



Prof. Dr. Göran Kauermann
+49 (0)89 2180-6253
goeran.kauermann@lmu.de
Institut für Statistik
Ludwigstr. 33
80539 München

Prof. Dr. Helmut Küchenhoff
+49 (0)89 2180-2789
kuechenhoff@stat.uni-muenchen.de
Institut für Statistik
Akademiestr. 1/IV
80799 München

Dr. Ursula Berger
+49 (0)89 440077486
ursula.berger@lmu.de
IBE
Marchioninstr. 15
81377 München

CODAG Bericht Nr. 15
14.05.2021

1. Analyse der aktuellen pandemischen Situation

Felix Günther, Daniel Schlichting, Wolfgang Hartl¹, Helmut Küchenhoff

2. Assoziation zwischen Inzidenz und Neuaufnahmen auf Intensivstationen

Maximilian Weigert, Hannah Kümpel, Wolfgang Hartl¹, Helmut Küchenhoff

3. Ein weiteres Update über altersspezifisch Mortalitätsraten in Deutschland

Giacomo De Nicola, Göran Kauermann, Ursula Berger

¹ Klinik für Allgemeine, Viszeral-, und Transplantationschirurgie, Campus Großhadern, KUM

1. Analyse der aktuellen pandemischen Situation

Felix Günther, Daniel Schlichting, Wolfgang Hartl, Helmut Küchenhoff

1.1. Entwicklung der Situation auf den Intensivstationen in den Bundesländern

Analog zu unseren früheren Berichten analysieren wir zunächst die Anzahl der auf Intensivstationen (Intensive Care Unit - ICU) aufgenommenen COVID-19 Patient*innen. Das Robert-Koch-Institut stellt gemeinsam mit der Deutschen Interdisziplinäre Vereinigung für Notfall- und Intensivmedizin (DIVI) täglich Daten zur Belegung von Betten mit COVID-19 Patienten auf Intensivstationen zur Verfügung². Diese Daten werden vollständig und zeitnah gemeldet. Die tägliche Anzahl der ICU-Neuaufnahmen wird jedoch im Intensiv Register, bzw. den öffentlichen Tagesberichten nur auf Bundesebene veröffentlicht. Um die entsprechenden Zahlen auf der Ebene der Bundesländer abzuschätzen, verwenden wir ein statistisches Modell: Die Belegungszahl an einem bestimmten Tag setzt sich aus der Anzahl der Neuaufnahmen am selben Tag, der Zahl der an diesem Tag verlegten oder verstorbenen Patienten, sowie der Anzahl neu aufgenommener Personen der Vortage zusammen, die weiterhin auf der Intensivstation behandelt werden. Wenn die Verteilung der Liegedauern auf den Intensivstationen bekannt ist, kann aus der Anzahl der belegten Betten die Anzahl an Neuaufnahmen pro Tag geschätzt werden³. Da viele Patient*innen aus Brandenburg in Berliner Kliniken behandelt werden, werden die Daten aus Berlin und Brandenburg zusammengefasst. Ähnliches gilt für die Kliniken in den Bundesländern Hamburg und Bremen. Daher fassen wir die Daten aus Hamburg und Schleswig-Holstein und die Daten aus Bremen und Niedersachsen jeweils zusammen. Die Daten und Ergebnisse der Schätzung der täglichen Neuaufnahmen stellen wir in regelmäßig aktualisierter Form auf einer Website bereit⁴.

Ziel der aktuellen Analyse ist es, Trends und strukturelle Veränderungen bei der Zahl an Neuaufnahmen zu erkennen. Dafür verwenden wir Bruchpunktmodelle. Hierbei wird der Verlauf der Kurven datengesteuert in unterschiedliche Phasen gleichen Wachstums bzw. Rückgangs eingeteilt. Details zur Methodik siehe Küchenhoff et al. (2020). Wir betrachten hier die aktuellsten Entwicklungen.

In Abbildung 2.1. sind die Ergebnisse für die Bundesländer grafisch dargestellt. Sie zeigen, dass sich in den meisten Bundesländern die Situation auf den Intensivstationen im Vergleich zu unserer letzten Analyse deutlich entspannt hat. In Bayern, Thüringen, Berlin-Brandenburg und Rheinland-Pfalz gibt es seit dem 9.4/10.4 bei den Neuaufnahmen auf Intensivstationen einen Abwärtstrend (Steigungsfaktor signifikant < 1). In Sachsen-Anhalt, Saarland, Sachsen, Hessen Hamburg und Schleswig-Holstein findet sich eine entsprechende Trendwende erst etwas später (13.4-17.4). In Nordrhein-Westfalen ist seit dem 23.4. ein Absinken der Zahlen zu beobachten. Im Gegensatz dazu ist in Mecklenburg-Vorpommern, Niedersachsen -

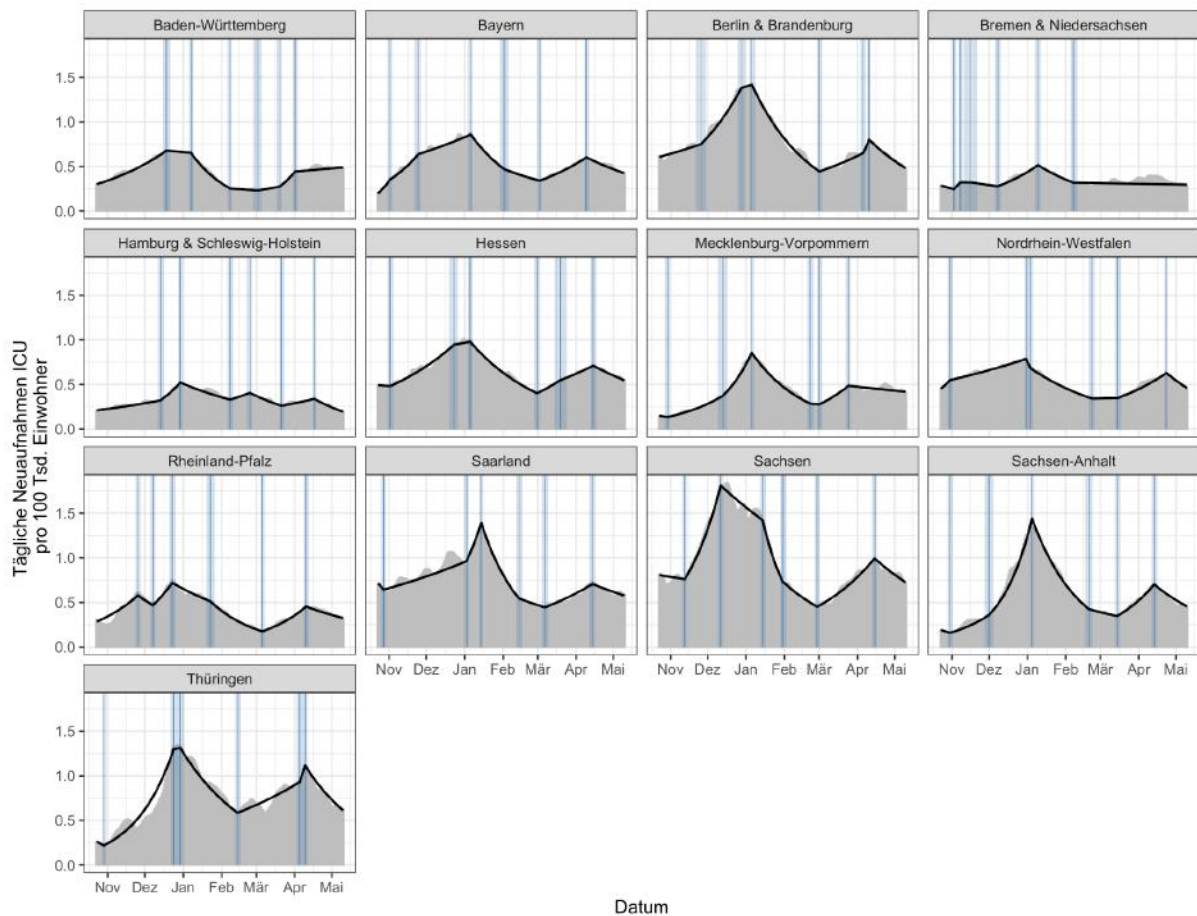
² www.divi.de / <https://www.intensivregister.de>

³ CODAG Bericht Nr 9: https://www.covid19.statistik.uni-muenchen.de/pdfs/codag_bericht_9.pdf

⁴ <https://corona.stat.uni-muenchen.de/icu/>

Bremen und Baden Württemberg eine stabile Entwicklung zu beobachten (Steigungsfaktor, nicht signifikant von 1.0 abweichend). Sowohl die Zahl der mit COVID-Patient*innen belegten ICU-Betten als auch die Zahlen der Neuaufnahmen sind in Sachsen, Thüringen und im Saarland am höchsten.

