

UMWELT UND GESUNDHEIT

04/2025

Abschlussbericht

# DAS: Weiterentwicklung und Harmonisierung des Indikators zur hitzebedingten Übersterblichkeit in Deutschland

Kurztitel: „Hitzebedingte Übersterblichkeit - Methodenweiterentwicklung“

von:

Dr. Matthias an der Heiden, Sebastian Buchien und Claudia Winklmayr  
Robert Koch-Institut, Berlin

Herausgeber:

Umweltbundesamt



UMWELT UND GESUNDHEIT 04/2025

Ressortforschungsplan des Bundesministeriums für  
Umwelt, Naturschutz und nukleare Sicherheit

Forschungskennzahl 3720 48 203 1  
FB001738

Abschlussbericht

## **DAS: Weiterentwicklung und Harmonisierung des Indikators zur hitzebedingten Übersterblichkeit in Deutschland**

Kurztitel: „Hitzebedingte Übersterblichkeit -  
Methodenweiterentwicklung“

von

Dr. Matthias an der Heiden, Sebastian Buchien und Claudia Winklmayr  
Robert Koch-Institut, Berlin

Im Auftrag des Umweltbundesamtes

## Impressum

### Herausgeber

Umweltbundesamt  
Wörlitzer Platz 1  
06844 Dessau-Roßlau  
Tel: +49 340-2103-0  
Fax: +49 340-2103-2285  
[buergerservice@uba.de](mailto:buergerservice@uba.de)  
Internet: [www.umweltbundesamt.de](http://www.umweltbundesamt.de)

### Durchführung der Studie:

Robert Koch-Institut  
Seestraße 10  
13353 Berlin

### Abschlussdatum:

Oktober 2024

### Redaktion:

Fachgebiet II 1.5, Umweltmedizin und gesundheitliche Bewertung  
Dr. Hans-Guido Mücke

DOI: <https://doi.org/10.60810/openumwelt-7761>

ISSN 1868-4340

Dessau-Roßlau, Juni 2025

Die Verantwortung für den Inhalt dieser Veröffentlichung liegt bei den Autorinnen und Autoren.



### **Kurzbeschreibung: DAS: Weiterentwicklung und Harmonisierung des Indikators zur hitzebedingten Übersterblichkeit in Deutschland**

Im Rahmen des Projekts konnte bestätigt werden, dass die zur wochengenauen Auswertung verwendeten generalisierten additiven Modelle mit Verzögerung den Effekt der Dauer von Hitzewellen auf die Mortalität durch die multiplikative Struktur bereits relativ gut abbilden. Der Vergleich zwischen Modellen unterschiedlicher Auflösung zeigte, dass eine tagesgenaue Modellierung die Anzahl hitzebedingter Sterbefälle präziser schätzen kann. Insbesondere in Jahren mit kurzen Hitzeperioden werden die Schätzungen durch eine tagesgenaue Analyse vollständiger. Als Schwellenwert erweitern wir das Kriterium für die wochengenauen Auswertungen um auf Basis der Eigenschaften der Expositions-Wirkungskurven zwischen nur wärmeassoziierten und hitzebedingten Sterbefällen zu unterscheiden.

Die Analyse der hitzebedingten Mortalität in städtischen und ländlichen Regionen bestätigte eine stärkere Hitzeexposition in Städten, vermutlich bedingt durch die reduzierte nächtliche Abkühlung (Wärmeinseleffekt), vornehmlich in West- und Süddeutschland. Eine gegebene Wochenmitteltemperatur führte unabhängig vom Kreistyp zu einer sehr ähnlichen Wirkung auf die Mortalität. Die Schadstoffbelastung scheint daher keinen großen Unterschied zu machen. Eine Analyse der Unterschiede hitzebedingter Mortalität zwischen Männern und Frauen zeigte, dass der höhere Anteil von Frauen in den höheren Altersgruppen zu höheren Anzahlen hitzebedingter Sterbefälle bei Frauen führt. Darüber hinaus fanden wir in den 1990er Jahren und auch bis zum Jahr 2003 in manchen Regionen Deutschlands eine stärkere Hitzewirkung auf die Sterblichkeit von Frauen. Diese Unterschiede zwischen Männern und Frauen glichen sich nach dem Jahr 2003 aber an, so dass beide Geschlechter seitdem etwa gleich stark von hitzebedingter Sterblichkeit betroffen sind. Im Vergleich über die drei Dekaden seit 1992 zeigte sich insgesamt ein leicht rückläufiger Trend der Hitzewirkung in Deutschland. Entsprechend zeigt sich ein weniger starker Anstieg der Anzahl hitzebedingter Sterbefälle in diesem Zeitraum als aufgrund der steigenden Temperaturen in der Folge des Klimawandels zu erwarten gewesen wäre.

**Abstract: DAS: Methodological development and harmonization of the indicator of heat-related excess mortality in Germany**

The project was able to confirm that the generalised additive models with delay used for weekly analysis well reflect the effect of the duration of heat waves on mortality through the multiplicative structure. The comparison between models of different resolution showed that a day-based modelling can estimate the number of heat-related deaths more precisely.

Particularly in years with short heat waves, the estimates become more complete with a day-based analysis. As a threshold, we propose a new criterion based on the characteristics of the exposure-response curves to distinguish between heat-associated and heat-related deaths.

The analysis of heat-related mortality in urban and rural areas confirmed a higher exposure to heat in cities, presumably due to the reduced night time cooling (heat island effect), especially in western and southern Germany. A given weekly mean temperature had a very similar effect on mortality, regardless of district type. The pollutant load therefore does not seem to make much difference. An analysis of the differences in heat-related mortality between men and women showed that the higher proportion of women in the older age groups led to higher numbers of heat-related deaths among women. Furthermore, we found a stronger heat effect on mortality among women in some regions of Germany in the 1990s and up to 2003. These differences between men and women became more equal after 2003, however, so that since then both sexes have been affected by heat-related mortality to roughly the same extent. When comparing the decades, there was a slight overall downward trend in the effect of heat in Germany. A comparison of the three decades since 1992 shows a slight overall downward trend in the impact of heat in Germany. Accordingly, there has been less of an increase in the number of heat-related deaths during this period than would have been expected due to rising temperatures as a result of climate change.

## Inhaltsverzeichnis

Abbildungsverzeichnis.....	8
Tabellenverzeichnis .....	10
Abkürzungsverzeichnis.....	10
Zusammenfassung.....	12
Summary .....	17
1 Hintergrund und Problemstellung.....	22
2 Ziel und Gegenstand des Forschungsprojekts.....	23
2.1 Weiterentwicklung des bisherigen Modells .....	23
2.2 Verbesserung der räumlichen Auflösung.....	23
2.3 Weitere Einflussfaktoren .....	23
3 Aufgabenstellung / Arbeitspakete .....	25
3.1 Arbeitspaket I.....	25
3.1.1 Modell.....	25
3.1.2 Ausweitung der Schätzung hitzebedingter Mortalität auf den Zeitraum 2018 bis 2021 .....	26
3.1.3 Effekt der Dauer von Hitzeperioden auf die wöchentliche Mortalität .....	27
3.1.4 Zeitnahe Auswertung der hitzebedingten Mortalität für das Jahr 2022 .....	29
3.1.5 Austausch mit Partnern des EUROMoMo-Netzwerks zum Vergleich hitzebedingter Mortalität in anderen europäischen Staaten .....	30
3.1.6 Modelle mit unterschiedlicher zeitlicher Auflösung.....	32
3.1.7 Vergleich verschiedener Schwellenwerte zur Definition der Hintergrundmortalität .....	40
3.2 Arbeitspaket II.....	48
3.2.1 Vergleich der Abhängigkeit von ausgewählten DWD-Wetterstationen durch Modellierung auf Basis des E-OBS Datensatz .....	48
3.2.2 Einfluss der Verstädterung auf die hitzebedingte Mortalität.....	49
3.2.3 Geschlechterunterschiede in der hitzebedingten Mortalität .....	63
3.3 Arbeitspaket III.....	75
3.3.1 Neuschätzung des Trends der Expositions-Wirkungsfunktion unter Berücksichtigung der Datenjahre 2018 bis 2020 .....	75
3.3.2 Untersuchung der Regionsabhängigkeit des Trends .....	75
4 Veranstaltungen .....	83
4.1 Projekttreffen und Workshops .....	83
4.1.1 Kickoff-Meeting am 12. Februar 2021 .....	83
4.1.2 Workshop „Hitze und Mortalität“ am 1. Juni 2021 .....	83

4.1.3	Workshop „Hitze und Mortalität“ am 17. November 2022.....	83
5	Quellenverzeichnis .....	84

## Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1:	Geschätzte Anzahl hitzebedingter Sterbefälle für den Zeitraum 1992 bis 2021 in Deutschland .....	27
Abbildung 2:	Vergleich von Modellen zur Dauer von Hitzeperioden .....	28
Abbildung 3:	Veränderung der hitzedingten Mortalität und der Exzess- Mortalität unter Berücksichtigung der Hitzedauer .....	29
Abbildung 4:	Geschätzte Anzahl hitzebedingter Sterbefälle für den Zeitraum 2012 bis 2022 in Deutschland .....	30
Abbildung 5:	Verlauf der Gesamtmortalität im Zeitraum 2006 bis 2020 in Deutschland, Israel und Norwegen .....	31
Abbildung 6:	Expositions-Wirkungskurven für Deutschland, Israel und Norwegen .....	32
Abbildung 7:	Gesamtmortalität im Sommer 2018 für verschiedene zeitliche Auflösungen.....	33
Abbildung 8:	Gesamtmortalität im Sommer 2019 für verschiedene zeitliche Auflösungen.....	33
Abbildung 9:	Beispiel Expositions-Wirkungskurven der gleichen Woche und der Vorwoche .....	34
Abbildung 10:	Expositions-Wirkungskurven unterschiedlicher Auflösung.....	35
Abbildung 11:	Kumulative Expositions-Wirkungskurve unterschiedlicher Auflösung.....	36
Abbildung 12:	Modellierte Verläufe der Sterbefallzahlen 2018 für verschiedene Auflösungen .....	37
Abbildung 13:	Modellierte Verläufe der Sterbefallzahlen 2019 für verschiedene Auflösungen .....	38
Abbildung 14:	Vergleich der Modellverläufe mit dem Verlauf der Sterbefallzahlen im Sommer 2018 .....	39
Abbildung 15:	Vergleich der Modellverläufe mit dem Verlauf der Sterbefallzahlen im Sommer 2019 .....	40
Abbildung 16:	Expositions-Wirkungskurven unterschiedlicher Auflösung.....	41
Abbildung 17:	Kumulative Expositions-Wirkungskurve mit Schwellenwerten	42
Abbildung 18:	Vergleich verschiedener Schwellenwerte zur Definition von Hitze.....	43
Abbildung 19:	Vergleich der geschätzten Anzahl hitzebedingter Sterbefälle für unterschiedliche Auflösungen.....	45
Abbildung 20:	Vergleich der geschätzten Anzahl Wärme-assoziierter Sterbefälle für unterschiedliche Schwellenwerte im tagesgenauen Modell.....	47

Abbildung 21:	Räumliche Verteilung der ausgewählten DWD-Stationen im Vergleich zur Auflösung der E-OBS-Daten.....	48
Abbildung 22:	Hitzebedingte Sterbefälle auf Basis von Stationsdaten und E-OBS Daten.....	49
Abbildung 23:	Räumliche Verteilung der siedlungsstrukturellen Kreistypen in Deutschland.....	51
Abbildung 24:	Räumliche Unterschiede der Wochenmitteltemperatur .....	53
Abbildung 25:	Temperaturverteilung heißer Tage im langjährigen Vergleich	54
Abbildung 26:	Differenzen räumlicher Unterschiede der Lufttemperaturdatensätze .....	55
Abbildung 27:	Boxplot räumliche Unterschiede der Luftschadstoffbelastung	56
Abbildung 28:	AIC Modellvergleich verwendeter Eingangsdatensätze .....	57
Abbildung 29:	AIC Modellvergleich der Abhängigkeit des Hitzeterms .....	58
Abbildung 30:	Vergleich hitzebedingter Mortalität und Übersterblichkeit während Hitzeperioden nach siedlungsstrukturellen Kreistypen .....	59
Abbildung 31:	Expositions-Wirkungskurven nach Kreistyp, Region und Zeitraum (Altersgruppe 75+) .....	60
Abbildung 32:	Expositions-Wirkungskurven nach Alter, Region und Zeitraum .....	61
Abbildung 33:	Jährliche hitzebedingte Mortalität nach siedlungsstrukturellen Kreistypen.....	62
Abbildung 34:	Zeitlicher Trend der hitzebedingten Mortalität nach siedlungsstrukturellen Kreistypen .....	63
Abbildung 35:	Anzahl Männer und Frauen im Jahr 2021 in Deutschland. ....	64
Abbildung 36:	Bevölkerungsanteile der Altersgruppen.....	65
Abbildung 37:	Verlauf Sterbefallzahlen und Mortalität (alle Altersgruppen) .	66
Abbildung 38:	Verlauf Sterbefallzahlen und Mortalität (85+) .....	66
Abbildung 39:	Verlauf Sterbefallzahlen und Mortalität (<65) .....	67
Abbildung 40:	Anzahl hitzebedingter Sterbefälle in Deutschland nach Geschlecht im Zeitraum 1992 bis 2022 .....	68
Abbildung 41:	Anzahl hitzebedingter Sterbefälle und hitzebedingte Mortalität für die Altersgruppen <65 und 85 im Zeitraum 1992 bis 2022	69
Abbildung 42:	Expositions-Wirkungskurven für Altersgruppe <65.....	71
Abbildung 43:	Expositions-Wirkungskurven für Altersgruppe 65-74 .....	72
Abbildung 44:	Expositions-Wirkungskurven für Altersgruppe 75-84 .....	73
Abbildung 45:	Expositions-Wirkungskurven für Altersgruppe 85+.....	74
Abbildung 46:	Trend der Expositions-Wirkungskurven über die Dekaden.....	75
Abbildung 47:	Überblick der verschiedenen Regionsunterteilungen .....	76
Abbildung 48:	Ergebnisse des Modellvergleichs nach AIC-Kriterium .....	78
Abbildung 49:	Trend der Expositions-Wirkungskurven im Zeitraum 1992 bis 2022 für Altersgruppe <65 .....	79

Abbildung 50:	Trend der Expositions-Wirkungskurven im Zeitraum 1992 bis 2022 für Altersgruppe 65-74 .....	80
Abbildung 51:	Trend der Expositions-Wirkungskurven im Zeitraum 1992 bis 2022 für Altersgruppe 75-84 .....	80
Abbildung 52:	Trend der Expositions-Wirkungskurven im Zeitraum 1992 bis 2022 für Altersgruppe 85+ .....	81
Abbildung 53:	Maximale Wochenmitteltemperatur pro Bundesland in den Jahren 1994 und 2003 .....	82

## Tabellenverzeichnis

Tabelle 1:	Geschätzte Anzahl hitzebedingter Sterbefälle (ohne Berücksichtigung von Altersgruppen) .....	45
Tabelle 2	Definition der siedlungsstrukturellen Kreistypen vom Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR).....	50

## Abkürzungsverzeichnis

Abkürzung	Erläuterung
AIC	Akaike Informations-Kriterium
BBSR	Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung
BIC	Bayesianisches Informations-Kriterium
BKG	Bundesamt für Kartographie und Geodäsie
BMU	Bundesministerium für Umwelt, Naturschutz und nukleare Sicherheit
DAS	Deutschen Anpassungsstrategie an den Klimawandel
DESTATIS	Statistisches Bundesamt, Wiesbaden
DWD	Deutscher Wetterdienst
DRT	Delayed Risk Temperature, Minimum der kumulierte Expositions-Wirkungskurve zwei oder mehr Tage nach der Hitzebelastung
EUROMoMo	European Mortality Monitoring Project
ERT	Excess Risk Temperature, niedrigste Temperatur oberhalb des thermischen Optimums, an der die Mortalitätsrate signifikant über 1,0 liegt

Abkürzung	Erläuterung
<b>FDZ</b>	Forschungsdatenzentrum der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder
<b>GAM</b>	Generalisiertes Additives Modell
<b>HLPUG</b>	Hessisches Landesprüfungs- und Untersuchungsamt im Gesundheitswesen
<b>IRT</b>	Increased Risk Temperature, niedrigste Temperatur oberhalb des thermischen Optimums, an der die Mortalitätsrate höher ist als ihre obere 95% Konfidenzschranke am thermischen Optimum
<b>95%-KI</b>	95%-Konfidenzintervall
<b>LGL</b>	Bayerische Landesamt für Gesundheit und Lebensmittelsicherheit
<b>MRT</b>	Minimal Risk Temperatur, auch thermisches Optimum genannt, ist definiert als niedrigste Temperatur, oberhalb derer die Mortalitätsrate dauerhaft ansteigt
<b>95%-PI</b>	95%-Prädiktionsintervall
<b>RKI</b>	Robert Koch-Institut
<b>Thermisches Optimum</b>	Siehe MRT
<b>UBA</b>	Umweltbundesamt
<b>WMO</b>	World Meteorological Organization (Weltorganisation für Meteorologie)

## Zusammenfassung

Hitzeperioden führen in Deutschland regelmäßig zu einem deutlichen Anstieg der Mortalität. In einigen Fällen, zum Beispiel beim Hitzeschlag, führt die Hitzeeinwirkung unmittelbar zum Tod, während in den meisten Fällen die Kombination aus Hitzeexposition und bereits bestehenden Vorerkrankungen zum Tod führt. Daher wird Hitze auf dem Totenschein normalerweise nicht als die zugrunde liegende Todesursache angegeben. Stattdessen müssen statistische Methoden angewendet werden, um das Ausmaß hitzebedingter Sterbefälle abzuschätzen.

Zu Beginn des vorliegenden Projekts wurde die bestehende Schätzung der hitzebedingten Mortalität des Zeitraums 1992 bis 2017 um die Jahre 2018 bis 2021 erweitert. In diesem Zusammenhang wurde auch genauer der Effekt der Dauer von Hitzeperioden auf die wöchentliche Mortalität analysiert.

Das verwendete generalisierte additive Modell (GAM) beschreibt den Einfluss von erhöhten Temperaturen einer Woche auf die Mortalitätsrate der gleichen Woche und in den Folgewochen. Dies führt in Kombination mit der multiplikativen Struktur des Modells dazu, dass eine Reihe von mehreren aufeinander folgenden heißen Wochen sich stärker auf die Mortalität auswirkt als die gleiche Anzahl von isolierten heißen Wochen. Denn die prozentuale Erhöhung aufgrund einer zweiten heißen Woche in Folge bezieht sich auf eine bereits erhöhte Mortalität und der Effekt fällt dann insgesamt höher aus - vergleichbar mit dem Effekt beim Zinseszins.

In der Realität könnte das Zusammenspiel mehrerer heißer Wochen hintereinander dennoch einen stärkeren oder einen schwächeren Effekt auf die Mortalität haben als sich aus dieser Modell-Struktur ergibt. Dies haben wir mit zwei verschiedenen Ansätzen untersucht: ein Modell, das das Zusammenspiel von aktueller Hitze und Hitze der Vorwoche mithilfe eines Tensor-Interaktionsterms beschreibt und ein weiteres Modell, das die Hitzedauer direkt als Variable beinhaltet. Beide Ansätze führten aber nicht zu einer relevanten Änderung bei der Schätzung der Anzahl hitzebedingter Sterbefälle, so dass wir davon ausgehen, dass das von uns verwendete Modell den Effekt mehrerer heißer Wochen in Folge recht gut beschreibt.

Als Folge der schnelleren Bereitstellung von Daten durch das Statistische Bundesamt konnten wir für das Jahr 2022 erstmalig eine bundesweite Schätzung der hitzebedingten Mortalität im laufenden Jahr erstellen. Die Regionsabhängigkeit der Hitzewirkung wurde präzisiert durch eine Unterteilung der Bundesländer in vier Regionen (Süden, Westen, Osten, Norden) statt der bisherigen drei (Süden, Mitte und Norden). Der langfristige Trend der Mortalität wurde separat für die einzelnen Bundesländer angepasst. Daher konnte auch für die Bundesländer eine geschätzte Anzahl hitzebedingter Sterbefälle seit 2012 erstellt werden.

Der geplante Austausch mit EuroMoMo-Partnern konnte aufgrund der Corona-Pandemie (2020-2022) nur teilweise umgesetzt werden. Norwegen und Israel gaben eine Rückmeldung und übermittelten Ergebnisse aus der Anwendung unseres Analysecodes auf ihre Mortalitätsdaten. Diese zeigen eine sehr unterschiedliche Hitzewirkung auf die Mortalität: während es in Norwegen nur selten zu höheren Temperaturen im Sommer kommt und damit auch kaum zu erhöhter Mortalität, zeigten sich in Israel trotz hoher Temperaturen kaum Peaks im Mortalitätsverlauf, das heißt die Hitzewirkung auf die Mortalität scheint hier deutlich schwächer als in Deutschland zu sein.

Ein wichtiges Ziel des Projektes war der Vergleich verschiedener Modellansätze, wobei viele Auswertungen auf tagesgenauen Daten basieren, wir aber bisher nur wochengenaue Analysen erstellt hatten. Daher haben wir einen detaillierten Vergleich der Modellierungen hitzebedingter Sterbefälle auf der Basis unterschiedlicher zeitlicher Auflösung zwischen Tages- und Wochenauswertung durchgeführt. Da die tagesgenauen Mortalitätsdaten auf Bundesland-Ebene



vom Statistischen Bundesamt ausschließlich ohne die Aufschlüsselung nach Altersgruppen veröffentlicht wurden, wurde für diesen Vergleich nur die Gesamtzahl der Todesfälle ohne Altersgruppen zwischen den Jahren 2000 und 2022 verwendet. Dabei ergab sich, dass eine tagesgenaue Auswertung am besten geeignet ist den Einfluss von Hitze auf die Mortalität abzubilden. Tatsächlich ist auch das von uns verwendete Modell ohne weiteres in der Lage tagesgenaue Auswertungen zu leisten. Damit konnte bestätigt werden, dass die höhere zeitliche Auflösung eine vollständigere Erfassung der hitzebedingten Mortalität erlaubt.

Die tagesgenaue Analyse zeigt, dass erhöhte Tagesmitteltemperaturen schon am selben Tag deutliche Auswirkungen auf die Mortalität haben, der stärkste Effekt zeigt sich aber am Folgetag. Vier und mehr Tage nach einem heißen Tag sind nur noch kleinere Auswirkungen auf die Mortalität sichtbar.

Die Expositions-Wirkungskurven verhalten sich relativ stabil bei Änderungen der zeitlichen Auflösung der Analyse. Daher haben tagesgenaue Analysen mehr Erklärungskraft als etwa wöchentliche, denn eine Woche kann Tage mit einer Mitteltemperatur über 20°C enthalten ohne dass eine Wochenmitteltemperatur von über 20°C erreicht wird. Die Unterschiede zwischen der täglichen und der wöchentlichen Analyse zeigen sich vor allem in Jahren wie 2007, 2010, 2019 und 2022, in denen es zu sehr kurzen, aber extremen Hitzeperioden kam. Nach Möglichkeit sollte für zukünftige Analysen der Einfluss von Hitze auf die tagesgenaue Mortalität in einzelnen Altersgruppen analysiert werden.

Die Wahl des Schwellenwertes zur Bestimmung der hitzebedingten Mortalität ist keine leichte Aufgabe, denn die Assoziation zwischen Temperatur und Mortalität beginnt am sogenannten thermischen Optimum, oberhalb dessen die Mortalitätsrate mit steigenden Temperaturen ansteigt. Andererseits liegt das thermische Optimum in den von uns betrachteten Jahren 2000 bis 2022 bei einer Tagesmitteltemperatur von etwa 18 °C und damit relativ niedrig. Bekannt ist, dass die Mortalität einen saisonalen Verlauf mit einem Maximum im Winter und einem Minimum im Sommer hat. Das heißt, die Assoziation von hohen Lufttemperaturen mit einer erhöhten Mortalität bedeutet nicht direkte Kausalität. Es können auch weitere Eigenschaften des Sommers, wie etwa die längeren Tage und die größere Helligkeit und damit verbundene Faktoren auf diesen saisonalen Verlauf einwirken und damit zum Teil die Assoziation zwischen Temperatur und Mortalität erklären. Der Begriff hitzebedingte Mortalität beinhaltet aber, dass diese Todesfälle durch Hitzeschutz- und Kühlungsmaßnahmen verhindert werden können.

Aus diesem Grund schlagen wir für das tagesgenaue Modell einen Schwellenwert vor, der auf einer Eigenschaft der Expositions-Wirkungskurven basiert, die wir in ähnlicher Weise schon für die wöchentlichen Auswertungen verwendet haben. Der stärkste Effekt auf die Mortalitätsrate tritt bei der tagesgenauen Modellierung am Folgetag der Hitze auf. Betrachtet man die Expositions-Wirkungskurve dieses Folgetags, und damit den Effekt nach ansteigender Temperatur, so zeigt sich ein monoton wachsender Verlauf ab Tagesmitteltemperaturen oberhalb von 10 °C. Zusätzlich betrachten wir die kumulierte Expositions-Wirkungskurve aller nachfolgenden Tage. Diese durchläuft etwas oberhalb von 20 °C ein Minimum und steigt erst danach für höhere Mitteltemperaturen an. Dieses Minimum bezeichnen wir mit DRT (Delayed Risk Temperature). Es eignet sich zur Definition eines Schwellenwertes für die hitzebedingte Mortalität, denn ein kausaler Effekt von Hitze auf die Mortalität, der nicht lediglich in einer Verschiebung des Todeszeitpunktes um wenige Tage besteht, sollte auch in den Folgetagen zu einer erhöhten Mortalität führen – im Gegensatz zu nur wärmeassoziierten Effekten, die auch mit saisonalen Schwankungen der Mortalität erklärt werden können. Ein weiterer Aspekt ist, dass die Steigung der kumulativen Expositions-Wirkungskurve oberhalb des DRT deutlich steiler wird. Interessanterweise entspricht die DRT mit sehr hoher Genauigkeit der Temperatur, an der die kumulative Expositions-Wirkungskurve gleich 1 ist, d. h. an der die modellierten

Sterblichkeitsraten den auf der Grundlage von normalem Sommerwetter erwarteten Raten entsprechen.

Während sich für alternative Schwellenwerte wie das thermische Optimum oder die verwandten Werte der Increased-Risk Temperature (IRT) und der Excess-Risk Temperature (ERT) die Mortalitätsrate im Vergleich zur Temperatur am DRT nur wenig ändert, führt die Verwendung der niedrigeren Schwellenwerte IRT oder MRT zu deutlich höheren Anzahlen von wärmeassoziierten Sterbefällen. Für die tägliche Auswertungen liegt die MRT etwa bei 18,2 °C, die IRT zwischen etwa bei 20,6 °C, die DRT etwa bei 21,7 °C und die ERT bei etwa 22,6 °C. Die moderat warmen Temperaturen zwischen 18,2 °C und 21,7 °C im Tagesmittel werden aber im Sommer an sehr vielen Tagen in Deutschland überschritten, daher führen die nur leicht niedrigeren Schwellenwerten in der Summe zu deutlich höheren Schätzzahlen. Die Evidenz, dass es sich hier um hitzebedingte Sterbefälle handelt - die durch Hitzeschutzmaßnahmen verhindert werden könnten - ist aus den oben ausgeführten Gründen aber deutlich geringer als für Temperaturen oberhalb des DRT.

Ein weiteres Thema des Projekts war die Analyse von Stadt-Land Unterschieden bei der hitzebedingten Mortalität. Hierfür wurde zunächst die (auch prospektiv mögliche) Nutzung der Wetterdaten ausgewählter Wetterstationen des Deutschen Wetterdienstes (DWD) mit der (nur retrospektiv möglichen) Nutzung von bevölkerungsgewichteten Temperaturdaten des daily gridded observational dataset for precipitation, temperature and sea level pressure in Europe (E-OBS) verglichen. Es zeigte sich, dass bei der Verwendung von Daten einzelner Wetterstationen die geschätzte Anzahl hitzebedingter Sterbefälle systematisch geringfügig höher ausfiel, die Unterschiede aber vergleichsweise klein und nicht statistisch signifikant waren.

In einem nächsten Schritt wurden die Land- und Stadtkreise in die vier „siedlungsstrukturellen Kreistypen“: kreisfreie Großstädte (Typ 1), städtische Kreise (Typ 2), ländliche Kreise mit Verdichtungsansätzen (Typ 3) und dünn besiedelte ländliche Kreise (Typ 4) unterschieden, entsprechend der Einordnung des Bundesinstituts für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR).

Mithilfe dieser Einteilung untersuchten wir inwiefern in Deutschland systematische Unterschiede in der Hitzeexposition zwischen den Kreistypen innerhalb der Regionen im Norden, Osten, Westen und Süden auftraten. Während sich im Norden kaum Unterschiede zeigten, konnten wir im Süden und Westen ein wiederkehrendes Muster beobachten, wonach Städte etwa 1,5 °C, städtische Kreise etwa 1 °C und ländliche Kreise mit Verdichtungsansätzen etwa 0,2 °C wärmer waren als dünn besiedelte ländliche Kreise. Diese Unterschiede waren tagsüber etwas geringer und nachts etwas stärker ausgeprägt, was darauf hindeutet, dass vor allem die nächtliche Abkühlung unterschiedlich ausgeprägt ist. Im Osten zeigt sich für die Großstädte ein ähnliches Muster, die wenigen städtischen Kreise verhalten sich dagegen anders, da sie ausschließlich im Bereich des Erzgebirges vorkommen.

Die beschriebenen Unterschiede zeigten sich über den gesamten Sommer und in etwas stärkerer Weise in Wochen, in denen in mindestens einem Kreistyp die Mitteltemperatur über 20 °C lag.

Eine Analyse der Faktoren von denen der Hitzeeinfluss auf die Mortalität abhängt ergab, dass die Hitzewirkung vom Alter, von der Dekade (verglichen wurden 1994-2002, 2003-2011 und 2012-2020) und auch von der Lage in Deutschland (Norden, Osten, Westen, Süden) abhängt. Es konnte keine zusätzliche Abhängigkeit der Hitzewirkung vom Kreistyp festgestellt werden, so dass Wochen mit einer gegebenen Mitteltemperatur in den Kreistypen zu einer sehr ähnlichen Änderung der Mortalitätsrate führten.

Eine Analyse der Luftschadstoffbelastung ergab für Stickstoffdioxid (NO<sub>2</sub>) und Feinstaub (PM<sub>10</sub> und PM<sub>2.5</sub>) deutliche Unterschiede zwischen den Kreistypen. Die mittlere Belastung stieg mit dem Grad der Verstädterung deutlich an. Beim bodennahen Ozon ergab sich ein ausgeglicheneres Bild, mit nur geringen Unterschieden in der mittleren Belastung.

Insgesamt zeigte sich, dass Hitzebelastung sowohl in der Stadt als auch auf dem Land zu einer erhöhten Mortalität führt. Der Wärmeinsel-Effekt führt dazu, dass sich Städte nachts weniger gut abkühlen und auch tagsüber bei ähnlicher Sonneneinstrahlung etwas stärker aufheizen. Daher ist die Hitzebelastung in Städten vergleichsweise höher. Die sehr ähnlich verlaufenden Kurven der Hitzewirkung auf die Mortalität zwischen den Kreistypen deuten darauf hin, dass die mittlere Temperatur unabhängig von der unterschiedlichen mittleren Konzentration der Luftschadstoffe Stickstoffdioxid und Feinstaub auf die Mortalitätsrate einwirkt. Es kann allerdings nicht ausgeschlossen werden, dass ausgleichende Faktoren wie etwa eine bessere medizinische Versorgung in Städten einen Einfluss der Schadstoffe überdecken.

