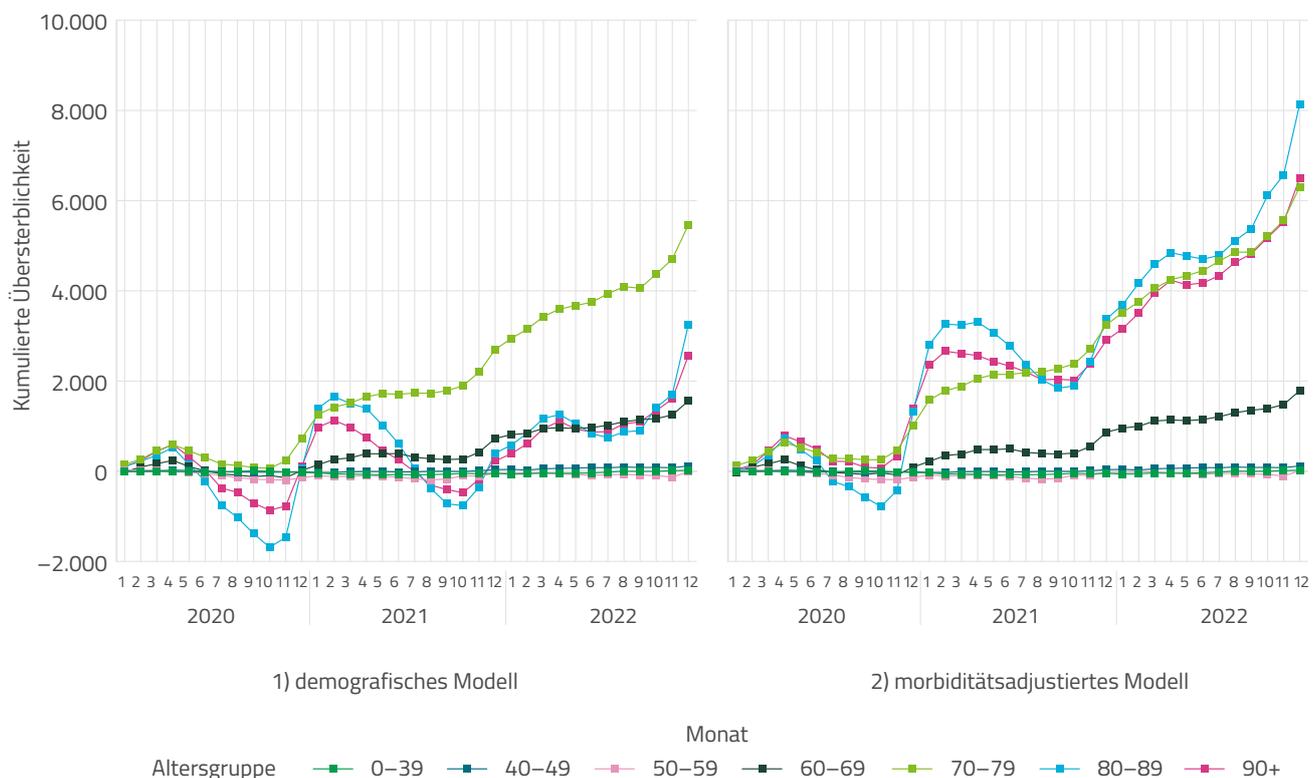
Die Schätzung der altersgruppenspezifischen Übersterblichkeit in den Pandemie Jahren unter Anwendung des demografischen Modells ergab ein heterogenes Bild (linkes Panel von Abbildung 5). Während die Altersgruppe 70–79 ab Herbst 2020 eine deutliche kumulierte Übersterblichkeit verzeichnete, zeigte sich dieser Trend nicht in den Altersgruppen 80–89 und 90+. In den beiden letztgenannten Altersgruppen unterschritt die Anzahl an kumulierten Sterbefällen im Zeitverlauf sogar mehrfach die erwartete Anzahl an Sterbefällen, sodass phasenweise eine kumulierte Untersterblichkeit für diese Gruppen geschätzt wurde. Eine nennenswerte kumulierte Über- oder Untersterblichkeit in jüngeren Altersgruppen wurde unter Anwendung des demografischen Modells nicht errechnet.

Der zusätzliche Einbezug von Erkrankungen im morbiditätsadjustierten Modell veränderte die Verläufe der erwarteten Sterblichkeit und damit diejenigen der kumulierten Übersterblichkeit nach Altersgruppen deut-

lich (rechtes Panel von Abbildung 5). So wurden für sämtliche Altersgruppen ab 60 Jahren mit Ende des Jahres 2020 positive und deutlich ansteigende kumulierte Übersterblichkeiten geschätzt. Ein besonders deutlicher Unterschied zum demografischen Modell trat dabei bezüglich der Altersgruppen 80–89 und 90+ hervor. Mit Blick auf alle Pandemiejahre verzeichnete die Altersgruppe 80–89 im morbiditätsadjustierten Modell die höchste kumulierte Übersterblichkeit. Analog zum demografischen Modell ergab sich unter Anwendung des morbiditätsadjustierten Modells keine quantitativ bedeutsame Übersterblichkeit in den jüngeren Altersgruppen. Die morbiditätsadjustierte kumulierte Übersterblichkeit in den Jahren 2020 bis 2022 entfiel zu rund 99% auf die Altersgruppen 60+, wobei ca. 92% den Altersgruppen 70+ zuzuschreiben war (Abbildung 6).

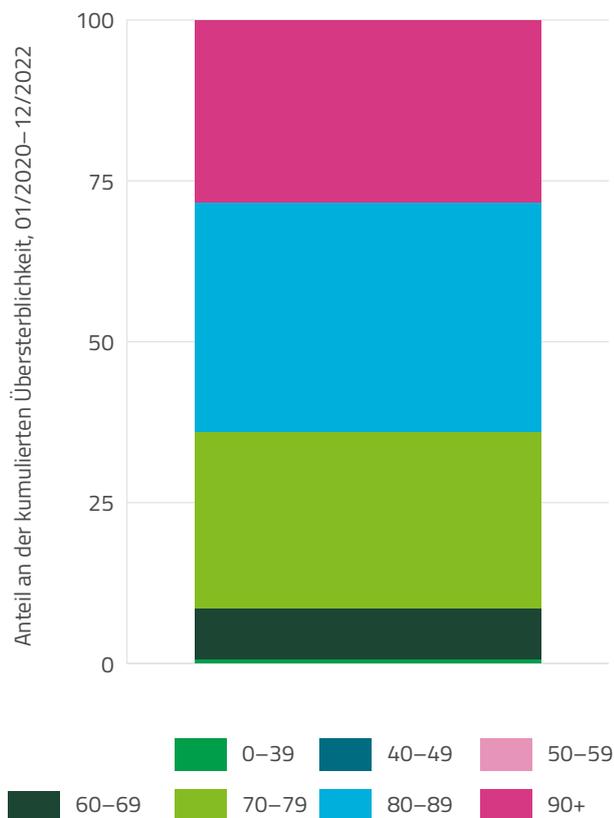
Gemessen am RMSE erreichte das morbiditätsadjustierte Modell (RMSE = 3.1) eine um 41,5% bessere Anpassungsgüte im Vergleich zum demografischen Modell (RMSE = 5.3).

**Abbildung 5: Geschätzte kumulierte Übersterblichkeit unter Anwendung des demografischen bzw. des morbiditätsadjustierten Modells**



Quelle: BARMER-Daten 2018–2022

Abbildung 6: Anteile der Altersgruppen an der geschätzten morbiditätsadjustierten Übersterblichkeit, 2020–2022



Quelle: BARMER-Daten 2018–2022

Insgesamt ergaben sich in den BARMER-Daten unter Anwendung des demografischen Modells rund 13.000 zusätzliche Sterbefälle im Zeitraum 2020 bis 2022 (Tabelle 2). Hochgerechnet auf die deutsche Bevölkerung entspricht dies einer Übersterblichkeit von etwa 91.000 Fällen. Die Übersterblichkeit unter Anwendung des morbiditätsadjustierten Modells fiel mit 23.000 zusätzlichen Sterbefällen höher aus. Dies entspricht hochgerechnet ca. 166.000 zusätzlichen Sterbefällen in Deutschland in den Jahren 2020 bis 2022.