Abbildung 1.1. Geschätzter Verlauf der täglichen Neuaufnahmen auf Intensivstationen in den deutschen Bundesländern. Dargestellt sind jeweils die Zahlen pro 100 000 Einwohner. Die blauen Linien markieren jeweils die geschätzten Punkte der Trendänderung (Bruchpunkte) mit den zugehörigen Konfidenzintervallen.



Datenquelle: DIVI
 Visualisierung: Statistisches Beratungslabor StaBLab, LMU München

In Tabelle 1.1 finden sich detaillierte Angaben zum aktuellen Stand der ICU Belegungszahlen und den täglichen Neuaufnahmen, ferner ein Vergleich der Zahlen in der aktuellen Woche mit der Vorwoche basierend auf der prozentualen Veränderung.

Tabelle 1.1 Vergleich der Indikatoren für das Infektionsgeschehen in den verschiedenen Bundesländern. Angegeben ist das Datum der letzten Trendänderung bei den ICU Neuaufnahmen entsprechend dem Bruchpunktmodell, der aktuelle tägliche Steigungsfaktor (geschätzt aus Bruchpunktmodell), die belegten Betten pro 100.000 Einwohner und die prozentuale Veränderung im Vergleich zur Vorwoche. Schließlich wird die geschätzte Anzahl an täglichen Neuaufnahmen pro 100.000 und deren prozentuale Veränderung im Vergleich zur Vorwoche angegeben. Alle Angaben zum Datenstand 11.5.21.

Bundesland	Datum der letzten Trend-Änderung ICU-Aufnahmen	aktueller tägl. Steigungsfaktor der ICU-Aufnahmen	Belegte ICU Betten pro 100.000	Änderung der belegten ICU Betten in %	Geschätzte Anzahl tägl. Neuaufnahmen pro 100.000	Änderung der tägl. Neuaufnahmen in %
Sachsen	15.4.	0.99 (0.98-0.99)	9.1	-2.2	0.71	- 6.1
Thüringen	9.4	0.98 (0.97-0.99)	8.1	-9.3	0.62	- 5.2
Saarland	14.4.	0.99 (0.98-0.997)	7.0	-2.2	0.59	3.2
Hessen	15.4	0.99 (0.98-0.99)	6.7	-5.2	0.55	-3.2
Berlin, Brandenburg	10.4.	0.98 (0.98-0.99)	6.3	-9.9	0.47	-11.9
Nordrhein- Westfalen	23.4	0.98 (0.98-0.99)	5.8	-6.5	0.45	-13.5
Sachsen- Anhalt	13.4	0.98 (0.98-0.99)	5.7	-9.2	0.46	-2.7
Baden- Württemberg	1.4.	1.00 (1.00-1.01)	5.6	-0.1	0.48	-0.2
Bayern	9.4.	0.99 (0.98-0.99)	5.4	-8.0	0.41	-12.8
Mecklenburg- Vorpommern	25.3.	1.00 (0.99-1.00)	5.0	-9.2	0.41	-4.7
Rheinland Pfalz	10.4.	0.99 (0.98-0.995)	4.1	-6.2.	0.32	-9.6
Bremen, Niedersachsen	7.2.	1.00 (0.99-1.00)	3.5	-6.4	0.28	-5.2
Hamburg, Schleswig-Holst	17.4.	0.98 (0.97-0.98)	2.7	-14.1	0.19	-18.2

Da das Vierte Gesetz zum Schutz der Bevölkerung bei einer epidemischen Lage von nationaler Tragweite („Bundesnotbremse“) erst am 23.4. in Kraft trat, kann in keinem Bundesland ein direkter Zusammenhang mit den beobachteten Trendwenden, bzw. mit dem Rückgang der Zahl an Neuaufnahmen bestanden haben, da alle Bruchpunkte vor dem 23.4. liegen. Aufgrund des bekannten Risikoprofils reflektiert diese Trendwende sehr wahrscheinlich eine Reduktion des

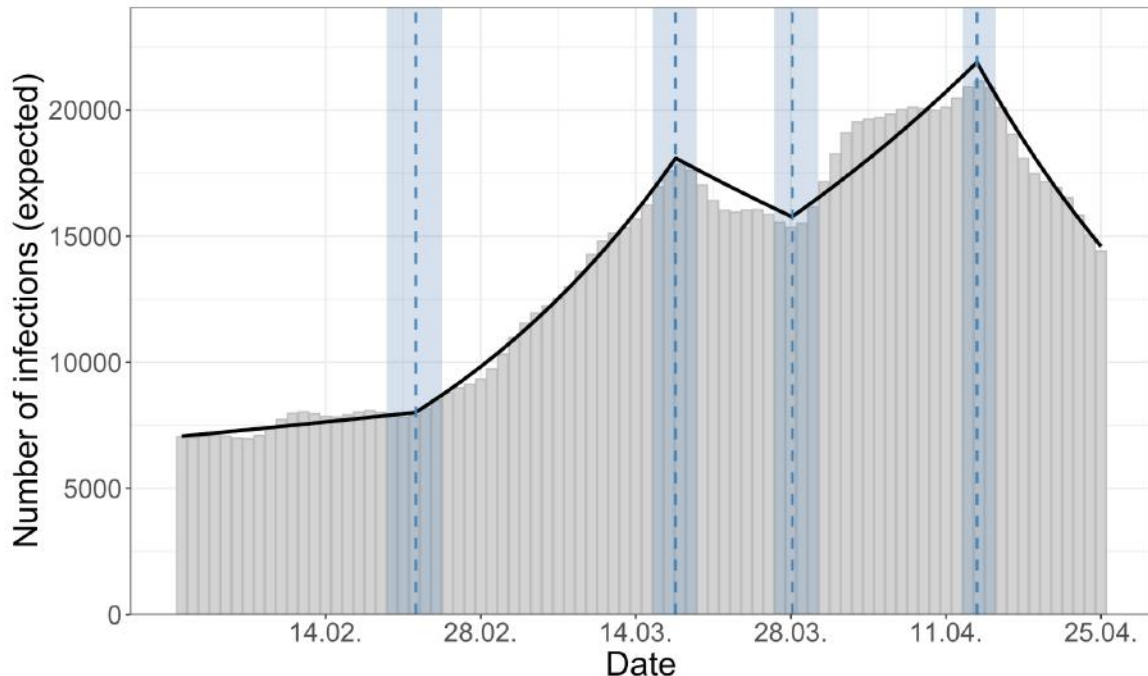
Infektgeschehens überwiegend bei über 50-Jährigen, am ehesten getriggert durch präemptive Verhaltensänderungen oder Impfungen.

1.2. Geschätzte Neuinfektionen

Bei der Betrachtung von Inzidenzwerten (z.B. 7-Tages Inzidenz) gibt es neben der Problematik variierender Dunkelziffern auch das Problem des Meldeverzugs, d.h. der Zeitverzögerung zwischen dem Zeitpunkt der Infektion und deren Meldung. Daher betrachten wir die gemeldeten Fallzahlen in Bezug auf die geschätzte Anzahl an erwarteten Neuinfektionen pro Tag. Dazu verwenden wir die Ergebnisse von Nowcasting-Modellen um für bereits eingetretene, aber noch nicht gemeldete Fälle zu adjustieren (siehe dazu Günther et al., 2020) und ermitteln durch ein Rückprojektionsverfahren den Zeitpunkt der Infektion. Die zeitliche Entwicklung der daraus resultierenden erwarteten Anzahl von Neuinfektionen pro Tag wird mittels Bruchpunktmodellen untersucht (Küchenhoff et al., 2020). Interessant ist hier besonders der Vergleich mit der Belegung der Intensivstationen.

1.2.1 Deutschland

Abbildung 1.2. Bruchpunktanalyse der Daten zu den geschätzten Neuinfektionen in Deutschland. Die linke Grafik zeigt den Gesamtverlauf mit den geschätzten Bruchpunkten (blaue Linien), die eine Trendänderung markieren.