Gibt es einen unterschiedlichen Zusammenhang zwischen Hitze und Mortalität bei Männern und Frauen? Aufgrund der höheren Lebenserwartung von Frauen in Deutschland ist in den Altersgruppen über 75 Jahren und über 85 Jahren der Frauenanteil relativ hoch. Da diese Altersgruppen besonders von der hitzebedingten Sterblichkeit betroffen sind, sind in absoluten Anzahlen auch deutlich mehr Frauen unter den hitzebedingten Sterbefällen. Um die Mortalitätsraten zu beurteilen, müssen die Bevölkerungszahlen der entsprechenden Altersgruppen berücksichtigt werden. Dadurch ergibt sich folgendes Bild: In den 1990er Jahren und auch bis zum Jahr 2003 ist in manchen Regionen Deutschlands in den Altersgruppen über 65 Jahren stärkere Hitzewirkung auf die Sterblichkeit von Frauen zu beobachten. Diese Unterschiede zwischen Männern und Frauen gleichen sich nach dem Jahr 2003 aber an, so dass beide Geschlechter seitdem etwa gleich stark von hitzebedingter Sterblichkeit betroffen sind. Im Vergleich zwischen den Dekaden schwächt sich die Hitzewirkung insgesamt über die Zeit zwischen 1992 und 2022 etwas ab, siehe dazu auch das Kapitel zu den Trends der Hitzewirkung.

Die Einbeziehung der Mortalitätsdaten der Jahre 2018 bis 2020 in die statistische Auswertung führte zu einer etwas anderen Einschätzung der Hitzewirkung in der letzten Dekade. Im Jahr 2018 kam es zu einer sehr langen und intensiven Hitzeperiode, die auch einen starken Effekt auf die Sterblichkeit hatte. Daher wurde die Hitzewirkung für den Zeitraum 2011 bis 2020 durch das Modell im Vergleich etwas höher eingeschätzt als für die vorherige Betrachtung des Zeitraumes 2011 bis 2017. Im Vergleich über die Dekaden blieb es aber bei dem insgesamt leicht rückläufigen Trend der Hitzewirkung.

Um zu entscheiden inwieweit in den verschiedenen Regionen Deutschlands unterschiedliche Trends in der Hitzewirkung auf die Mortalität bestehen, wurde untersucht mit welchen Variablen die Modellgüte der Analyse relevant verbessert werden kann. Neben der Abhängigkeit von den Altersgruppen wurden Änderungen der Hitzewirkung über die Zeit sowie eine Abhängigkeit von unterschiedlichen räumlichen Einheiten (bundesweit einheitlich, vier Regionen, zwölf Regionen, sechzehn Bundesländer) verglichen. Dazu wurden wöchentliche Daten im Zeitraum 1992 bis 2023 betrachtet.

Am stärksten wirkt sich das Alter auf die Hitzewirkung aus. Daneben scheint die Hitzewirkung in den 1990er Jahren und Anfang der 2000er Jahre etwas stärker als danach gewesen zu sein. Zwischen den vier Regionen (Norden, Osten, Westen, Süden) gibt es kleine Unterschiede, eine Unterscheidung der Hitzewirkung in zwölf Regionen oder den sechzehn Bundesländern führt aber nicht zu einer besseren Erklärung des beobachteten Mortalitätsverlaufs.

Eine Analyse der täglichen Mortalität im Zeitraum 2000 bis 2023 ohne Berücksichtigung der Altersgruppen ergab dagegen keine Unterschiede zwischen einzelnen Zeiträumen, sondern die

beste Modellpassung für jeweils unterschiedliche Hitzewirkungen in den sechzehn Bundesländern. Dieses Ergebnis sollte zukünftig weiter untersucht werden mithilfe von Daten, die eine Modellierung der täglichen Mortalität unter Berücksichtigung der unterschiedlichen Altersstruktur in den Bundesländern erlauben.

### **Ausblick**

Am 20. Juli 2023 wurde das Bevölkerungsstatistikgesetz geändert, es regelt seitdem die zeitnahe Mortalitätssurveillance des Robert Koch-Instituts. Seit dem 1. Januar 2024 erhält das Robert Koch-Institut zeitnah Daten zu allen Sterbefällen direkt über das Statistische Bundesamt. Retrospektiv wurden Daten beginnend im November 2020 übermittelt. Diese Daten erlauben eine zeitnahe Auswertung und ein Monitoring der hitzebedingten Sterblichkeit auf Bundesebene auf der Grundlage von täglichen Daten mit Berücksichtigung der Altersgruppen. Durch die Übermittlung des Landkreises des Wohnorts werden auch Analysen unterhalb der Bundesland-Ebene möglich. Darüber hinaus enthalten die Daten seit Ende 2023 auch die Adresse des Sterbeortes, so dass zukünftig auch analysiert werden kann, inwiefern an heißen Tagen die Mortalität auch in Krankenhäusern oder Altenpflegeheimen erhöht ist. Da sich die Hitzebelastung in erster Linie auf die Mortalität am selben Tag oder am Folgetag auswirkt, ist im Falle von Altenpflegeheimen mit relativ hoher Wahrscheinlichkeit davon auszugehen, dass dies durch die an diesem Ort aufgetretene Hitzebelastung verursacht wurde.

Eine weitere wichtige Fragestellung ist, inwiefern sich die Auswirkungen von Hitze auf die Mortalität über die Zeit in Deutschland ändern oder stabil bleiben. Dabei könnten unterschiedliche Auswirkungen sowohl innerhalb eines Sommers auftreten, so könnten etwa Hitzeperioden, die relativ früh im Jahr auftreten stärkere Auswirkungen haben und als spätere. Unsere bisherigen Auswertungen gehen von einer über das Jahr gleichmäßigen Hitzewirkung aus, es sollte daher perspektivisch untersucht werden, ob es einen systematischen Unterschied zwischen den Auswirkungen etwa von frühen und späten Hitzeperioden innerhalb eines Kalenderjahres auf die Mortalität gibt.

Die Analyse der wöchentlichen Daten zeigt eine leichte Abflachung der Hitzewirkung über die 30 Jahre zwischen 1992 und 2022. Dieser Trend sollte auf Basis der Auswertung täglicher Daten verifiziert werden. Dabei sollte allerdings gerade bei der Analyse von längeren Zeiträumen auch die unterschiedliche Altersstruktur in den Bundesländern oder feineren räumlichen Einheiten berücksichtigt werden. Auch hier könnten die räumlich höher aufgelösten Daten zukünftig eingesetzt werden.

Schließlich wäre es wünschenswert zukünftig zu evaluieren inwieweit sich mit Hitzeanpassungsmaßnahmen, etwa auf der Grundlage von Hitzeaktions- und Hitzeschutzplänen, auch die Hitzewirkung auf die Mortalität und damit die hitzebedingte Sterblichkeit reduzieren lässt. Dies könnte etwa durch Vergleiche der Entwicklung in verschiedenen Landkreisen erfolgen.

## Summary

Periods of heat regularly lead to a significant increase in mortality in Germany. In some cases, for example heat stroke, the effect of heat leads directly to death, while in most cases the combination of heat exposure and pre-existing health conditions leads to death. Therefore, heat is usually not listed as the underlying cause of death on the death certificate. Instead, statistical methods must be applied to estimate the extent of heat-related deaths.

At the beginning of the present project, the existing estimate of heat-related mortality for the period 1992 to 2017 was extended by the years 2018 to 2021. In this context, the effect of the duration of heat waves on weekly mortality was also analysed in more detail.

The generalised additive model (GAM) used describes the influence of elevated temperatures during a week on the mortality rate during the same week and in the following weeks. In combination with the multiplicative structure of the model, this leads to a series of several consecutive hot weeks having a stronger effect on mortality than the same number of isolated hot weeks. This is because the percentage increase due to a second consecutive hot week refers to an already increased mortality and the overall effect is higher – comparable to the effect of compound interest.

In reality, the interaction of several consecutive hot weeks could still have a stronger or weaker effect on mortality than that predicted by this model structure. We have investigated this using two different approaches: a model that describes the interaction of current heat and heat from the previous week using a tensor interaction term, and another model that directly includes the duration of heat as a variable. However, neither approach led to a relevant change in the estimate of the number of heat-related deaths, so we assume that the model we used describes the effect of several consecutive hot weeks quite well.

As a result of the Federal Statistical Office providing data more quickly, we were able to produce a nationwide estimate of heat-related mortality in the current year for 2022 for the first time. The regional dependence of the heat effect was specified more precisely by dividing the federal states into four regions (south, west, east, north) instead of the previous three (south, center and north). The long-term mortality trend was adjusted separately for the individual federal states. This also allowed to estimate the number of heat-related deaths for each federal state in the time period since 2012.

The planned exchange with EuroMoMo partners could only be partially realised due to the coronavirus pandemic (2020-2022). Norway and Israel provided feedback and sent results from the application of our analysis code to their mortality data. These show a very different heat effect on mortality: while Norway rarely experiences higher temperatures in summer and thus hardly any increased mortality, Israel showed hardly any peaks in the mortality curve despite high temperatures, i.e. the heat effect on mortality seems to be significantly weaker here than in Germany.

An important aim of the project was to compare different modelling approaches, whereby many evaluations are based on daily data, but we had previously only created weekly analyses. Therefore, we carried out a detailed comparison of the modelling of heat-related deaths based on different temporal resolutions between daily up to weekly aggregated data. Since the daily mortality data at the federal state level were published by the Federal Statistical Office exclusively without the breakdown by age group, only the total number of deaths without age groups between the years 2000 and 2022 was used for this comparison. It turned out that a day-based analysis is best suited to model the influence of heat on mortality. In fact, the model we



used is readily capable of performing day-based evaluations. We hence confirmed that the higher temporal resolution allows a more complete recording of heat-related mortality.

The day-based analysis shows that elevated day-based mean temperatures have a significant impact on mortality on the same day, but the strongest effect is seen on the following day. Four or more days after a hot day, only small effects on mortality are visible.

The exposure-response curves are relatively stable when the temporal resolution of the analysis is changed. Therefore, day-based analyses have more explanatory power than week-based ones, because a week can contain days with a mean temperature above 20°C without a weekly mean temperature of over 20°C being reached. The differences between the day-based and week-based analysis are particularly evident in years such as 2007, 2010, 2019 and 2022, when there were very short periods with extreme heat. In future analyses, the influence of heat on daily mortality in individual age groups should be analysed if possible.

Selecting the threshold value for determining heat-related mortality is no easy task, because the association between temperature and mortality begins at the so-called thermal optimum, above which the mortality rate increases with rising temperatures. On the other hand, the thermal optimum in the years 2000 to 2022, which we looked at, is a daily mean temperature of around 18 °C and thus relatively low. It is known that mortality has a seasonal pattern with a maximum in winter and a minimum in summer. This means that the association of high air temperatures with increased mortality does not imply direct causality. Other characteristics of summer, such as longer and lighter days, and associated factors can also influence this seasonal pattern and thus possibly explain part of the association between temperature and mortality. However, the term heat-related mortality implies that these deaths can be prevented by heat protection and cooling measures.

For this reason, we propose a threshold for the day-based model based on a property of the exposure-response curves that we have already used in a similar way for the week-based evaluations. The strongest effect on the mortality rate occurs on the day after the heat event. The exposure-effect curve of the next day shows for increasing temperatures above 10 °C a monotonically increasing trend of mortality. In addition, we look at the cumulative exposure-effect curve of all subsequent days. This curve passes through a minimum slightly above 20 °C and only rises for higher mean temperatures. We denote this minimum as DRT (Delayed Risk Temperature). It is suitable for defining a threshold for heat-related mortality, because a causal effect of heat on mortality that does not merely consist of a shift in the time of death by a few days should also lead to increased mortality in these following days – in contrast to effects that are only heat-associated and can also be explained by seasonal fluctuations in mortality. Another aspect is that the slope of the cumulative exposure-effect curve becomes significantly steeper above the DRT. Interestingly, the DRT is to a very good precision also the point at which the cumulative response-exposure curve equals 1, i. e. the point at which the modelled mortality rates are equal to the rates expected based on normal summer weather.

While the mortality rate changes only slightly compared to the temperature at the DRT for alternative threshold values such as the thermal optimum or the related values of the increased-risk temperature (IRT) and the excess-risk temperature (ERT), the use of the lower threshold values IRT or MRT leads to significantly higher numbers of heat-related deaths. For the day-based evaluations, the MRT is around 18.2 °C, the IRT between around 20.6 °C, the DRT around 21.7 °C and the ERT around 22.6 °C. However, the moderately warm temperatures between 18.2°C and 21.7°C in the daily mean are exceeded on many days in Germany in summer, which is why the only slightly lower threshold values lead to significantly higher estimated numbers overall. However, the evidence that these deaths are caused by heat – and could be prevented by

heat protection measures – is significantly lower than for temperatures above the DRT for the reasons explained above.

Another topic of the project was the analysis of urban-rural differences in heat-related mortality. For this purpose, the (also prospectively possible) use of weather data from selected weather stations of the German Weather Service (DWD) was compared with the (only retrospectively possible) use of population-weighted temperature data from the daily gridded observational dataset for precipitation, temperature and sea level pressure in Europe called E-OBS. It was found that when using data from individual weather stations, the estimated number of heat-related deaths was systematically slightly higher, but the differences were comparatively small and not statistically significant.

In a next step, the rural and urban districts were divided into the four “settlement-structure district types”: independent cities (type 1), urban districts (type 2), rural districts with signs of densification (type 3) and sparsely populated rural districts (type 4), according to the classification of the Federal Institute for Research on Building, Urban Affairs and Spatial Development (BBSR).

Using this classification, we examined the extent to which systematic differences in heat exposure occurred between the types of district within the regions in the north, east, west and south of Germany. While there were hardly any differences in the north, we observed a recurring pattern in the south and west, whereby cities were about 1.5°C, urban districts about 1°C and rural districts with signs of densification about 0.2°C warmer than sparsely populated rural districts. These differences were somewhat smaller during the day and more pronounced at night, indicating that the nightly cooling in particular varies. In the east, a similar pattern can be seen for the large cities, whereas the few urban districts behave differently because they are located exclusively in the Ore Mountains area.

The differences described were evident throughout the entire summer and to a somewhat greater extent in weeks in which the mean temperature was above 20 °C in at least one district type.

An analysis of the factors on which the effect of heat on mortality depends showed that the effect of heat depends on age, on the decade (1994-2002, 2003-2011 and 2012-2020 were compared) and also on the location in Germany (north, east, west, south). No additional dependence of the heat effect on the district type could be determined, so that weeks with a given mean temperature led to a very similar change in the mortality rate in the district types.

An analysis of air pollution levels showed significant differences between the district types for nitrogen oxide (NO<sub>2</sub>) and particulate matter (PM<sub>10</sub> and PM<sub>2.5</sub>). The mean pollution increased significantly with the degree of urbanization. A more balanced picture emerged for ground-level ozone, with only slight differences in the mean concentration.

Overall, it was shown that heat stress leads to increased mortality in both urban and rural areas. The heat island effect means that cities cool less well at night and also heat up slightly more during the day with similar solar radiation. Therefore, heat stress is comparatively higher in cities. The very similar curves of the heat effect on mortality between the district types indicate that the mean temperature has an effect on the mortality rate independently of the different mean concentration of the air pollutants nitrogen dioxide and particulate matter. However, it cannot be ruled out that compensating factors, such as better medical care in cities, mask an influence of the pollutants.

Is there a different relationship between heat and mortality in men and women? Due to the higher life expectancy of women in Germany, the proportion of women is relatively high in the

age groups over 75 and over 85. Since these age groups are particularly affected by heat-related mortality, there are significantly more women among heat-related deaths in absolute numbers. To assess mortality rates, the population figures for the corresponding age groups must be considered. This yields the following picture: in the 1990s and also up to 2003, a stronger heat effect on mortality of women in the age groups over 65 years can be observed in some regions of Germany. However, these differences between men and women became more equal after 2003, so that since then both sexes have been affected by heat-related mortality to about the same extent. Comparing the decades, the heat effect weakens somewhat overall over the period between 1992 and 2022; see also the chapter on trends in the heat effect.

Including mortality data from 2018 to 2020 in the statistical analysis led to a slightly different assessment of the heat effect in the last decade. In 2018, there was a very long and intense heat wave that also had a strong effect on mortality. Therefore, the model estimated the effect of heat for the period 2011 to 2020 to be slightly higher than for the previous period 2011 to 2017. However, when comparing the two decades, the overall slightly decreasing trend of heat effects remained.

In order to decide to what extent different trends in the effect of heat on mortality exist in the various regions of Germany, the study examined which variables could be used to improve the model quality of the analysis in a relevant way. In addition to the dependence on age groups, changes in the heat effect over time and a dependence on different spatial units (nationwide uniform, four regions, twelve regions, sixteen federal states) were compared. For this purpose, weekly data in the period 1992 to 2023 were considered.

Age has the greatest impact on the effect of heat. In addition, the heat effect seems to have been somewhat stronger in the 1990s and early 2000s than in the following decades. There are small differences between the four regions (north, east, west, south), but a distinction of the heat effect in twelve regions or the sixteen federal states does not lead to a better explanation of the observed mortality pattern.

In contrast, an analysis of daily mortality in the period 2000 to 2023 without consideration of age groups did not show any differences between individual periods, but rather the best model fit for different heat effects in the sixteen federal states. This result should be further investigated in the future using data that allows modelling of daily mortality considering the different age structures in the federal states.

## **Outlook**

On July 20, 2023, the Population Statistics Act was amended to regulate the Robert Koch Institute's timely mortality surveillance. Since January 1, 2024, the Robert Koch Institute has received timely data on all deaths directly from the Federal Statistical Office. Data were transmitted retrospectively starting in November 2020. These data allow for timely evaluation and monitoring of heat-related mortality at the federal level based on daily data with consideration of age groups. By transmitting the district of residence, analyses below the federal state level are also possible. In addition, since the end of 2023, the data has also included the address of the place of death, so that in the future it will also be possible to analyse the extent to which mortality is also increased in hospitals or nursing homes for the elderly on hot days. Since heat stress primarily affects mortality on the same day or the following day, it can be assumed with a relatively high degree of probability that, in the case of nursing homes, this was caused by the heat stress that occurred at that location.



Another important question is to what extent the effects of heat on mortality change or remain stable over time in Germany. Different effects could also occur within a single summer, with heat waves occurring relatively early in the year having a stronger impact than those occurring later. Our previous evaluations assume a uniform heat effect over the year, so it should be investigated in the future whether there is a systematic difference between the effects of early and late heat waves within a calendar year on mortality.

The analysis of weekly data shows a slight flattening of the heat effect over the 30 years between 1992 and 2022. This trend should be verified on the basis of the analysis of daily data. However, especially when analyzing longer periods, the different age structures in the federal states or finer spatial units should also be taken into account. Here, too, the spatially higher-resolution data could be used in the future.

Finally, it would be desirable to evaluate in the future to what extent heat effects on mortality and thus heat-related mortality can be reduced with heat adaptation measures, for example on the basis of heat action and heat protection plans. This could be done by comparing developments in different districts.

## 1 Hintergrund und Problemstellung

Das beschriebene Projekt ist Teil der Umsetzung der im Aktionsplan Anpassung III (2020 bis 2025) des zweiten Fortschrittsberichts geplanten wissenschaftlichen Studien der Deutschen Anpassungsstrategie an den Klimawandel (DAS) und betrachtet die Schätzung hitzebedingter Mortalität für Deutschland. Durchgeführt wurde es als Projekt des Ressortforschungsplanes des Bundesministeriums für Umwelt, Naturschutz, nukleare Sicherheit und Verbraucherschutz (BMUV) zwischen 2021 bis 2024.

Für den Monitoringbericht 2019 der Deutschen Anpassungsstrategie an den Klimawandel (DAS) (Umweltbundesamt (Hrsg.)) wurde vom Robert Koch-Institut (RKI) der gesundheitsbezogene Indikator „GE-I-2 Hitzebedingte Todesfälle“ neu entwickelt. Mit diesem Indikator wurde erstmals eine bundesweite Darstellung des Sachverhaltes für den Zeitraum 2001 bis 2015 ermöglicht. Der hierfür gewählte methodische Ansatz basiert auf einer Analyse des systematischen Zusammenhangs zwischen den beobachteten Hitzeperioden und einer erhöhten Mortalität in Deutschland. Hierfür wurde ein generalisiertes additives Modell (GAM) mit einer nichtlinearen Expositions-Wirkungsfunktion entwickelt, welches den Effekt von Hitze auf die Mortalität quantifiziert. Die Basis dieser Analyse waren Daten zur wöchentlichen Anzahl von Sterbefällen differenziert nach Bundesland und Altersgruppe für den Zeitraum 2001 bis 2015 (an der Heiden, Muthers, et al., 2019).

In einzelnen Bundesländern, wie zum Beispiel in Hessen und Baden-Württemberg, werden alternative Modelle zur Schätzung der hitzebedingten Übersterblichkeit verwendet, etwa durch Bestimmung der Übersterblichkeit während Hitzeperioden. Diese wird als Differenz zwischen der beobachteten Anzahl an Todesfällen und der erwarteten Anzahl Todesfälle ohne Hitzeeinwirkung berechnet. Zum Teil arbeiten die Bundesländer hierfür auf der Basis von tagesgenauen Mortalitätsdaten (Axnick, 2021; Statistisches Landesamt Baden-Württemberg, 2019; Steul et al., 2018).

In einem ersten Methodenvergleich wurden bereits 2019, vor Beginn dieses Projekts, die Unterschiede zwischen der Anzahl hitzebedingter Sterbefälle und der Übersterblichkeit während Hitzeperioden auf der Basis der mit dem GAM des RKI geschätzten Hintergrund-Mortalität analysiert und in einem Artikel im Epidemiologischen Bulletin des RKI dargestellt (an der Heiden, Buchholz, et al., 2019).

In einem weiteren Schritt analysierten wir für den erweiterten Untersuchungszeitraum der Jahre 1992 bis 2017 basierend auf wöchentlichen Daten den Einfluss der Mitteltemperatur der aktuellen Woche und der Vorwochen auf die Mortalität. Dabei zeigte sich, dass neben der Mitteltemperatur der aktuellen Woche vor allem die Mitteltemperatur der unmittelbaren Vorwoche einen wesentlichen Einfluss auf die Mortalität ausübt. Über die drei Dekaden konnte insgesamt eine leichte Abschwächung des Effekts von Hitze auf die Mortalität beobachtet werden (an der Heiden et al., 2020).

## 2 Ziel und Gegenstand des Forschungsprojekts

### 2.1 Weiterentwicklung des bisherigen Modells

Die Verwendung wöchentlicher Daten zum Sterblichkeitsgeschehen stellt eine Limitation der bisherigen GAM-Analyse für die bundesweite Bestimmung der hitzebedingten Übersterblichkeit in Deutschland dar. Der Zusammenhang zwischen dem Zeitpunkt und der Dauer der Hitze-Einwirkung und den auftretenden Todesfällen lässt sich auf der Grundlage von täglichen Daten genauer ermitteln.

Die bisherigen Analysen sollten mit Hilfe von tagesgenauen Daten zunächst von wöchentlicher Auflösung hin zu kürzeren Zeiträumen von weniger als 7 Tagen verfeinert werden. Es sollte überprüft werden, ob weiterhin die Mitteltemperatur besser als andere Größen wie Minimal- oder Maximaltemperatur oder ähnliche Größen wie der Humidex oder die Gefühlte Temperatur geeignet ist den realen Verlauf der Mortalität abzubilden.

Durch die Verfeinerung des GAM sollte auch die Expositions-Wirkungs-Kurve realistischer werden, so dass auch die Anpassung an die beobachtete Mortalität noch besser gelingt, wodurch sich die Differenzen zu der in einigen Bundesländern verwendeten Methode der Exzess-Mortalität verringern (an der Heiden, Buchholz, et al., 2019). Dennoch werden diese beiden Verfahren immer zu etwas unterschiedlichen Schätzungen kommen. Darum ist geplant innerhalb von Workshops die Vor- und Nachteile beider methodischen Ansätze zusammen mit Vertreterinnen und Vertretern der Länder, in denen die Exzess-Methode angewendet wird, zu diskutieren und grundsätzlich die Ergebnisse beider Methoden zu vergleichen.

Für offizielle Veröffentlichungen bundesweiter Analysen der hitzebedingten Mortalität des Robert Koch-Instituts soll die auf der Basis der GAM-Analyse ermittelte Anzahl hitzebedingter Sterbefälle verwendet werden. Die als Übersterblichkeit ermittelten Anzahlen sollen als Vergleichsgrößen berichtet werden.

### 2.2 Verbesserung der räumlichen Auflösung

Die bestehenden Modelle sind derzeit räumlich auf die Bundesland-Ebene ausgerichtet. Durch Verwendung räumlich feiner aufgelöster Daten des Statistischen Bundesamtes zur Mortalität soll auf Ebene der Landkreise analysiert werden, ob die Auswirkungen von Hitzeperioden auf die Mortalität etwa durch die Besiedlungsdichte oder andere Einflussfaktoren verstärkt oder abgemildert werden. Darüber hinaus soll untersucht werden, ob es möglich ist, Regionen zu charakterisieren, die besonders stark von den gesundheitlichen Folgen aufgrund von Hitzeperioden betroffen waren.

### 2.3 Weitere Einflussfaktoren

Das Alter konnte bereits als wichtiger Faktor bei der Bestimmung der hitzebedingten Übersterblichkeit ausgemacht werden. Es soll untersucht werden, ob es darüber hinaus geschlechtsspezifische oder andere populationsbezogene Unterschiede bei den Auswirkungen von Hitze auf die Mortalität gibt. So soll z.B. als weiterer Aspekt untersucht werden, ob der Zusammenhang zwischen Hitze und Mortalität durch die Luftschadstoffbelastung modifiziert wird. Auch der Einfluss der schwächeren nächtlichen Abkühlung in Städten soll in die Analysen mit einbezogen werden.

Während vor der Corona-Pandemie die Daten zur Mortalität auf Bundesebene erst mit einer Verzögerung von etwa zwei Jahren zur Verfügung standen, werden diese mittlerweile in aggregierter Form zeitnah durch das Statistische Bundesamt zur Verfügung gestellt. Dies

ermöglichte auch uns bereits im Oktober 2022 eine Auswertung zur hitzebedingten Übersterblichkeit im Sommer 2022 zu publizieren (Winklmayr & an der Heiden, 2022). Mit der Verabschiedung des Masernschutzgesetzes Ende 2019 wurde beschlossen, dass ab November 2021 von den Standesämtern der Kommunen auch dem Robert Koch-Institut zeitnah Daten für eine Mortalitätssurveillance direkt zur Verfügung gestellt werden müssen. Im Jahr 2023 erhielt das Robert Koch-Institut zeitnahe Daten zu Sterbefällen von Standesämtern aus Hessen. Nach einer weiteren Gesetzesänderung wird die zeitnahe Mortalitätssurveillance nun über das Bevölkerungsstatistikgesetz geregelt. Seit Januar 2024 erhält das Robert Koch-Institut zeitnah Daten zu allen Sterbefällen direkt vom Statistischen Bundesamt. Retrospektiv wurden Daten seit November 2020 übermittelt. Diese Daten konnten für das vorliegende Projekt allerdings noch nicht genutzt werden.

## 3 Aufgabenstellung / Arbeitspakete

### 3.1 Arbeitspaket I

Ein Ziel dieses Arbeitspaketes ist die Weiterentwicklung des bestehenden generalisierten additiven Modells (GAM) des RKI auf der Basis von tagesgenauen Daten zur Mortalität. Dabei müssen Verzögerungen zwischen dem Zeitpunkt der Hitze und dem Zeitpunkt des Todes berücksichtigt werden. Ferner soll untersucht werden, auf welcher Zeitskala sich Mortalitätseffekte einer länger andauernden Periode extremer Hitze unter Berücksichtigung von Alter und Geschlecht feststellen lassen: Vergleich der Modelle auf Tagesdaten und Wochendaten mit dazwischen liegenden Modellen, die mit über einen Zeitraum von 2 bis 6 Tagen aggregierten Daten arbeiten.

Angestrebt wird eine Kooperation mit anderen europäischen Staaten, beispielsweise über das EUROMoMo-Netzwerk (siehe <http://euromomo.eu/>), um die erarbeiteten Modelle auf die Mortalitätsdaten verschiedener Staaten anzuwenden, die Schwellenwerte für Hitze und die Auswirkungen der Hitzeperioden in verschiedenen Regionen Europas zu vergleichen. Dazu ist es geplant den R-Code mit den Kooperationspartnern zu teilen.

#### 3.1.1 Modell

Wie bereits in früheren Publikationen wurde in diesem Projekt ein generalisiertes additives Modell (GAM) zur Schätzung der Anzahl hitzebedingter Sterbefälle verwendet.

Ziel war eine Nachbildung der beobachteten Mortalität und eine Analyse des systematischen Einflusses von Hitze auf die Mortalität. Dazu wurde die beobachtete Anzahl von Sterbefällen im Sommerhalbjahr (Kalenderwoche 15 bis 40, bzw. bei tageweiser Modellierung von 1. Mai bis 30. September) abhängig von der Bevölkerungsgröße, langfristigen Trends die zum Beispiel Veränderungen in der Lebenserwartung abbilden, einem jährlich wiederkehrenden saisonalen Muster und dem Einfluss von Hitze beschrieben.

Formal modellieren wir die beobachtete Anzahl von Sterbefällen,  $s_t$ , als negativ binomialverteilte Größe mit Überdispersionsparameter  $\theta$ . Die erwartete Anzahl von Sterbefällen,  $E(s_t)$ , wird als Produkt der zeitabhängigen Bevölkerungsgröße  $b_t$  mit dem Langzeittrend  $m^{\text{Trend}}(t)$ , dem jährlichen Muster  $m^{\text{Saison}}(w_t)$ , sowie den Expositions-Wirkungskurven, die den Einfluss von Hitze auf die Mortalitätsrate beschreiben. Um auch verzögerte Effekte zu berücksichtigen besteht dieser aus dem Einfluss der Hitze der gleichen Woche  $m^{\text{Hitze},0}(h_t)$  und der jeweils festgelegten Anzahl von  $v$  Vorwochen  $m^{\text{Hitze},i}(h_{t-i})$ . Hierbei stehen die Indizes für die Abhängigkeiten des jeweiligen Terms: Die Abhängigkeit von der Zeit  $t$ , der Kalenderwoche,  $w_t$ , und des Hitzeindikators,  $h_t$ . Für diesen Hitzeindikator verwendeten wir die Wochen- oder Tagesmitteltemperatur, da diese am besten die Form der Peaks im Mortalitätsverlauf in der Folge von Hitze erklären kann. (an der Heiden, Muthers, et al., 2019) Die Modellgleichungen sehen wie folgt aus:

$$s_t \sim \text{NegBin}(E(s_t), \theta)$$

$$E(s_t) = b_t \cdot m_0 \cdot m^{\text{Trend}}(t) \cdot m^{\text{Saison}}(w_t) \cdot \prod_{i=0}^v m^{\text{Hitze},i}(h_{t-i}).$$

Schreibt man die Faktoren  $m$  jeweils als  $\exp(f)$ , so entsteht die additive Form, in der die Parameter des Modells gefittet werden:

$$E(s_t) = b_t \cdot \exp \left( \beta + f^{\text{Trend}}(t) + f^{\text{Saison}}(w_t) + \sum_{i=0}^v f^{\text{Hitze},i}(h_{t-i}) \right).$$

Die Funktionen  $f$  werden dabei als glatte Funktionen („Splines“) modelliert, die auch nichtlineare Abhängigkeiten mit einer bestimmten Flexibilität beschreiben können. Diese Flexibilität wird über die Anzahl von Parameter gesteuert, die zu ihrer Konstruktion geschätzt werden müssen, man spricht hier von der Anzahl von Freiheitsgraden. Diese Anzahl wird manchmal gezielt beschränkt, um nicht zu instabile Formen zu erzeugen.