Tabelle 2: Kumulierte morbiditätsadjustierte Übersterblichkeit in der BARMER-Population und hochgerechnet auf die Gesamtbevölkerung bis einschließlich 12/2022 in 1.000

Population	demografisches Modell	morbiditätsadjustiertes Modell
BARMER-Versicherte	13	23
Gesamtbevölkerung (hochgerechnet)	91	166

Quelle: BARMER-Daten 2018–2022

### Zusammenhang zwischen Übersterblichkeit und COVID-19-Diagnosen

Zur Untersuchung des Zusammenhangs zwischen morbiditätsadjustierter Übersterblichkeit und COVID-19 wurde die geschätzte Übersterblichkeit innerhalb der Gruppen mit bzw. ohne vorangegangener COVID-19-Diagnose berechnet. Als Referenz wurde eine analoge Kalkulation für die Assoziation der beobachteten Sterbefälle mit COVID-19-Diagnosen durchgeführt. Der Januar 2020 wurde bei dieser Auswertung ausgeschlossen, da die ersten identifizierten COVID-19-Fälle in Deutschland Ende Januar 2020 auftraten und ein Zusammenhang zwischen Sterbefällen bzw. Übersterblichkeit und COVID-19 somit erst ab Februar 2020 möglich war.

Die Ergebnisse dieser Analyse zeigen eine deutliche Verknüpfung von morbiditätsadjustierter Übersterblichkeit und COVID-19-Diagnosen (Tabelle 3). Während rund 8,0% aller beobachteten Sterbefälle im zeitlichen Zusammenhang mit COVID-19-Diagnosen standen, war dies bei 79,3% der Übersterblichkeit der Fall. Nach Diagnosekodes differenziert entfielen dabei 62,6% auf den Kode U07.1! (COVID-19, Virus nachgewiesen) und 16,7% auf den Kode U07.2! (COVID-19, Virus nicht nachgewiesen).

**Tabelle 3: Sterbefälle und morbiditätsadjustierte Übersterblichkeit (in 1.000) im Zeitraum 02/2020–12/2022 nach COVID-19-Diagnose (ambulant oder stationär) im selben Quartal bzw. Monat**

COVID-19	Sterbefälle gesamt in 1.000	morbiditätsadjustierte Übersterblichkeit in 1.000
nein	349,8 (92,0%)	4,7 (20,7%)
ja	30,6 (8,0%)	18,0 (79,3%)

Quelle: BARMER-Daten 2018–2022

## Sensitivitätsanalyse

Der Einbezug von Pneumonie-Diagnosen auch bei Vorliegen einer COVID-19-Diagnose im selben stationären Fall führte zu der erwarteten Reduktion der geschätzten Übersterblichkeit (s. Anhang, Abbildung A 5). Qualitativ blieben die Ergebnisse jedoch stabil. Auch durch diese Adjustierung ergab sich eine im Vergleich zum demografischen Modell deutlich größere kumulierte Übersterblichkeit in höheren Altersgruppen. Der starke Zusammenhang zwischen Übersterblichkeit und COVID-19-Diagnosen blieb ebenfalls erhalten (s. Anhang, Tabelle A 2). So war 74,9% der unter Anwendung dieses Modells geschätzten Übersterblichkeit mit vorgegangenen COVID-19-Diagnosen verbunden.

## Diskussion

### Einordnung der Ergebnisse

Die hier präsentierten Analyseergebnisse belegen eine hohe Übersterblichkeit in Deutschland während des Pandemiezeitraums 2020 bis 2022. In diesem Zusammenhang traten deutliche Unterschiede zwischen dem demografischen Modell und dem morbiditätsadjustierten Modell hinsichtlich der geschätzten Übersterblichkeiten in hohen Altersgruppen hervor. Während das demografische Modell, welches ausschließlich Alter und Geschlecht zur Schätzung der erwarteten Sterblichkeit verwendete, eine relativ moderate kumulierte Übersterblichkeit in den Altersgruppen 80–89 und 90+

indizierte, ergab die zusätzliche Adjustierung für ausgewählte akute Erkrankungen im morbiditätsadjustierten Modell eine hohe kumulierte Übersterblichkeit in diesen Altersgruppen. So entfiel rund 92% der morbiditätsadjustierten Übersterblichkeit alleine auf die Altersgruppen 70+. Diese Unterschiede sind durch die starke Verknüpfung von Alter und mortalitätsrelevanter Erkrankungslast zu erklären. Insbesondere angesichts der stark abgeschwächten Influenzawellen 2020/21 und 2021/22 sowie der im Kontext von Pandemiemaßnahmen aufgetretenen Rückgänge weiterer, potenziell lebensbedrohlicher Erkrankungen ist, ceteris paribus, eine niedrigere Sterblichkeit im Pandemiezeitraum im Vergleich zu den Vorjahren zu erwarten. Ein nicht für diese Rückgänge von Morbidität adjustierter Vergleich der Sterblichkeiten vor und während der COVID-19-Pandemie führt daher zu einer Unterschätzung der Übersterblichkeit im Pandemiezeitraum. Dies gilt insbesondere für Personen in hohen Altersgruppen, deren Sterbewahrscheinlichkeit durch das Auftreten schwerer akuter Erkrankungen stärker erhöht wird als die Sterbewahrscheinlichkeit von Personen in jüngeren Altersgruppen.

Mit einer geschätzten Übersterblichkeit von hochgerechnet rund 166.000 Fällen liegen die Ergebnisse des morbiditätsadjustierten Modells unter denjenigen des ifo Instituts, welches ca. 180.000 zusätzliche Sterbefälle in Deutschland im Zeitraum 2020 bis 2022 berechnete (ifo Institut, 2023). Während das ifo Institut Veränderungen der Altersstruktur und die steigende Lebenserwartung in seiner Modellierung berücksichtigte, wurde keine Anpassung der erwarteten Sterblichkeit für Erkrankungen mit hohem kurzfristigen Sterberisiko vorgenommen. Diese methodischen Unterschiede könnten die Abweichungen der Berechnung des ifo Instituts von dem hier erzielten Schätzwert erklären. Die Zahl von 166.000 zusätzlichen Todesfällen liegt sehr nahe an der durch das RKI für den Zeitraum 2020 bis 2022 ausgewiesenen Anzahl von rund 164.000 COVID-19-Todesfällen (Robert Koch-Institut, 2023b). Die Statistik des RKI erfasst hierbei ausschließlich Fälle, „bei denen ein laborbestätigter Nachweis von SARS-CoV-2 (direkter Erregernachweis) vorliegt und die in Bezug auf diese Infektion verstorben sind“ (Ro-

bert Koch-Institut, 2023a). Laut RKI obliegt es dem Ermessen des jeweils zuständigen Gesundheitsamts, ob ein Fall als COVID-19-Todesfall aufgefasst und an das RKI übermittelt wird oder nicht (Robert Koch-Institut, 2023a). Eine unvollständige Erfassung von COVID-19-bedingten Todesfällen durch das RKI erscheint daher wahrscheinlich. Ebenso ist davon auszugehen, dass die Erfassung von COVID-19-Erkrankungen über ärztliche Diagnosen unvollständig ist. Sowohl die RKI-Schätzungen als auch die hier berechneten Zusammenhänge zwischen Übersterblichkeit und COVID-19 sind daher als konservative Schätzungen zu interpretieren.

Die enge Verknüpfung von morbiditätsadjustierter Übersterblichkeit und COVID-19 zeigte sich insbesondere im Vergleich mit der beobachteten Sterblichkeit im Pandemiezeitraum. So waren rund 8% der beobachteten Sterbefälle, aber mehr als 3/4 der Übersterblichkeit zeitlich mit COVID-19-Diagnosen assoziiert. Dieser enge Zusammenhang zwischen Übersterblichkeit und COVID-19-Diagnosen konnte durch das morbiditätsadjustierte Modell sichtbar gemacht werden, da dieses Modell die geschätzte Übersterblichkeit um Effekte anderer akuter Erkrankungen bereinigt und dadurch Überlagerungen von COVID-19-bedingter Sterblichkeit durch Einflüsse anderer akuter Erkrankungen vermindert. Insbesondere vor dem Hintergrund stark variierender Inzidenzen von Influenza, aber auch anderer Erkrankungen mit hohem Sterberisiko im Pandemiezeitraum stellt diese Adjustierung einen essenziellen Bestandteil einer validen Analyse des Zusammenhangs zwischen Übersterblichkeit und COVID-19 dar.