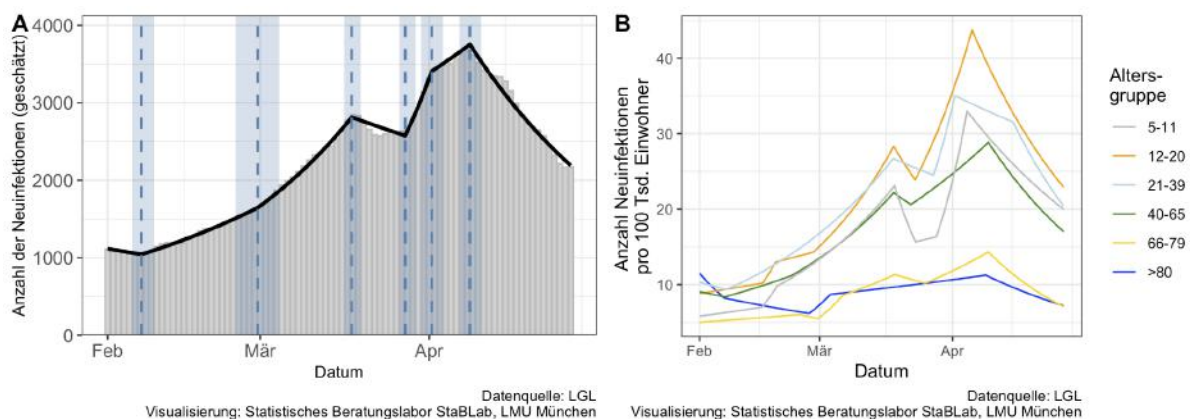
In Abbildung 1.2 ist der Verlauf der Neuinfektionen mit den geschätzten Bruchpunkten in Deutschland seit Anfang Februar dargestellt. Der Beginn der 3. Welle um den 22.2. korrespondiert gut mit dem erneuten Anstieg der Neuaufnahmen auf ICU Anfang März. Im Gegensatz dazu erscheint die zeitliche Entwicklung der Neuinfektionen zwischen dem 16.3. und dem 14.4. (mit einem Bruchpunkt am 28.3.) wenig plausibel. Im gleichen Zeitraum war

in den meisten Bundesländern ein kontinuierlicher Anstieg der Neuaufnahmen auf ICU zu beobachten (Abb. 1.1). Hier könnte durch die problematische Melde- und Testsituation um Ostern herum ein Ergebnis entstanden sein, welches das Infektionsgeschehen nicht korrekt abbildete.

Auffallend ist weiter die Trendwende der Neuinfektionen in der zweiten Aprilwoche. Eine zeitgleiche Trendwende findet sich auch bei den Neuaufnahmen auf ICU in sechs Bundesländern. Berücksichtigt man jedoch die Zeitverzögerung zwischen dem Zeitpunkt der Infektion und der Aufnahme auf ICU (6-8 Tage), so wird klar, dass die gesamtdeutsche Trendwende bei der Zahl an Neuinfektionen über alle Altersgruppen hinweg in der zweiten Aprilwoche nicht mit dem Rückgang bei der Zahl an Neuaufnahmen auf ICU in direktem Zusammenhang steht. Es ist vielmehr anzunehmen, dass in bestimmten Altersgruppen bzw. Bundesländern eine Trendwende bei der Zahl an Neuinfektionen bereits vor der zweiten Aprilwoche stattfand.

1.2.2 Bayern

Abbildung 1.3. Bruchpunktanalyse der Daten zu den geschätzten Neuinfektionen in Bayern. Die Grafik zeigt den Gesamtverlauf mit den geschätzten Bruchpunkten (blaue Linien), die eine Trendänderung markieren (Panel A), sowie die Entwicklung innerhalb sechs Altersgruppen (Panel B).



Das Ergebnis der Analyse für Bayern ist in Abbildung 1.3 dargestellt. Man erkennt den Beginn der dritten Welle am 7.2. mit einer weiteren Beschleunigung des Infektionsgeschehens ab dem 1.3. Ein Anstieg der Neuaufnahmen auf ICUs ist dagegen erst ab Anfang März erkennbar (siehe Abbildung 1.1). Bei Betrachtung der Meldeinzidenz in den Altersgruppen (Abbildung 1.3 B) ist zu erkennen, dass die dritte Welle die Hochrisikogruppen (66-79 und >80 Jährige) erst mit einer gewissen Verzögerung erreicht hat. Bei dieser Betrachtung ist weiter auffällig, dass die Meldeinzidenz in den oberen Altersgruppen im Verlauf der dritten Welle deutlich unter den Zahlen der jüngeren Altersgruppen geblieben ist. Dies passt zu dem Befund, dass bei insgesamt vergleichbaren Inzidenzzahlen in der zweiten und dritten Welle, die Belastung der Intensivstationen in der dritten Welle deutlich geringer ausgefallen ist.

Ähnlich wie bei den deutschen Daten, resultiert aus der Auswertung der Meldedaten ein zwischenzeitlicher Rückgang der geschätzten Neuinfektionen zwischen dem 17. März und dem 9. April. Dieser passt nicht zu dem Verlauf der Neuaufnahmen auf die ICUs und es ist

davon auszugehen, dass auch hier Artefakte bedingt durch das Meldegeschehen während der Ostertage auftreten.

Der Zeitpunkt einer eindeutigen Trendwende zum Rückgang der Fallzahlen wird bzgl. der Zahl an Neuinfektionen für den 8.4. geschätzt. Der entsprechende Wert für das Datum der letzten Trendänderung der ICU-Neuaufnahmen ist der 9.4 (Tabelle 1.1). Wegen der Zeitverzögerung zwischen dem Zeitpunkt der Infektion und der Aufnahme auf ICU (6-8 Tage), wäre hier eigentlich ein größerer Unterschied zu erwarten. Gründe dafür können die statistische Unsicherheit, sowohl in den Daten als auch in den angewandten Modellen sein.

Insgesamt zeigen die Analysen die Problematik einer ausschließlichen Verwendung der Inzidenzwerte als Indikatoren für das Pandemiegeschehen bzw. die Belastung des Gesundheitssystems. Hauptgrund dafür ist aus unserer Sicht die Problematik einer sich ändernden Dunkelziffer, siehe dazu auch Brinks et al (2020), und Schneble et al (2020). Diese Problematik kann auch nicht dadurch beherrscht werden, wenn Meldeverzug und Inkubationszeit durch statistische Modelle berücksichtigt werden.

2. Assoziation zwischen Inzidenz und Neuaufnahmen auf Intensivstationen

Maximilian Weigert, Hannah Kümpel, Wolfgang Hartl, Helmut Küchenhoff

Die 7-Tage-Meldeinzidenz, deren Problematik bereits in früheren Berichten ausführlich diskutiert wurde, und die Anzahl der Neuaufnahmen auf Intensivstationen werden als zwei zentrale Kennzahlen zur Beschreibung des Pandemieverlaufs angesehen. Ergänzend zu dem in [CODAG-Bericht Nr. 13](#) betrachteten grafischen Vergleich wird die Entwicklung des Zusammenhangs zwischen diesen beiden Indikatoren im Zeitraum von November 2020 bis Anfang Mai 2021 anhand der auf Bundeslandebene vorliegenden Informationen nun modellbasiert analysiert. Die Modellierung erfolgt durch additive Regressionsmodelle. Als Zielgröße verwenden wir die Anzahl der Neuaufnahmen auf Intensivstationen (im Folgenden nur noch "Neuaufnahmen" genannt), die durch das in CODAG-Bericht Nr. 13 beschriebene Verfahren geschätzt wird und gegenüber der 7-Tage-Meldeinzidenz als die robustere Kennzahl angesehen werden kann. Genauer werden die wöchentlichen Neuaufnahmen pro 100.000 Einwohner in Bundesland i ($i = 1, \dots, 13$) zum Zeitpunkt t ($t = 1, \dots, T$) anhand der 7-Tage-Inzidenz durch das Modell

$$E(\text{Neuaufnahmen}_{it}) = \beta_0 + (\beta_{\text{Inzidenz}}(t)) \text{Inzidenz}_{it}$$

beschrieben, wobei β_0 den Intercept und $\beta_{\text{Inzidenz}}(t)$ einen linearen Effekt der Inzidenz bezeichnet, der sich über die Zeit ändern kann. $E(\text{Neuaufnahmen}_{it})$ bezeichnet den Erwartungswert der Neuaufnahmen.

Bei der 7-Tage-Meldeinzidenz wird zwischen der Gesamtbevölkerung und der Bevölkerungsgruppe über 60 Jahren unterschieden. Der Zusammenhang zwischen der Inzidenz in diesen Populationen und den ICU-Neuaufnahmen wird in zwei getrennten Modellen untersucht. Zusätzlich haben wir auch Modelle mit einem zeitlichen Verzug der wöchentlichen Neuaufnahmen von sieben bzw. vierzehn Tagen betrachtet. Da diese Modelle jedoch jeweils eine etwas niedrigere Modellgüte aufweisen, beschränken wir uns hier auf die Modellierung ohne Zeitverzug.