Im nächsten Schritt bestimmen wir aus der Form der Expositions-Wirkungskurven  $m^{\text{Hitze},i}$  einen Schwellenwert, von dem an wir von einem kausalen Effekt von Hitze auf die Mortalität ausgehen. Dieser Schwellenwert liegt im Bereich von circa 20 °C der Wochenmitteltemperatur. Die sogenannte Hintergrundmortalität wird definiert als Mortalität, welche ohne Hitzeinfluss aufgetreten wäre. Sie ergibt sich im Modell, wenn statt des realen Temperaturverlaufs ein kontrafaktischer, gedeckelter Verlauf eingesetzt wird, welcher diesen Schwellenwert nicht überschreitet. Die hitzebedingte Mortalität ergibt sich dann aus der Differenz von modellierter Mortalität mit Hitzeinfluss und der Hintergrundmortalität. Von einer signifikanten Anzahl hitzebedingter Sterbefälle sprechen wir, wenn das 95%-Prädiktionsintervall der geschätzten hitzebedingten Mortalität vollständig über Null liegt.

Dieses Modell wird noch dadurch verfeinert, dass der unterschiedliche Mortalitätsverlauf in Altersgruppen, nach Geschlecht und in verschiedenen Regionen nachgebildet wird und auch der Einfluss der Hitze unterschiedlich etwa in den Altersgruppen und in verschiedenen Zeitabschnitten angenommen wird. Dadurch erhalten die einzelnen Terme der Modellgleichung eine Abhängigkeit von diesen weiteren Unterteilungen, die Grundstruktur ändert sich dadurch aber nicht.

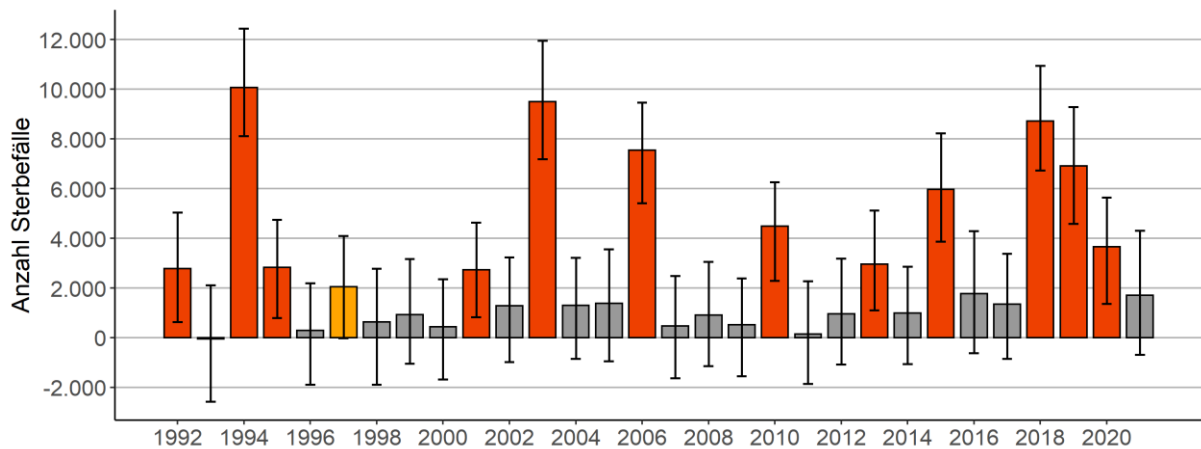
Mit diesem Modell lässt sich der Mortalitätsverlauf nach Wochen, aber auch nach Tagen abbilden. Je nach Länge des Zeitintervalls werden dann zum Beispiel  $v = 3$  Vorwochen, oder  $v=10$  Vortage im Modell berücksichtigt.

Die Anpassung des Modells erfolgte mithilfe der Statistiksoftware R (Version 4.3.0, package „mgcv“).

### 3.1.2 Ausweitung der Schätzung hitzebedingter Mortalität auf den Zeitraum 2018 bis 2021

Das in (an der Heiden et al., 2020) entwickelte Modell wurde auf den Zeitraum 1992 bis 2021 erweitert (Winklmayr et al., 2022) und damit Schätzungen für die Anzahl von hitzebedingten Sterbefällen der Jahre 2018 bis 2021 erstellt. In den drei Jahren 2018 bis 2020 zeigte sich zum ersten Mal im Untersuchungszeitraum in drei aufeinanderfolgenden Jahren eine signifikante Anzahl hitzebedingter Sterbefälle. Es gab etwa 8.700 hitzebedingte Sterbefälle im Jahr 2018, etwa 6.900 im Jahr 2019 und etwa 3.700 im Jahre 2020, siehe Abbildung 1. Diese Ergebnisse wurden am 1. Juli 2022 im deutschen Ärzteblatt unter dem Titel: „Hitzebedingte Mortalität in Deutschland zwischen 1992 und 2021“ veröffentlicht (Winklmayr et al., 2022).

**Abbildung 1: Geschätzte Anzahl hitzebedingter Sterbefälle für den Zeitraum 1992 bis 2021 in Deutschland**



Jahre mit signifikanter Anzahl hitzebedingter Sterbefälle (Signifikanzniveau 5%) sind rot hervorgehoben. Jahre mit grenzsichtiger Anzahl hitzebedingter Sterbefälle (Signifikanzniveau 10%) sind orange hervorgehoben.

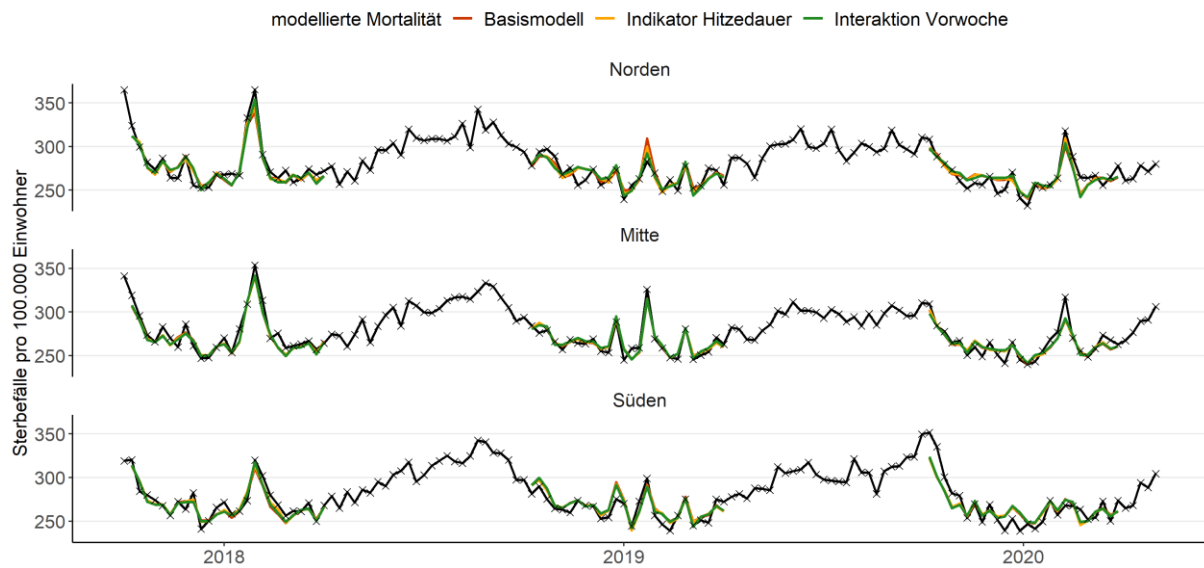
Quelle: Winklmayr et. al (2022)

### 3.1.3 Effekt der Dauer von Hitzeperioden auf die wöchentliche Mortalität

Das verwendete GAM beschreibt den Einfluss von erhöhten Temperaturen in einer Woche auf die Mortalität in der gleichen Woche und in den Folgewochen. Dies führt in Kombination mit der multiplikativen Struktur des Modells dazu, dass eine Reihe von mehreren aufeinander folgenden heißen Wochen sich stärker auf die Mortalität auswirkt als die gleiche Anzahl von isolierten heißen Wochen. Denn die prozentuale Erhöhung aufgrund der zweiten heißen Woche in Folge bezieht sich auf eine bereits erhöhte Mortalität und der Effekt fällt dann insgesamt höher aus - vergleichbar mit dem Effekt beim Zinseszins.

Darüber hinaus könnte es einen zusätzlichen direkten Effekt der Dauer einer Hitzewelle geben. Verschiedene Modelle zur Quantifizierung des Effekts der Dauer von Hitzeperioden wurden verglichen: Ein Modell, das das Zusammenspiel von aktueller Hitze und Hitze der Vorwoche mithilfe eines Tensor-Interaktionsterms beschreibt und ein weiteres Modell, das die Hitzedauer direkt als Variable beinhaltet. Abbildung 2 zeigt, dass vor allem in der Region Norden (bestehend aus den Bundesländern Bremen, Hamburg, Mecklenburg-Vorpommern, Niedersachsen und Schleswig-Holstein) und der Altersgruppe 85+ die explizite Berücksichtigung der Dauer zu einer besseren Erfassung der hitzebedingten Mortalität in den Jahren 2018 und 2019 führt.

**Abbildung 2: Vergleich von Modellen zur Dauer von Hitzeperioden**



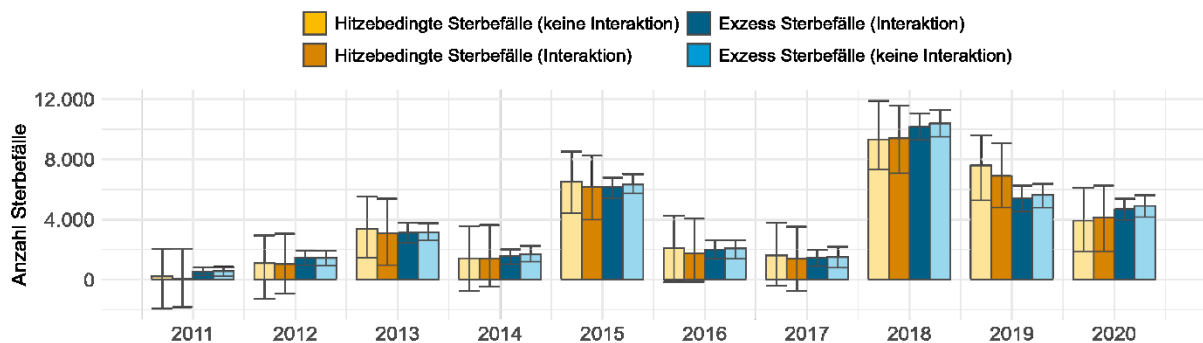
Verlauf der Mortalität in der Altersgruppe 85+ in den Jahren 2018 bis 2020 aufgeteilt in die Regionen Norden, Mitte und Süden. Die berichtete Gesamtmortalität (Todesfälle pro 100.000) ist in schwarz dargestellt. Die farbigen Linien zeigen die modellierte Mortalität jeweils unter Verwendung eines Basismodells ohne Berücksichtigung der Hitzedauer (rot), eines Modells, das die Dauer in Form einer Indikatorvariable berücksichtigt (gelb) und eines Modells, dass die Dauer über eine Tensor-Interaktion der Wochenmitteltemperatur und der Temperatur der Vorwoche modelliert (grün). Verbesserungen durch Berücksichtigung der Dauer werden vor allem in der Region Norden deutlich.

Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

Insgesamt zeigt allerdings keines der von uns untersuchten Modelle eine signifikante Änderung der geschätzten Anzahlen hitzebedingter Sterbefälle, siehe Abbildung 3. Dies deutet darauf hin, dass der Einfluss der Dauer einer Hitzeperiode recht gut über den kumulierten Einfluss der (teilweise verzögerten) Effekte der Mitteltemperatur beschrieben wird. Eine detailliertere Beschreibung dieser Ergebnisse findet sich im eSupplement der beigefügten Publikation, siehe (Winklmayr et al., 2022).



**Abbildung 3: Veränderung der hitzebedingten Mortalität und der Exzess-Mortalität unter Berücksichtigung der Hitzedauer**



Vergleich der hitzebedingten Mortalität (ocker) und der Exzess-Mortalität (blau) jeweils für ein Modell, dass die Hitzedauer mittels eines Interaktionsterms berücksichtigt (dunkel) sowie ein Vergleichsmodell ohne Berücksichtigung der Hitzedauer (hell). Insgesamt führt die Berücksichtigung der Hitzedauer zu einer Annäherung der hitzebedingten- und der Exzess-Mortalität, die Unterschiede sind aber statistisch nicht signifikant.

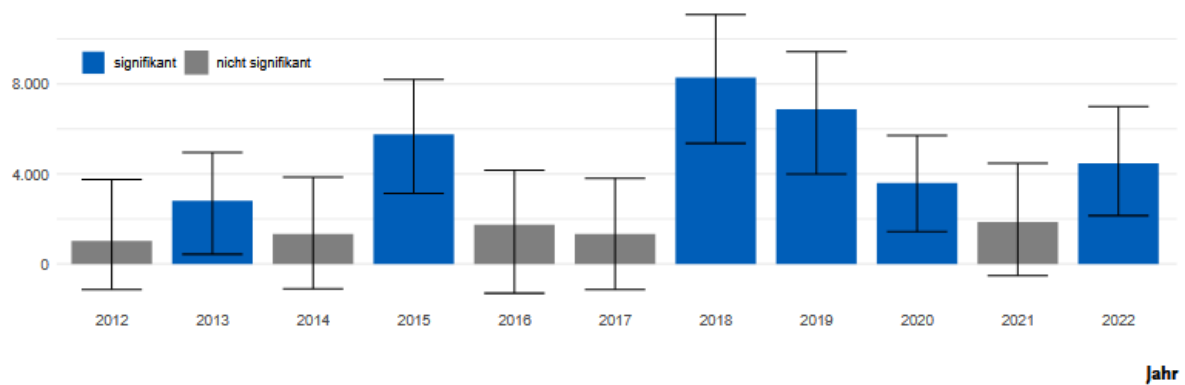
Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

### 3.1.4 Zeitnahe Auswertung der hitzebedingten Mortalität für das Jahr 2022

Als Konsequenz der schnelleren Bereitstellung von Daten durch das Statistische Bundesamt konnte für das Jahr 2022 erstmalig eine bundesweite Schätzung der hitzebedingten Mortalität im laufenden Jahr bereitgestellt werden. Um eine zeitnahe Berichterstattung zu gewährleisten wurden Daten bis Kalenderwoche 36/2022 einbezogen, und die Ergebnisse konnten im Oktober 2022 (KW 42) im Epidemiologischen Bulletin veröffentlicht werden (siehe (Winklmayr & an der Heiden, 2022)).

Auf Basis neuer Ergebnisse zur Regionsabhängigkeit der Hitzewirkung wurde eine Unterteilung der Bundesländer in vier (statt bisher drei) Regionen vorgenommen (für eine detaillierte Beschreibung der Regionsaspekte siehe Abschnitt 3.3.1.2). Der langfristige Trend der Mortalität wurde separat für die einzelnen Bundesländer angepasst. Diese Änderungen im Modell führten zu leichten Abweichungen der Schätzwerte im Vergleich mit der bisherigen Modellierung. Insbesondere bestimmten wir für das Jahr 2018 8.300 [95%-PI 5.400; 11.100], für das Jahr 2019 6.900 [95%-PI 4.000; 9.400] und für das Jahre 2020 3.600 [95%-PI 1.400; 5.700] hitzebedingte Sterbefälle. Im Jahr 2022 identifiziert die neue Schätzung 4.500 [95%-PI 2.100; 7.000] hitzebedingte Sterbefälle, siehe Abbildung 4.

**Abbildung 4: Geschätzte Anzahl hitzebedingter Sterbefälle für den Zeitraum 2012 bis 2022 in Deutschland**



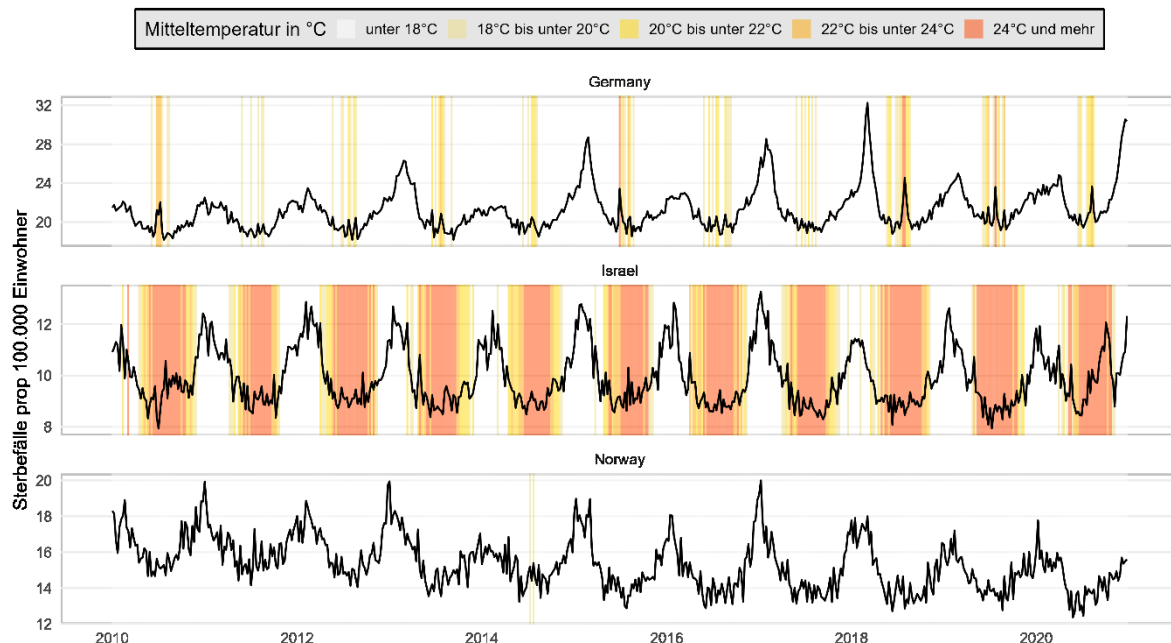
Schätzwerte werden mit 95%-Prädiktionsintervallen angegeben. Jahre mit signifikanter Anzahl hitzebedingter Sterbefälle (Signifikanzniveau 5%) sind blau hervorgehoben. Quelle: Winklmayr und an der Heiden (2022).

### 3.1.5 Austausch mit Partnern des EUROMoMo-Netzwerks zum Vergleich hitzebedingter Mortalität in anderen europäischen Staaten

Der bestehende R-Code wurde überarbeitet und ausführlich kommentiert, außerdem wurden eine Anleitung (siehe Anlage A.4) und ein Beispieldatensatz erstellt. Diese Unterlagen wurden mit Partnern aus 12 europäischen Staaten geteilt.

Kolleginnen und Kollegen aus Israel und Norwegen stellten uns zudem Mortalitäts-, Temperatur- und Bevölkerungsdaten auf Wochenebene zur Verfügung, die wir mit dem bestehenden Modell analysieren konnten. Diese beiden Staaten sind insbesondere durch ihre im Vergleich zu Deutschland stark abweichenden Temperaturprofile interessant.

**Abbildung 5: Verlauf der Gesamtmortalität im Zeitraum 2006 bis 2020 in Deutschland, Israel und Norwegen**



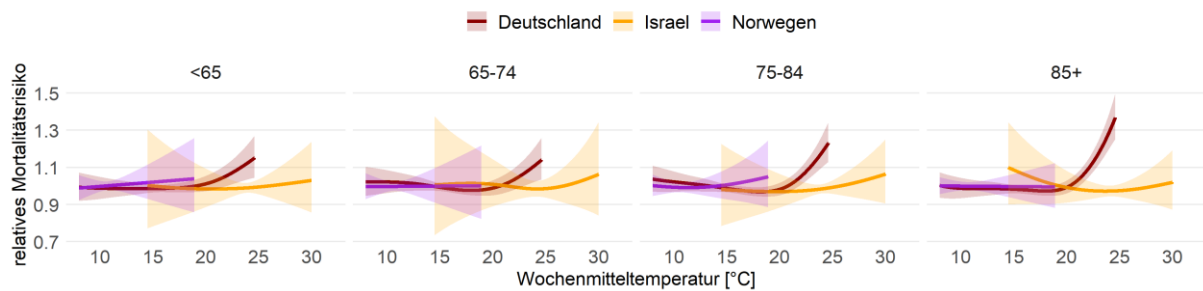
Verlauf der Gesamtmortalität (Todesfälle pro 100.000 Einwohner) für Deutschland, Israel und Norwegen im Zeitraum 2006 bis 2020. Die Wochenmitteltemperatur ist durch farbliche Hinterlegung gekennzeichnet (siehe Legende).

Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

Abbildung 5 zeigt den Verlauf der Gesamtmortalität (Todesfälle pro 100.000 Einwohner) für Deutschland, Israel und Norwegen. Die Unterschiede in den jeweiligen Bevölkerungsgrößen (Deutschland ~ 83 Mio., Israel ~ 9 Mio., Norwegen ~ 5 Mio.) führen zu unterschiedlich starken Zufallsschwankungen in den Mortalitätskurven. Die farblichen Hinterlegungen zeigen die korrespondierende Wochenmitteltemperatur an (siehe Legende). Abbildung 5 macht die starken Temperaturunterschiede der drei Länder deutlich und zeigt, dass Mortalitätsspitzen während der Wintermonate in allen drei Ländern sichtbar sind. Ausgeprägte Mortalitätsspitzen während der Sommerwochen können allerdings in Israel und Norwegen nicht in dem Maße wie in Deutschland 2006, 2010, 2015 und 2018 bis 2020 beobachtet werden.

Weitere Unterschiede zeigen sich in den Schwellenwerten, die in Deutschland etwa bei 20°C, in Israel dagegen etwa bei 25°C und in Norwegen bei etwa 15°C liegen. Die dazu gehörenden Expositions-Wirkungskurven sind exemplarisch für verschiedene Altersgruppen in Abbildung 6 dargestellt. Es zeigt sich, dass sowohl in Israel als auch in Norwegen der Anstieg des relativen Mortalitätsrisikos mit Temperaturen über dem lokalen Schwellenwert, weniger steil ausfällt als in Deutschland.

**Abbildung 6: Expositions-Wirkungskurven für Deutschland, Israel und Norwegen**



Vergleich der Expositions-Wirkungskurven für Deutschland, Israel und Norwegen abhängig von der Altersgruppe.

Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

Diese vorläufigen Ergebnisse deuten darauf hin, dass neben der Wochenmitteltemperatur bzw. der relativen Abweichung von einem Temperaturschwellenwert noch weitere Faktoren die hitzebedingte Mortalität beeinflussen. So kann wohl angenommen werden, dass die Bevölkerung in Regionen, die schon seit langem mit sehr hohen Temperaturen konfrontiert sind, bereits besser an diese angepasst ist. Das kann an der Art der Bebauung liegen, dem individuellen Verhalten, spezieller Kleidung oder auch in der vermehrten Nutzung von Klimaanlage. Darüber hinaus kann die Altersstruktur der Bevölkerung oder die Verbreitung bestimmter Vorerkrankungen eine Rolle spielen. Es ist geplant diese Ergebnisse mit den Partnern aus den jeweiligen Staaten zu diskutieren.

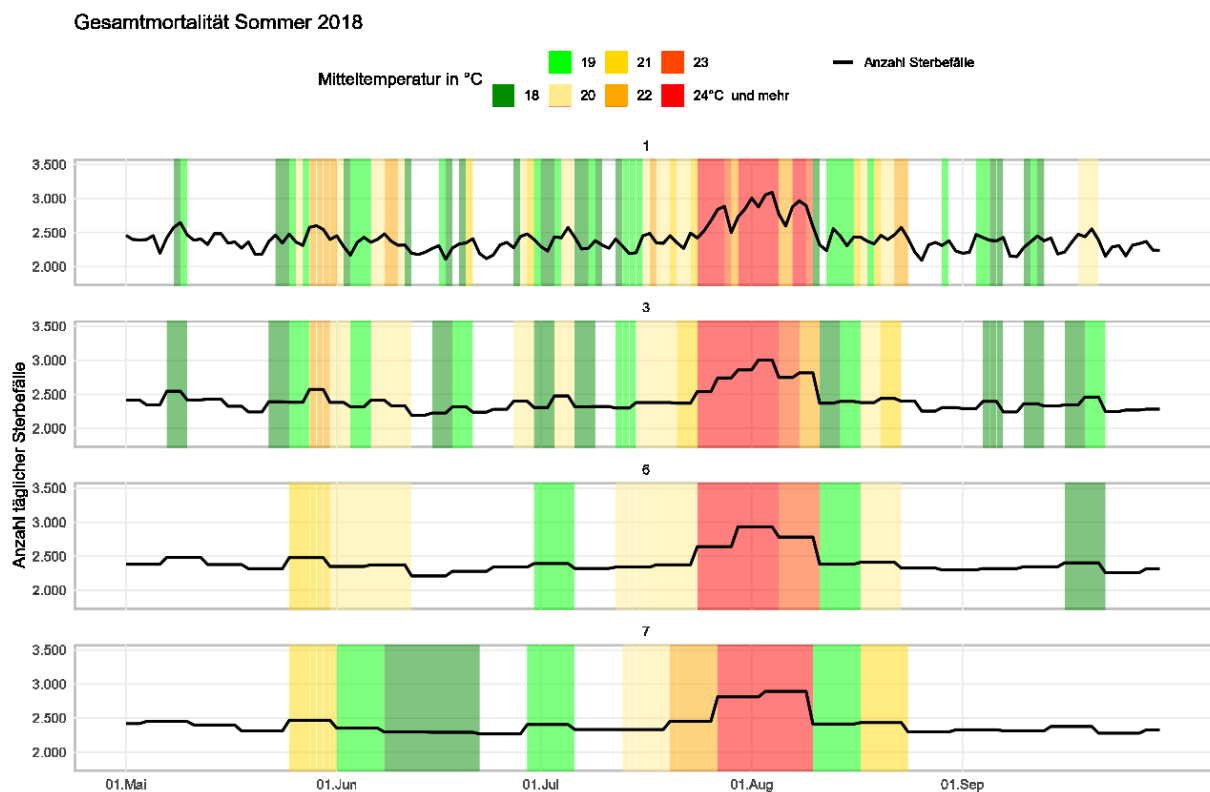
### 3.1.6 Modelle mit unterschiedlicher zeitlicher Auflösung

Internationale Modellierungsansätze zur hitzebedingten Mortalität und auch regionale Analysen einzelner Bundesländer verwenden tagesgenaue Mortalitätsdaten (siehe z.B. (Axnick, 2021; Huber et al., 2020; Siebert et al., 2019)). Daher stellt sich die Frage wie gut im Vergleich dazu die Ergebnisse der Auswertungen auf Basis wöchentlicher Daten sind, also welche Rolle die zeitliche Auflösung spielt und inwieweit die Ergebnisse dieser verschiedenen Ansätze miteinander vergleichbar sind.

Daten zur täglichen Gesamtmortalität im Zeitraum 2000 bis 2022 in den 16 Bundesländern sind im Rahmen der „Sonderauswertung Sterbefälle“ des Statistischen Bundesamtes verfügbar. Allerdings sind in diesem Datensatz alle Altersgruppen zusammengefasst. In diesem Abschnitt betrachten wir daher ein Modell, das die Wirkung der Temperatur auf die Mortalität im Zeitraum 2000 bis 2022 ohne Berücksichtigung von Altersgruppen schätzt.

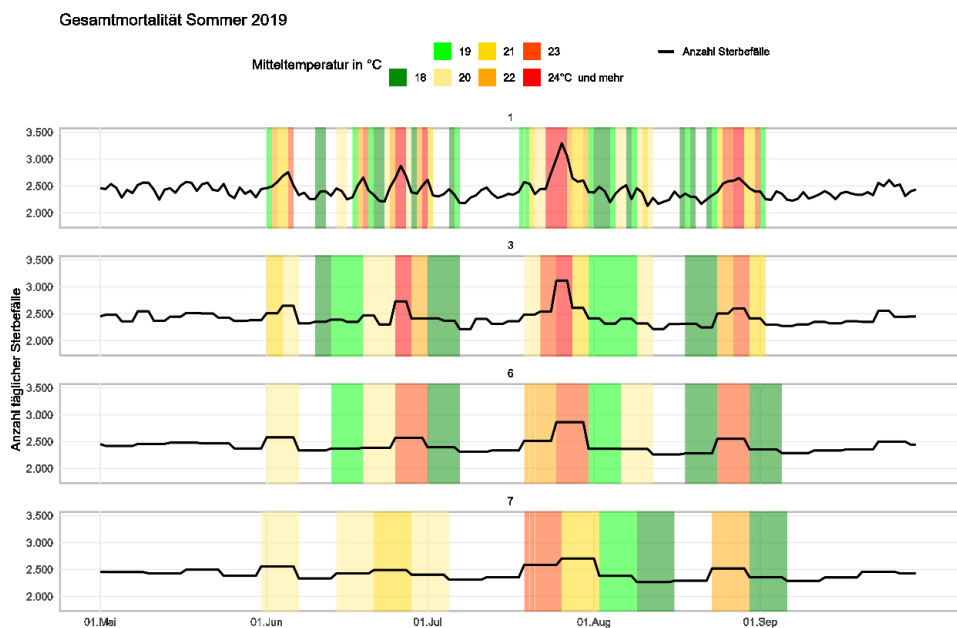
Neben den „Extremfällen“ von Daten in täglicher und wöchentlicher Auflösung betrachten wir außerdem als „Zwischenstufen“ Zeiteinheiten von zwei bis sechs Tagen. Für die Betrachtung dieser Zwischenstufen mitteln wir jeweils die Temperatur über die jeweilige Zeiteinheit und betrachten die Summe aller aufgetretenen Sterbefälle.

**Abbildung 7: Gesamtmortalität im Sommer 2018 für verschiedene zeitliche Auflösungen**



Von oben nach unten: Verlauf der Gesamtmortalität im Sommer 2018 in Deutschland aggregiert nach einzelnen Tagen, 3-, 6- und 7-Tageseinheiten. Die Färbung des Hintergrunds korrespondiert zur Mitteltemperatur der jeweiligen Periode.  
Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

**Abbildung 8: Gesamtmortalität im Sommer 2019 für verschiedene zeitliche Auflösungen**



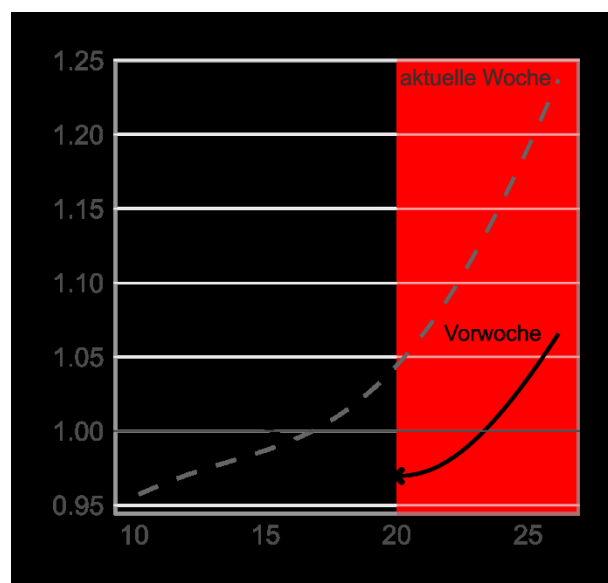
Von oben nach unten: Verlauf der Gesamt mortalität im Sommer 2019 in Deutschland aggregiert nach einzelnen Tagen, 3-, 6- und 7-Tageeinheiten. Die Färbung des Hintergrunds korrespondiert zur Mitteltemperatur der jeweiligen Periode.  
Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

Abbildung 7 und Abbildung 8 zeigen beispielhaft den Verlauf der Gesamtsterbefälle in Deutschland im Sommer 2018 jeweils für tägliche Daten, drei-, sechs- und sieben-Tageeinheiten zusammen mit der entsprechenden Mitteltemperatur (farbige Hinterlegung). Diese Darstellung verdeutlicht die stärkeren Schwankungen, die bei höherer zeitlicher Auflösung zu erwarten sind. Insbesondere bei täglichen Daten sind häufig erhöhte Sterbefallzahlen zu beobachten, die nicht direkt mit höheren Tagesmitteltemperaturen korrespondieren. Andererseits werden für gröbere Auflösungen in Jahren mit kurzen Hitzeperioden wie etwa im Jahr 2019 manche Spitzen in der Mortalität ausgeglättet.