Insgesamt widersprechen unsere Ergebnisse in allen zentralen Aspekten denjenigen von Kuhbandner und Reitzner (2023). Dies betrifft insbesondere die aus unseren Analysen resultierende eindeutige Zuordnung der Übersterblichkeit zu höheren Altersgruppen sowie den starken Zusammenhang zwischen Übersterblichkeit und COVID-19. Angesichts der diesbezüglichen Überlegenheit der von uns verwendeten Datenbasis, die eine Zuordnung von Sterblichkeit und Erkrankun-

gen auf Individualebene ermöglicht, sowie der von uns herausgestellten Relevanz einer Adjustierung der Übersterblichkeit für Morbidität erscheinen die Ergebnisse von Kuhbandner und Reitzner (2023) als empirisch nicht haltbar. Eine Verursachung von Übersterblichkeit durch COVID-19-Schutzimpfungen war bereits auf Grundlage der Analysen von Kuhbandner und Reitzner (2023) selbst nicht ableitbar und wird durch die im vorliegenden Paper präsentierten Ergebnisse konterkariert. Entsprechende Vermutungen verfügen daher über keine valide empirische Grundlage. Demgegenüber stehen randomisierte, kontrollierte Studien (randomized controlled trials, RCTs), die kausale Reduktionen individueller Sterbewahrscheinlichkeiten durch COVID-19-Schutzimpfungen belegten (Baden et al., 2020; Polack et al., 2020).

## Stärken und Limitationen der Analyse auf Basis von GKV-Routinedaten

Die größte Stärke dieser Studie liegt in der Verwendung von GKV-Routinedaten zur Abbildung der Zusammenhänge zwischen Sterblichkeit, demografischen Merkmalen und Erkrankungen auf der individuellen Ebene. Unter Nutzung dieser reichen Datengrundlage konnten wichtige Störfaktoren in der Auswertung kontrolliert und ökologische Fehlschlüsse bezüglich der Zusammenhänge zwischen (Über-)Sterblichkeit und Erkrankungen, inklusive COVID-19, vermieden werden.

Die Modellierung von Übersterblichkeit während der Pandemie in Deutschland unter Einbezug individueller Morbidität stellt einen methodischen Ansatz dar, der in bisherigen Analysen kaum Anwendung fand. Gerade die Berücksichtigung von Morbidität erwies sich jedoch als notwendig zur adäquaten Adjustierung des Sterbgeschehens. Eine rein auf demografische Merkmale zurückgreifende Modellierung führte insbesondere in hohen Altersgruppen zu irreführenden Ergebnissen. Diese Studie liefert somit auch unter methodischen Gesichtspunkten einen wichtigen Beitrag zur Analyse von Übersterblichkeit und ihrer Bestimmungsgründe.

Eine grundlegende Limitation der in diesem Paper präsentierten Auswertungen ist die fehlende Nachweisbarkeit von Kausalität. Dies gilt auch für die geschätzten Zusammenhänge zwischen Sterblichkeit und Erkrankungen, inklusive COVID-19. Eine Unterscheidung des Versterbens an und des Versterbens mit COVID-19 ist daher auf unserer Datengrundlage nicht möglich. Die fehlende Möglichkeit direkter kausaler Schlussfolgerungen gilt für alle Studien auf Basis von Beobachtungsdaten und somit für sämtliche Analysen von Übersterblichkeit.

Die im Rahmen unserer Analyse verwendeten Daten decken nicht die gesamte deutsche Bevölkerung ab. Daher mussten Aussagen zur geschätzten Übersterblichkeit auf Grundlage von Hochrechnungen getroffen werden. Angesichts von insgesamt ca. 9 Mio. zeitgleich bei der BARMER versicherten Personen aus dem gesamten Bundesgebiet und insgesamt mehr als 10,5 Mio. in die Analyse eingeschlossenen Individuen stützte sich diese Hochrechnung jedoch auf eine solide Grundlage.

Die Auswahl der in die Schätzung der erwarteten Übersterblichkeit einbezogenen Erkrankungen erfolgte nach den Kriterien der Relevanz für Sterblichkeit und der zeitlichen Variabilität der Erkrankungshäufigkeit. Wenngleich wesentliche Erkrankungen einbezogen wurden, liegt dennoch eine unvollständige Abbildung der Risikofaktoren für Sterblichkeit vor. Zu dieser Unvollständigkeit ist auch der Ausschluss ambulanter Diagnosen bei der Operationalisierung der Erkrankungen zu zählen. Letztere methodische Entscheidung verhinderte jedoch eine Unterschätzung der erwarteten Sterblichkeit im Pandemiezeitraum durch Rückgänge der Inanspruchnahme – und damit der Dokumentation – ambulanter Versorgung. Stationäre Diagnosen zeigen im Vergleich zu ambulanten Diagnosen zudem tendenziell einen höheren Schweregrad der Erkrankung an. Aus der zwar unvollständigen, aber inhaltlich begründeten Auswahl der stationär diagnostizierten Erkrankungen resultierte eine starke Veränderung der erwarteten Sterblichkeit im Vergleich zum demografischen Modell. Dieses Ergebnis verdeutlicht die prädikative Relevanz der einbezogenen Erkrankungen für die individuelle Sterblichkeit.

Beim Aufgriff von COVID-19-Erkrankungen über ärztliche Diagnosen muss von einer unvollständigen Erfassung der COVID-19-Fälle ausgegangen werden. Da nicht alle tatsächlichen COVID-19-Erkrankungen in Form von ärztlichen Diagnosen erfasst wurden, stellt der Anteil der mit COVID-19-Diagnosen assoziierten Übersterblichkeit eine konservative Schätzung dar. Der tatsächlich mit COVID-19 verbundene Anteil der morbiditätsadjustierten Übersterblichkeit lag daher mit hoher Wahrscheinlichkeit oberhalb des hier unter Nutzung von Diagnosedaten errechneten Werts.

Eine potenzielle Limitation liegt des Weiteren in der Qualität der dokumentierten Diagnosen von COVID-19 und anderen Erkrankungen. So sind Fehlkodierungen möglich, die Verzerrungen in der statistischen Analyse verursachen könnten. Bei stationären Diagnosen ist jedoch aufgrund ihrer Abrechnungsrelevanz grundsätzlich von einer hohen Validität auszugehen. In Bezug auf COVID-19 zeigten sich in früheren Studien plausible Muster in GKV-Routinedaten, die die Belastbarkeit der dokumentierten Diagnosen stützen (Roessler et al., 2022; Tesch et al., 2023; Wende et al., 2022).

Während eine Untersuchung des Zusammenhangs zwischen Übersterblichkeit und COVID-19 möglich ist, können COVID-19-Schutzimpfungen aufgrund von Regelungen der Coronavirus-Impfverordnung (Corona-ImpfVO) in den GKV-Routinedaten nur äußerst unvollständig abgebildet werden. So erfolgte die Meldung von Impfungen in früheren Pandemiephasen an das Robert Koch-Institut, aber nicht an die gesetzlichen Krankenkassen. Eine Analyse des Zusammenhangs zwischen Übersterblichkeit und COVID-19-Schutzimpfungen war daher nicht möglich. Auf solche vergeblichen Chancen zur Analyse des Impfeschehens wurde bereits früh hingewiesen (Ballesteros et al., 2022).

## Implikationen

Insgesamt belegt diese Studie eine hohe, COVID-19-assoziierte Übersterblichkeit in den Pandemie Jahren 2020 bis 2022 in Deutschland. Um zu dieser Erkenntnis zu gelangen, war es erforderlich, eine Adjustierung der Übersterblichkeit für individuelle Morbidität, wie sie in GKV-Routinedaten abgebildet wer-

den kann, durchzuführen. Zukünftige Studien sollten daher idealerweise diese oder eine vergleichbare Datengrundlage einbeziehen. Dies gilt insbesondere für Analysen, deren Ziel in der Identifizierung von Prädiktoren von Übersterblichkeit oder in der Prüfung von Hypothesen über Zusammenhänge zwischen Übersterblichkeit und spezifischen Erkrankungen besteht.