Abbildung 2.1 vergleicht für die einzelnen Bundesländer die beobachteten Verläufe der wöchentlichen Neuaufnahmen mit den durch die Regressionsmodelle vorhergesagten Neuaufnahmen. In den meisten Bundesländern lassen sich die größten Abweichungen bei beiden Modellen während der Weihnachtszeit feststellen, also genau für den Zeitraum, in dem die Aussagekraft der Inzidenz aufgrund einer unzuverlässigen Datensituation als stark eingeschränkt anzusehen ist. Dies bestätigt nochmals die im CODAG-Bericht Nr. 13 getätigten Schlussfolgerungen. Eine weitere Auffälligkeit ist, dass vor allem das Modell, welches die Inzidenz in der Gesamtbevölkerung als Einflussgröße verwendet, die Neuaufnahmen in einigen Bundesländer über den gesamten beobachteten Zeitraum systematisch unter- (z.B. Saarland, Berlin & Brandenburg) bzw. überschätzt (z.B. Baden-Württemberg, Bremen & Niedersachsen). Für das Saarland sind also beispielsweise durchgängig mehr Neuaufnahmen zu beobachten als auf Basis der beobachteten 7-Tage-Inzidenz zu erwarten wäre.

Abbildung 2.1: Vergleich des Verlaufs der beobachteten wöchentlichen Neuaufnahmen mit den durch die additiven Regressionsmodelle vorhergesagten Neuaufnahmen in den deutschen Bundesländern im Zeitraum von November 2020 bis Anfang Mai 2021. Dargestellt sind jeweils die Zahlen pro 100.000 Einwohner.



Datenquellen: Robert-Koch-Institut RKI, DIVI
Visualisierung: Statistisches Beratungslabor StaBLab, LMU München

Aufgrund der in Abbildung 2.1 erkennbaren systematischen Verzerrung erscheint die getroffene Annahme eines für alle Bundesländer identischen Zusammenhangs zwischen Inzidenz und Neuaufnahmen nicht sinnvoll. Da sich die einzelnen Bundesländer durch eine Vielzahl an Variablen (z.B. Ausmaß des Pandemiegeschehens, Maßnahmen zu dessen Bekämpfung, Intensität der Testungen, Altersstruktur der Infizierten) voneinander unterscheiden, sind unterschiedliche Zusammenhänge zwischen den beiden betrachteten Größen auch inhaltlich plausibel. Um solche bundeslandspezifischen Charakteristika abbilden zu können, werden die bisher betrachteten Regressionsmodelle folgendermaßen erweitert:

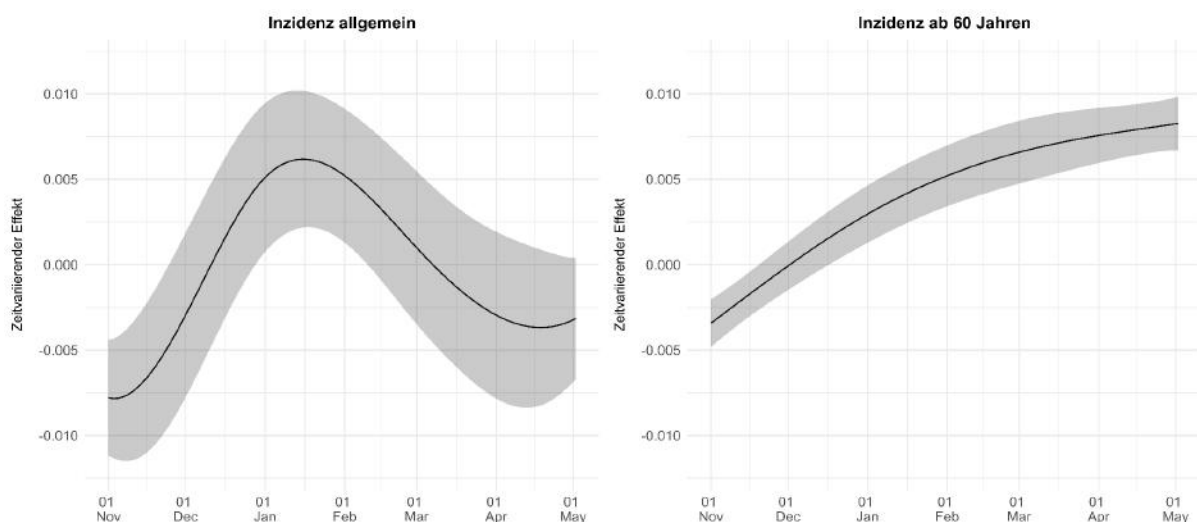
$$E(\text{Neuaufnahmen}_{it}) = \beta_0 + (\beta_{\text{Inzidenz},i} + \beta_{\text{Inzidenz}}(t)) \text{Inzidenz}_{it}$$

Während der über die Zeit variierende Inzidenzeffekt weiterhin über alle Bundesländer hinweg identisch ist, werden nun bundeslandspezifische lineare Inzidenzeffekte $\beta_{\text{Inzidenz},i}$ geschätzt, so dass sich nun im Gegensatz zur vorherigen Modellierung unterschiedlich stark ausgeprägte Inzidenzeffekte mit identischem zeitlichen Verlauf ergeben. Durch die Modellanpassung steigt der Anteil der erklärten Streuung der wöchentlichen Neuaufnahmen bei Verwendung der allgemeinen Inzidenz von 76% auf 89%, bei der Inzidenz der Über-60-Jährigen von 80% auf 91%. Diese klare Verbesserung des jeweiligen Modellfits kann als Indiz dafür aufgefasst werden, dass der bundeslandspezifische Inzidenzeffekt die

unbekannten bundeslandspezifischen Einflussgrößen adäquat berücksichtigt.

Abbildung 2.2 stellt die geschätzten zeitvariierenden Inzidenzeffekte für die beiden erweiterten Modelle dar. Sowohl bei der allgemeinen Inzidenz als auch bei der Inzidenz bei Über-60-Jährigen ist erst einmal ersichtlich, dass der Effekt und damit auch der Zusammenhang zwischen Inzidenz und Neuaufnahmen im Zeitverlauf nicht konstant ist. Beim Modell für die allgemeine Inzidenz lässt sich zunächst eine Zunahme des Inzidenzeffektes feststellen, bevor er sich ab Ende Januar abschwächt und sich ab Ende März auf einem annähernd konstanten Niveau einpendelt. Beim Modell für die Inzidenz bei Über-60-Jährigen zeigt sich ein anderer Verlauf mit einer kontinuierlichen und eher moderaten Zunahme des Inzidenzeffektes im gesamten betrachteten Zeitraum. Inhaltlich bedeutet dieser ansteigende Effekt, dass bei vergleichbarer Inzidenz in der Bevölkerungsgruppe über 60 Jahren die erwarteten wöchentlichen Neuaufnahmen pro 100,000 Einwohner kontinuierlich über die Zeit zunehmen.

Abbildung 2.2: Geschätzte zeitvariierende Effekte der Inzidenz auf die Anzahl der Neuaufnahmen in der Gesamtbevölkerung (links) und in der Bevölkerungsgruppe ab 60 Jahren (rechts) für den Zeitraum von November 2020 bis Anfang Mai 2021.



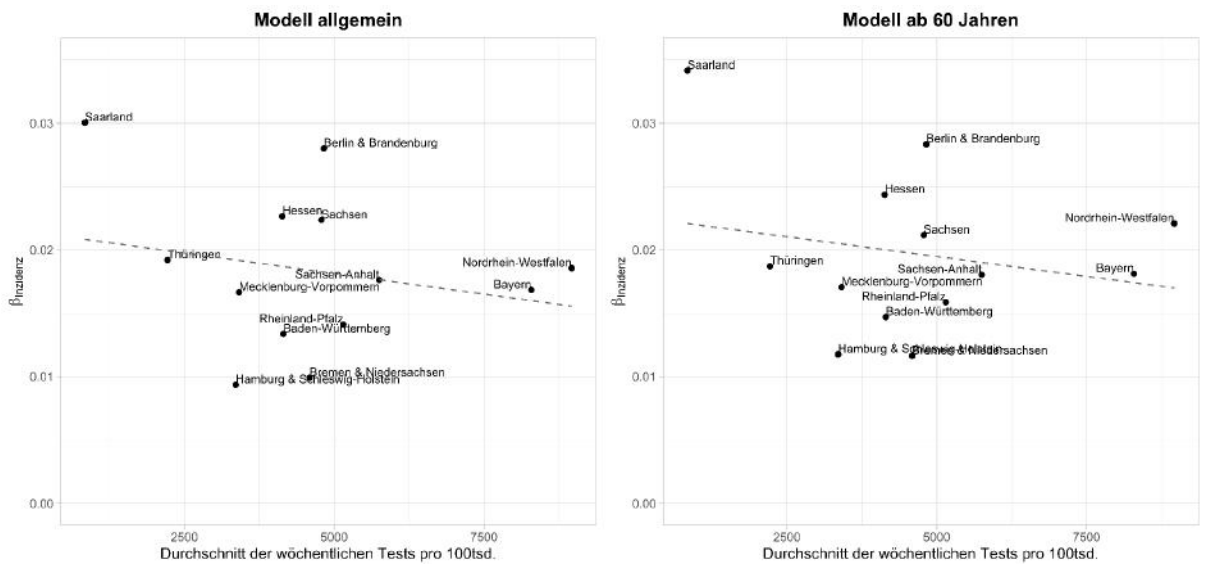
Datenquellen: Robert-Koch-Institut RKI, DIVI
Visualisierung: Statistisches Beratungslabor StaBLab, LMU München