In der bisherigen Modellierung auf Basis von Kalenderwochen zeigte sich in den Expositions-Wirkungskurven regelmäßig ein positiver Zusammenhang zwischen der relativen Mortalitätsrate und der Mitteltemperatur der gleichen Woche. Die Temperatur der Vorwoche zeigt üblicherweise einen schwächeren Zusammenhang mit der relativen Mortalitätsrate und weist darüber hinaus ein Minimum auf, das zur Bestimmung des Temperaturschwellenwerts benutzt werden kann. Beispiele für diesen typischen Verlauf sind in Abbildung 9 dargestellt.

**Abbildung 9: Beispiel Expositions-Wirkungskurven der gleichen Woche und der Vorwoche**

---



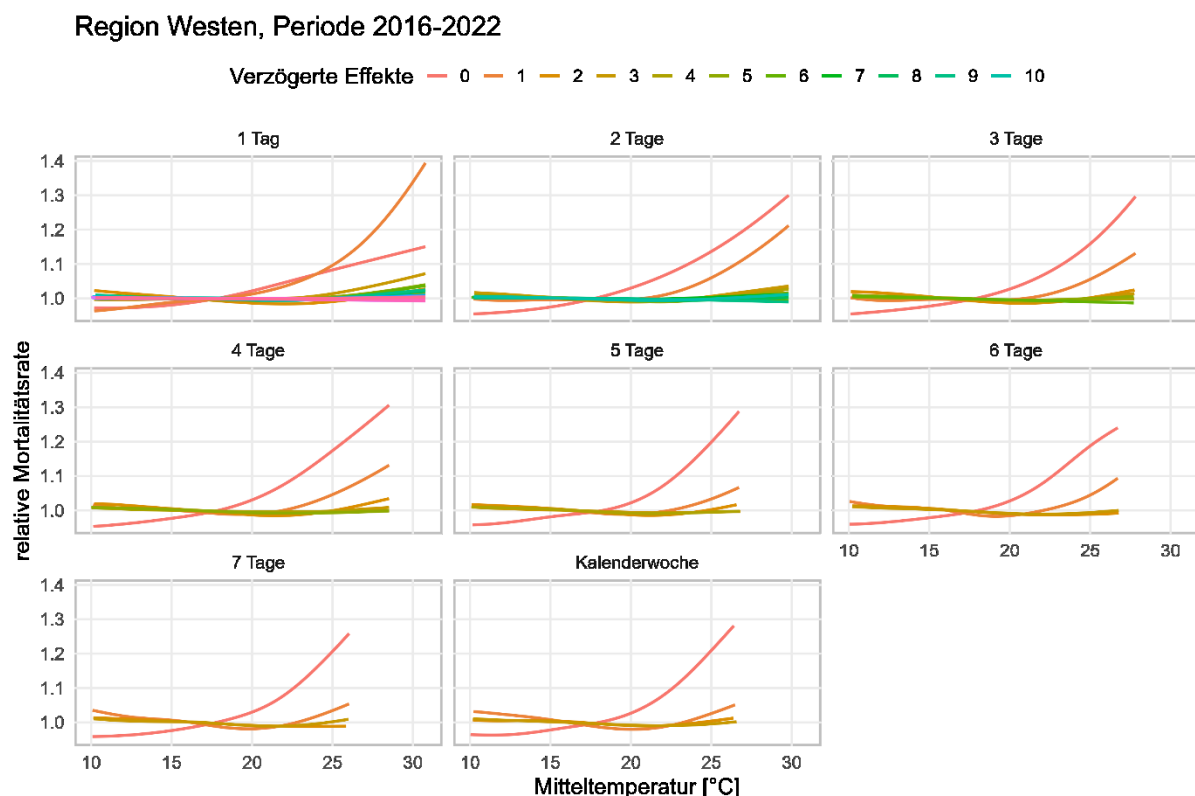
Beispielhafter Verlauf der Expositions-Wirkungskurven der gleichen Woche (gestrichelte Linie) und der Vorwoche (durchgezogene Linie). Die Kurve der Vorwoche zeigt ein charakteristisches Minimum bei rund 20°C Wochenmitteltemperatur. Ab diesem Schwellenwert steigen beide Kurven monoton an (rot hinterlegter Bereich).

Quelle: Winklmayr et al., eSupplement (Winklmayr et al., 2022)

Im Folgenden betrachten wir Modelle für Zeitintervalle von einer Länge von einem Tag bis zu sieben Tagen sowie ein Modell auf Basis von Kalenderwochen. Zur Definition der Sommerperiode verwenden wir für alle Modelle die Monate Mai bis September.

In allen Modellen berücksichtigen wir außerdem verzögerte Effekte der Temperatur: um die Modelle untereinander vergleichbar zu halten, beziehen wir jeweils rund 21 Tage ein. Das heißt im Modell auf Basis von Kalenderwochen berücksichtigen wir neben der Wochenmitteltemperatur der gleichen Woche auch die Mitteltemperatur von drei Vorwochen. Dies entspricht drei „Vorperioden“ im 6-Tages Modell, vier Vorperioden im 5-Tages Modell, fünf Vorperioden im 4-Tages-Modell, sechs Vorperioden im 3-Tages Modell, zehn Vorperioden im 2-Tages Modell und 21 Vortage im tagesgenauen Modell. Tatsächlich zeigt sich im AIC-Vergleich (siehe die Erläuterungen im Abschnitt 3.2.2), dass diese 21 Vortage auch tatsächlich zu einer besseren Beschreibung führen als Modelle, die nur weniger verzögerten Effekte beinhalten.

**Abbildung 10: Expositions-Wirkungskurven unterschiedlicher Auflösung**



Vergleich der Expositions-Wirkungskurven für Modelle auf Basis von 1- bis 7-Tageseinheiten sowie Kalenderwochen für die Region Westen im Zeitraum 2016 bis 2022. Da in jedem Modell rund 21 Tage in die Modellierung einbezogen werden, unterscheidet sich die Anzahl der für die Vorperioden („lags“) geschätzten Expositions-Wirkungskurven.

Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

Werden die untersuchten Zeitintervalle verkürzt, verändert sich das Verhältnis der Expositions-Wirkungskurven zu einander (siehe Abbildung 10). Je länger das betrachtete Zeitintervall, desto stärker wird der Zusammenhang zwischen der relativen Mortalitätsrate und der Mitteltemperatur in der gleichen Periode (rote Kurven). Parallel dazu zeigt sich ein Abschwächen des Zusammenhangs zwischen der relativen Mortalitätsrate und der Temperatur der Vorperiode (orange Kurven). Dieser Effekt kann dadurch erklärt werden, dass zeitliche Auflösungen von vielen Tagen auch verzögerte Mortalitätseffekte bereits in der gleichen Periode erfassen, während bei einer Auflösung von wenigen Tagen ein beträchtlicher Teil des Mortalitätseffekts auf die Vorperioden entfällt. Eine Besonderheit ist, dass bei der täglichen Analyse die Temperatur des Vortages den Haupteffekt auf die Mortalität ausübt, dass also die

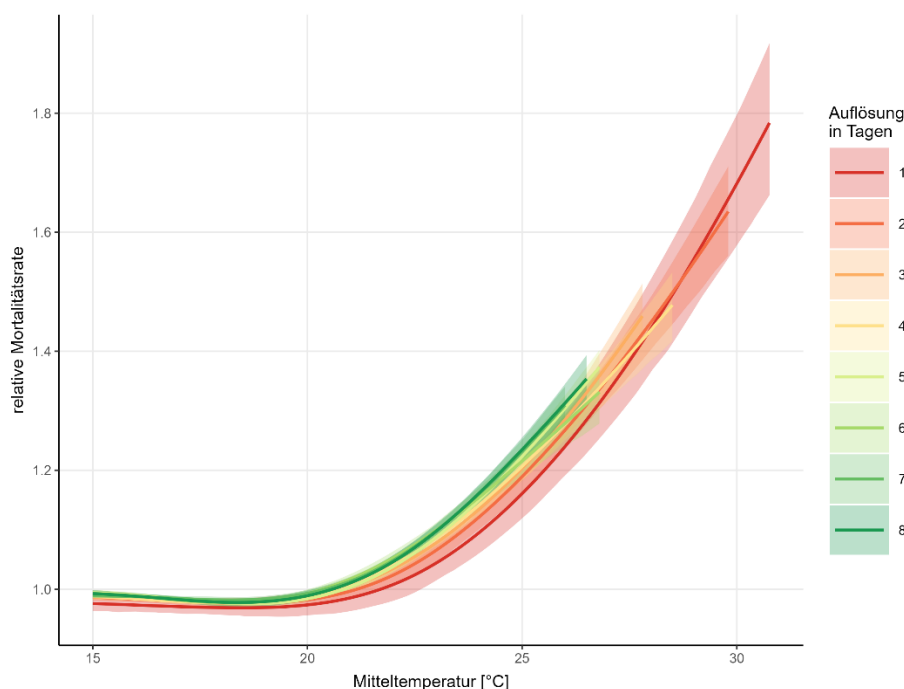
meisten Todesfälle einen Tag nach der Hitze auftreten. Die wesentlichen Effekte treten am Tag der Hitzeeinwirkung und den drei nachfolgenden Tagen auf.

Statt der einzelnen Expositions-Wirkungskurven der jeweiligen Zeitintervalle, können auch „kumulative“ Expositions-Wirkungskurven betrachtet werden. Da diese Wirkungskurven eine prozentuale Erhöhung der Mortalität der jeweiligen Tage beschreiben, können sie in einfacher Weise nur unter bestimmten Annahmen kumuliert werden. Unter der Annahme einer konstanten Hintergrundmortalität innerhalb der Zeitperiode, in der die erhöhte Temperatur auf die Mortalität wirkt, ergeben sich die relativen Werte der kumulative Kurve als Summe über die relativen Werte der Expositions-Wirkungskurven aller  $v$  betrachteten Vorperioden („lags“), das heißt

$$m^{\text{cum}}(x) - 1 = \sum_{i=0}^v (m^{\text{Hitze},i}(x) - 1).$$

Die Kurve  $m^{\text{cum}}$  beschreibt dann den Gesamteinfluss der Temperatur eines Zeitpunkts  $t$  auf die Mortalitätsrate, wenn die Hintergrundmortalität im Zeitraum  $t$  bis  $t + v$  konstant ist und wenn kein weiterer Einfluss der Temperatur in den  $v$  Tagen vor oder nach  $t$  auf die Mortalität aufgetreten ist.

**Abbildung 11: Kumulative Expositions-Wirkungskurve unterschiedlicher Auflösung**



Kumulative Expositions- Wirkungskurven (Summe über alle verzögerten Effekte) für Modelle auf Basis von 1- bis 7-Tageseinheiten für die Region Westen im Zeitraum 2016 bis 2022. Wie auch in Abbildung 10 zeigen sich die Unterschiede zwischen den Modellen besonders deutlich in der Länge der Expositions-Wirkungskurven: im Mittel über einzelne Tage treten höhere Temperaturen auf als im Mittel über mehrere Tage oder gar eine Kalenderwoche. Die Auflösung von 8 Tagen steht hier für die Kalenderwoche.

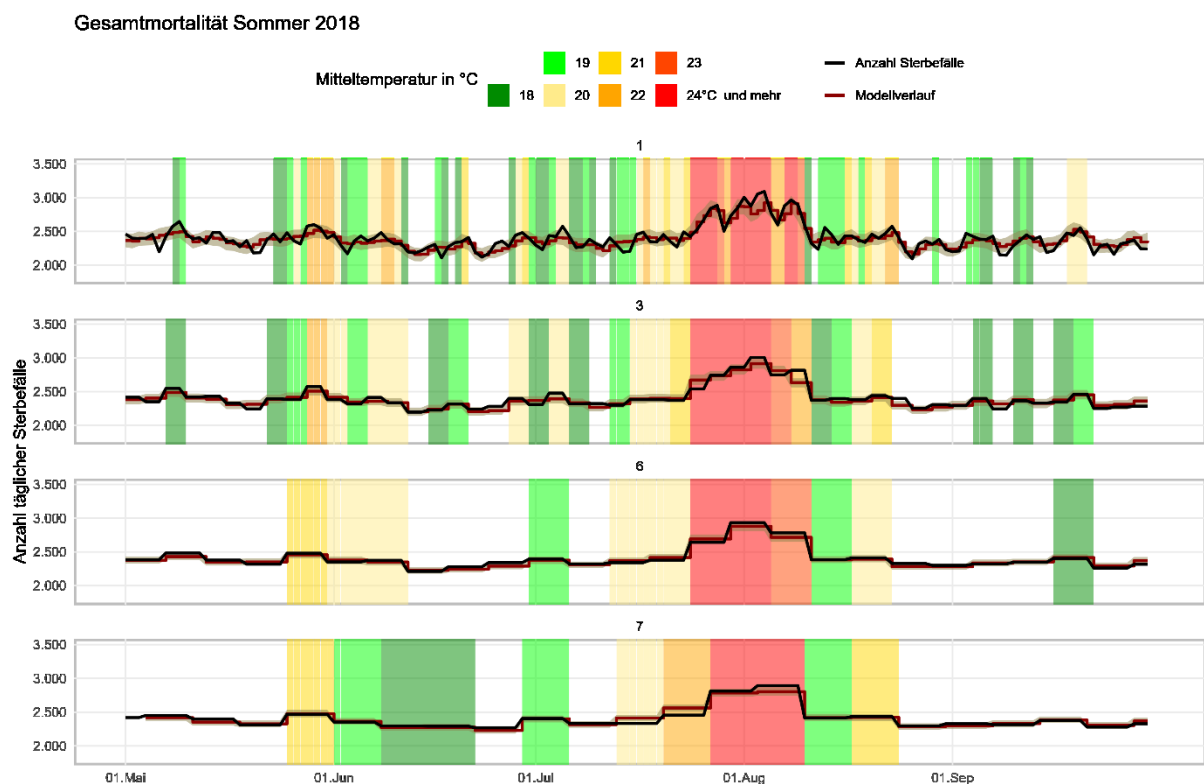
Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut



Die auf diese Weise bestimmten kumulativen Expositions-Wirkungskurven der Modelle für Intervalle von einem Tag zu einer Woche sind in Abbildung 11 dargestellt. Im Gegensatz zu den Kurven der einzelnen Vorperioden in Abbildung 10 unterscheiden sie sich relativ wenig in ihrer Form. Sie verlaufen tatsächlich für längere Zeitintervalle nur wenig steiler, sind aber wesentlich kürzer, denn in den längere Zeitintervalle mitteln sich die extremen Temperaturen zum Teil heraus. Dies zeigt die höhere Erklärungskraft genauerer Modelle.

Ein wesentliches Kriterium zum Vergleich verschiedener Modellierungsansätze ist die Güte der Passung zwischen dem realen Verlauf der Sterbefallzahlen und der Rekonstruktion durch das Modell.

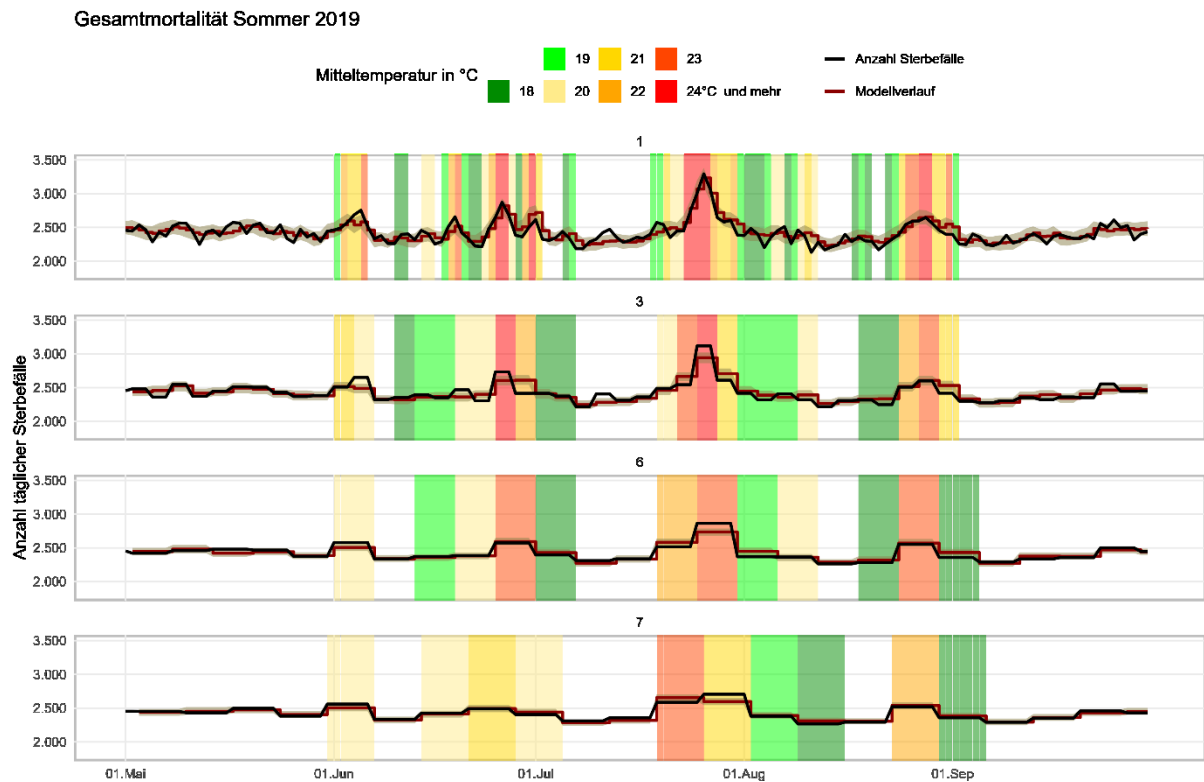
**Abbildung 12: Modellierte Verläufe der Sterbefallzahlen 2018 für verschiedene Auflösungen**



Von oben nach unten: Verlauf der Gesamtmortalität (schwarze Linie) im Sommer 2018 aggregiert nach einzelnen Tagen, 3-, 6- und 7-Tageseinheiten und Verlauf des jeweiligen Modells (rote Linie). Die Färbung des Hintergrunds korrespondiert zur Mitteltemperatur der jeweiligen Periode.

Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

**Abbildung 13: Modellierte Verläufe der Sterbefallzahlen 2019 für verschiedene Auflösungen**

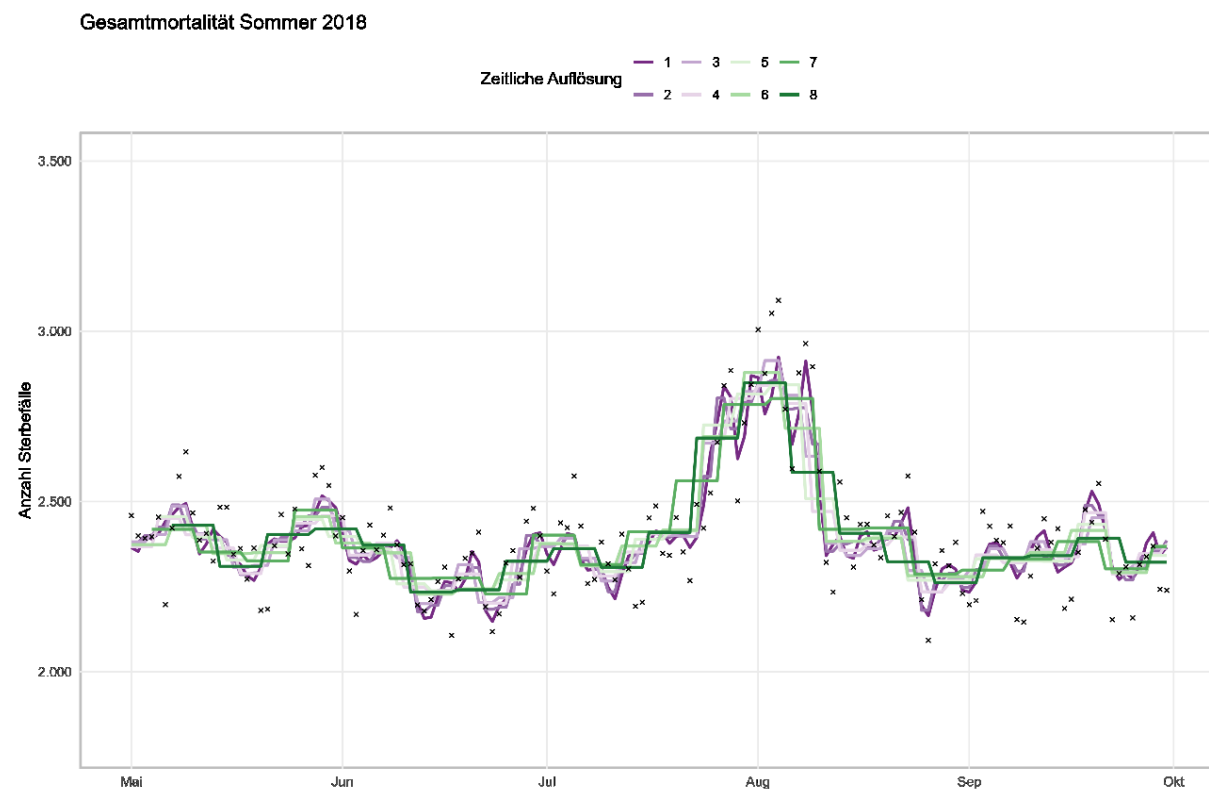


Von oben nach unten: Verlauf der Gesamtmortalität (schwarze Linie) im Sommer 2019 aggregiert nach einzelnen Tagen, 3-Tageseinheiten, 6- und 7-Tageseinheiten und Verlauf des jeweiligen Modells (rote Linie). Die Färbung des Hintergrunds korrespondiert zur Mitteltemperatur der jeweiligen Periode.

Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

Um diese Modelle zu vergleichen berechnen wir den Root Mean Square Error (RMSE), das heißt die Summe der quadratischen Abweichungen des Modellverlaufs vom Verlauf der beobachteten Anzahl von Sterbefällen. Um ein einheitliches Maß zu erhalten, verwenden wir dabei immer die täglichen Sterbedaten und die jeweils über die entsprechende Auflösung konstanten Modellverläufe. Daraus ergibt sich, dass eine tägliche Auswertung am besten den Verlauf der beobachteten Sterbefälle wiedergeben kann und zwar in allen 23 untersuchten Sommern.

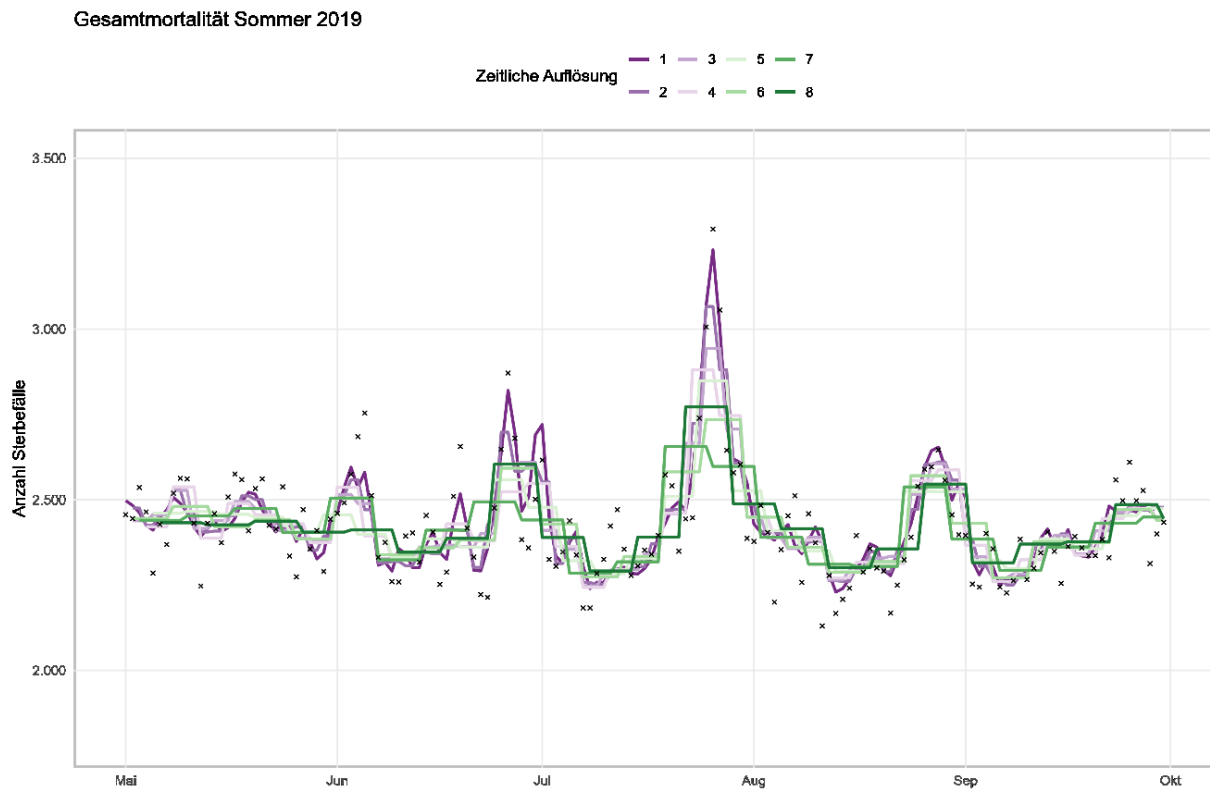
**Abbildung 14: Vergleich der Modellverläufe mit dem Verlauf der Sterbefallzahlen im Sommer 2018**



Verlauf der Anzahl Sterbefälle im Sommer 2018 (Kreuzchen) und Modellverläufe für Modelle mit Auflösung von 1 bis 7 Tagen und nach Kalenderwoche.

Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

**Abbildung 15: Vergleich der Modellverläufe mit dem Verlauf der Sterbefallzahlen im Sommer 2019**



Verlauf der Anzahl Sterbefälle im Sommer 2019 (Kreuzchen) und Modellverläufe für Modelle mit Auflösung von 1 bis 7 Tagen und nach Kalenderwoche.

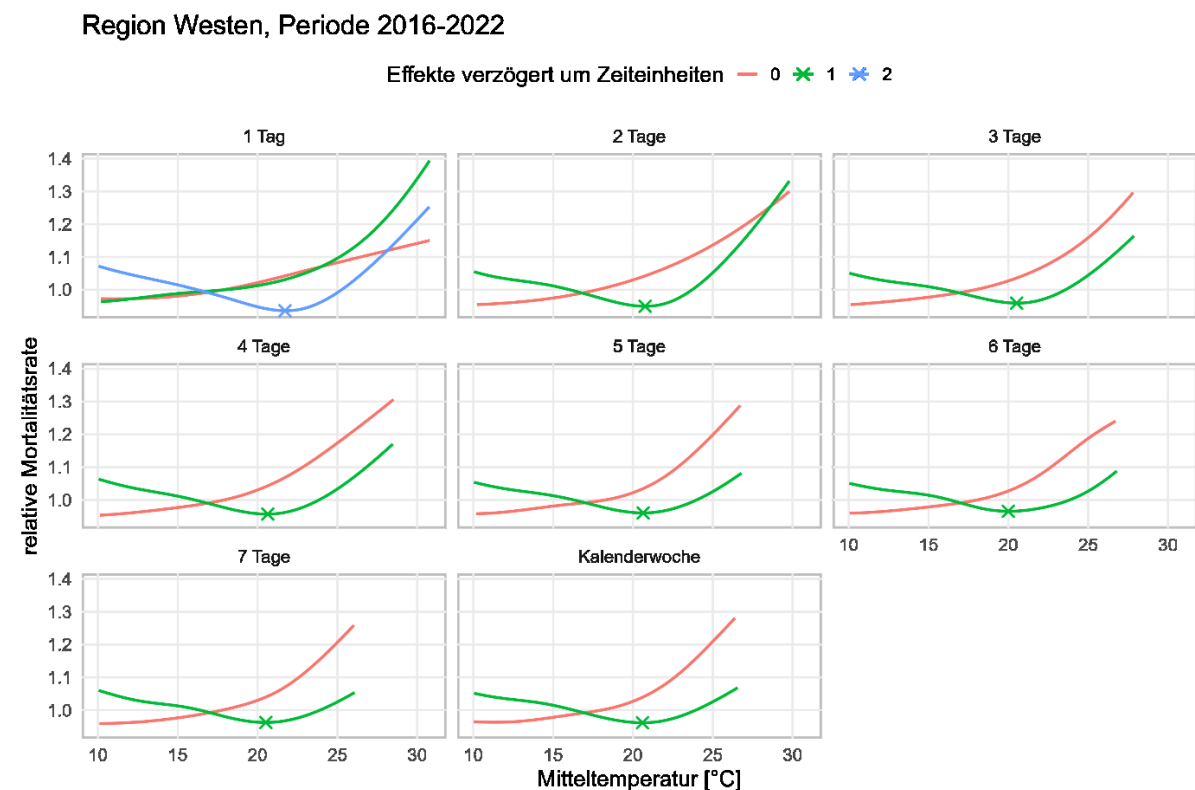
Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

Während zum Beispiel der Verlauf im Sommer 2018 von allen Modellen relativ gut nachgebildet werden kann, siehe Abbildung 14, zeigen sich für den Sommer 2019 deutliche Unterschiede zwischen den Modellverläufen, siehe Abbildung 15. Dies resultiert aus den relativ schlanken Peaks der Mortalität infolge von kurzen Hitzeperioden, die sich in der Modellierung auf der Basis größerer Auflösung nicht mehr so deutlich abheben.

### 3.1.7 Vergleich verschiedener Schwellenwerte zur Definition der Hintergrundmortalität

Um ein Analogon für den Schwellenwert der bisherigen Modellierung (siehe Abbildung 9) auch für höhere Auflösungen zu erhalten betrachten wir nun die kumulative Expositions-Wirkungskurve aller verzögerten Effekte, die nach dem Tag mit dem stärksten Effekt auftreten (Vorperioden). Wie Abbildung 10 zeigt sind dies die Tage ab dem zweiten Vortag für die tagesgenaue Auswertung und ab der ersten Zeiteinheit für alle übrigen Auflösungen. Dadurch ergeben sich Expositions-Wirkungskurven wie sie in Abbildung 16 gezeigt werden.