## Literaturverzeichnis

Baden, L. R., El Sahly, H. M., Essink, B., Kotloff, K., Frey, S., Novak, R., Diemert, D., Spector, S. A., Rouphael, N., Creech, C. B., McGettigan, J., Khetan, S., Segall, N., Solis, J., Brosz, A., Fierro, C., Schwartz, H., Neuzil, K., Corey, L., Gilbert, P., Janes, H., Follmann, D., Marovich, M., Mascola, J., Polakowski, L., Ledgerwood, J., Graham, B. S., Bennett, H., Pajon, R., Knightly, C., Leav, B., Deng, W., Zhou, H., Han, S., Ivarsson, M., Miller, J. & Zaks, T. (2020). Efficacy and Safety of the mRNA-1273 SARS-CoV-2 Vaccine. *New England Journal of Medicine*, 384(5), 403–416. <https://doi.org/10.1056/NEJMoa2035389>

Ballesteros, P., Brandt, D., Hertle, D., Meckenstock, T., Schulte, C. & Wende, D. (2022). Corona-Impfung: Was Krankenkassen zur Evaluation beitragen könnt(en), BARMER Institut für Gesundheitssystemforschung. Verfügbar unter: <https://www.bifg.de/publikationen/epaper/10.30433/ePGSF.2022.001>

Berliner Zeitung (2023). Führten Corona-Impfungen zur Übersterblichkeit? Eine wissenschaftliche Debatte. Verfügbar unter: <https://www.berliner-zeitung.de/gesundheit-oe-kologie/fuehrten-corona-impfungen-zur-uebersterblichkeit-eine-wissenschaftliche-debatte-li.355761> [Zugriff am 10.08.2023].

Cameron, C. & Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*. New York.

FAZ (2023). Was passierte im Juni 2021? Verfügbar unter: <https://www.faz.net/aktuell/wissen/uebersterblichkeit-was-passierte-im-juni-2021-19080629.html> [Zugriff am 10.08.2023].

Hoebel, J., Michalski, N., Diercke, M., Hamouda, O., Wahren-dorf, M., Dragano, N. & Nowossadeck, E. (2021). Emerging socio-economic disparities in COVID-19-related deaths during the second pandemic wave in Germany. *International Journal of Infectious Diseases*, 113, 344–346. <https://doi.org/10.1016/j.ijid.2021.10.037>

Ifo Institut (2023). In den Corona-Jahren starben 180.000 Menschen mehr als unter normalen Umständen erwartet. Verfügbar unter: <https://www.ifo.de/pressemitteilung/2023-01-20/den-corona-jahren-starben-180000-menschen>

Kolobova, M., Jdanov, D., Jasilionis, D., Shkolnikov, V. M. & Rau, R. (2023). Variation in mortality burden of the COVID-19 pandemic across federal states in Germany. *European Journal of Public Health*, ckad110. <https://doi.org/10.1093/eurpub/ckad110>

Kuhbandner, C. & Reitzner, M. (2023). Estimation of Excess Mortality in Germany During 2020–2022. *Cureus*, 15(5), e39371. <https://doi.org/10.7759/cureus.39371>

Nicola, G. de, Kauermann, G. & Höhle, M. (2022). On assessing excess mortality in Germany during the COVID-19 pandemic. *AStA Wirtschafts- und Sozialstatistisches Archiv*, 16(1), 5–20. <https://doi.org/10.1007/s11943-021-00297-w>

Polack, F. P., Thomas, S. J., Kitchin, N., Absalon, J., Gurtman, A., Lockhart, S., Perez, J. L., Pérez Marc, G., Moreira, E. D., Zerbini, C., Bailey, R., Swanson, K. A., Roychoudhury, S., Koury, K., Li, P., Kalina, W. V., Cooper, D., Frenck, R. W., Hammitt, L. L., Türeci, Ö., Nell, H., Schaefer, A., Ünal, S., Tresnan, D. B., Mather, S., Dormitzer, P. R., Şahin, U., Jansen, K. U. & Gruber, W. C. (2020). Safety and Efficacy of the BNT162b2 mRNA Covid-19 Vaccine. *New England Journal of Medicine*, 383(27), 2603–2615. <https://doi.org/10.1056/NEJMoa2034577>

Robert Koch-Institut (2023a). Fallzahlen und Meldungen. Verfügbar unter: [https://www.rki.de/SharedDocs/FAQ/NCOV2019/FAQ\\_Liste\\_Fallzahlen\\_Meldungen.html](https://www.rki.de/SharedDocs/FAQ/NCOV2019/FAQ_Liste_Fallzahlen_Meldungen.html) [Zugriff am 10.08.2023].

Robert Koch-Institut (2023b). Todesfälle nach Sterbedatum. Verfügbar unter: [https://www.rki.de/DE/Content/InfAZ/N/Neuartiges\\_Coronavirus/Projekte\\_RKI/COVID-19\\_Todesfaelle.html](https://www.rki.de/DE/Content/InfAZ/N/Neuartiges_Coronavirus/Projekte_RKI/COVID-19_Todesfaelle.html) [Zugriff am 10.08.2023].

Roessler, M., Tesch, F., Batram, M., Jacob, J., Loser, F., Weidinger, O., Wende, D., Vivirito, A., Toepfner, N., Ehm, F., Seifert, M., Nagel, O., König, C., Jucknewitz, R., Armann, J. P., Berner, R., Treskova-Schwarzbach, M., Hertle, D., Scholz, S., Stern, S., Ballesteros, P., Baßler, S., Bertele, B., Repschläger, U., Richter, N., Riederer, C., Sobik, F., Schramm, A., Schulte, C., Wieler, L., Walker, J., Scheidt-Nave, C. & Schmitt, J. (2022). Post-COVID-19-associated morbidity in children, adolescents, and adults: A matched cohort study including more than 157,000 individuals with COVID-19 in Germany. *PLOS Medicine*, 19(11), e1004122. <https://doi.org/10.1371/journal.pmed.1004122>

Statistisches Bundesamt (2023). Sterbefälle und Lebenserwartung. Sonderauswertung zu Sterbefallzahlen der Jahre 2020 bis 2023. Verfügbar unter: <https://www.destatis.de/DE/Themen/Gesellschaft-Umwelt/Bevoelkerung/Sterbefaelle-Lebenserwartung/sterbefallzahlen.html#589280> [Zugriff am 10.08.2023].

Tagesschau.de (2023). Studie zur Übersterblichkeit sorgt für Wirbel. Verfügbar unter: <https://www.tagesschau.de/faktenfinder/uebersterblichkeit-deutschland-102.html> [Zugriff am 10.08.2023].

Tesch, F., Ehm, F., Vivirito, A., Wende, D., Batram, M., Loser, F., Menzer, S., Jacob, J., Roessler, M., Seifert, M., Kind, B., König, C., Schulte, C., Buschmann, T., Hertle, D., Ballesteros, P., Baßler, S., Bertele, B., Bitterer, T., Riederer, C., Sobik, F., Reitzle, L., Scheidt-Nave, C. & Schmitt, J. (2023). Incident autoimmune diseases in association with SARS-CoV-2 infection: a matched cohort study. *Clinical Rheumatology*. <https://doi.org/10.1007/s10067-023-06670-0>

Wende, D., Hertle, D., Schulte, C., Ballesteros, P. & Repschläger, U. (2022). Optimising the impact of COVID-19 vaccination on mortality and hospitalisations using an individual additive risk measuring approach based on a risk adjustment scheme. *The European Journal of Health Economics*, 23(6), 969–978. <https://doi.org/10.1007/s10198-021-01408-8>

## Anhang

### Modellierung der Übersterblichkeit

Zur Schätzung der Übersterblichkeit wurden Risikogruppen  $g = 1, \dots, G$  gebildet. Diese Risikogruppen zeichneten sich durch spezifische Kombinationen von Altersjahr, Geschlecht und Vorliegen bzw. Nicht-Vorliegen der oben definierten Erkrankungen aus.