Eine Erklärung für die geschätzten zeitlichen Entwicklungen der Inzidenzeffekte stellen Veränderungen in der Altersstruktur bei Coronainfizierten und sekundär bei Intensivpatienten dar. Der abnehmende Effekt der allgemeinen 7-Tage-Inzidenz nach der zweiten Pandemiewelle lässt sich dadurch begründen, dass sich das Infektionsgeschehen seit Beginn des Jahres verstärkt von älteren zu jüngeren Bevölkerungsgruppen verlagerte, die seltener schwerwiegende Krankheitsverläufe mit Intensivbehandlung aufweisen (siehe [CODAG-Bericht Nr. 11](#)). Diese veränderte Altersstruktur spiegelt sich auch in der 7-Tage-Inzidenz wieder, so dass bei vergleichbarer Inzidenz eine geringere Anzahl an Neuaufnahmen erwartet wird. Die Erklärung für den zunehmenden Inzidenzeffekt bei den Über-60-Jährigen beruht vermutlich auf einer über die Zeit variierenden, unterschiedlichen Inzidenz bei den Altersgruppen der 60- bis 80-Jährigen und der Über-80-Jährigen. Bei den 60- bis 80-Jährigen ist bei gleicher Krankheitschwere die Wahrscheinlichkeit für eine

intensivmedizinische Behandlung höher als bei den Über-80-Jährigen (Patientenverfügung, Bevollmächtigte). Mit zunehmendem Rückgang der Inzidenzen bei den Über-80-Jährigen im Beobachtungszeitraum, und mit relativem Überwiegen der Inzidenzen bei den 60- bis 80-Jährigen ist – bezogen auf alle Über-60-Jährigen und bei gleicher Inzidenz – von einer Zunahme des Über-60-Inzidenzeffektes auszugehen.

Die bundeslandspezifischen Inzidenzeffekte korrigieren die Unter- bzw. Überschätzung in den Modellen, bei denen diese spezifischen Effekte nicht berücksichtigt wurden. Eine Unterschätzung geht tendenziell mit einem höheren Effekt und eine Überschätzung mit einem niedrigeren Effekt einher. So weist das Saarland als dasjenige Bundesland, bei dem sich die auffälligste Unterschätzung zeigte, den höchsten Effekt auf.

Abbildung 2.3: Streudiagramm zwischen der geschätzten bundeslandspezifischen Inzidenzeffekte und der mittleren Anzahl an durchgeführten PCR-Tests im Zeitraum von November 2020 bis April 2021 für die Modelle mit der Inzidenz in der Gesamtbevölkerung und der Inzidenz in der Bevölkerung ab 60 Jahren mit eingezeichneter Regressionsgerade (gestrichelte Linie)



Ein Teil des bundeslandspezifischen Inzidenzeffektes kann durch eine zwischen den Bundesländern variierende Dunkelziffer bezüglich der Inzidenz erklärt werden. Diese kann jedoch nicht direkt angegeben werden. Als Alternative kann die Anzahl der durchgeführten PCR-Tests als quantifizierbare Größe verwendet werden, die vermutlich eng mit der Dunkelziffer korreliert und auf wöchentlicher Basis durch das RKI bereitgestellt wird⁵. In Abbildung 2.3 werden die geschätzten bundeslandspezifischen Inzidenzeffekte der durchschnittlichen Anzahl an wöchentlich durchgeführten PCR-Tests pro 100.000 Einwohnern in den vergangenen sechs Monaten gegenübergestellt. Insgesamt lässt sich hier ein leicht negativer Zusammenhang zwischen den betrachteten Größen erkennen (Bravais-Pearson-Korrelation $r = -0.23$ für die allgemeine Inzidenz bzw. $r = -0.21$ für die Inzidenz bei Über-60-Jährigen). Eine höhere Anzahl an durchgeführten Tests, also eine damit verbundene niedrigere Dunkelziffer, führt somit tendenziell zu einem niedrigeren

⁵ <https://ars.rki.de/Content/COVID19/Archiv.aspx>

bundeslandspezifischen Inzidenzeffekt. Die Aussagekraft dieser Betrachtung ist jedoch dahingehend eingeschränkt, dass die zur Verfügung stehenden Informationen zu den PCR-Tests einige Unsicherheiten aufweisen, da nicht alle Testungen eindeutig einem Bundesland zugewiesen werden können und sich die Abdeckung zwischen den Bundesländern gemäß RKI unterscheidet.

Zusammenfassend lässt sich durch unsere Analyse eindeutig feststellen, dass sich der Zusammenhang zwischen der 7-Tage-Meldeinzidenz (sowohl bei der Gesamtbevölkerung als auch bei der Bevölkerung ab 60 Jahren) und der Anzahl der Neuaufnahmen auf Intensivstationen in den vergangenen sechs Monaten verändert hat. Die Entwicklung des Zusammenhangs steht in Einklang mit Veränderungen der Altersstruktur der Coronainfizierten. Bundeslandspezifische Unterschiede im Zusammenhang der beiden betrachteten Kennzahlen können u.a. durch unterschiedliche Dunkelziffern bzw. unterschiedliche Teststrategien erklärt werden. Zusätzlich ist jedoch von einer Vielzahl von weiteren Einflussgrößen auszugehen, deren genaue Aufschlüsselung nur sehr schwer möglich ist.

3. Ein weiteres Update über altersspezifisch Mortalitätsraten in Deutschland

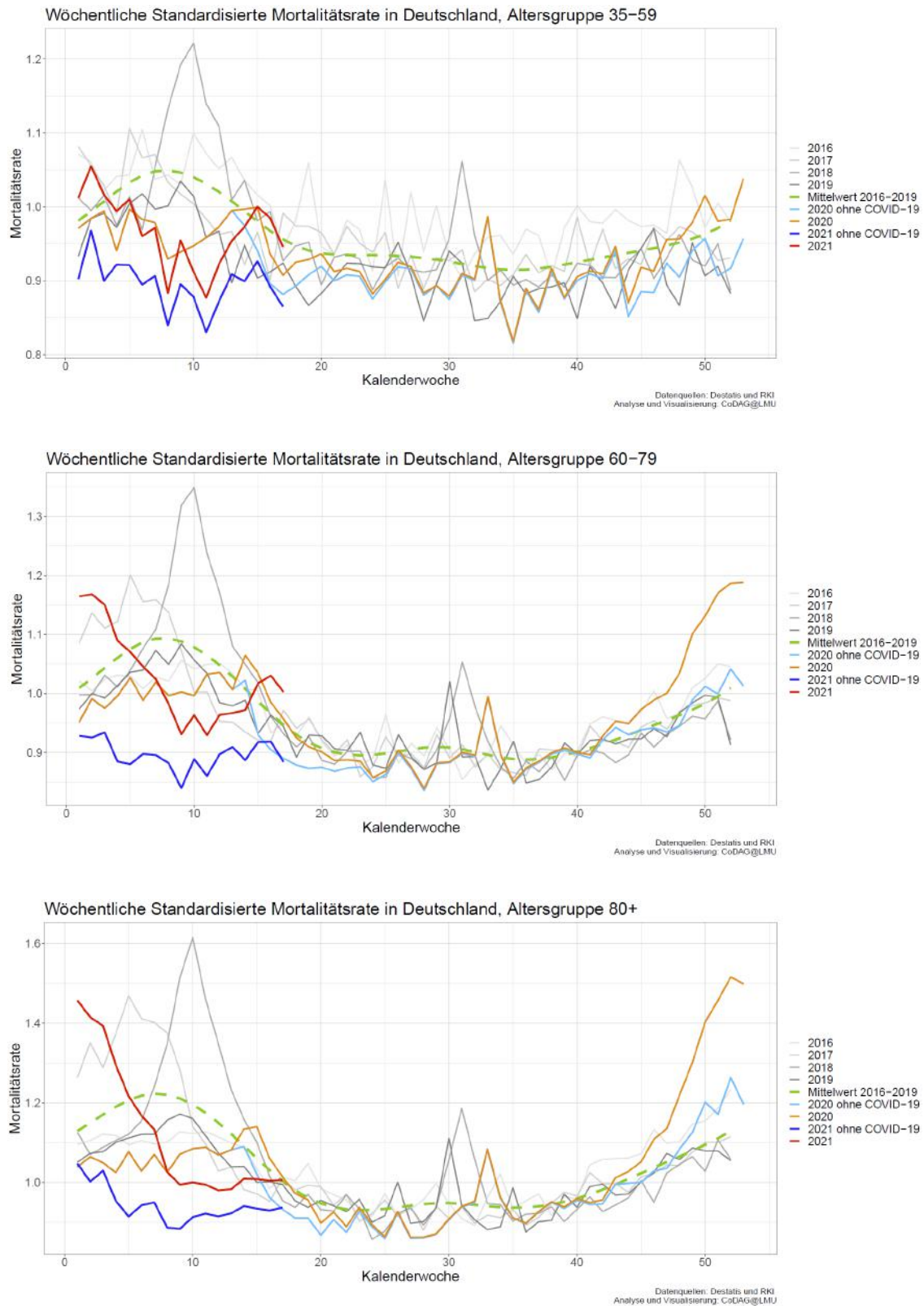
Giacomo De Nicola, Göran Kauermann, Ursula Berger