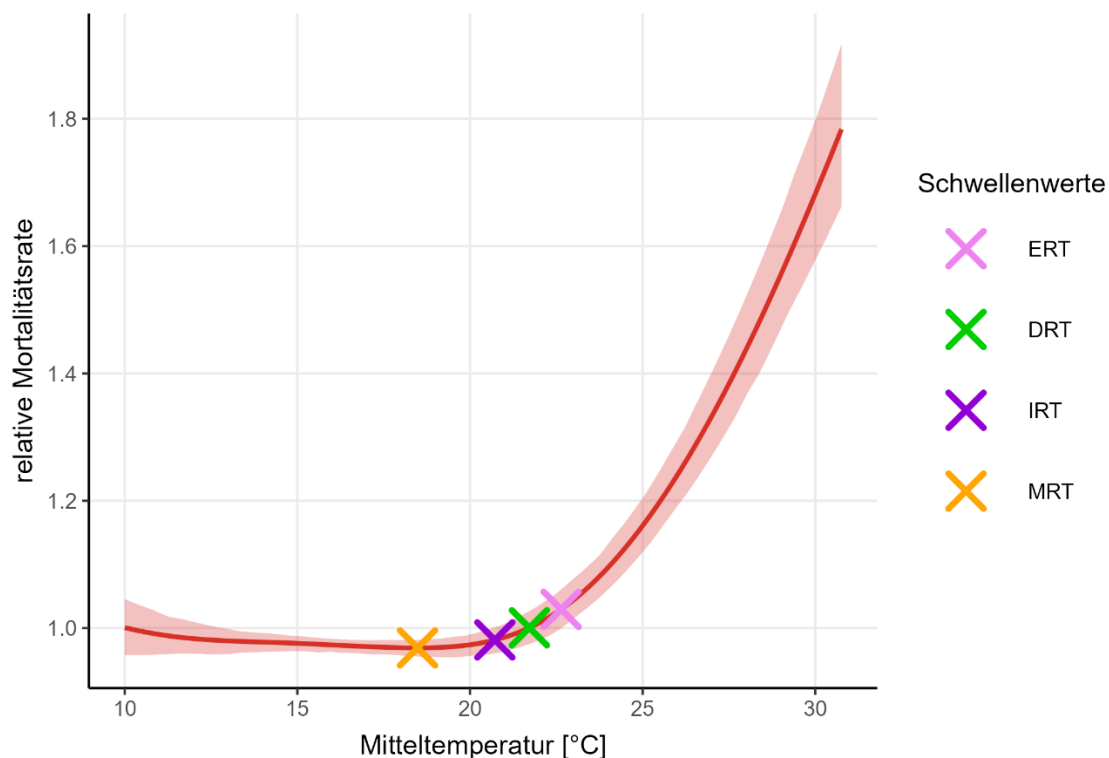
**Abbildung 16: Expositions-Wirkungskurven unterschiedlicher Auflösung**



Vergleich der Expositions-Wirkungskurven bis zum stärksten Effekt und der kumulativen Expositions-Wirkungskurven der Zeiteinheiten davor für Modelle auf Basis von 1- bis 7-Tageseinheiten sowie Kalenderwochen für die Region Westen im Zeitraum 2016 bis 2022. Im tagesgenauen Modell liegt der stärkste Effekt auf die Mortalität einen Tag nach der Hitze, so dass hier drei Kurven dargestellt werden. Die Delayed Risk Temperature (DRT) ist mit einem Kreuz gekennzeichnet.  
Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

Betrachtet man diese dominierenden Expositions-Wirkungskurven, so zeigt sich mit wachsenden Mitteltemperaturen ein monoton steigender Verlauf schon ab Werten von 10 °C. Zusätzlich betrachten wir die kumulierte Expositions-Wirkungskurve der nachfolgenden Zeiteinheiten. Diese durchlaufen jeweils etwas oberhalb von 20 °C ein Minimum und steigen erst danach für höhere Mitteltemperaturen an. Dieses Minimum bezeichnen wir als DRT (Delayed Risk Temperature). Es eignet sich zur Definition eines Schwellenwertes für die hitzebedingte Mortalität, denn ein kausaler Effekt von Hitze auf die Mortalität, der nicht lediglich in einer Verschiebung des Todeszeitpunktes um wenige Tage besteht - sollte sich auch in der Zeit nach dem maximalen Effekt von Hitze auf die Mortalitätsrate noch als weitere Erhöhung zeigen – im Gegensatz zu nur wärmeassoziierten Effekten, die auch mit saisonalen Schwankungen der Mortalität erklärt werden können.

**Abbildung 17: Kumulative Expositions-Wirkungskurve mit Schwellenwerten**

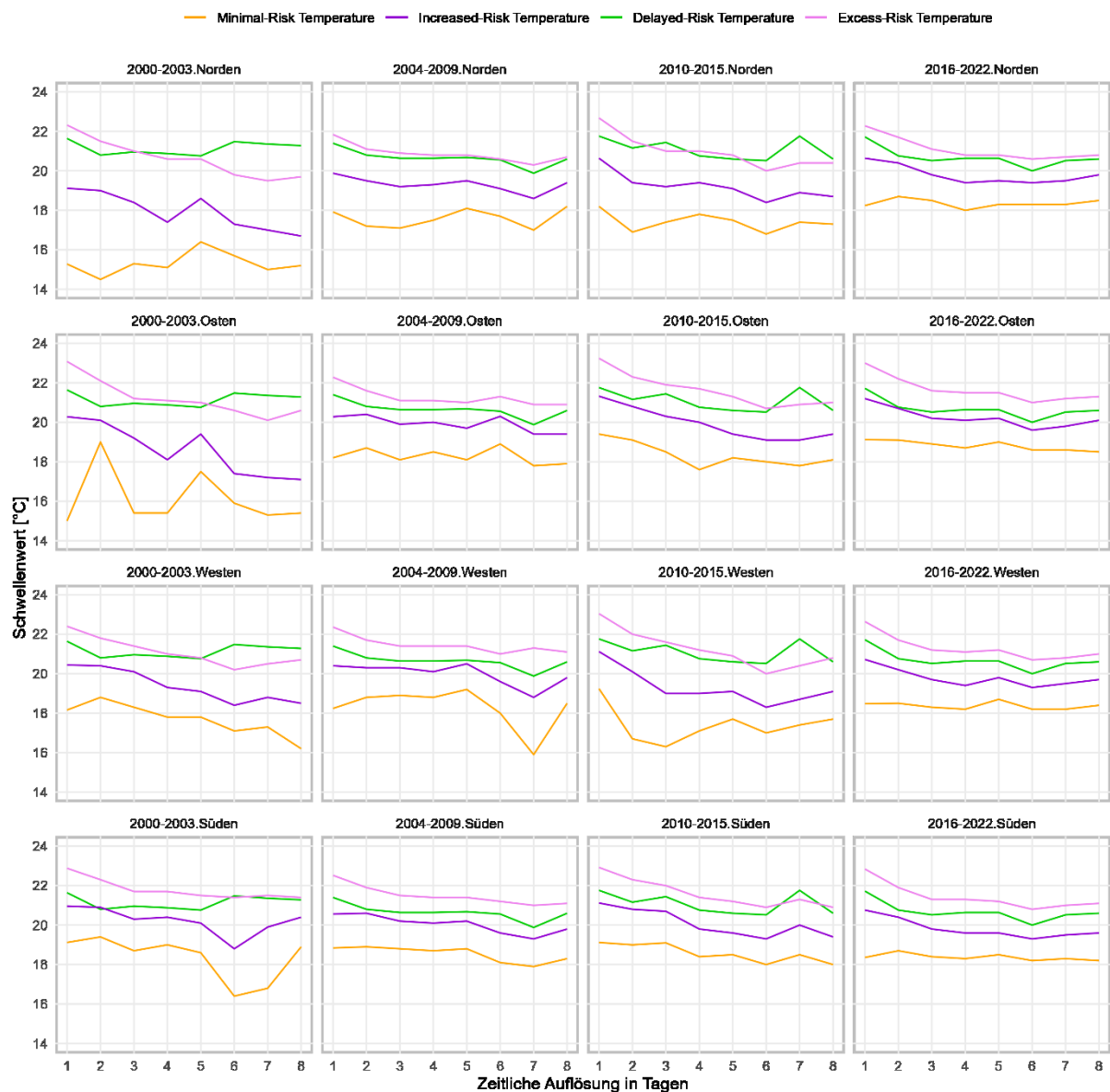


Kumulative Expositions- Wirkungskurve (Summe über alle verzögerten Effekte) für tagesgenaue Auswertung in der Region Westen im Zeitraum 2016 bis 2022. Schwellenwerte basierend auf dem thermischen Optimum (MRT, orange), der Increasing Risk Temperature (IRT, violett), der Delayed Risk Temperature (DRT, grün) und der Excess Risk Temperature (ERT, rosa).

Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

Abbildung 17 zeigt verschiedene Kandidaten für Schwellenwerte, die sich aus den Expositions-Wirkungskurven ergeben: die Minimal Risk Temperature (MRT, orange), die Increased Risk Temperature (IRT, violett), sowie die Excess Risk Temperature (ERT, rosa) (Petitti et al., 2016) und schließlich die von uns vorgeschlagene Temperatur am Minimum der kumulativen Expositions-Wirkungskurve der Vorperioden (DRT, grün). Die Minimal Risk Temperatur, auch thermisches Optimum genannt, ist definiert als niedrigste Temperatur, oberhalb derer die Mortalitätsrate dauerhaft ansteigt. Sie ist also das letzte relative Minimum der kumulativen Expositions-Wirkungskurve. Die IRT ist definiert als niedrigste Temperatur oberhalb des thermischen Optimums, an der die Mortalitätsrate höher ist als ihre obere 95% Konfidenzschranke am thermischen Optimum. Die ERT ist definiert als die niedrigste Temperatur oberhalb des thermischen Optimums, an der die Mortalitätsrate signifikant über 1,0 liegt. Damit beschreibt die ERT die niedrigste Temperatur, oberhalb derer die Mortalitätsrate signifikant über der saisonal üblichen Rate liegt. Interessanterweise entspricht das DRT mit sehr hoher Genauigkeit der Temperatur, an der die kumulative Expositions-Wirkungskurve gleich 1 ist, d. h. an der die modellierten Sterblichkeitsraten den auf der Grundlage von normalem Sommerwetter erwarteten Raten entsprechen. Dies gilt für alle sechzehn Kombinationen der vier betrachteten Regionen über die vier betrachteten Zeiträume mit einer Genauigkeit von 1,4% oder besser.

**Abbildung 18: Vergleich verschiedener Schwellenwerte zur Definition von Hitze**



Schwellenwerte basierend auf dem thermischen Optimum (MRT, orange), der Increasing Risk Temperature (IRT, violett), der Excess Risk Temperature (ERT, rosa) und dem Minimum der Wirkungskurven der Vorperioden (DRT, grün) für Modelle mit Auslösung zwischen 1 bis 7 Tagen oder einer Kalenderwoche (x-Achse).

Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

Die ähnliche Form der kumulativen Expositions-Wirkungskurven (siehe Abbildung 11) deutet darauf hin, dass der Schwellenwert für Hitze relativ unabhängig von der gewählten Auflösung ist. Das thermische Optimum verhält sich allerdings teilweise instabil und zeigt manchmal sehr niedrige Werte um die 16 °C, siehe Abbildung 18. Im Bereich der Mitteltemperaturen zwischen 10 °C und 20 °C verläuft die kumulativen Expositions-Wirkungskurve relativ flach, was so interpretiert werden kann, dass hier ein „grüner Bereich“ milder Temperaturen liegt, der zu einer relativ niedrigen Mortalitätsrate führt. Das führt dazu, dass die MRT nur in einer etwas instabilen Weise bestimmt werden. Die wärmeassoziierten Effekte auf die Mortalität, die sich in diesem Bereich zeigen, könnten auch mit saisonalen Schwankungen der Mortalität erklärt

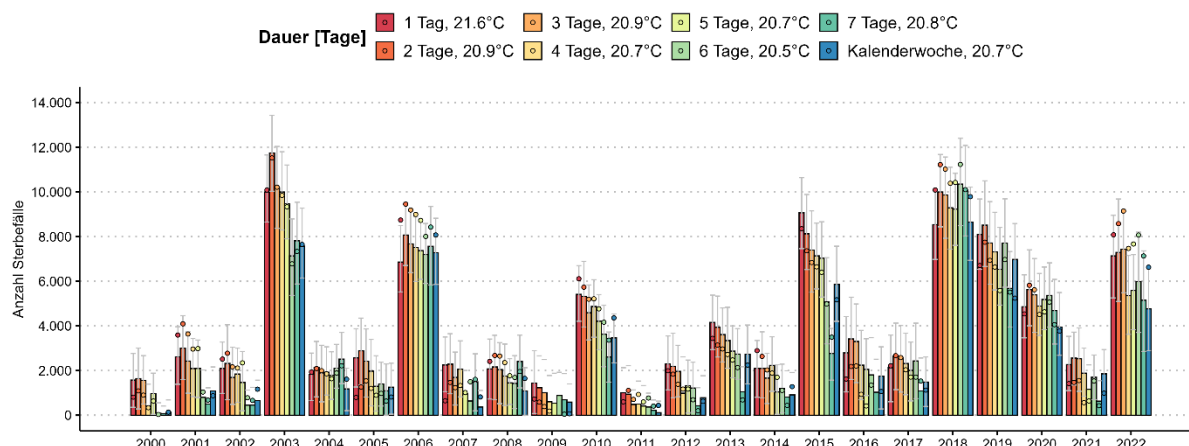
werden, etwa aufgrund der längeren, helleren Tage, aber unabhängig von der genauen Temperatur. Die IRT ist eine stabilere Version der MRT, sie beruht allerdings auf dem willkürlich gewählten 95%-Konfidenzband um die MRT und nimmt zum Beispiel in der Zeitperiode 2000 bis 2003 Werte unter 18 °C im Wochenmittel an. Die ERT zeigt ein stabiles Verhalten über die verschiedenen zeitlichen Auflösungen und führt im Vergleich mit der DRT zu meist leicht höheren Werten. Allerdings basiert sie wie die IRT auf dem willkürlich gewählten 95%-Konfidenzband der Expositions-Wirkungskurve. Demgegenüber stellt die DRT – ähnlich wie die MRT - einen strukturell auf Basis der Form der Expositions-Wirkungskurven ermittelten Schwellenwert dar, oberhalb derer eine stabile Erhöhung der Mortalitätsrate beobachtet wird. Insgesamt erscheint uns daher die DRT als geeignetster Schwellenwert zur Definition von Hitze und hitzebedingter Sterblichkeit.

Wie Abbildung 19 zeigt, führen die Modellierungen mit unterschiedlich hoher Auflösung zu deutlichen Unterschieden bei der Schätzung der Anzahl hitzebedingter Sterbefälle. Dabei führt die Modellierung auf der Basis von täglichen Daten teilweise zu den höchsten Werten, aber nicht in jedem Sommer. Die Auswirkungen der Hitzeperioden in den Sommern 2003, 2006 und 2018, die besonders lange und intensive waren, können auch durch die weniger stark aufgelösten Analysen gut beschrieben werden. Dabei fällt auf, dass im Jahr 2003 das wochengenaue Modell zu deutlich niedrigeren Anzahlen führt als bei Beachtung der Altersgruppen, siehe Abbildung 1 - in den übrigen Jahren verhalten sich die Werte deutlich ähnlicher. In den Jahren 2022, 2015, 2010 und 2007 sind die Unterschiede der täglichen zur wöchentlichen Analyse mit 1.900 Todesfällen und mehr allerdings relativ deutlich. Diese Sommer zeichnen sich durch kürzere Hitzeperioden aus, in denen teilweise aber sehr hohe Tagesmitteltemperaturen erreicht wurden. Das Jahr 2011 ist das einzige Jahr mit einer auch in der täglichen Analyse nicht signifikanten Anzahl hitzebedingter Sterbefälle.

Insgesamt lassen sich die Auswirkungen von Hitzeperioden auf die Mortalität mit tagesgenauen Analysen genauer und vollständiger ermitteln. Ein Vergleich der numerischen Resultate für tägliche und wöchentliche Auswertungen findet sich in Tabelle 1.



**Abbildung 19: Vergleich der geschätzten Anzahl hitzebedingter Sterbefälle für unterschiedliche Auflösungen**



Vergleich der geschätzten Anzahl hitzebedingter Sterbefälle für unterschiedliche Auflösungen. Als Schwellenwert wurde die Delayed Risk Temperature (DRT) gewählt. Die Punkte beschreiben als Vergleichswert jeweils die Übersterblichkeit während der Hitzeperioden. In der Legende wird der jeweilige durchschnittliche Schwellenwert angegeben, für gröbere Auflösung sinkt er tendenziell leicht ab.

Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

**Tabelle 1: Geschätzte Anzahl hitzebedingter Sterbefälle (ohne Berücksichtigung von Altersgruppen)**

Dargestellt werden die geschätzten Anzahlen hitzebedingten Sterbefälle aus dem Modell ohne Berücksichtigung der Altersgruppen mit 95%-Prädiktionsintervall in Klammern. Die Schwellenwerte ergeben sich als Durchschnitt über die Regionen.

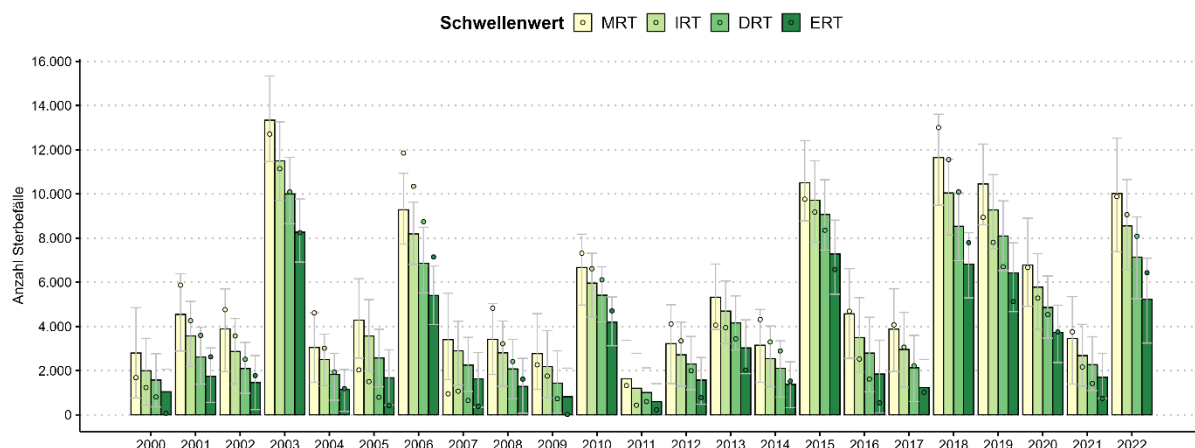
Jahr	Tägliche Auswertung	Wöchentliche Auswertung	Täglicher Schwellenwert	Wöchentlicher Schwellenwert
2000	1.600 (400, 2.800)	150 (-360, 680)	21,64	21,28
2001	2.600 (1.400, 4.000)	1.100 (0, 2.200)	21,64	21,28
2002	2.100 (1.000, 3.300)	660 (-110, 1.570)	21,64	21,28
2003	10.000 (8.700, 11.700)	7.600 (6.100, 9.300)	21,64	21,28
2004	1.800 (700, 2.800)	1.180 (210, 2.110)	21,40	20,60
2005	2.600 (1.300, 3.900)	1.300 (0, 2.300)	21,40	20,60
2006	6.900 (5.500, 8.500)	7.300 (5.900, 8.800)	21,40	20,60
2007	2.300 (1.100, 3.500)	370 (-270, 1.110)	21,40	20,60
2008	2.100 (700, 3.400)	1.100 (0, 2.100)	21,40	20,60
2009	1.400 (100, 2.900)	590 (-210, 1.400)	21,40	20,60
2010	5.400 (4.200, 6.700)	3.500 (2.300, 4.500)	21,76	20,60
2011	1.000 (-300, 2.100)	120 (-430, 630)	21,76	20,60

Jahr	Tägliche Auswertung	Wöchentliche Auswertung	Täglicher Schwellenwert	Wöchentlicher Schwellenwert
2012	2.300 (1.100, 3.500)	780 (-200, 1.770)	21,76	20,60
2013	4.200 (2.900, 5.400)	2.700 (1.400, 4.000)	21,76	20,60
2014	2.100 (800, 3.300)	910 (-80, 1.910)	21,76	20,60
2015	9.100 (7.500, 10.600)	5.900 (4.200, 7.600)	21,76	20,60
2016	2.800 (1.000, 4.400)	1.700 (300, 3.100)	21,72	20,60
2017	2.100 (600, 3.600)	1.500 (400, 2.600)	21,72	20,60
2018	8.500 (7.000, 10.000)	8.600 (6.900, 10.200)	21,72	20,60
2019	8.100 (6.500, 9.700)	7.000 (5.300, 8.600)	21,72	20,60
2020	4.900 (3.500, 6.300)	4.000 (2.700, 5.500)	21,72	20,60
2021	2.300 (1.100, 3.500)	1.900 (900, 2.900)	21,72	20,60
2022	7.100 (5.300, 9.000)	4.800 (2.900, 6.600)	21,72	20,60

Wir können damit die Ergebnisse der Studie von Huber et al. (Huber et al., 2024) bestätigen, wobei der von uns gewählte Schwellenwert mit Ausnahme des Jahres 2015 zu geschätzten Anzahlen hitzebedingter Sterbefälle führt, die recht gut mit den von den Autoren als Folge intensiver Hitze bestimmten Schätzwerte liegen. Dies liegt hauptsächlich an dem gewählten Schwellenwert, denn bei Huber et al. wird ein der IRT entsprechender Wert verwendet (er wird dort allerdings irrtümlich als ERT bezeichnet, denn durch eine Transformation wurde der Wert 1.0 des relativen Mortalitätsrisikos auf das thermische Optimum verlegt, siehe eGrafik 4 in (Huber et al., 2024)). Die Wahl der IRT als Schwellenwert führt in unserem Modell mit Ausnahme des Jahres 2010 zu sehr ähnlichen Werten wie bei Huber et al. (Huber et al., 2024) insgesamt.

Zur Veranschaulichung wie wesentlich die Wahl des Schwellenwertes die ermittelte Anzahl Wärme-assoziierten Sterbefälle beeinflusst, zeigen wir in Abbildung 20 diese Anzahlen basierend auf dem gleichen tagesgenauen Modell für die drei Schwellenwert der MRT, IRT und ERT. Für die tägliche Auswertungen liegt die MRT etwa bei 18,2 °C (je nach Region und Zeitperiode zwischen 15,0 °C und 19,4°C), die IRT zwischen etwa bei 20,6 °C (zwischen 19,1 °C und 21,3 °C), das DRT bei etwa 21,7 °C (zwischen 21,4 °C und 27,7 °C) und die ERT bei etwa 22,6 °C (zwischen 21,8 °C und 23.2 °C).

**Abbildung 20: Vergleich der geschätzten Anzahl Wärme-assoziiierter Sterbefälle für unterschiedliche Schwellenwerte im tagesgenauen Modell**



Vergleich der geschätzten Anzahl Wärme-assoziiierter Sterbefälle für unterschiedliche Schwellenwerte im tagesgenauen Modell im Zeitraum 2000 bis 2022. Die Punkte beschreiben als Vergleichswert jeweils die Übersterblichkeit während der Hitzeperioden. Hier steht MRT für die Minimal Risk Temperature (das thermischen Optimum), IRT für die Increasing Risk Temperature, DRT für die Delayed Risk Temperature und ERT für die Excess Risk Temperature.  
Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

Im Durchschnitt liegt dabei die Zahl der wärmeassoziierten Sterbefälle zwischen den Jahren 2000 und 2022 um etwa 800 höher, minimal sind es 200, maximal 1.500 Sterbefälle, wenn der IRT-Wert statt dem DRT verwendet wird. Wird die MRT verwendet so erhält man im Vergleich zur DRT im Durchschnitt etwa 1.700 Sterbefälle mehr, minimal sind es 600, maximal sogar 3.300. Diese relativ hohen Anzahlen entstehen, obwohl sich die Mortalitätsrate zwischen der MRT und des DRT nur um 2 bis 4,5 Prozentpunkte ändert, oberhalb des DRT aber um 35 bis 82 Prozentpunkte, siehe Abbildung 17. Das heißt eine sehr kleine Veränderung des Mortalitätsrisikos hat eine sehr große Auswirkung auf die geschätzte Anzahl, da diese moderat warmen Temperaturen mit Tagesmittelwert im Bereich 18,2 °C bis 21,7 °C im Sommer an sehr vielen Tagen überschritten werden. Gleichzeitig liegt aber die Gesamtzahl der Sterbefälle innerhalb des normalen Schwankungsbereichs. Daher ist die Evidenz, dass es sich hier um hitzebedingte Sterbefälle handelt, die also durch Hitzeschutzmaßnahmen verhindert werden könnten, deutlich geringer als für Temperaturen oberhalb des DRT, von der an die Expositions-Wirkungskurve deutlich stärker ansteigt. Die Assoziation der Sterbefallzahlen mit den moderaten Temperaturen unterhalb des DRT ließe sich möglicherweise auch als Folge von helleren, längeren Tagen im Sommer deuten. Das heißt es ist weniger klar, ob sich der leichte Anstieg der Sterberate bei moderaten Temperaturen wirklich durch Hitzeschutzmaßnahmen bzw. Kühlungsmaßnahmen verhindern lassen. Wir empfehlen daher erst oberhalb des DRT von hitzebedingten Sterbefällen zu sprechen.

Hilfreich zur weiteren Klärung dieser Frage wäre eine Analyse der täglichen Daten nach Altersgruppen, um darzustellen wie sich die unterschiedlichen Schwellenwerte und die Anzahlen wärmeassoziiierter in den einzelnen Altersgruppen darstellen.

## 3.2 Arbeitspaket II

Ziel dieses Arbeitspaketes ist die Erstellung von regional höher aufgelösten Modellierungen der hitzebedingten Übersterblichkeit (bis auf Kreis-Ebene). Es soll untersucht werden, inwiefern sich die Hitzewirkung auf die Sterblichkeit zwischen Stadt und Land unterscheidet oder ob Unterschiede zwischen Männern und Frauen existieren. Auch die Frage, ob die Luftschadstoffbelastung den Zusammenhang von Hitze und Mortalität modifiziert, soll untersucht werden.

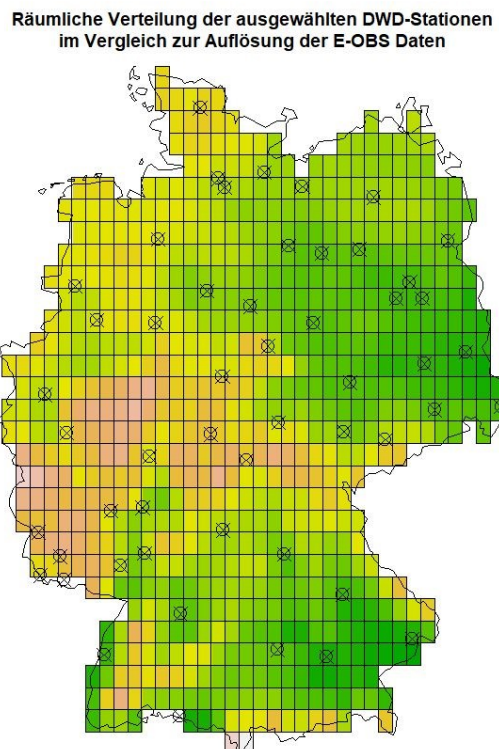
Die Auswirkungen einer ausbleibenden nächtlichen Abkühlung auf die hitzebedingte Übersterblichkeit soll untersucht werden. Ein weiteres Interesse gilt dabei der Herausarbeitung und Beantwortung der Frage, inwieweit die nächtliche Abkühlung von regionalen Besonderheiten abhängt.

### 3.2.1 Vergleich der Abhängigkeit von ausgewählten DWD-Wetterstationen durch Modellierung auf Basis des E-OBS Datensatz

Um zu überprüfen, inwiefern die bisherigen Schätzungen der hitzebedingten Mortalität von der Auswahl spezieller DWD-Wetterstationen abhängen, wurde eine Modellierung auf Basis des E-OBS Datensatzes (Cornes et al., 2018) getestet. Abbildung 21 zeigt die Orte der verwendeten Wetterstationen eingebettet in das Raster des E-OBS Datensatzes.

**Abbildung 21: Räumliche Verteilung der ausgewählten DWD-Stationen im Vergleich zur Auflösung der E-OBS-Daten**

---

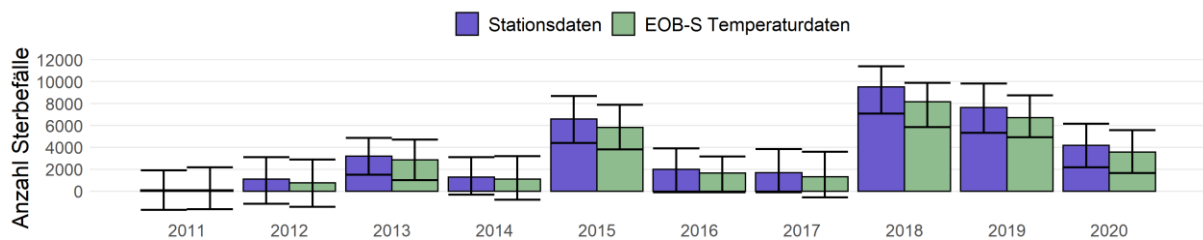


Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

Abbildung 22 vergleicht die geschätzte Anzahl hitzebedingter Sterbefälle auf Basis der beiden Temperaturdatensätze. Im Allgemeinen liegen die Temperaturen der ausgewählten Stationen

etwas über denen der E-OBS-Daten. Das könnte darin begründet sein, dass die Rasterdaten bevölkerungsgemittelt wurden, die ausgewählten Stationen liegen zudem tendenziell in Orten mit höherem Verstädterungsgrad. Dadurch werden auf Basis der E-OBS-Daten etwas niedrigere Fallzahlen geschätzt. Die Unterschiede sind allerdings statistisch nicht signifikant.

**Abbildung 22: Hitzebedingte Sterbefälle auf Basis von Stationsdaten und E-OBS Daten**



Vergleich der geschätzten Anzahl hitzebedingter Sterbefälle unter Verwendung von Temperaturdaten aus 51 Stationen des Deutschen Wetterdienstes (violett) sowie Gitterdaten des E-OBS-Datensatzes (grün).

Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

### 3.2.2 Einfluss der Verstädterung auf die hitzebedingte Mortalität

Die Belastung durch Hitze ist in der Regel in Städten größer als in ländlicher Umgebung, wobei sich städtisch und ländliche geprägte Regionen vor allem hinsichtlich der nächtlichen Abkühlung unterscheiden. Dieses Phänomen ist als städtischer Wärmeinseleffekt bekannt, der maximale Temperaturunterschied hängt unter anderem von der Größe der Stadt ab und kann bis zu 10 °C betragen. Beispielsweise betrug der Unterschied zwischen der Berliner Innenstadt und dem Umland in den Sommermonaten des Zeitraums 2008 bis 2017 etwa 3–4 °C im Mittel und bis zu 9 °C maximal. (Umweltbundesamt (Hrsg.), 2019)

International zeigte eine Meta-Analyse (Li et al., 2017) bezüglich der Auswirkungen von Hitze auf die Mortalität im Stadt-Land-Vergleich heterogene Ergebnisse. Einige Studien wiesen in Städten eine erhöhte hitzebedingte Mortalität auf, andere auf dem Land. Deutschlandweite Analysen konnten bei der Literaturrecherche nicht gefunden werden. Daher besteht das Ziel dieses Abschnitts darin, eine räumliche Analyse der hitzebedingten Mortalität im Stadt-Land-Vergleich zwischen 1994 und 2020 in Deutschland durchzuführen.

#### Datengrundlage

Für die vergleichende Untersuchung der hitzebedingten Mortalität in städtischen und ländlichen Regionen wurden sieben verschiedene Datensätze verwendet.

#### Siedlungsstrukturelle Kreistypen

Um den räumlichen Aspekt miteinbeziehen zu können, wurde die Raumabgrenzungskategorie „siedlungsstrukturelle Kreistypen“ verwendet. Diese wird vom Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR) bereitgestellt und gliedert sich in vier Typen, welche sich bezüglich der Bevölkerungsdichte und dem in Städten lebenden Bevölkerungsanteil unterscheiden: 1- kreisfreie Großstädte, 2 - städtische Kreise, 3 - ländliche Kreise mit Verdichtungsansätzen und 4

- dünn besiedelte ländliche Kreise (siehe Tabelle 2). Eine Übersicht der räumlichen Verteilung der siedlungsstrukturellen Kreistypen in Deutschland für das Jahr 2020 ist in Abbildung 23 gegeben.

Eine Untersuchung von Daten auf Kreisebene sieht sich mit dem Problem konfrontiert, dass es im Untersuchungszeitraum verschiedene Gebietsstände gab. Seit der Wiedervereinigung gab es in Deutschland mehrere Gebietsreformen, wodurch die Anzahl der Kreise im Jahr 1992 von 546 auf 400 im Jahr 2022 reduziert wurde. Darüber hinaus hat sich der Verstädterungsgrad von einigen Kreisen im zeitlichen Verlauf verändert, sodass es Daten zu jedem Gebietsstand bedarf. Nach Rücksprache mit dem BBSR konnte uns ein Datensatz der „siedlungsstrukturellen Kreistypen“ zum jeweiligen Gebietsstand zur Verfügung gestellt werden.