Die Schätzung der Übersterblichkeit erfolgte für definierte Altersgruppen  $a = 1, \dots, A$ . Hierfür wurden für jede Risikogruppe zunächst die Anzahl an Sterbefällen  $Y_{agt}$  sowie die Anzahl an kumulierten Versichertentagen  $\tau_{agt}$  für die Kalendermonate  $t = 01/2018, \dots, 12/2022$  berechnet.  $\tau_{agt}$  bildet in diesem Zusammenhang die Zeit unter Risiko ab.

Gegeben der Risikofaktoren  $\mathbf{x}_{agt}$  wurde die erwartete Anzahl an Sterbefällen modelliert als:

$$E[Y_{agt} | \mathbf{x}_{agt}, \tau_{agt}] = \tau_{agt} \cdot \exp(\alpha + \mathbf{x}'_{agt} \boldsymbol{\beta}),$$

$$t \in \{01/2018, \dots, 12/2019\}.$$

Diese Modellformulierung entspricht derjenigen eines Poisson-Regressionsmodells mit dem Logarithmus von  $\tau_{agt}$  als Offset. Die Schätzung des Regressionsmodells ergibt Schätzwerte  $\hat{\alpha}, \hat{\boldsymbol{\beta}}$  für die Parameter  $\alpha, \boldsymbol{\beta}$ . Unter Nutzung dieser Schätzwerte wurden für alle Risikogruppen erwartete Sterbefallzahlen  $\hat{Y}_{agt}$  in den Pandemien Monaten abgeleitet:

$$\hat{Y}_{agt} = \tau_{agt} \cdot \exp(\hat{\alpha} + \mathbf{x}'_{agt} \hat{\boldsymbol{\beta}}),$$

$$t \in \{01/2020, \dots, 12/2022\}.$$

Die geschätzte Über- bzw. Untersterblichkeit (d.h. die Anzahl an Sterbefällen, die oberhalb bzw. unterhalb der erwarteten Anzahl an Sterbefällen lag) einer Risikogruppe innerhalb eines Kalendermonats der Pandemie ergibt sich demnach zu  $\hat{U}_{agt} = Y_{agt} - \hat{Y}_{agt}$ . Ausgehend von diesen Schätzwerten berechnet sich die geschätzte Übersterblichkeit einer Altersgruppe  $a$  im Pandemie-Kalendermonat  $t$  entsprechend als

$$\hat{U}_{at} = Y_{at} - \hat{Y}_{at} = \sum_g \hat{U}_{agt}$$

$$t \in \{01/2020, \dots, 12/2022\}.$$

Aus der altersgruppenspezifischen monatlichen Übersterblichkeit lässt sich des Weiteren die kumulierte Übersterblichkeit  $\hat{CU}_{at}$  einer Altersgruppe zum Zeitpunkt  $t^*$  ableiten:

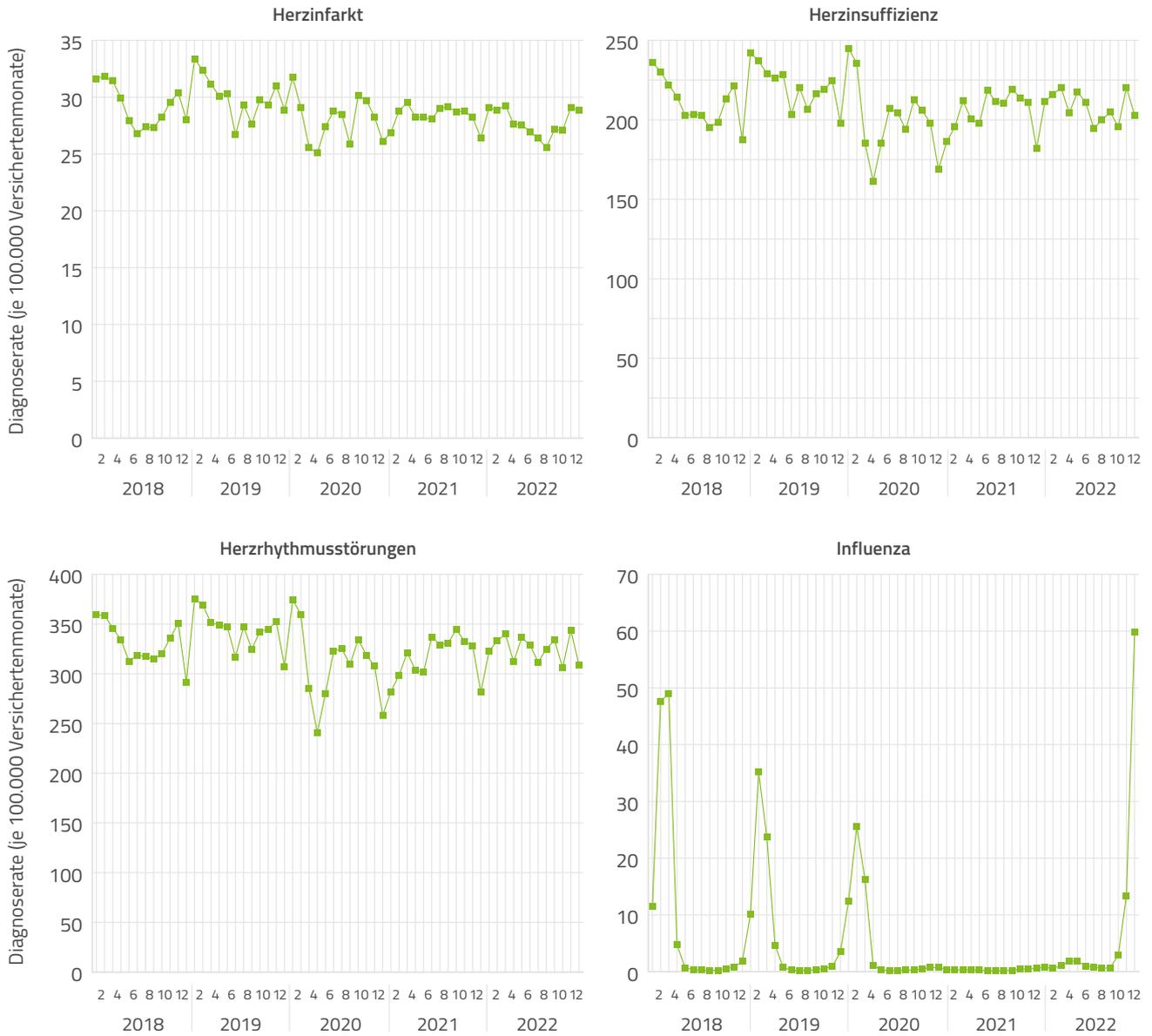
$$\hat{CU}_{at^*} = \sum_{t \leq t^*} \hat{U}_{at^*}, t \in \{01/2020, \dots, 12/2022\}.$$