In den vergangenen CODAG-Berichten haben wir regelmäßig die standardisierten Mortalitätskurven für verschiedene Altersgruppen und Regionen verfolgt. Insbesondere haben wir gezeigt, wie in den letzten Wochen des Jahres 2020 und den allerersten Wochen des Jahres 2021 eine starke Übersterblichkeit zu beobachten war, mit einem Anstieg der Sterblichkeit um bis zu 50% in der ältesten Altersgruppe. Diesem Anstieg folgte ein ebenso schneller Rückgang zu Beginn des Jahres 2021, so dass Ende Februar in allen Alterskohorten tatsächlich eine Untersterblichkeit zu verzeichnen war. Im [CODAG-Bericht Nr. 13](#) konnten wir dann beobachten, wie diese signifikante Untersterblichkeit über die Wochen 10-13 anhielt, wobei die Sterblichkeitsraten über diese Wochen ungefähr konstant und unter dem Mittelwert der vergangenen Jahre blieben. **Die aktuellen Daten zeigen, dass die standardisierten Sterblichkeit in Deutschland im Moment (bis KW 17) in den Altersgruppen der Über-80 Jährigen dem Durchschnitt der Jahre 2016 bis 2019 entspricht. In der Gruppe der 60 - 79 Jährigen verzeichnen wir im Moment eine leichte Übersterblichkeit von etwa 5%. Normale Sterblichkeiten sehen wir in der Gruppe der 35 - 59 Jährigen.**

In Abbildung 3.1. zeigen wir die aktuellen wöchentlichen Sterberaten nach entsprechender Altersadjustierung. Wir setzen dabei die Altersadjustierung des Jahres 2020 auch für die ersten Wochen des Jahre 2021 fort, um eine bessere Vergleichbarkeit zu gewährleisten (siehe auch [CODAG-Bericht Nr. 6](#)). Die orangen Kurven stellen die Sterberaten im Jahr 2020 dar, diese werden im Jahr 2021 durch rote Kurven fortgesetzt. Die hellblauen bzw. blauen Kurven zeigen die Sterblichkeiten nach Abzug der COVID-19-Todesfälle in 2020 bzw. 2021. Die Sterberaten der Jahre 2016 bis 2019 sind als graue Linien gezeigt, die grün gestrichelte Linie gibt ihren Durchschnitt an.

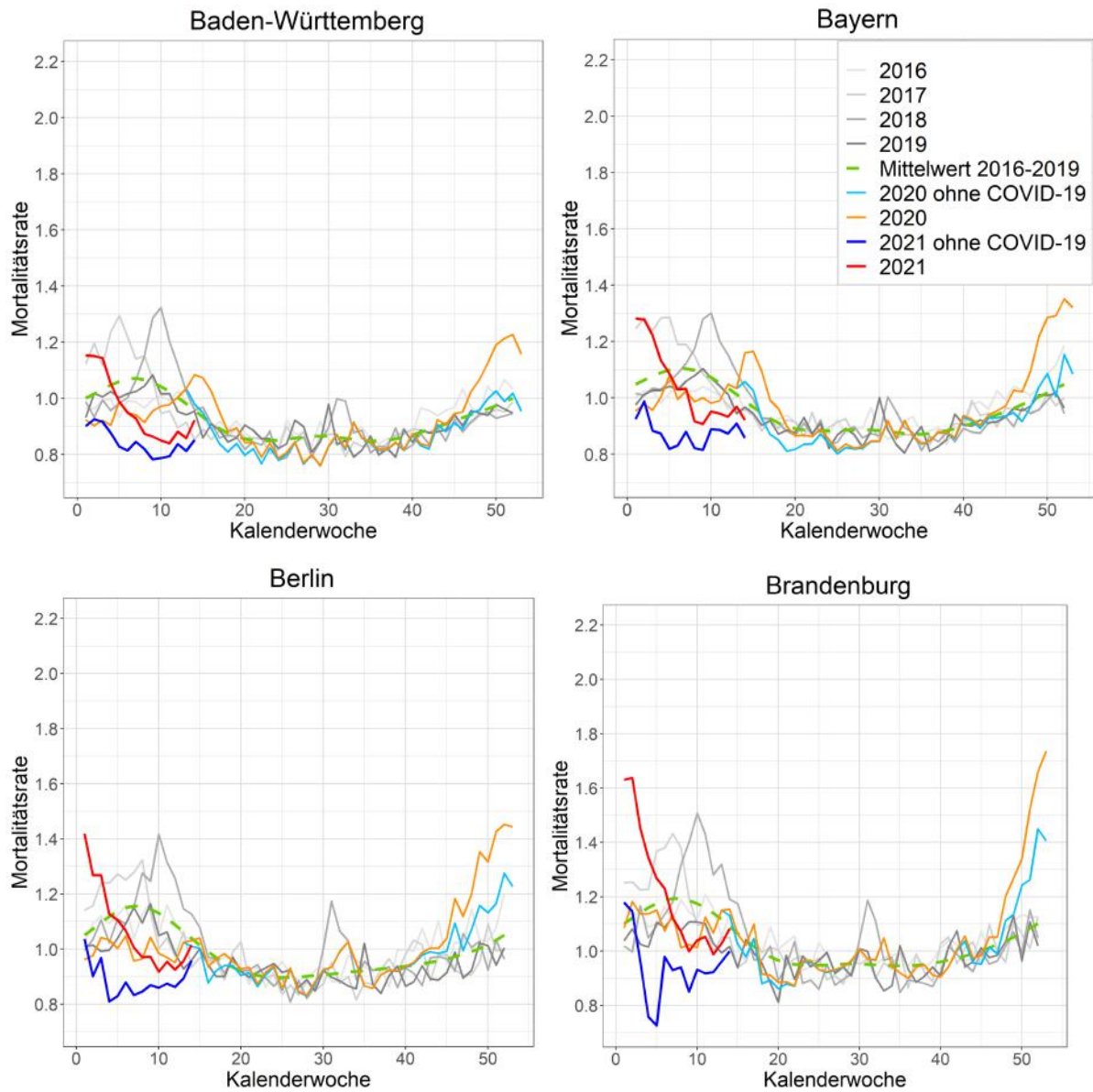
Die Übersterblichkeiten sind zum Jahreswechsel abgeklungen und ab der 7. Kalenderwoche gab es bis zur 13. Woche eine Untersterblichkeit, d.h. in den einzelnen Altersgruppen starben weniger Menschen als erwartet; die roten Kurven lagen unter dem grün gestrichelten Durchschnitt. Ab KW 10 hat die Untersterblichkeit nachgelassen und sich dem Mittelwert der vergangenen Jahre angenähert.