**Tabelle 2      Definition der siedlungsstrukturellen Kreistypen vom Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR)**

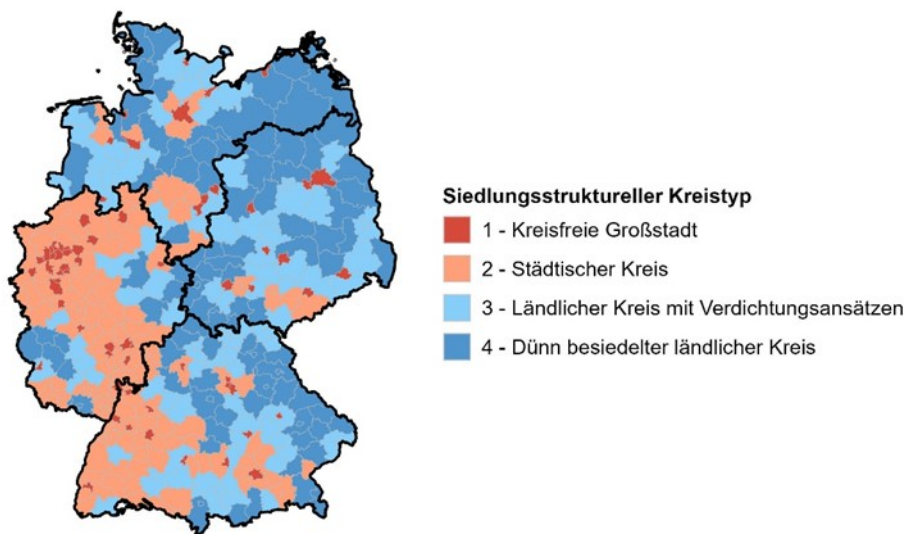
Die Kreistypen hängen vom Bevölkerungsanteil in Groß- und Mittelstädten, der Einwohnerdichte, der Einwohnerdichte ohne Groß- und Mittelstädte sowie der Einwohneranzahl ab. Die Kreistypen 2 und 3 werden über eine oder-Verknüpfung zweier Kriterien definiert.

Kreistyp	Bezeichnung	Bevölkerungsanteil in Groß- und Mittelstädten	Einwohnerdichte [EW/km <sup>2</sup> ]	Einwohnerdichte ohne Groß- und Mittelstädte [EW/km <sup>2</sup> ]	Einwohneranzahl
1	Kreisfreie Großstädte				≥ 100.000
2	Städtische Kreise	≥ 50 %	≥ 150	≥ 150	
3	Ländliche Kreise mit Verdichtungsansätzen	≥ 50 % < 50 %	< 150	≥ 100	
4	Dünn besiedelte ländliche Kreise	< 50 %		< 100	

#### *Umstiegsschlüssel für konsistente Zeitreihen*

Die Umstiegsschlüssel für konsistente Zeitreihen geben unter anderem an mit welchem Faktor die Gesamtbevölkerung eines oder mehrerer Kreise aus dem Vorjahr in die Gesamtbevölkerung eines Kreises für das aktuelle Jahr mit eingeht. Diese wurden ebenfalls vom BBSR bereitgestellt.

**Abbildung 23: Räumliche Verteilung der siedlungsstrukturellen Kreistypen in Deutschland**



Räumliche Verteilung der siedlungsstrukturellen Kreistypen und Einteilung der Regionen (Norden, Osten, Westen und Süden) in Deutschland. Datenbasis: Laufende Raumbeobachtung des BBSR & GeoBasis-DE/BKG, Stand 2020

Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

### *Sterbefalldaten*

Die Daten der Sterbefälle stammten aus der Todesursachenstatistik des Forschungsdatenzentrums der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder (FDZ). Mithilfe des Datensatzes der siedlungsstrukturellen Kreistypen wurde eine Abfrage beim FDZ durchgeführt, welche alle Sterbefälle, aggregiert nach Jahr (1992 – 2020), Kalenderwoche, Region des letzten Wohnorts (Norden, Osten, Süden, Westen), Altersgruppe (<65, 65-74 und ≥75) und siedlungsstrukturellem Kreistyp (1 – 4) des letzten Wohnorts beinhaltet. Bei der Prüfung wurden mögliche Verschneidungen mit vorherigen Abfragen geprüft, um den Datenschutz zu wahren.

### *Bevölkerungsdaten*

Für die Bevölkerungsstandardisierung wurden zwei Datensätze genutzt. Einerseits der Datensatz der räumlichen Verteilung der Bevölkerung in Deutschland auf Basis der Volkszählung 2011, andererseits jährliche Daten der Bevölkerungsfortschreibung auf Kreisebene vom Statistischen Bundesamt. Mit dem Datensatz der räumlichen Verteilung der Bevölkerung wurde eine Bevölkerungsgewichtung der meteorologischen Daten und der Luftschadstoffdaten durchgeführt. Die Daten der Bevölkerungsfortschreibung wurden in drei Altersgruppen (<65, 65-74, >74 Jahre) aggregiert und mithilfe der Umstiegsschlüssel für konsistente Zeitreihen linear von Jahres- zu Wochendaten auf Ebene der Kreise interpoliert sowie nach Region und siedlungsstrukturellem Kreistyp aufgegliedert.



### *Daten zur Verwaltungsgliederung*

Die jährlichen Daten der Verwaltungsgliederung auf Kreisebene stammen vom Bundesamt für Kartographie und Geodäsie (BKG) und werden nach Region und siedlungsstrukturellem Kreistyp zusammengefasst. Die Einteilung der Kreise in vier Regionen erfolgte (wie weiter oben bereits erläutert) auf Basis der Bundesländer.

*Norden:* Schleswig-Holstein, Hamburg, Niedersachsen, Bremen und Mecklenburg-Vorpommern;

*Osten:* Berlin, Brandenburg, Sachsen, Sachsen-Anhalt und Thüringen;

*Westen:* Nordrhein-Westfalen, Hessen, Rheinland-Pfalz und Saarland;

*Süden:* Baden-Württemberg und Bayern.

### *Meteorologische Daten*

Die Temperaturdaten stammen aus dem gridded observational dataset (E-OBS, Version 24.0e (Copernicus Climate Change Service)). Dieser Datensatz wurde von Uncertainties in Ensembles of Regional ReAnalyses (UERRA), Copernicus Climate Change Service (C3S) und European Climate Assessment & Dataset (ECA&D) erstellt und ist öffentlich verfügbar. Die mittleren Tagestemperaturen liegen in Form von Rasterdaten vor. Diese wurden mithilfe der Bevölkerungsdaten des Zensus 2011 bevölkerungsgewichtet nach Kalenderwoche, Region und siedlungsstrukturellem Kreistyp gemittelt. Darüber hinaus wurden auch drei weitere meteorologische Parameter betrachtet: das Tagesminimum und Tagesmaximum der Lufttemperatur sowie das Tagesmittel des Universal Thermal Climate Index (UTCI).

### *Luftgütedaten*

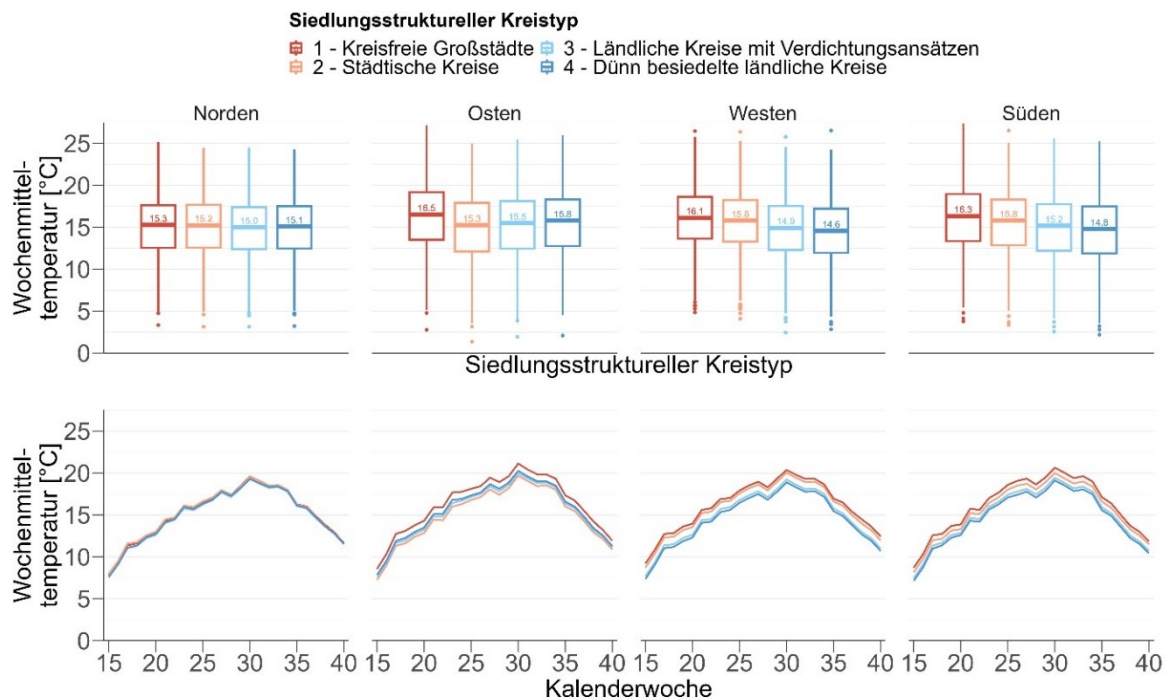
Die Luftgütedaten wurden vom UBA erstellt und bereitgestellt. Sie liegen für den Zeitraum 2005–2020 als Rasterdatensätze der Stundenmittelwerte für bodennahes Ozon O<sub>3</sub>, Stickstoffdioxid NO<sub>2</sub> sowie Feinstaub PM<sub>10</sub> und PM<sub>2,5</sub> vor. Analog zu den meteorologischen Daten wurden ebenfalls bevölkerungsgewichtete Wochenmittel der Tagesmittel, Tagesminima und Tagesmaxima nach Region und siedlungsstrukturellem Kreistyp gebildet.

### **Analyse der Temperatur im räumlichen Vergleich**

Anhand der Sensitivitätsanalysen wurde festgestellt, dass das Wochenmittel der Tagesmitteltemperatur die Mortalität am besten beschreiben kann. Daher wird dieser Datensatz für alle weiteren Untersuchungen verwendet. Für die Einordnung der Hitzeexposition ist in Abbildung 24 oben die Verteilung der Wochenmitteltemperatur des Sommerhalbjahres dargestellt. In den kreisfreien Großstädten waren mit 15,3–16,5 °C die höchsten Mediane der Wochenmitteltemperatur zu sehen, meist gefolgt von städtischen Kreisen (15,2–15,8 °C), die niedrigsten Temperaturmediane lagen zumeist in den ländlichen Kreisen mit 14,6–15,8 °C.



**Abbildung 24: Räumliche Unterschiede der Wochenmitteltemperatur**



Oben: Box-Whisker-Plot der Wochenmitteltemperatur im Sommerhalbjahr (Kalenderwoche 15–40) des Zeitraums 1994–2020 in Abhängigkeit des siedlungsstrukturellen Kreistyps und der Region in Deutschland. Die Werte der jeweiligen Temperaturmediane sind zusätzlich eingetragen.

Unten: Zeitlicher Verlauf der mittleren Sommertemperatur (Kalenderwoche 15–40) des Zeitraums 1994–2020 in Abhängigkeit des siedlungsstrukturellen Kreistyps und der Region in Deutschland.

Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

Insbesondere die Regionen Süden und Westen zeigten einen monoton fallenden Temperaturverlauf von Stadt nach Land. In der Region Osten zeigten sich ebenfalls in kreisfreien Großstädten die höchsten Temperaturmediane, daneben wurde aber ein monoton steigender Verlauf von städtischen Kreisen zu dünn besiedelten ländlichen Kreisen sichtbar.

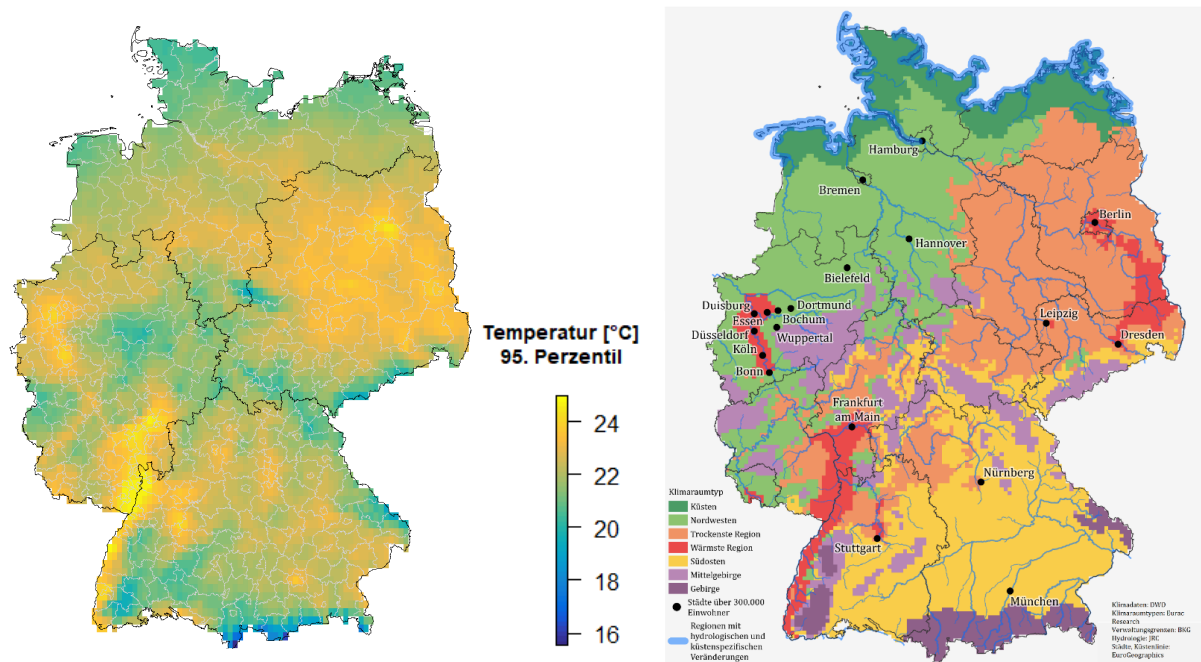
Hintergrund dafür könnte die besondere geographische Lage der Kreise sein, wobei die städtischen Kreise in vergleichsweise kühleren Gebieten im Bereich des Erzgebirges liegen und die dünn besiedelten ländlichen Kreise in vergleichsweise wärmeren Gebieten des südöstlichen Teils des Norddeutschen Tieflands. Durch den maritimen Einfluss traten im Norden nur geringe Temperaturunterschiede zwischen den Kreistypen auf. Die Unterschiede der Temperatur zwischen den Kreistypen sind größer als zwischen den Regionen. Aufgrund der unterschiedlichen Temperaturzusammenhänge innerhalb der Regionen lässt sich der Kreistyp nicht isoliert von der regionalen Einbettung betrachten.

Die Abbildung 24 zeigt unten den zeitlichen Verlauf der mittleren Sommertemperatur desselben Betrachtungszeitraums in Abhängigkeit von Kreistypen und Region in Deutschland. In allen Regionen ist ein systematischer Versatz der Sommermitteltemperaturen zwischen den Kreistypen zu erkennen. Im Zeitraum der Kalenderwochen 15–30 steigt die mittlere Temperatur in allen Regionen und Kreistypen sukzessive an, die Spitzenwerte treten zwischen der 30.–33. Kalenderwoche auf. In den Wochen 34–40 fallen die Temperaturen in über alle Regionen und

Kreistypen stark ab. Da hier über ganze Kreise in Regionen gemittelt wird, fallen diese Unterschiede kleiner aus als die zwischen Stadtzentrum und Umland.

Die räumlichen klimatologischen Unterschiede finden sich ebenfalls in der Kartendarstellung von sieben Klimaraumtypen aus der Klimawirkungs- und Risikoanalyse 2021 für Deutschland (Abbildung 25) wieder (Kahlenborn et al., 2021).

**Abbildung 25: Temperaturverteilung heißer Tage im langjährigen Vergleich**



Links: Räumliche Temperaturverteilung des 95 % Perzentils über den Zeitraum 1991 – 2020.

Datenbasis: E-OBS Gridded observational dataset von UERRA, C3S und ECA&D.

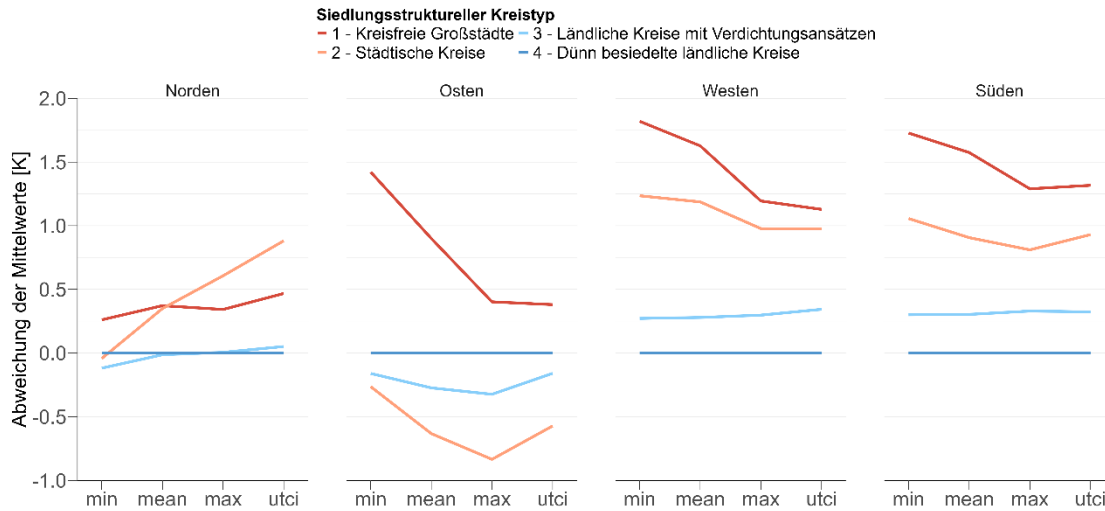
Quelle: Eigene Darstellung, Robert Koch-Institut.

Rechts: Kartendarstellung von sieben Klimaraumtypen als Ergebnis einer k-means Clusteranalyse der 14 Klimaindikatoren für den Bezugszeitraum (1971 bis 2000).

Quelle: Klimawirkungs- und Risikoanalyse 2021 für Deutschland, UBA, (Kahlenborn et al., 2021) (Abbildung 8 auf Seite 95)

Betrachtet man zusätzlich die Datensätze der Tagesmaxima, Tagesminima und des universellen thermischen Index zeigen sich qualitativ die gleichen räumlichen Unterschiede wie bei den oben beschriebenen Tagesmittelwerten. Generell weisen die städtischen Kreistypen auch für diese Datensätze höhere Werte auf als die ländlichen Kreistypen. Quantitativ gibt es Unterschiede zwischen den Datensätzen. In Abbildung 26 sind die Abweichungen der Mittelwerte der vier untersuchten Temperaturdatensätze dargestellt. Dabei wurde der Kreistyp 4 – dünn besiedelten ländlichen Kreise – als Referenz genommen. Im Norden zeigten sich relativ geringe Unterschiede, im Süden und Westen fanden sich die größten Unterschiede zwischen den Datensätzen bei der nächtlichen Abkühlung, die sich anhand der unterschiedlichen Tagesminimaltemperaturen (min) für Stadt und Land erkennen lässt. Die städtischen Kreise kühlten weniger stark ab und wiesen damit eine Wärmeinsel auf. Im Osten gilt das ebenfalls mit der Einschränkung, dass der Kreistyp 2 – städtische Kreise – sich hier nächtlich am stärksten abkühlt. Sowohl die Temperaturmaxima (max) als auch der universelle thermische Index (utci) zeigen im Vergleich dazu geringere räumliche Unterschiede.

**Abbildung 26: Differenzen räumlicher Unterschiede der Lufttemperaturdatensätze**



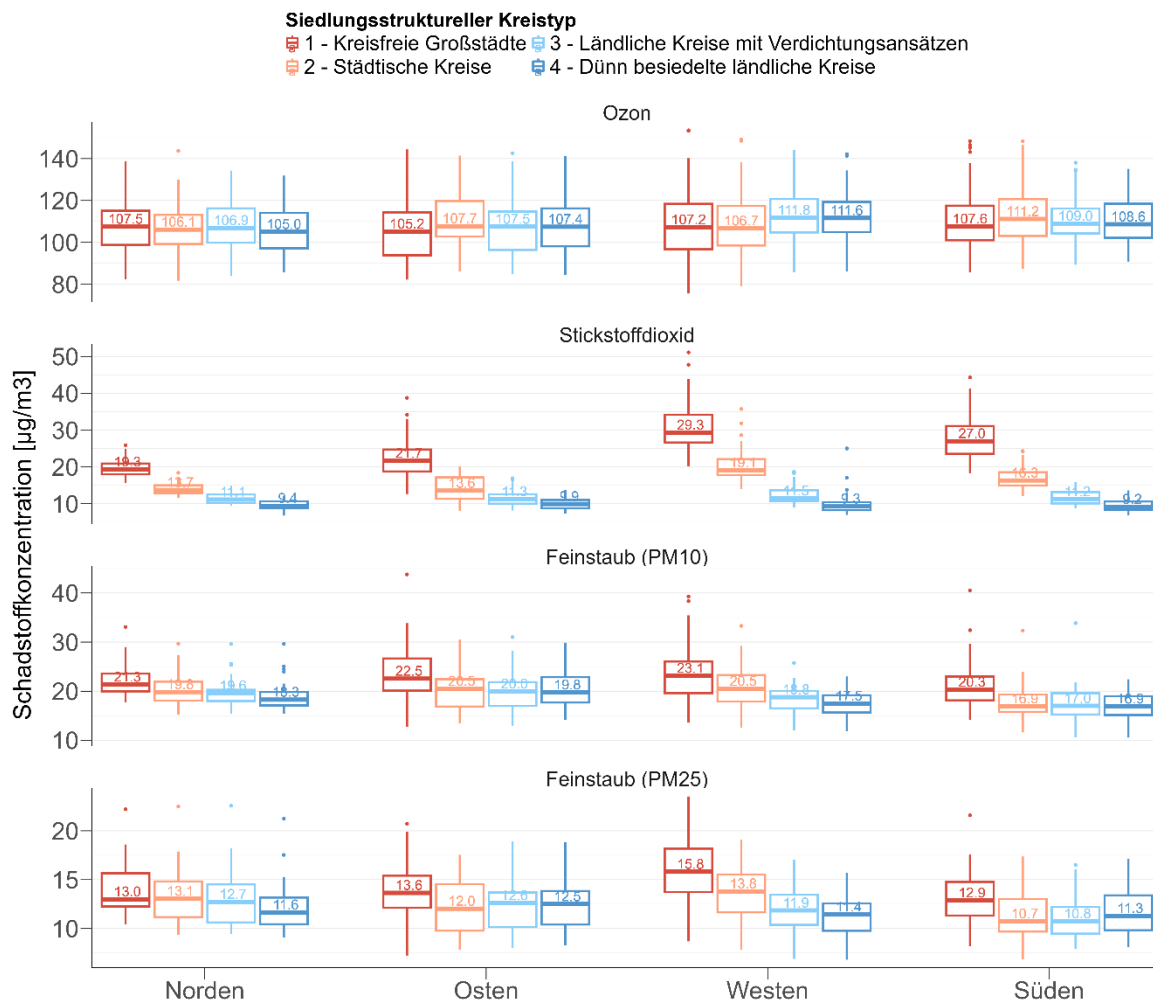
Abweichung der Temperatur-Mittelwerte vom entsprechenden Mittelwert der dünn besiedelten ländlichen Kreise (Kreistyp 4), wenn in mindestens einem Kreistyp die Wochenmitteltemperatur über 20 °C lag, im Zeitraums 1994–2020, aufgeteilt in vier Regionen und vier siedlungsstrukturelle Kreistypen.

Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

### Einordnung der Luftschadstoffbelastung im räumlichen Vergleich

Allgemein steigt mit Hitzebelastung die Konzentration von Feinstäuben und in stärkerem Ausmaß die Ozonkonzentration, die Stickstoffdioxidkonzentration ist hingegen vermindert. (Deutscher Wetterdienst) In Abbildung 27 sind die mittleren wöchentlichen Luftschadstoffkonzentrationen für vier verschiedene Datensätze als Box-Whisker-Plot dargestellt. Um den Einfluss im Zusammenspiel mit Hitzebelastung einzuordnen gehen hier nur die Wochen ein, in denen die Wochenmitteltemperatur über 20 °C lag.

**Abbildung 27: Boxplot räumliche Unterschiede der Luftschadstoffbelastung**



Boxplot der wöchentlichen Luftschadstoffkonzentration basierend auf den maximalen 8 Stunden-Tageswerten in Abhängigkeit des siedlungsstrukturellen Kreistyps und der Region in Deutschland. Die Daten umfassen Wochen mit Hitzebelastung (Wochenmitteltemperatur über 20 °C) des Zeitraums 2005–2020. Zusätzlich sind die jeweiligen Medianwerte eingetragen.

Quelle: Werte des Umweltbundesamtes von bodennahem Ozon (O3), Stickstoffdioxid (NO2) sowie Feinstaub (PM10 und PM2,5).

Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

Bei bodennahem Ozon zeigten sich in ländlichen Kreisen ähnlich hohe Belastungen wie in städtischen Kreisen, die aber länger anhielten, da Ozon in Städten schneller wieder abgebaut wird. Für Feinstaub (PM10 und PM2,5) und Stickstoffdioxid (NO2) zeigte sich im Gegensatz dazu ein deutlich fallender Trend von den höchsten Konzentrationen in städtischen und den geringsten Konzentrationen in ländlichen Gebieten. Regional fanden sich die höchsten Luftschadstoffbelastungen in der Region Westen, die geringsten zumeist im Norden.

### Sensitivitätsanalysen – Vergleich von AIC und BIC

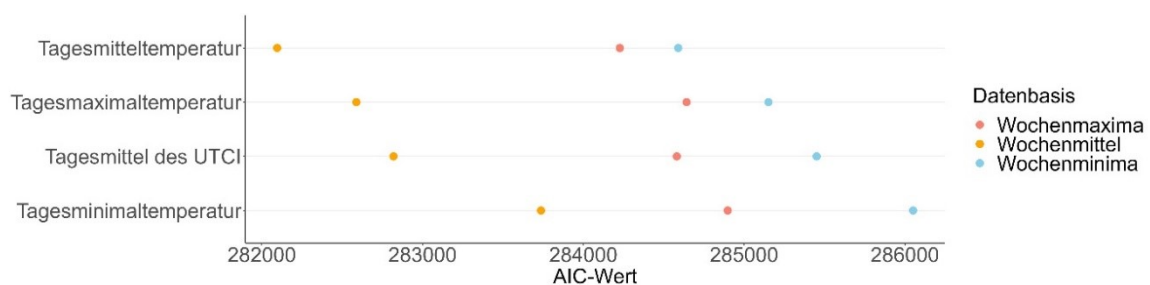
Um die Eignung der verschiedenen Modelle miteinander vergleichen zu können, betrachten wir das Akaike Information Criterion (AIC) und das Bayesian Information Criterion (BIC). Das AIC kombiniert die Likelihood-Schätzung des Modells mit der Anzahl geschätzter Parameter und

wägt so die Verbesserung der Modellpassung gegen die „Kosten“ eines komplizierteren Modells ab. Der resultierende AIC-Wert kann verwendet werden, um die relative Güte verschiedener Modelle untereinander zu vergleichen wobei „bessere“ Modelle niedrigere Werte zeigen (siehe auch (Akaike, 1998)). Das BIC ist konzeptionell ähnlich zu AIC wertet aber die Anzahl der geschätzten Parameter proportional zur Größe des verwendeten Datensets und kommt so zu konservativeren Schätzungen. Auch die BIC-Werte dienen dem relativen Vergleich von Modellen untereinander, wobei wieder niedrigere Werte „bessere“ Modelle anzeigen (siehe auch (Schwarz, 1978)).

### *Qualitative Einordnung untersuchter Variablen*

In Abbildung 28 ist ein Überblick der AIC-Werte verschiedener Variationen des GAM abgebildet. Dabei wurde lediglich der Eingangsdatensatz variiert, die Modellspezifikationen entsprachen bei allen Varianten denen in der Methodik beschriebenen. Verglichen wurden die meteorologischen Variablen Tagesmittel-, Tagesmaximal- und Tagesminimaltemperatur sowie Tagesmittel des universalen thermischen Klimaindex. Darüber hinaus wurde jeweils untersucht, in welcher Auflösung diese Eingangsdaten zu den besten Ergebnissen führen. Wie in der Methodik beschrieben, bedeutet ein niedriger AIC-Wert, dass das Modell die Mortalität effizienter beschreiben kann.

**Abbildung 28: AIC Modellvergleich verwendeter Eingangsdatensätze**



Sensitivitätsanalyse für den Einfluss verschiedener meteorologischer Eingangsdatensätze auf das verwendete generalisierte additive Modell. Die Einordnung erfolgte mithilfe des Akaike information criterion (AIC). Alle verglichenen Modelle waren dabei bis auf den Eingangsdatensatz identisch.

Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

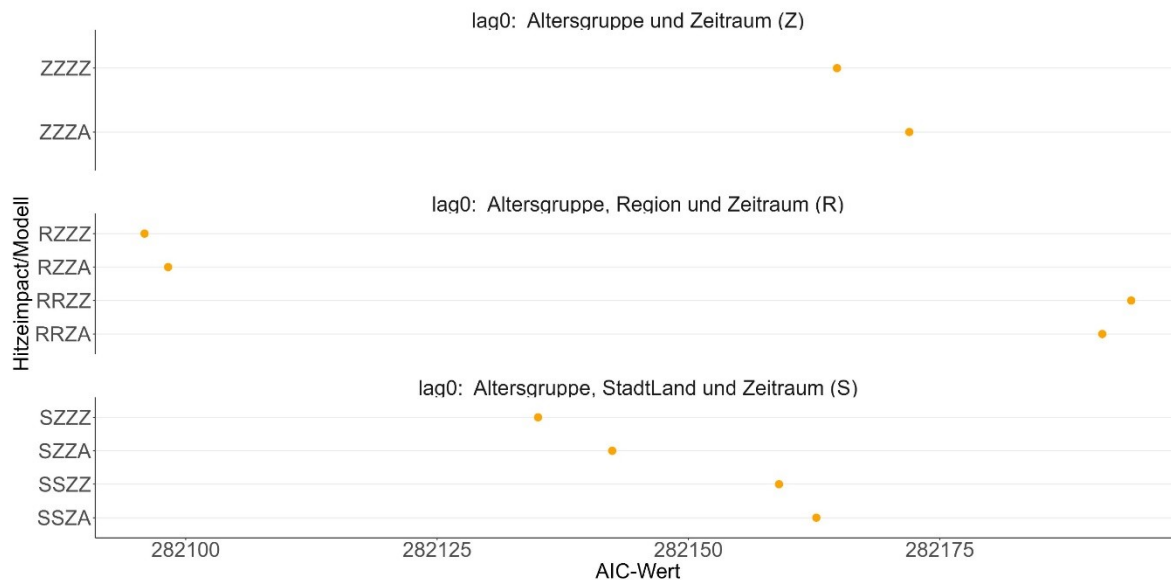
Grundsätzlich beschrieben Wochenmittel der untersuchten Variablen die hitzebedingte Mortalität am besten, die Wochenmaxima schlechter und die Wochenminima am schlechtesten. Die mittlere Temperatur erklärte die Mortalität dabei am besten. Die Minimaltemperatur konnte die Mortalität am schlechtesten beschreiben. Die relative Luftfeuchtigkeit erklärt allein keine Mortalitätsspitzen, sie wird jedoch neben der Lufttemperatur, Windgeschwindigkeit und mittleren Strahlungstemperatur im UTCI miteinbezogen.