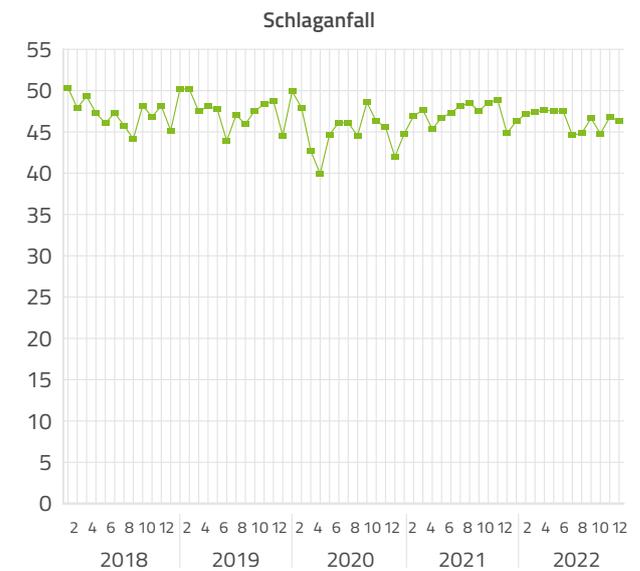
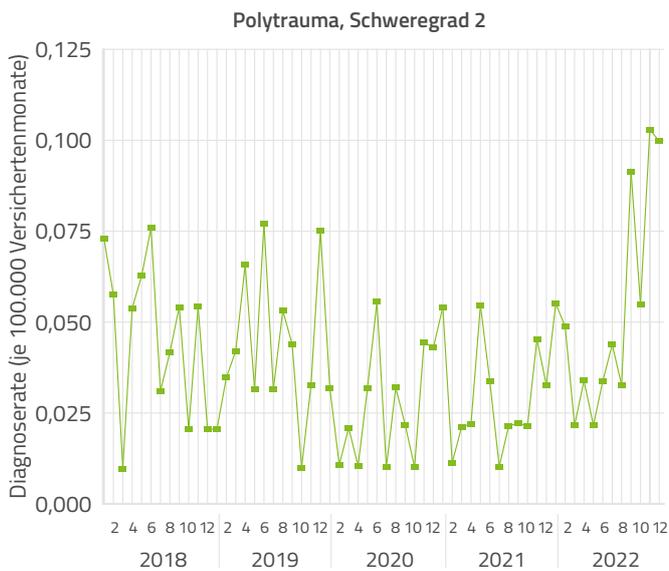
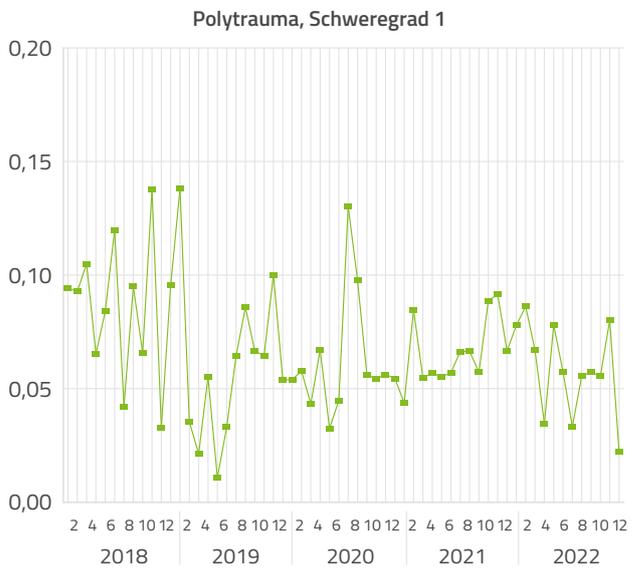
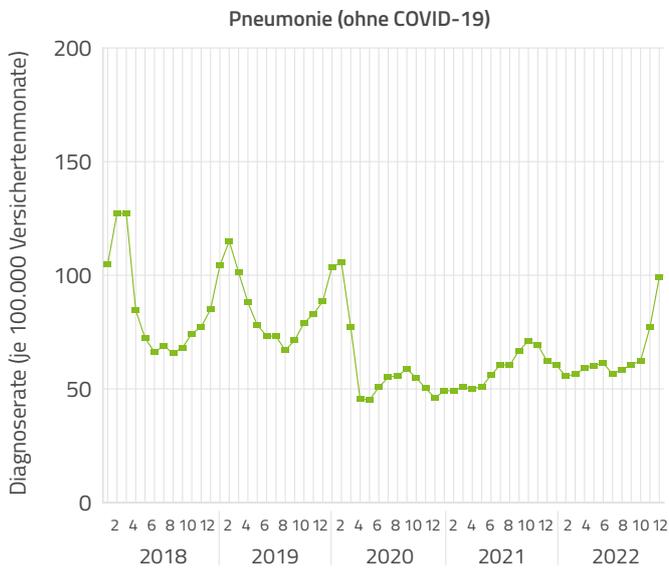
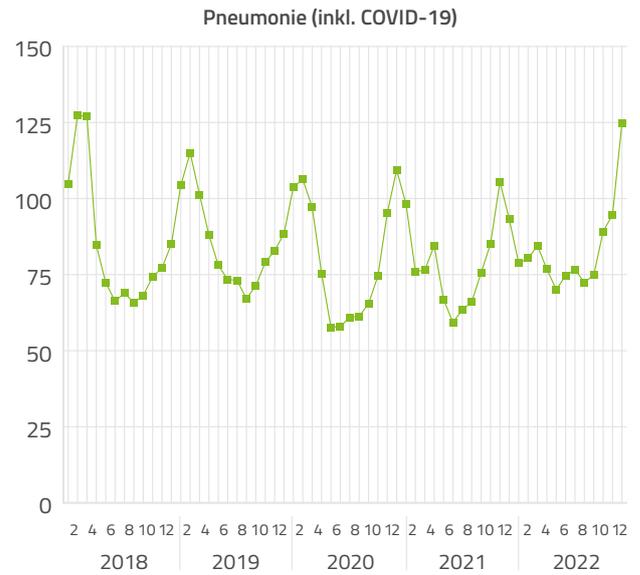
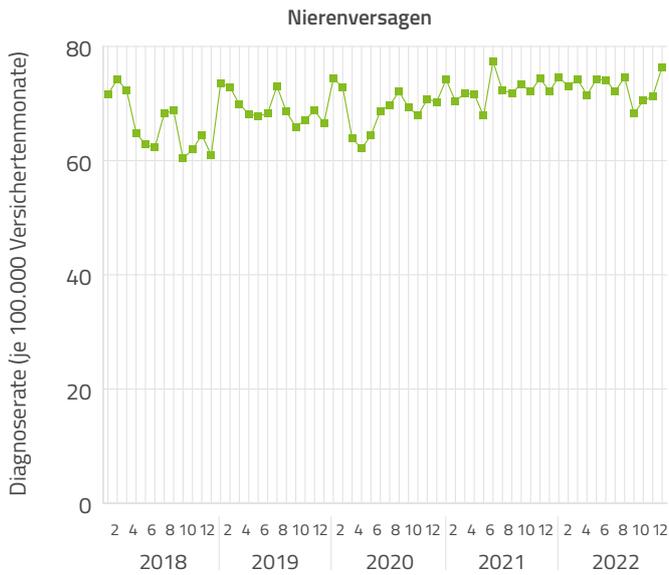
Positive Werte von  $\hat{CU}_{at}$  indizieren kumulierte Übersterblichkeit, während negative Werte eine die erwartete Sterblichkeit unterschreitende Anzahl an kumulierten Sterbefällen anzeigen. Die kumulierte Übersterblichkeit im Dezember 2022  $\hat{CU}_{a,12/2022}$  gibt die für die jeweilige Altersgruppe über die Jahre 2020 bis 2022 kumulierte Anzahl an Sterbefällen an, die von der erwarteten kumulierten Anzahl an Sterbefällen abweicht.

## Entwicklung der Diagnoseraten, 01/2018–12/2022

### Stationäre Diagnoseraten der zur Adjustierung verwendeten Erkrankungen

Abbildung A 1: Stationäre Diagnoseraten der ausgewählten Erkrankungen, 01/2018–12/2022