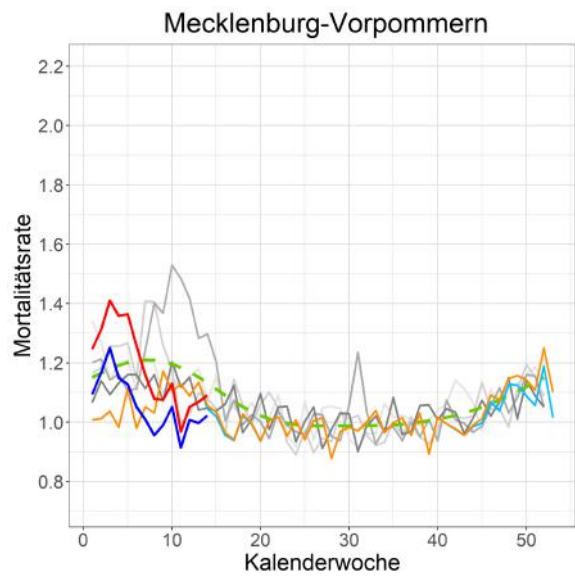
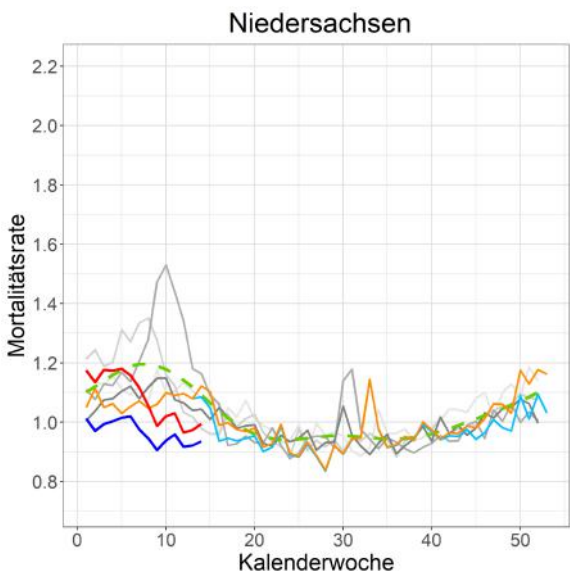
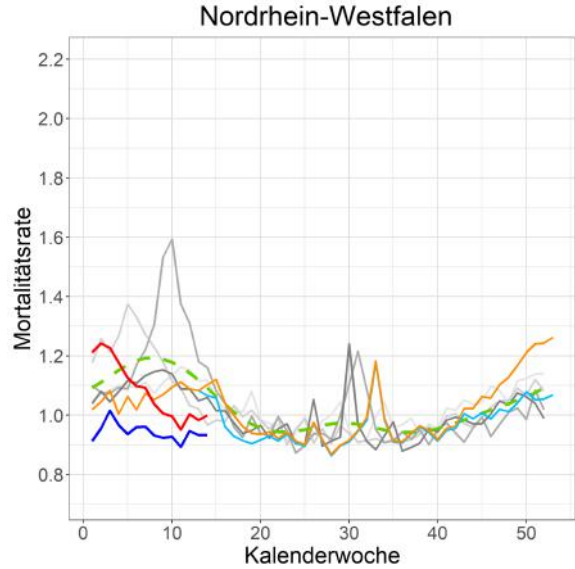
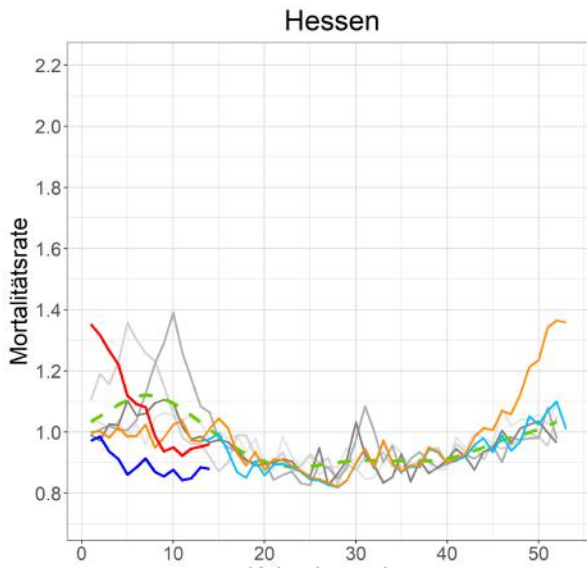
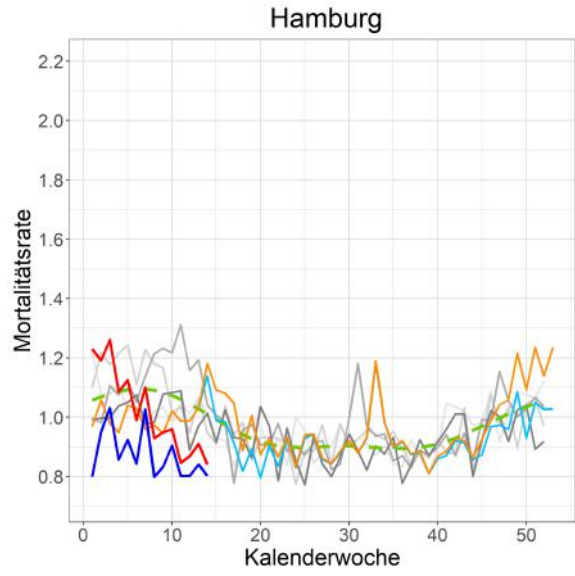
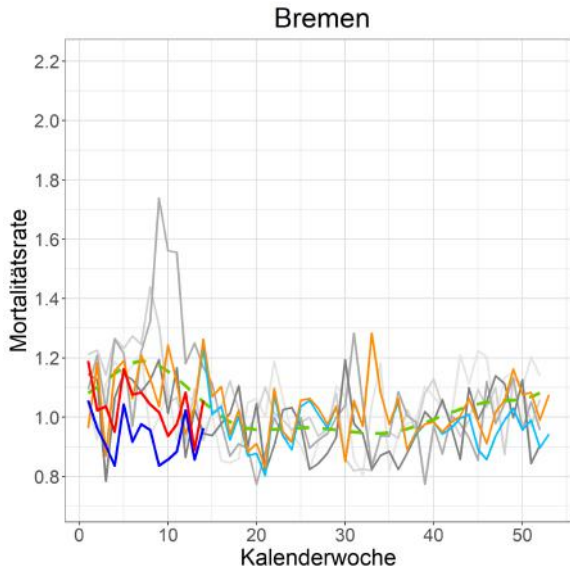
Abbildung 3.1. Standardisierte Mortalitätsraten in Deutschland für unterschiedliche Altersgruppen. Die rote/orange Kurve zeigt die Gesamtsterblichkeit 2021/20 in Deutschland. Die blaue/hellblaue Kurve zeigt die Sterbefälle OHNE COVID-19 Bezug. Die grüne Kurve gibt den Mittelwert der Jahre 2016 - 2019 wieder. Die standardisierten Sterblichkeiten der Jahre 2016 - 2019 sind in grau skizziert.