### *Untersuchung der Modellparameter für die Wochenmitteltemperatur als Variable*

Für jeden oben beschriebenen Modellterm wurde untersucht, mithilfe welcher Einflussfaktoren die Mortalität am effizientesten nachgebildet werden kann. In Abbildung 29 wurden die AIC Werte verschiedener Modelle verglichen, bei denen die Abhängigkeiten für den Hitzeimpact variiert wurden und die restlichen Terme unverändert belassen. Dabei wurde die saisonale Figur durch die Interaktion von Altersgruppe und Zeitraum, der Einfluss des Trends über die

Interaktion von Altersgruppe, Region, und Kreistyp beschrieben. Diese Abbildung ist nur ein kleiner Ausschnitt der gesamten Sensitivitätsanalyse. Die Schreibweise für das jeweilige Modell wurde mithilfe von Schlüsseln möglichst kompakt gestaltet. Dabei geben die Buchstaben die Abhängigkeit des jeweiligen lags ('lag0 lag1 lag2 lag3') an. Die Schlüssel stehen dabei für folgende Abhängigkeiten: A = Altersgruppe, Z = Zeitraum und Altersgruppe, R = Region, Zeitraum und Altersgruppe, S = Stadt/Land, Zeitraum und Altersgruppe.

**Abbildung 29: AIC Modellvergleich der Abhängigkeit des Hitzeterms**



Vergleich verschiedener Modellierungsansätze für die Berücksichtigung von Altersgruppe, Region, Kreistyp bzw. daraus abgeleitet Stadt/Land und Zeitraum bei den Exposition-Wirkungskurven in der Hitzemortalität bezüglich AIC.

Die Schreibweise „l<sub>0</sub> l<sub>1</sub> l<sub>2</sub> l<sub>3</sub>“ steht dabei für  $f_{l_0}^{Hitze,0}, f_{l_1}^{Hitze,1}, f_{l_2}^{Hitze,2}, f_{l_3}^{Hitze,3}$  und kann die Werte **A** (von der Altersgruppe abhängig), **Z** (von Altersgruppe und Zeitraum abhängig), **R** (von Altersgruppe, Region und Zeitraum abhängig) und **S** (von Altersgruppe, Stadt/Land und Zeitraum abhängig) annehmen. Die saisonale Figur ist bei allen abgebildeten Ansätzen von der Altersgruppe und Zeitraum abhängig, der Trend von Altersgruppe, Region und Kreistyp.

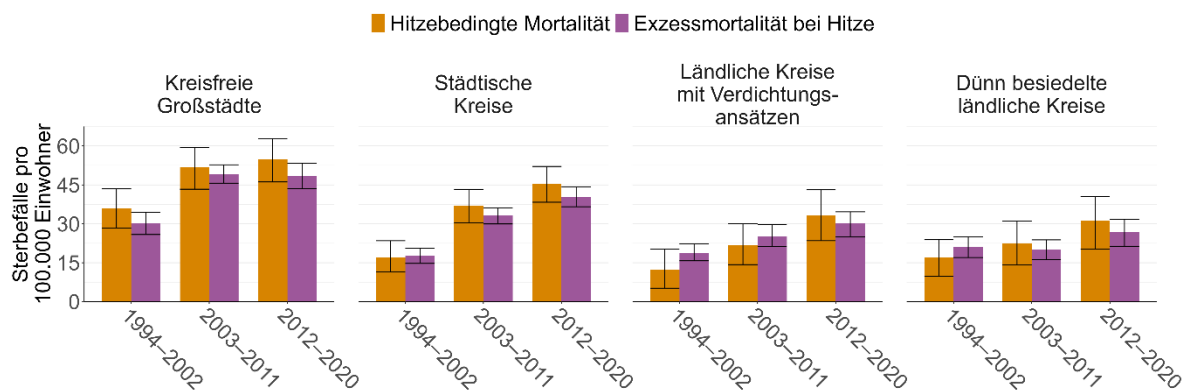
Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

Der Einfluss der Temperatur wird in der gleichen Woche am effizientesten abhängig von Altersgruppe, Region und Zeitraum, für die Vorwochen abhängig von Altersgruppe und Periode beschrieben (siehe Abbildung 29). Der Einfluss des siedlungsstrukturellen Kreistyps auf die Expositions-Wirkungskurve wird im nächsten Abschnitt nochmal ausführlicher dargestellt.

### Vergleich von hitzebedingter Mortalität und Übersterblichkeit während Hitzeperioden

Ein Vergleich von hitzebedingter Mortalität und der Übersterblichkeit während Hitzeperioden ist in Abbildung 30 dargestellt. Dabei soll untersucht werden, wie gut das Modell den Verlauf der Mortalität abbilden kann bzw. wie gut es die Ausschläge der Mortalität während Hitzeperioden erklären kann. Die modellierte hitzebedingte Sterblichkeit ist in rot, die Übersterblichkeit während Hitzeperioden in blau dargestellt.

**Abbildung 30: Vergleich hitzebedingter Mortalität und Übersterblichkeit während Hitzeperioden nach siedlungsstrukturellen Kreistypen**



Vergleich von hitzebedingter Mortalität und Übersterblichkeit während Hitzeperioden aufgeteilt nach Zeiträumen und Kreistypen. Dabei ist die hitzebedingte Mortalität als Differenz von modellierter Mortalität und modellierter Hintergrundmortalität definiert (ocker). Die Übersterblichkeit ist als Differenz von realem Mortalitätsverlauf und modellierter Hintergrundmortalität während einer Hitzeperiode definiert (flieger).

Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

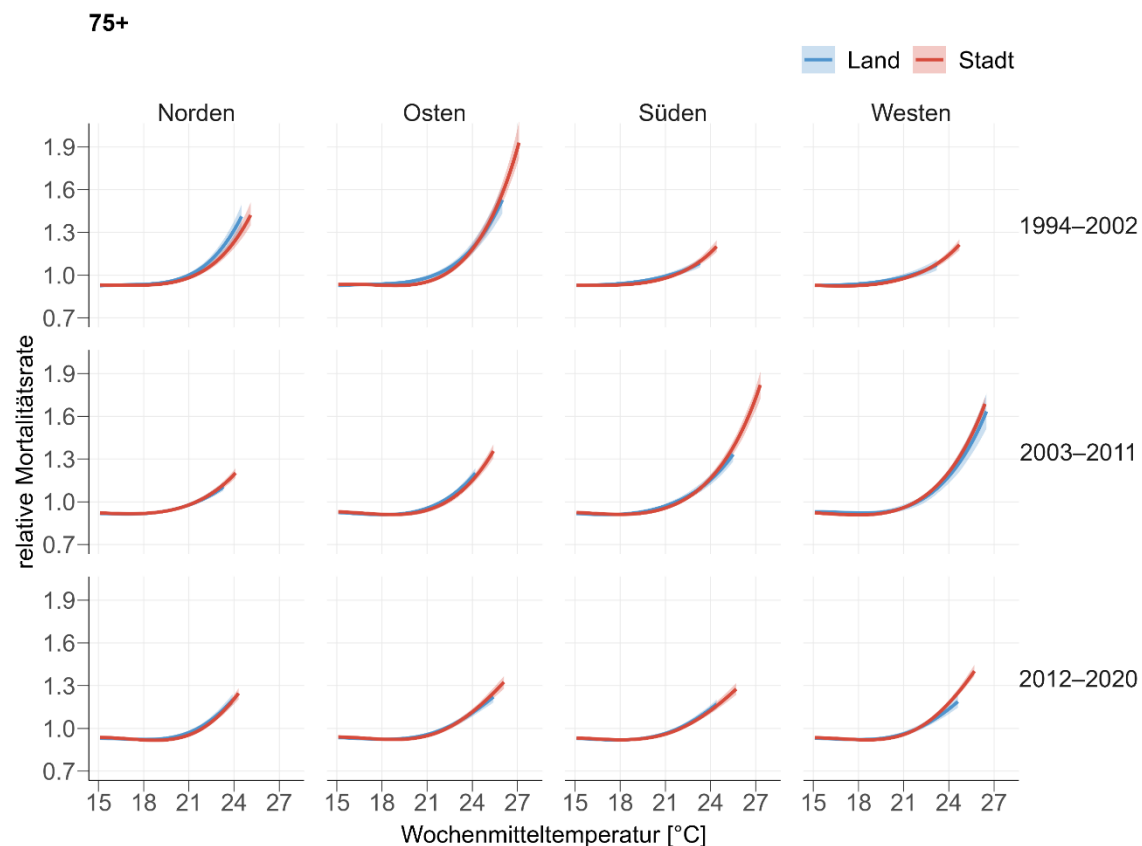
Die Modellierung führt zu Ergebnissen, welche in der gleichen Größenordnung liegen wie die Übersterblichkeit bei Hitze. Im Zeitraum 1994-2002 zeigt sich für die Kreistypen 2-4 eine leichte Unterschätzung, in den anderen Strata eine leichte Überschätzung im Vergleich zur modellierten Anzahl hitzebedingter Sterbefälle.

### Vergleich der Expositions-Wirkungskurven und Einordnung der Luftschadstoffbelastung

Abbildung 31 zeigt beispielhaft die Expositions-Wirkungskurven abhängig von Stadt (Kreistypen 1 und 2) und Land (Kreistypen 3 und 4) getrennt für die Regionen und die drei Zeiträume in der Altersgruppe (75+). Generell verlaufen die Kurven der relativen Mortalitätsrate sehr ähnlich, lediglich einzelne Strata weisen geringe Unterschiede auf (Norden, 1994-2002 oder Westen, 2012-2020). Die Unterschiede in der maximalen Hitze-Exposition zwischen den städtischen und ländlichen Kreistypen werden in dieser Abbildung durch Unterschiede in der Länge der Kurven deutlich.



**Abbildung 31: Expositions-Wirkungskurven nach Kreistyp, Region und Zeitraum (Altersgruppe 75+)**



Einfluss der Wochenmitteltemperatur auf die relative Mortalitätsrate der Altersgruppe 75+ kumuliert über 4 Wochen im Vergleich zwischen Stadt und Land (Farbe), abhängig von Region (Spalten) und Zeitraum (Zeilen).

Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

Insgesamt konnte kein starker Einfluss des Kreistyps auf die Expositions-Wirkungskurven gefunden werden. Die unterschiedliche Bebauungsdichte wirkt sich in Ballungsräumen auf die Hitzeexposition aus, nicht aber auf die Hitzewirkung bei gegebener Exposition. Da sich auch die Luftschadstoffprofile von Stickoxiden und Feinstäuben in charakteristischer Weise zwischen den siedlungsstrukturellen Kreistypen unterscheiden (Abbildung 27), scheint die Hitzewirkung auf die Mortalität nicht in starker Weise von der Konzentration dieser Schadstoffe abhängig zu sein. Es kann allerdings nicht ausgeschlossen werden, dass ausgleichende Faktoren wie etwa eine bessere medizinische Versorgung in Städten einen Einfluss der Schadstoffe überdecken. Die Tatsache, dass - zumindest für die Altersgruppen der über 75-jährigen - der Wochenmittelwert effizienter erlaubt den beobachteten Mortalitätsverlauf nachzubilden, zeigt, dass vermutlich weniger einzelne Spitzenwerte, sondern vielmehr die über mehrere Tage kumulierte Wärmebelastung in Innenräumen entscheidend ist. Dies könnte die weniger große Bedeutung von Schadstoffen im Außenbereich erklären. Es stellt sich die Frage inwiefern die Schadstoffbelastung auch in Innenräumen charakteristische Unterschiede zwischen den Kreistypen aufweist. Insgesamt sollten diese Zusammenhänge noch genauer untersucht werden.

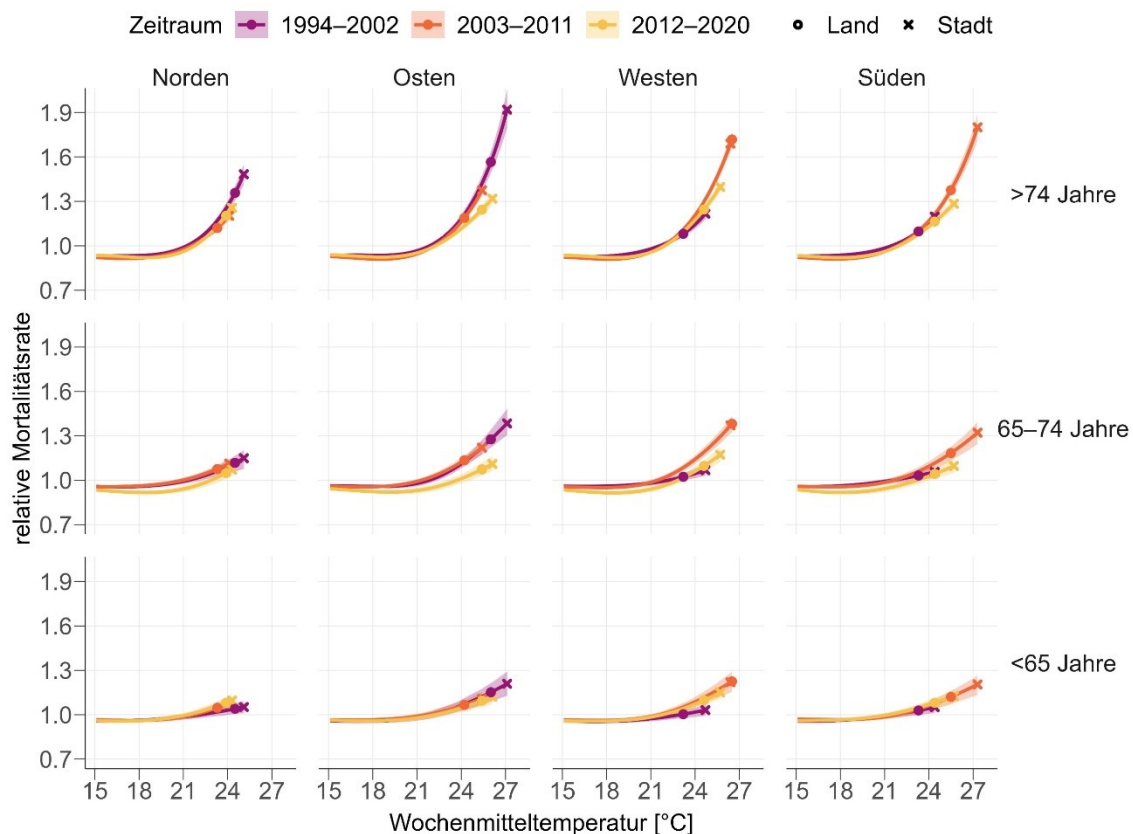
Da sich die Wirkung der Hitze auf die Mortalität kaum zwischen Stadt und Land unterscheidet und die Sensitivitätsanalysen zeigen, dass ein Modell ohne Einbeziehung der siedlungsstrukturellen Kreistypen bei den Expositions-Wirkungskurven die Mortalität effizienter nachbilden kann, werden im Folgenden Modelle betrachtet, bei denen die



Expositions-Wirkungskurven nicht vom Kreistyp abhängt. Am effizientesten waren Modelle, welche die Alters- und Regionsabhängigkeit in den Expositions-Wirkungskurven der aktuellen und der ersten Vorwoche berücksichtigt. Bei diesen wird im Folgenden der Einfluss der Region auf die Expositions-Wirkungskurven zu untersucht.

Die daraus resultierende Expositions-Wirkungskurven sind in Abbildung 32 dargestellt. Die Erhöhung der Mortalität ist dabei als relative Mortalitätsrate in Abhängigkeit von Temperatur, Altersgruppe, Region und Zeitraum dargestellt. Diese Rate gibt die prozentuale Veränderung der Mortalität mit der Temperatur an. Die Kurven zeigen die über vier Wochen kumulierte Mortalitätsrate, jeweils bis zur maximal aufgetretenen Temperatur für Stadt und Land.

**Abbildung 32: Expositions-Wirkungskurven nach Alter, Region und Zeitraum**



Einfluss der Wochenmitteltemperatur auf die relative Mortalitätsrate der aktuellen Woche aufgeteilt nach Altersgruppe (Spalten), Region (Farbe) und Zeitraum (Zeilen) im Vergleich zwischen Stadt (Kreistypen 1 und 2) und Land (Kreistypen 3 und 4).

Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

Hierbei zeigte sich systematisch für alle Altersgruppen und Zeiträume ein deutlicher Anstieg der Mortalitätsrate mit zunehmender Temperatur. Für höhere Altersgruppe fällt der Anstieg der relativen Mortalitätsrate deutlicher aus. Daher wird im Folgenden nur die älteste Altersgruppe beschrieben.

In der ältesten Altersgruppe war die Hitzewirkung in Norden und Osten im Zeitraum 1994–2002 am größten, bei gleicher Wochenmitteltemperatur war dort die höchste relative Mortalitätsrate zu beobachten. In Süden und Westen zeigte die Hitze im Zeitraum 2003–2011 den größten

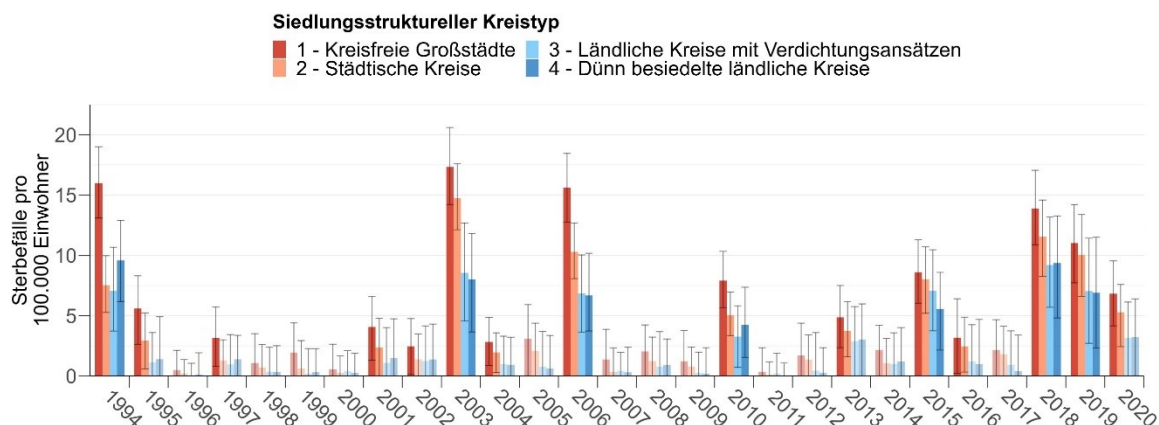
Einfluss. Im Vergleich dazu nahm die Hitzewirkung auf die Mortalität in allen Regionen im Zeitraum 2012–2020 ab. Darüber hinaus lässt sich ein leichter Nord-Süd-Trend der Hitzewirkung erkennen, wenngleich die maximalen Temperaturen im Norden deutlich geringer waren.

Die maximalen Temperaturen traten in den Hitzewellen 1994, 2003 und 2018 auf. Dadurch war die Mortalität in heißen Wochen zwischen 20–90% im Zeitraum 1994–2002, 20–80% im Zeitraum 2003–2011 und 25–40% im Zeitraum 2012–2020 erhöht. Die ländlichen Kreise wiesen aufgrund der geringen Hitzeexposition weniger hohe relative Mortalitätsraten auf. Die Unterschiede lagen dabei in der Größenordnung von circa 5% (Norden, 2012–2020) bis hin zu circa 40% (Süden, 2003–2011). Die einzige Ausnahme stellte die besonders intensive Hitzewelle 2003 in der Region Westen dar, hierbei waren die maximalen Mortalitätsraten von Stadt und Land nahezu gleich.

### Schätzung hitzebedingter Mortalität nach Kreistyp

Auf der Basis des beschriebenen Modells wurde die hitzebedingte Mortalität nach siedlungsstrukturellen Kreistypen in Deutschland geschätzt (Abbildung 33).

**Abbildung 33: Jährliche hitzebedingte Mortalität nach siedlungsstrukturellen Kreistypen**



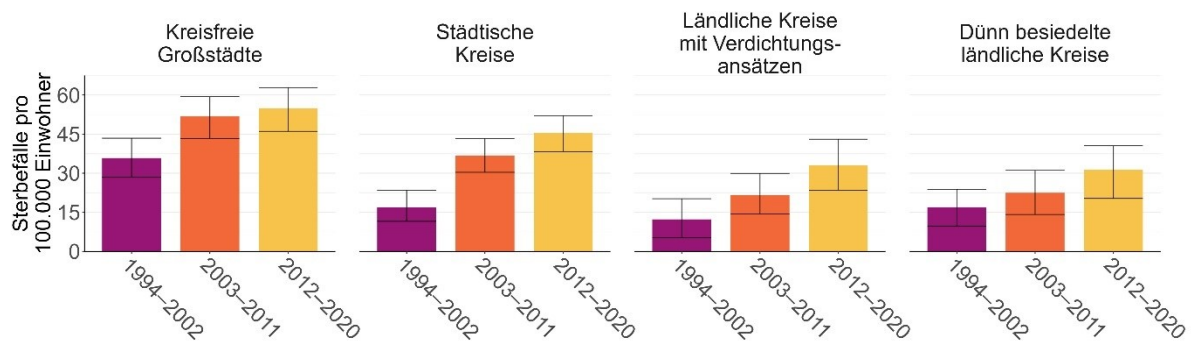
Schätzung der jährlichen hitzebedingten Sterbefälle pro 100.000 Einwohner in Deutschland für den Zeitraum 1994 – 2020 aufgeteilt nach siedlungsstrukturellen Kreistypen. Jahre mit einer signifikanten Anzahl hitzebedingter Sterbefälle (PI vollständig über 0) sind farblich hervorgehoben.

Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

Die Ergebnisse zeigten, dass Jahre mit ausgeprägten Hitzeperioden signifikante Mortalität aufwiesen. Diese Jahre sind 1994, 2003, 2006, 2010, 2015, 2018, 2019 und 2020. In den städtischen Kreisen trat dabei mit Abstand die höchste hitzebedingte Mortalität auf. Die Unterschiede sind durch unterschiedliche Hitzeexposition erklärbar, hier traten die höchsten Temperaturen in den städtischen Kreistypen auf. In den aktuelleren Jahren (2018 und 2019) wurden die Differenzen zwischen den städtischen und ländlichen Kreisen geringer. Dies könnte damit zusammenhängen, dass die Hitzebelastung in diesen Jahren auch besonders im Osten Deutschlands auftrat. Diese Region weist überwiegend ländliche Strukturen auf (siehe Abbildung 23). Die Hitzebelastung im Jahr 2003 betraf hingegen überwiegend die Regionen Süden und Westen, welche die größten städtischen Flächen aufweisen.

Betrachtet man zudem die hitzebedingte Mortalität über die drei Zeiträume im Stadt-Land-Vergleich (Abbildung 34) zeigte sich über alle Kreistypen ein steigender Trend der Mortalität. Die Mortalitätsunterschiede zwischen den städtischen und den ländlichen Kreisen sind verhältnismäßig groß und gleichen sich im Laufe des Beobachtungszeitraums nur in geringem Maße an (Abbildung 32).

**Abbildung 34: Zeitlicher Trend der hitzebedingten Mortalität nach siedlungsstrukturellen Kreistypen**



Schätzung der hitzebedingten Mortalität nach Zeitraum und siedlungsstrukturellen Kreistyp für drei Zeiträume (1994–2002, 2003–2011 und 2012–2020). Die Fehlerbereiche entsprechen den 95%-Prädiktionsintervallen.

Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

In den beiden städtischen Kreisen trat die höchste hitzebedingte Mortalität auf, mit der höchsten hitzebedingten Mortalität in den kreisfreien Großstädten. Zwischen 1994–2002 waren es 36 [95% PI: 28; 43], zwischen 2012–2020 55 [95% PI: 46; 63] Sterbefälle pro 100.000 Einwohner. Die ländlichen Kreise wiesen jeweils eine geringere hitzebedingte Mortalität auf. Im ersten Zeitraum waren es in dünn besiedelten ländlichen Kreisen 17 [95% PI: 10; 24], im letzten Zeitraum 31 [95% PI: 20; 41] Sterbefälle pro 100.000 Einwohner.

Die Zunahme lässt sich zu einem großen Teil durch eine Zunahme von Hitzeereignissen (Abbildung 26) und der Alterung der Bevölkerung erklären. In Verbindung mit der Hitzebelastung stellen Luftschadstoffe einen zusätzlichen Stressor dar, die Hitzewirkung auf die Mortalität scheint aber nicht in starker Weise von der Schadstoffkonzentration abhängig zu sein.

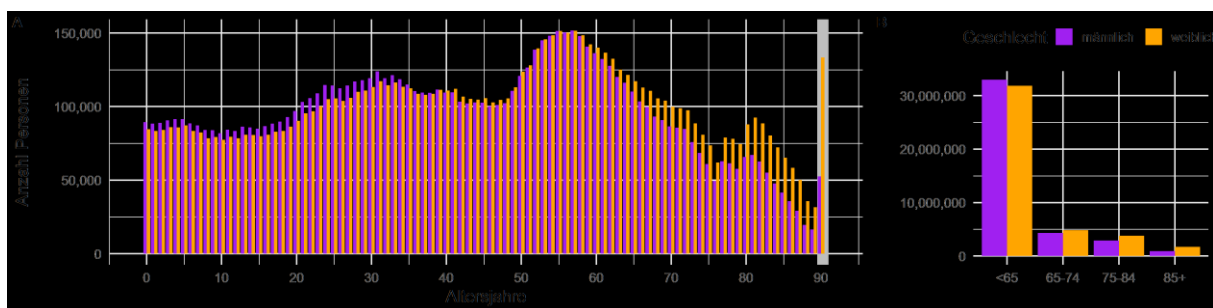
### 3.2.3 Geschlechterunterschiede in der hitzebedingten Mortalität

In diesem Kapitel untersuchen wir, ob und wenn ja in welchem Ausmaß Unterschiede zwischen Männern und Frauen in der Wirkung von hohen Temperaturen auf die Mortalität auftreten. Hier gilt es allerdings zu berücksichtigen, dass die Bevölkerungsanteile von Männern und Frauen sowie auch die jeweiligen Mortalitätsraten stark von der Altersgruppe abhängen. Beispielsweise überwiegt in allen Altersgruppen ab etwa 60 Jahren der Anteil der Frauen und in der Altersgruppe ab 85 Jahren entfallen rund doppelt so viele Sterbefälle auf Frauen wie auf Männer. Dementsprechend genügt die Feststellung höherer Anzahlen hitzebedingter Sterbefälle bei Frauen nicht für die Feststellung einer stärkeren Betroffenheit, sondern Ergebnisse müssen stets auch in den Kontext der Bevölkerungsgröße und der durchschnittlichen (nicht hitzebedingten)

Mortalitätsraten eingeordnet werden. Zu diesem Zweck beginnen wir diesen Abschnitt mit einem Überblick über demographische Aspekte bevor wir im Detail auf die Modellierung hitzebedingter Sterbefälle eingehen.

Abbildung 35A zeigt die Anzahl Männer und Frauen pro Altersjahr (Altersjahre ab 90 zusammengefasst) in Deutschland im Jahr 2021. Bis zu einem Alter von ca. 35 Jahren ist für jedes Altersjahr ein leichter Männerüberschuss zu verzeichnen. Für Altersgruppen ab ca. 60 Jahren überwiegt die Anzahl der Frauen und das Ungleichgewicht nimmt mit höherem Alter zu, so dass in der Kategorie über 90 Jahre mehr als doppelt so viele Frauen wie Männer zu finden sind. Abbildung 35B fasst diese Anzahlen für die Altersgruppen <65, 65-74, 75-84 und 85+ zusammen.

**Abbildung 35: Anzahl Männer und Frauen im Jahr 2021 in Deutschland.**



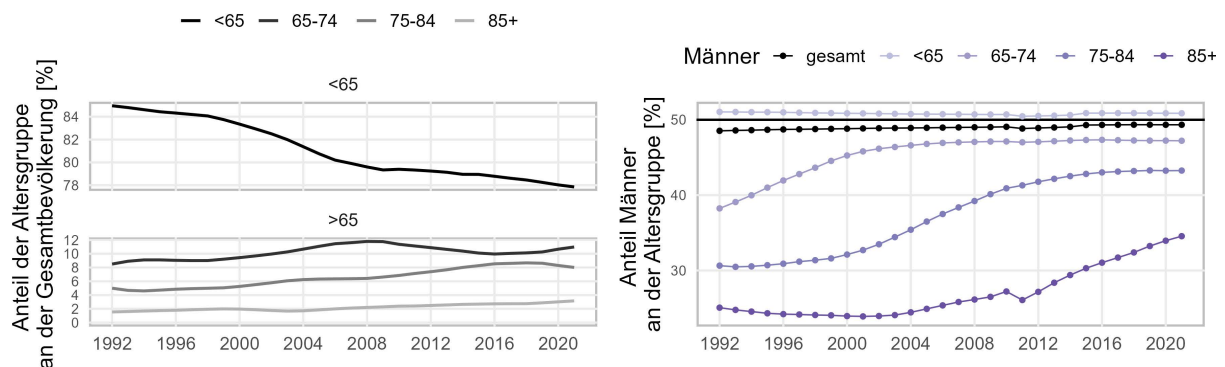
(A) Anzahl Männer und Frauen pro Altersjahr im Jahr 2021 in Deutschland. Die letzten, grau hinterlegten Balken fassen alle Personen ab 90 Jahre zusammen, weshalb hier mehr Personen gezählt werden als in den direkt vorangehenden Altersgruppen. Ab einem Alter von ca. 60 Jahren sind die Frauen in der Mehrzahl.

(B) Anzahl Männer und Frauen in den vier untersuchten Altersgruppen.

Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

Abbildung 36 links zeigt den Anteil der vier untersuchten Altersgruppen an der Gesamtbevölkerung und bekräftigt damit noch einmal den bekannten Effekt der Alterung der Gesellschaft: beispielsweise hat sich der Anteil der 75-84-jährigen sowie der Anteil der über 85-jährigen seit 1992 jeweils verdoppelt. Die rechte Unterabbildung von Abbildung 36 zeigt den Verlauf des Männeranteils an den vier Altersgruppen. In der Altersgruppe unter 65 Jahren liegt er relativ konstant leicht über 50%. Dagegen stieg der bei den 65-74-jährigen zwischen 1992 und 2004 von 38% auf etwa 47% an, wo er seitdem verbleibt. Bei den 75-84-jährigen stieg er zwischen 1998 bis 2015 von 30% auf etwa 43% und bei den über 85-jährigen stieg der Männeranteil zwischen 2004 und 2021 von 25% auf etwa 34% an.

**Abbildung 36: Bevölkerungsanteile der Altersgruppen**



(links) Anteil der vier Altersgruppen an der Gesamtbevölkerung (beide Geschlechter) im Verlauf des Untersuchungszeitraums 1992-2021. Zur besseren Sichtbarkeit wurden die Skalen für die Altersgruppen <65 und >=65 getrennt.