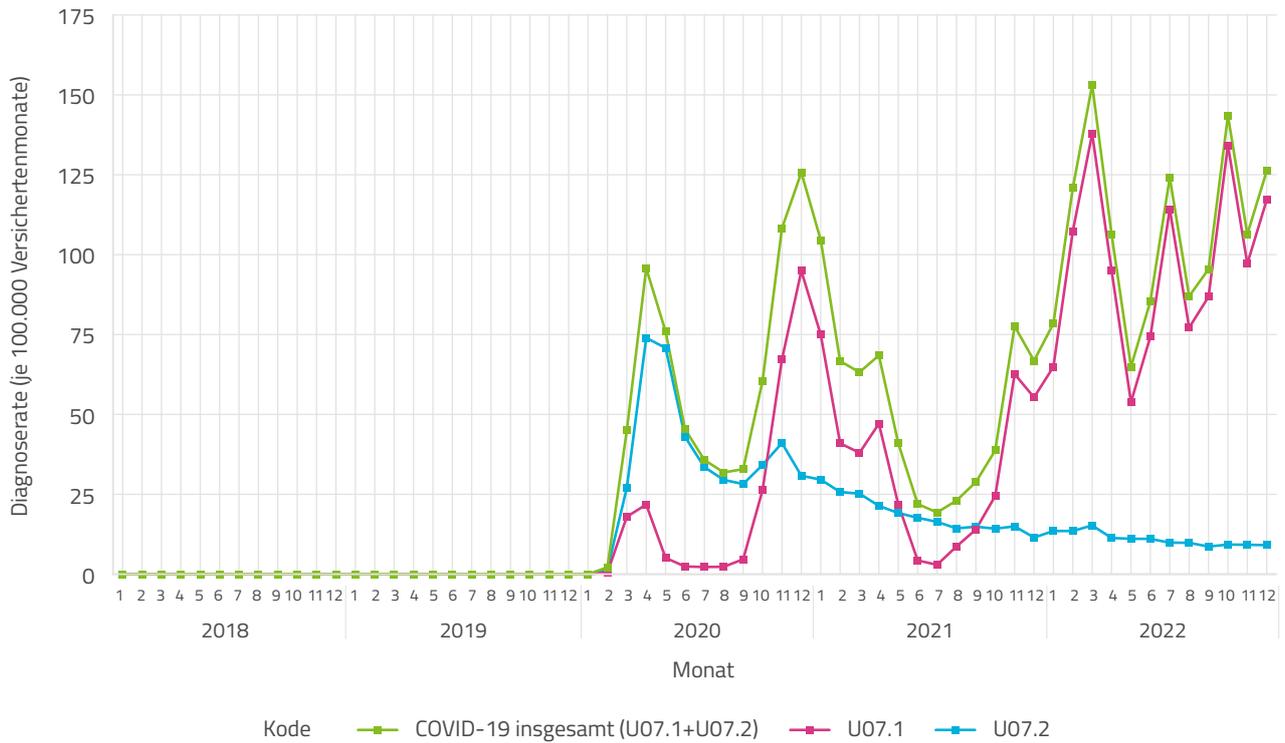




Quelle: BARMER-Daten 2018–2022

### Stationäre Diagnoseraten von COVID-19

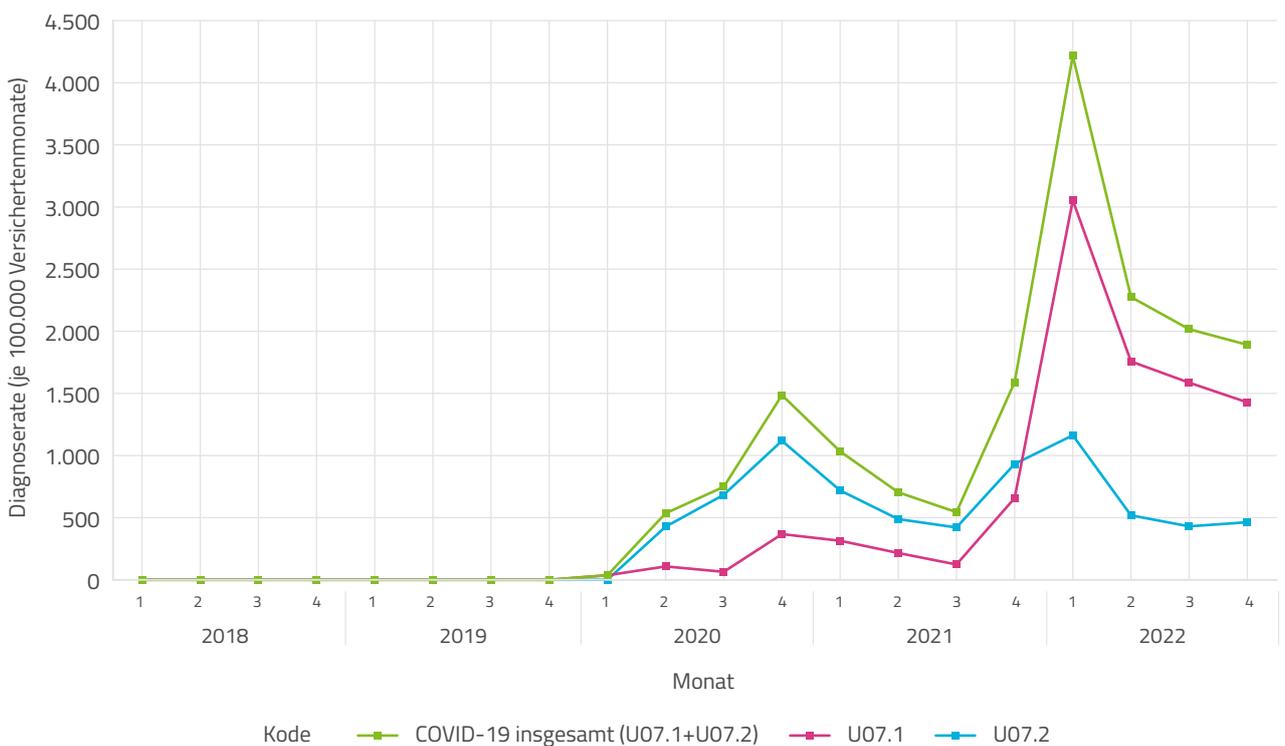
Abbildung A 2: Stationäre Diagnoseraten von COVID-19 nach ICD-10-GM-Kode, 01/2018–12/2022



Quelle: BARMER-Daten 2018–2022

### Ambulante Diagnoseraten von COVID-19

Abbildung A 3: Ambulante Diagnoseraten von COVID-19 nach ICD-10-GM-Kode, Q1/2018–Q4/2022



Quelle: BARMER-Daten 2018–2022

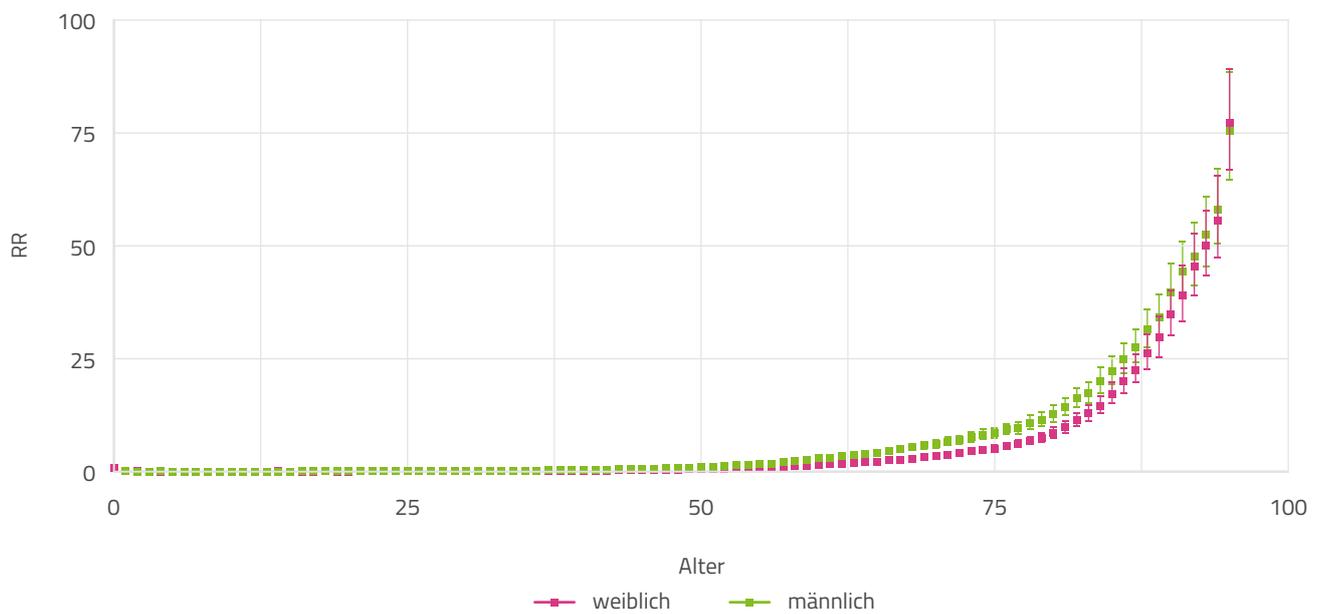
## Schätzergebnisse des Poisson-Modells

Tabelle A 1: Schätzergebnisse des Poisson-Modells

Variable	RR	p
Herzinfarkt	2,49	<0,001
Herzinsuffizienz	2,16	<0,001
Herzrhythmusstörungen	2,34	<0,001
Influenza	1,95	<0,001
Nierenversagen	6,13	<0,001
Pneumonie (ohne COVID-19)	3,95	<0,001
Polytrauma, Schweregrad 1	1,77	0,546
Polytrauma, Schweregrad 2	3,06	0,071
Schlaganfall	4,90	<0,001