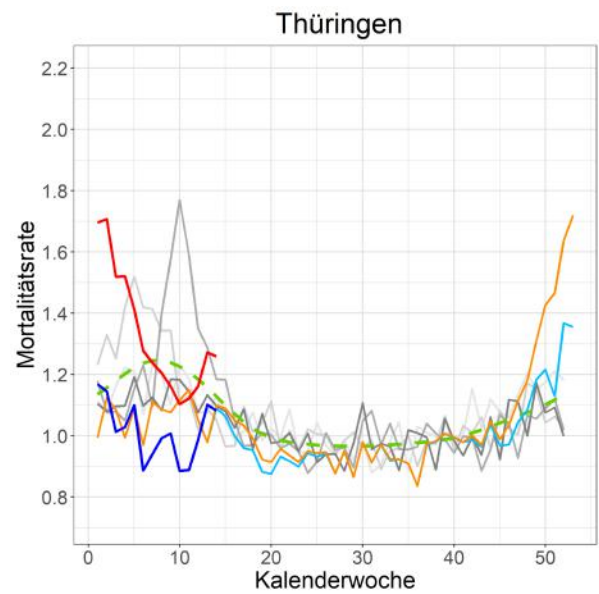
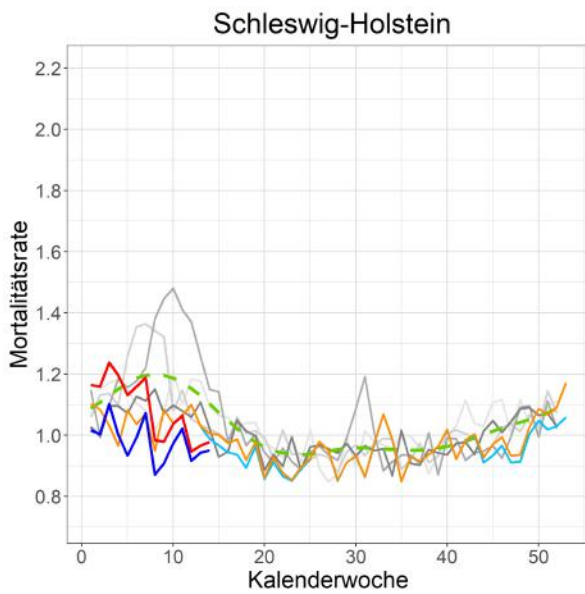
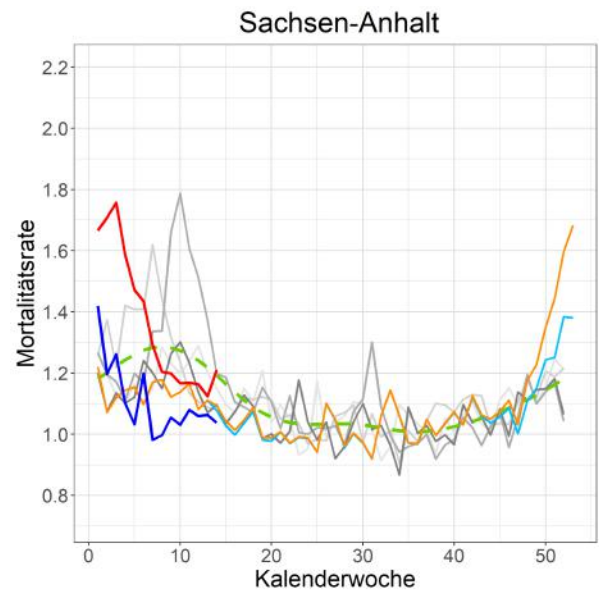
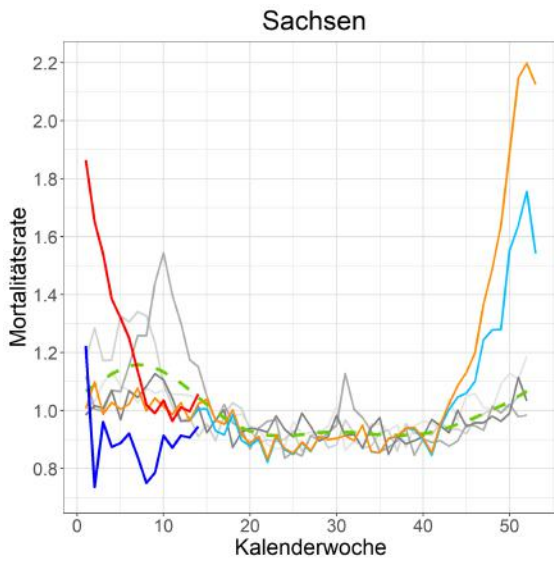
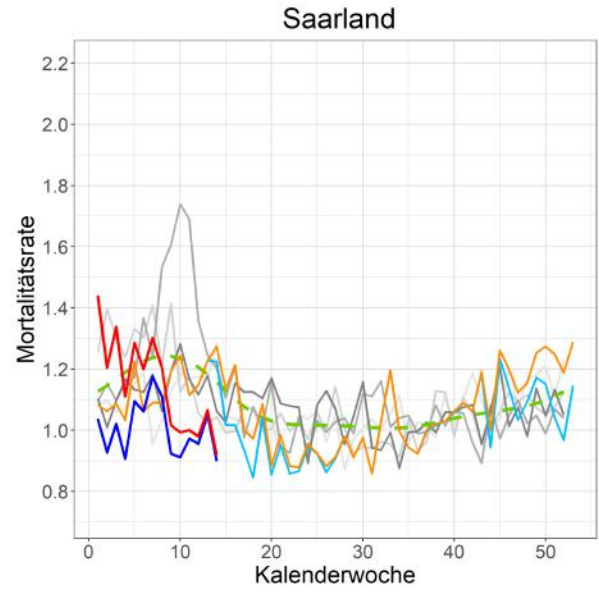
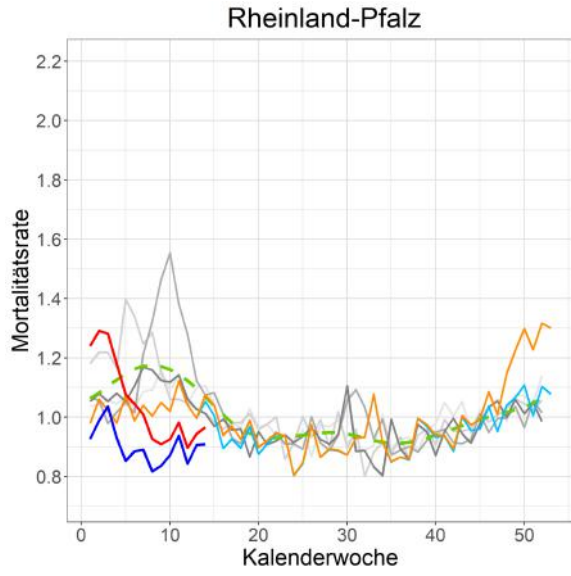


Wir erweitern die Analysen nun auf die einzelnen Bundesländer. Dazu stellen wir die standardisierten Mortalitätskurven für alle 16 Bundesländer getrennt dar. Dies ist in Abbildung 3.2. gezeigt. Die Daten liegen bis KW 14 vor. Wir arbeiten die wichtigsten Erkenntnisse heraus. **In Baden-Württemberg und Bayern liegt bis zur Kalenderwoche 14 weiterhin tendenziell eher eine Untersterblichkeit vor.** In Berlin, Brandenburg, Bremen, Hessen und Mecklenburg-Vorpommern entspricht die Sterblichkeit in KW 14 etwa der durchschnittlichen Sterblichkeit der Jahre 2016-2019. Dies trifft auch auf die Bundesländer Sachsen und Sachsen-Anhalt zu, bei denen die ausgeprägte Übersterblichkeit zum Jahreswechsel schnell abgeklungen ist. **In zahlreichen Bundesländern beobachtet man aktuell eine Untersterblichkeit von circa 10 %.** Dies trifft auf die Bundesländer Hamburg, Nordrhein-Westfalen, Niedersachsen und Rheinland-Pfalz zu. **Im Saarland beträgt die aktuelle Untersterblichkeit sogar ca 20 %.** **Einzig in Thüringen beobachtet man in KW 14 eine Übersterblichkeit, diese beträgt circa 10 %.** Die Ergebnisse spiegeln wider, dass die Covid-19 Pandemie im Moment in Deutschland keine Problematik in Bezug auf Übersterblichkeit darstellt.

Abbildung 3.2. Standardisierte Mortalitätsraten für alle Bundesländer. Die rote bzw. orange Kurve zeigt die Sterblichkeit in 2021 bzw. 2020. Die blaue/hellblaue Kurve zeigt die Sterbefälle OHNE COVID-19 Bezug für 2021 und 2020. Die grüne Kurve gibt den Mittelwert der Jahre 2016 - 2019 wieder. Die standardisierten Sterblichkeiten der Jahre 2016 - 2019 sind in grau skizziert.







Literatur

R. Brinks, H. Küchenhoff, J. Timm, T. Kurth, A. Hoyer.

Epidemiological measures for informing the general public during the SARS-CoV-2-outbreak: simulation study about bias by incomplete case-detection
medRxiv, 2020. <https://doi.org/10.1101/2020.09.23.20200089>

Günther, F., Bender, A., Katz, K., Küchenhoff, H., & Höhle, M. *Nowcasting the COVID-19 pandemic in Bavaria*. Biometrical Journal. 2020, <https://doi.org/10.1002/bimj.202000112>

Günther, F. *Code to estimate the daily numbers of new ICU admissions from the number of occupied beds*. 2021, https://github.com/FelixGuenther/backcalc_icu

Küchenhoff, H., Günther, F., Höhle, M. und Bender, A. *Analysis of the early COVID-19 epidemic curve in Germany by regression models with change points*. Epidemiology and Infection, 2021 Vol 149, e68. DOI: <https://doi.org/10.1017/S0950268821000558>

Schneble, M., De Nicola G., Kauermann, G. und Berger, U. 2021. Spotlight on the dark figure: Exhibiting dynamics in the case detection ratio of COVID-19 infections in Germany. <https://www.medrxiv.org/content/10.1101/2020.12.23.20248763v2>

Schneble, M., De Nicola, G., Kauermann, G., & Berger, U. *Nowcasting fatal COVID-19 infections on a regional level in Germany*. Biometrical Journal. 2020. <https://doi.org/10.1002/bimj.202000143>