RR = relatives Risiko (es gilt:  $RR = \exp(\beta)$ ); p = p-Wert

Abbildung A 4: Geschätzte relative Risiken (RR) für Alters-/Geschlechtsgruppen mit 95%-Konfidenzintervallen



## Sensitivitätsanalyse: kein Ausschluss von Pneumonie-Diagnosen bei COVID-19-Diagnose im selben Krankenhausfall

Abbildung A 5: Geschätzte kumulierte Übersterblichkeit unter Anwendung des morbiditätsadjustierten Modells ohne Ausschluss von Pneumonie-Diagnosen bei COVID-19-Diagnose im selben Krankenhausfall

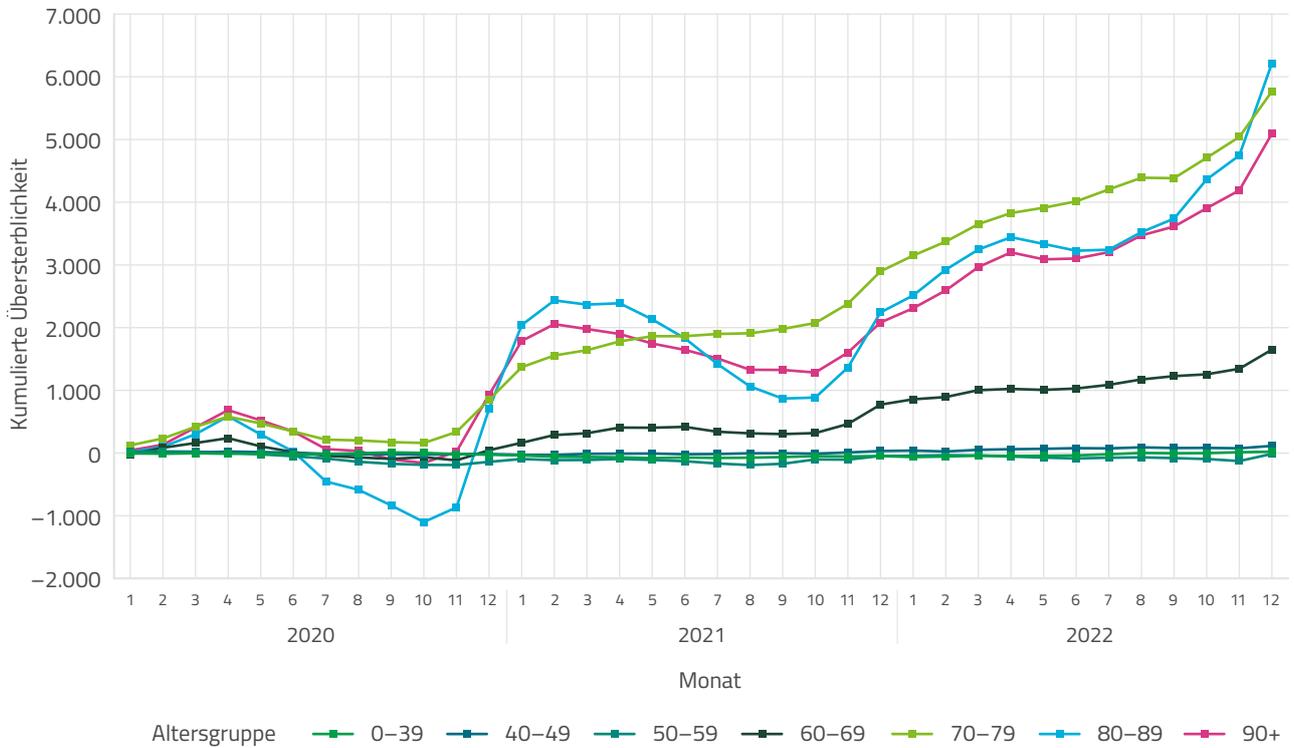


Tabelle A 2: Kumulierte morbiditätsadjustierte Übersterblichkeit bis einschließlich 12/2022 in 1.000; kein Ausschluss von Pneumonie-Diagnosen bei COVID-19-Diagnose im selben Krankenhausfall

COVID-19	Sterbefälle gesamt in 1.000	morbiditätsadjustierte Übersterblichkeit in 1.000
nein	349,8 (92,0%)	4,7 (25,1%)
ja	30,6 (8,0%)	14,0 (74,9%)

Quelle: BARMER-Daten 2018–2022

## Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1:	Sterberaten (gesamt und im Krankenhaus), 01/2018–12/2022	6
Abbildung 2:	Sterberaten (gesamt) nach Altersgruppe, 01/2018–12/2022	7
Abbildung 3:	Relative Abweichungen von den Sterberaten der korrespondierenden Kalendermonate der Jahre 2018 und 2019	8
Abbildung 4:	Relative Abweichungen von den Sterberaten der korrespondierenden Kalendermonate der Jahre 2018 und 2019 nach Altersgruppe	8
Abbildung 5:	Geschätzte kumulierte Übersterblichkeit unter Anwendung des demografischen bzw. des morbiditätsadjustierten Modells	9
Abbildung 6:	Anteile der Altersgruppen an der geschätzten morbiditätsadjustierten Übersterblichkeit, 2020–2022	10
Abbildung A 1:	Stationäre Diagnoseraten der ausgewählten Erkrankungen, 01/2018–12/2022	16
Abbildung A 2:	Stationäre Diagnoseraten von COVID-19 nach ICD-10-GM-Kode, 01/2018–12/2022	18
Abbildung A 3:	Ambulante Diagnoseraten von COVID-19 nach ICD-10-GM-Kode, Q1/2018–Q4/2022	18
Abbildung A 4:	Geschätzte relative Risiken (RR) für Alters-/Geschlechtsgruppen mit 95%-Konfidenzintervallen	19
Abbildung A 5:	Geschätzte kumulierte Übersterblichkeit unter Anwendung des morbiditätsadjustierten Modells ohne Ausschluss von Pneumonie-Diagnosen bei COVID-19-Diagnose im selben Krankenhausfall	20

## Tabellenverzeichnis

Tabelle 1:	Operationalisierungen der Erkrankungen über ICD-10-GM-Kodes	3
Tabelle 2:	Kumulierte morbiditätsadjustierte Übersterblichkeit in der BARMER-Population und hochgerechnet auf die Gesamtbevölkerung bis einschließlich 12/2022 in 1.000	10
Tabelle 3:	Sterbefälle und morbiditätsadjustierte Übersterblichkeit (in 1.000) im Zeitraum 02/2020–12/2022 nach COVID-19-Diagnose (ambulant oder stationär) im selben Quartal bzw. Monat	11
Tabelle A 1:	Schätzergebnisse des Poisson-Modells	19
Tabelle A 2:	Kumulierte morbiditätsadjustierte Übersterblichkeit bis einschließlich 12/2022 in 1.000; kein Ausschluss von Pneumonie-Diagnosen bei COVID-19-Diagnose im selben Krankenhausfall	20

## Impressum

### Herausgeber

BARMER  
Postfach 110704  
10837 Berlin

### Ansprechpartner zum Paper

Dr. Martin Rößler  
info@bifg.de

### Autorinnen und Autoren

Dr. Martin Rößler,  
Claudia Schulte,  
Dr. Dagmar Hertle,  
Uwe Repschläger,  
Dr. Danny Wende  
BARMER, Berlin und Wuppertal

### Design und Realisation

zweiband.media GmbH, Berlin

### Veröffentlichungstermin

August 2023

### DOI:

10.30433/ePGSF.2023.005

### Copyright



Lizenziert unter CC-BY-NC 4.0