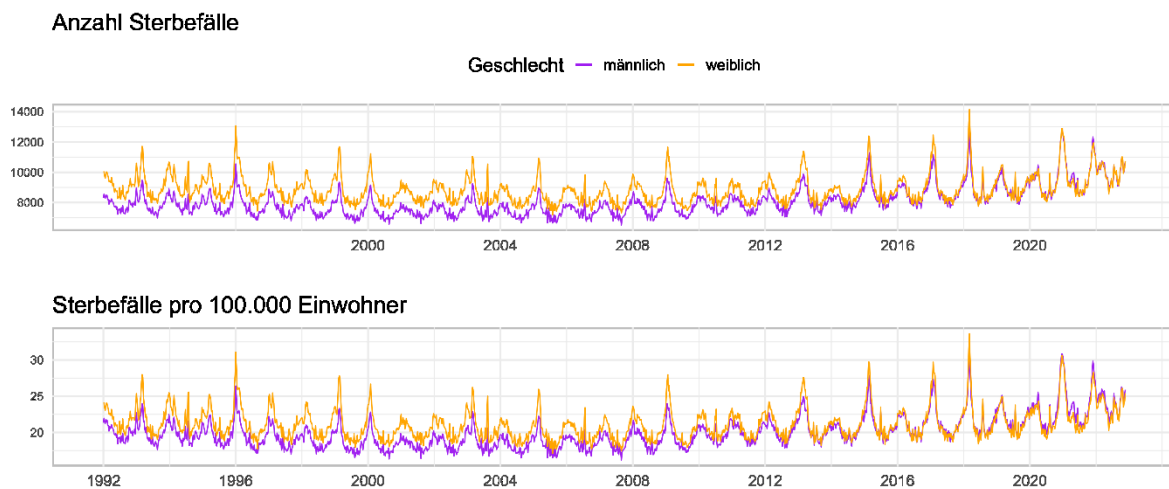
(rechts) Verlauf des Bevölkerungsanteils der Männer (in %) an den vier Altersgruppen (<65, 65-74, 75-84, 85+, lila Linien) und an der Gesamtbevölkerung (schwarz). Zur Orientierung ist die 50%-Linie in Schwarz hervorgehoben. Seit 1992 ist in den drei ältesten Altersgruppen ein deutlicher Anstieg des Männeranteils zu beobachten.

Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

Daten zur Gesamtmortalität nach Geschlecht sind über die „Sonderauswertung-Sterbefälle“ des Statistischen Bundesamtes seit dem Jahr 2000 verfügbar (Statistisches Bundesamt (DESTATIS)). Zusätzlich verwenden wir Daten aus dem Forschungsdatenzentrum des Statistischen Bundesamtes für die Jahre 1992 bis 1999. Im Folgenden fassen wir einige charakteristische Beobachtungen zur Gesamtmortalität allgemein sowie in den Unterschieden zwischen den Geschlechtern zusammen. Um den oben diskutierten Unterschieden in der Bevölkerungszusammensetzung Rechnung zu tragen, zeigen wir stets nicht nur die absolute Anzahl Sterbefälle, sondern auch die Mortalität (Sterbefälle pro 100.000 Einwohner desselben Geschlechts und/oder derselben Altersgruppe).

Abbildung 37 zeigt den Verlauf der Sterbefallanzahl für Männer und Frauen aller Altersgruppen seit 1992 (oben) sowie den Verlauf der Mortalität (Sterbefälle pro 100.000 Einwohner desselben Geschlechts). Zu Beginn der Zeitreihe werden nicht nur mehr Sterbefälle in der weiblichen Bevölkerung verzeichnet, auch die Mortalität der Frauen liegt über der der Männer. Seit der Mitte des letzten Jahrzehnts gleichen sich sowohl Sterbefälle als auch Mortalität zwischen Männern und Frauen an, wobei aber die Mortalitätsspitzen etwa während Influenzawellen oder auch während Hitzewellen weiterhin von Frauen dominiert werden. In den letzten Jahren seit 2021 und insbesondere während der COVID-19 Pandemie ist die Mortalität der Männer etwas höher als die der Frauen.

### Abbildung 37: Verlauf Sterbefallzahlen und Mortalität (alle Altersgruppen)

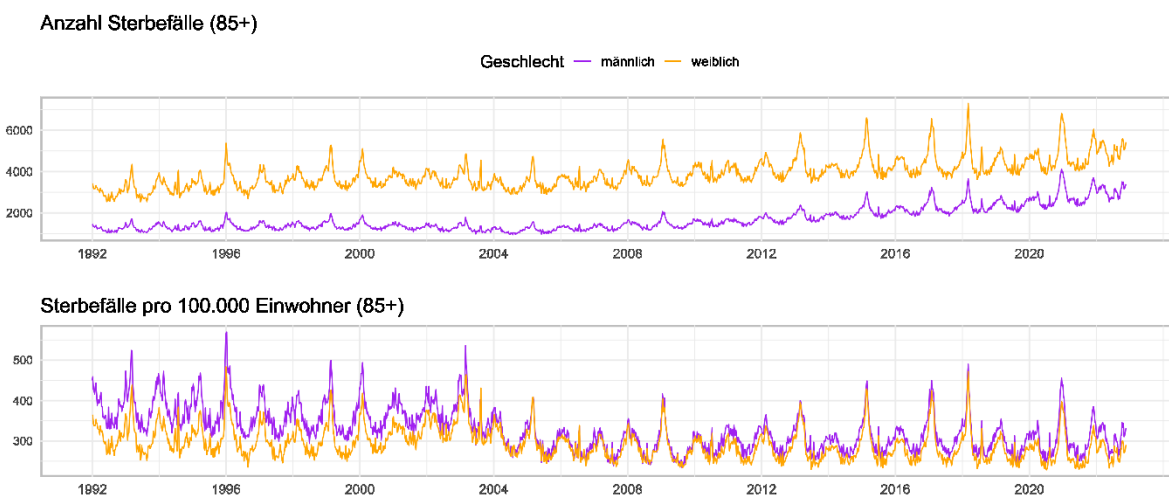


Verlauf der Sterbefallanzahl (oben) und der Mortalität (Sterbefälle pro 100.000 Einwohner desselben Geschlechts, unten) für alle Altersgruppen (1992 bis 2022).

Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

Abbildung 38 zeigt Sterbefallzahlen und Mortalität für Männer und Frauen der Altersgruppe 85+. In absoluten Zahlen werden in dieser Altersgruppe deutlich mehr Sterbefälle bei Frauen verzeichnet. Dieser Unterschied relativiert sich allerdings sobald die jeweilige Bevölkerungsgröße in Betracht gezogen wird: Pro 100.000 Einwohnern desselben Geschlechts versterben mehr Männer als Frauen in der Altersgruppe 85+.

### Abbildung 38: Verlauf Sterbefallzahlen und Mortalität (85+)



Verlauf der Sterbefallanzahl (oben) und der Mortalität (Sterbefälle pro 100.000 Einwohner desselben Geschlechts und derselben Altersgruppe, unten) in der Altersgruppe 85+ (1992 bis 2022)

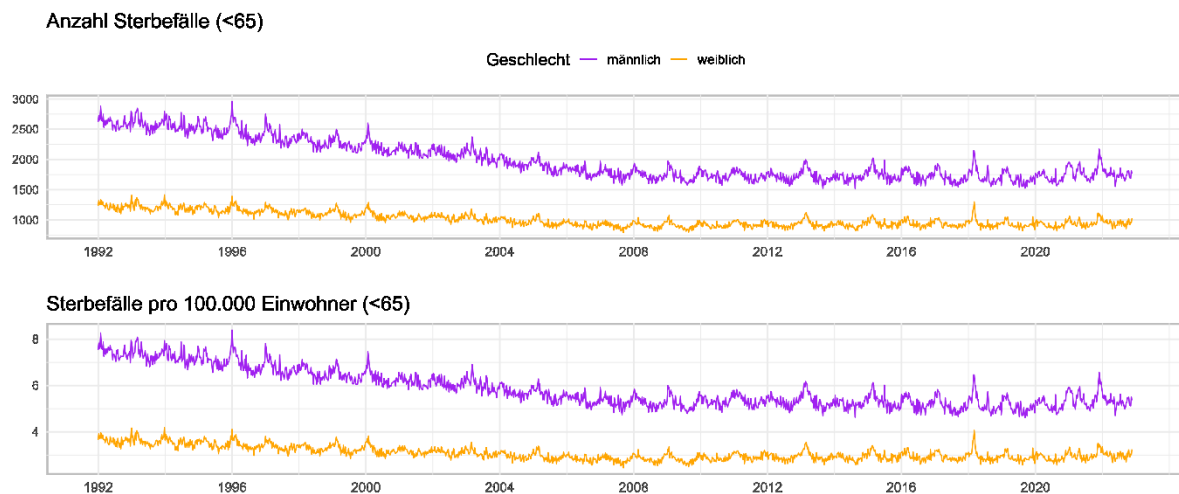
Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

Abbildung 39 zeigt Sterbefallzahlen und Mortalität für Männer und Frauen der Altersgruppe <65. Hier zeigt sich, dass in dieser Altersgruppe nicht nur in absoluten Zahlen mehr Männer als



Frauen versterben, sondern dieses Ungleichgewicht auch nach Berücksichtigung der Unterschiede in der Bevölkerungsgröße bestehen bleibt.

#### Abbildung 39: Verlauf Sterbefallzahlen und Mortalität (<65)



Verlauf der Sterbefallanzahl (oben) und der Mortalität (Sterbefälle pro 100.000 Einwohner desselben Geschlechts und derselben Altersgruppe, unten) in der Altersgruppe <65 (1992 bis 2022)  
Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

Wenn keine Annahmen dazu getroffen werden sollen, inwieweit das Geschlecht eine Rolle für die Schätzung der Gesamtzahl hitzebedingter Sterbefälle in Deutschland spielt, kann ein erster Ansatz darin bestehen, die Modellierung separat für Männer und Frauen durchzuführen. Auf diese Weise werden alle Modellkomponenten (Trend, saisonale Figur, Expositions-Wirkungskurven und die Stärke der Zufallsstörung) einmal für Männer und einmal für Frauen geschätzt. Die Struktur wurde dabei identisch zu Modellierung in (Winklmayr & an der Heiden, 2022) gewählt, das heißt es wurden insbesondere für die einzelnen Modellkomponenten eine maximale Anzahl von Freiheitsgraden (FG) festgelegt, die bestimmen wie flexibel diese sich an den Verlauf der Gesamtzahl von Sterbefällen anpassen können:

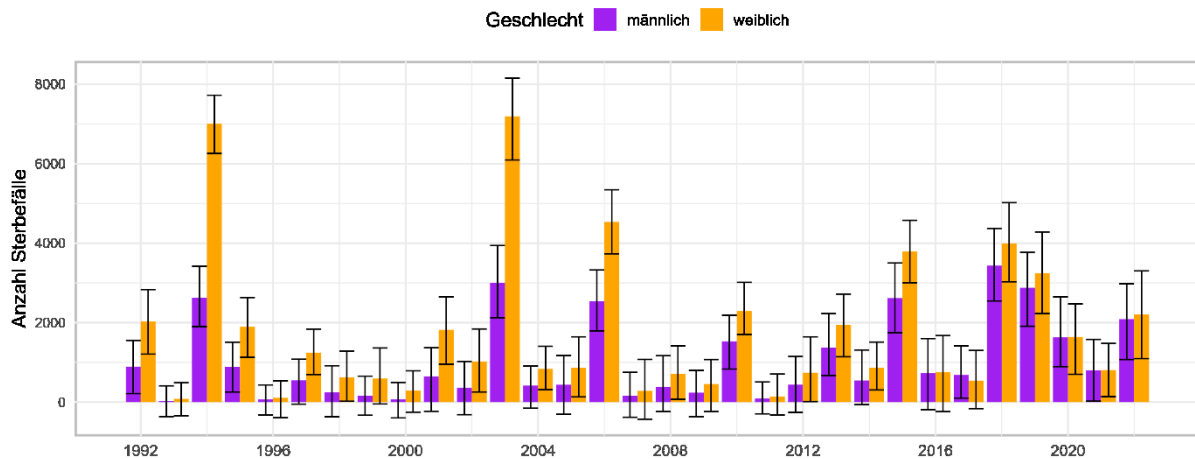
- ▶ Trendkomponente abhängig von Altersgruppe und Bundesland mit 1 FG pro 2 Jahre
- ▶ Saisonale Figur abhängig von der Altersgruppe mit 1 FG pro Sommerwoche (KW 15-40)
- ▶ Expositions-Wirkungskurven für die gleiche Woche und die drei Vorwochen abhängig von Altersgruppe und Zeitperiode jeweils mit 8 FG.

Außerdem wurden die Unterschiede der Hitzewirkung in den vier Regionen Norden, Osten, Westen und Süden ermittelt und langfristige Trends der Hitzewirkung im Vergleich der fünf Zeitperioden (1992-1997, 1998-2003, 2004-2009, 2010-2015, 2016-2022) analysiert.

Abbildung 40 zeigt die Ergebnisse der Schätzung hitzebedingter Sterbefälle für Männer und Frauen im Zeitraum 1992 bis 2022. Auffällig ist, dass in fast allen Jahren mehr Frauen als Männer hitzebedingt versterben. Ausgenommen sind Jahre, in denen insgesamt wenig hitzebedingte Sterbefälle auftraten (z.B. 2016 oder 2017). Auch in den letzten drei Jahren 2020 bis 2022 entfielen ähnlich viele hitzebedingte Sterbefälle auf Männer und Frauen. Außerdem fällt auf, dass die geschlechtsspezifische Diskrepanz in der Anzahl hitzebedingter Sterbefälle vor

dem Jahr 2006 höher ausfällt als danach. Eine mögliche Erklärung für diese Unterschiede liegt im gestiegenen Männeranteil in den älteren und ältesten Bevölkerungsgruppen.

**Abbildung 40: Anzahl hitzebedingter Sterbefälle in Deutschland nach Geschlecht im Zeitraum 1992 bis 2022**

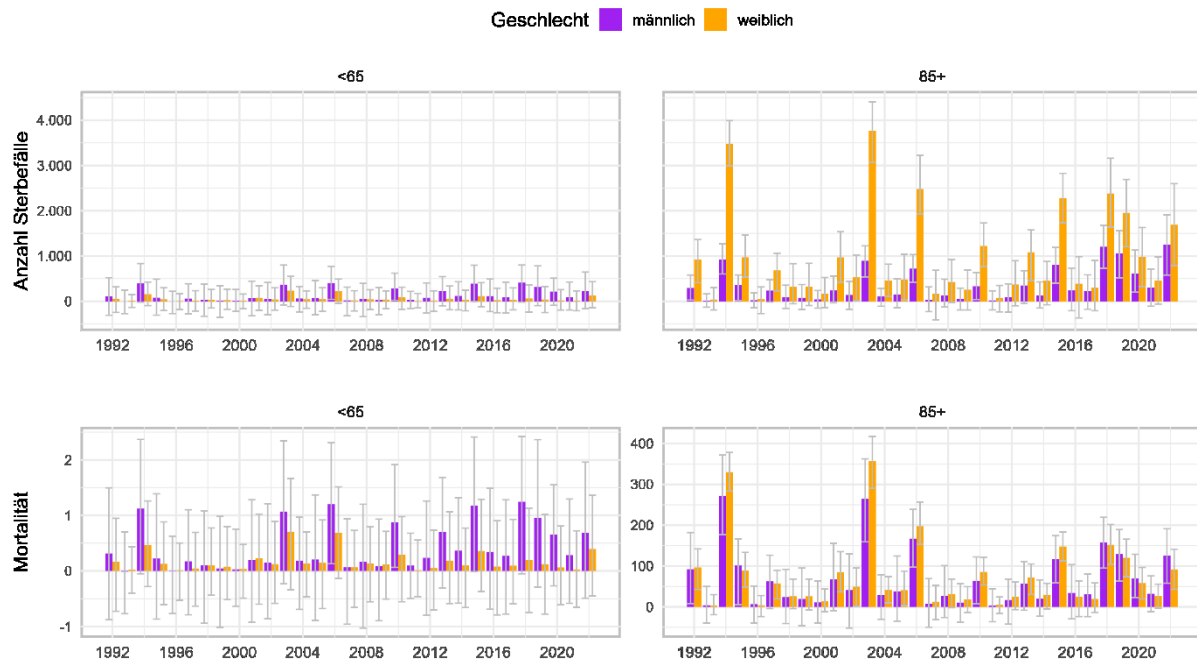


Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

Da die Betroffenheit von hitzebedingter Mortalität stark mit dem Alter gekoppelt ist, zeigen wir in Abbildung 41 die Anzahl hitzebedingter Sterbefälle im Zeitraum 1992 bis 2022 jeweils für die jüngste (<65) und älteste (85+) Altersgruppe. Hier zeigen sich besonders deutliche Unterschiede zwischen den Geschlechtern: In der Altersgruppe 85+ entfallen die meisten hitzebedingten Sterbefälle auf Frauen. Im Rekordsommer 2003 wurden sogar mehr als dreimal so viele hitzebedingte Sterbefälle bei Frauen als bei Männern geschätzt, im Jahr 2018 waren es noch immer rund doppelt so viele. In der jüngsten Altersgruppe (<65) kehrt sich dieses Bild um: hier identifiziert das Modell etwas mehr hitzebedingte Sterbefälle bei Männern als bei Frauen. Allerdings ist hier zu beachten, dass die geschätzten Anzahlen verhältnismäßig klein und auch statistisch nicht signifikant sind.



**Abbildung 41: Anzahl hitzebedingter Sterbefälle und hitzebedingte Mortalität für die Altersgruppen <65 und 85+ im Zeitraum 1992 bis 2022**



(oben) Geschätzte Anzahl hitzebedingter Sterbefälle bei Männern und Frauen jeweils für die Altersgruppe <65 (links) und 85+ (rechts). Die Skalierung für die Altersgruppe 85+ entspricht der von <65.

(unten) Hitzebedingte Mortalität (Sterbefälle pro 100.000 Einwohner) bei Männern und Frauen jeweils für die Altersgruppe <65 (links) und 85+ (rechts).

Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

Für den hohen Frauenanteil an den hitzebedingten Sterbefällen in der Altersgruppe 85+ spielen Unterschiede in der Bevölkerungsgröße eine wesentliche Rolle: die untere Reihe in Abbildung 41 zeigt jeweils die hitzebedingte Mortalität in den Altersgruppen <65 und 85+ und hier zeigt sich, dass die starken Unterschiede zwischen Männern und Frauen in der Altersgruppe 85+ durch die Berücksichtigung der jeweiligen Bevölkerungsanteile fast vollständig aufgehoben werden, in den Jahren 2016 bis 2022 fällt sogar die hitzebedingte Mortalität bei Männern über 85 etwas höher aus. Während die Berücksichtigung der Bevölkerungsgröße nach dem Jahr 2003 zu einer fast vollständigen Angleichung führt, finden wir für die beiden Ausnahmesommer 1994 und 2003 weiterhin eine etwas höhere hitzebedingte Mortalität bei Frauen, die aber nicht mehr signifikant ist.

In der Altersgruppe <65 hat dagegen die Berücksichtigung der Bevölkerungsgröße keine ausgleichende Auswirkung auf das Geschlechterverhältnis. In allen betrachteten Jahren liegt die hitzebedingte Mortalität bei Männern höher als bei Frauen. Wie schon bei den absoluten Anzahlen ist aber auch hier zu beachten, dass es sich um kleine Werte handelt, die statistisch nicht signifikant sind.

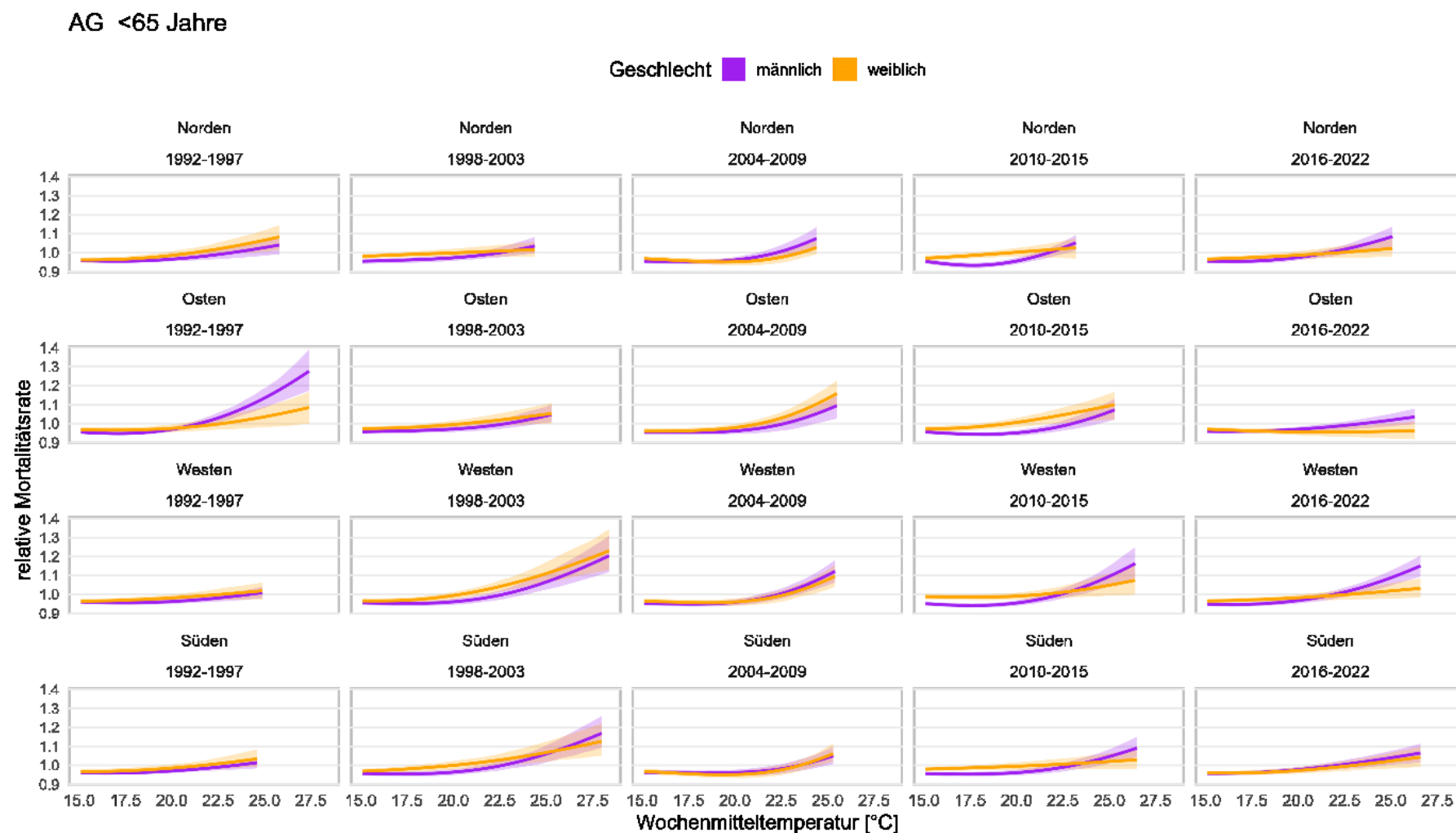
Wie Abbildung 41 gezeigt hat, kann die Betrachtung der hitzebedingten Mortalität (Sterbefälle pro 100.000 Einwohner) in einzelnen Altersgruppen dabei helfen, die beobachteten Unterschiede zwischen den Geschlechtern einzuordnen. Noch klarer können Unterschiede in der Wirkung hoher Temperaturen auf die Mortalität in Expositions-Wirkungskurven abgebildet werden. Abbildung 42 bis Abbildung 45 zeigen für die einzelnen Altersgruppen jeweils wie sich

die Expositions-Wirkungskurven, die die Wirkung der Wochenmitteltemperatur auf die Mortalitätsrate Woche zeigen, für Männer und Frauen unterscheiden.

Für die Altersgruppe unter 65 Jahren liegen die Kurven relativ gleich auf, im Zeitraum 1992 bis 1997 zeigt sich im Osten eine stärkere Hitzewirkung bei Männern. Auch im Zeitraum 2016 bis 2022 zeigt sich in mehreren Regionen eine etwas stärkere Hitzewirkung bei Männern.

Ab dem Alter von 75 Jahren zeigt sich im Zeitraum bis zum Jahr 2003 eine etwas stärkere Hitzewirkung bei Frauen (orange Kurven liegen oberhalb der violetten). Nach 2003 lässt sich dieser Unterschied allerdings nicht mehr beobachten. Neben dieser Angleichung der Hitzewirkung zwischen Männern und Frauen zeigt sich für beide Geschlechter in den höheren Altersgruppen ein Abflachen der Expositions-Wirkungskurven, dass möglicherweise auf eine gewisse Anpassung hindeutet. Im Vergleich zur Altersgruppe unter 65 Jahren ist die unterschiedliche Skala der Abbildungen zu beachten.

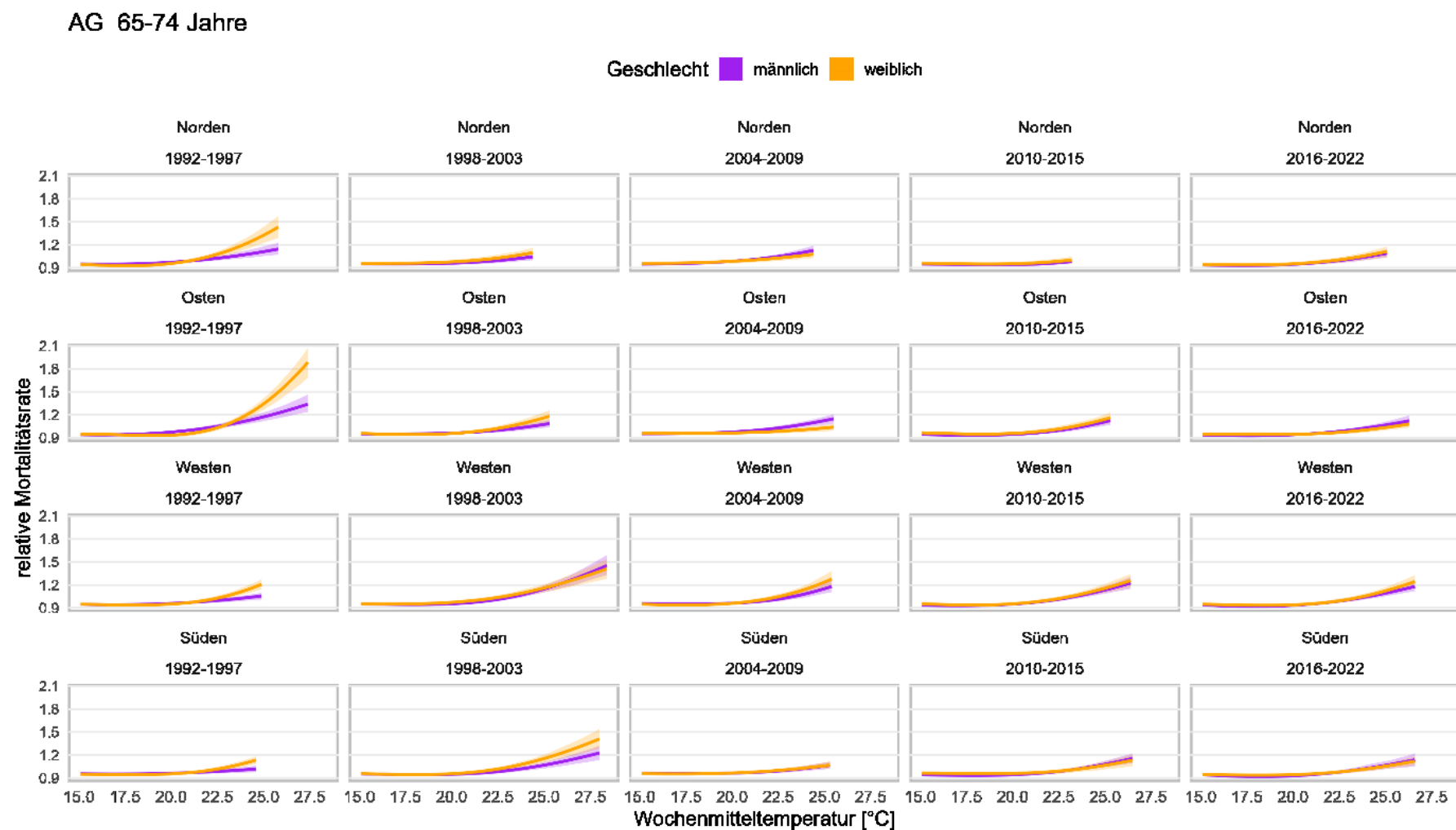
Abbildung 42: Expositions-Wirkungskurven für Altersgruppe <65



Einfluss der Wochenmitteltemperatur auf die relative Mortalitätsrate in Altersgruppe <65 aufgeteilt nach Region (Zeilen) und Zeitperiode (Spalten) und Geschlecht (Farbe).

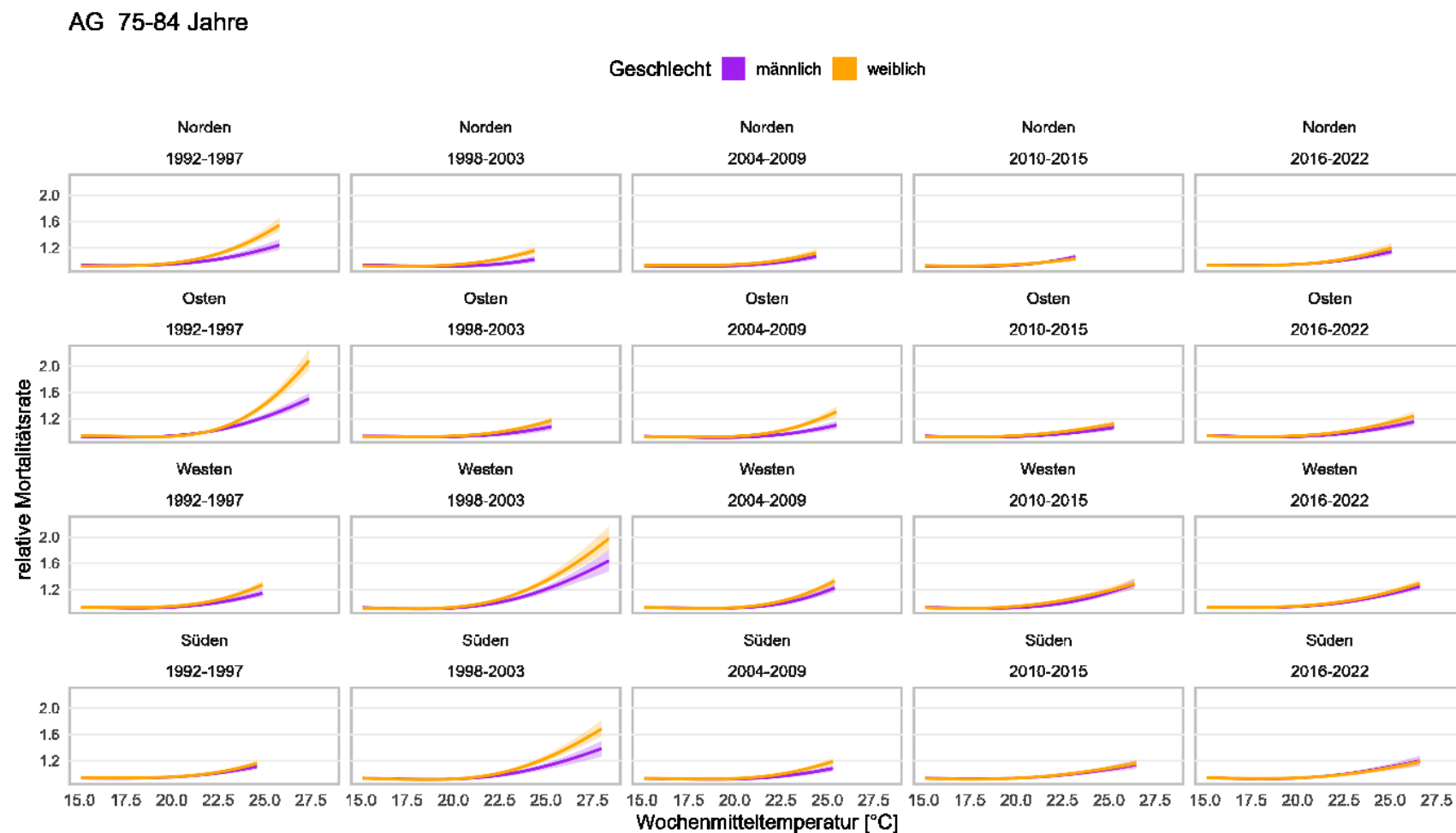
Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

Abbildung 43: Expositions-Wirkungskurven für Altersgruppe 65-74



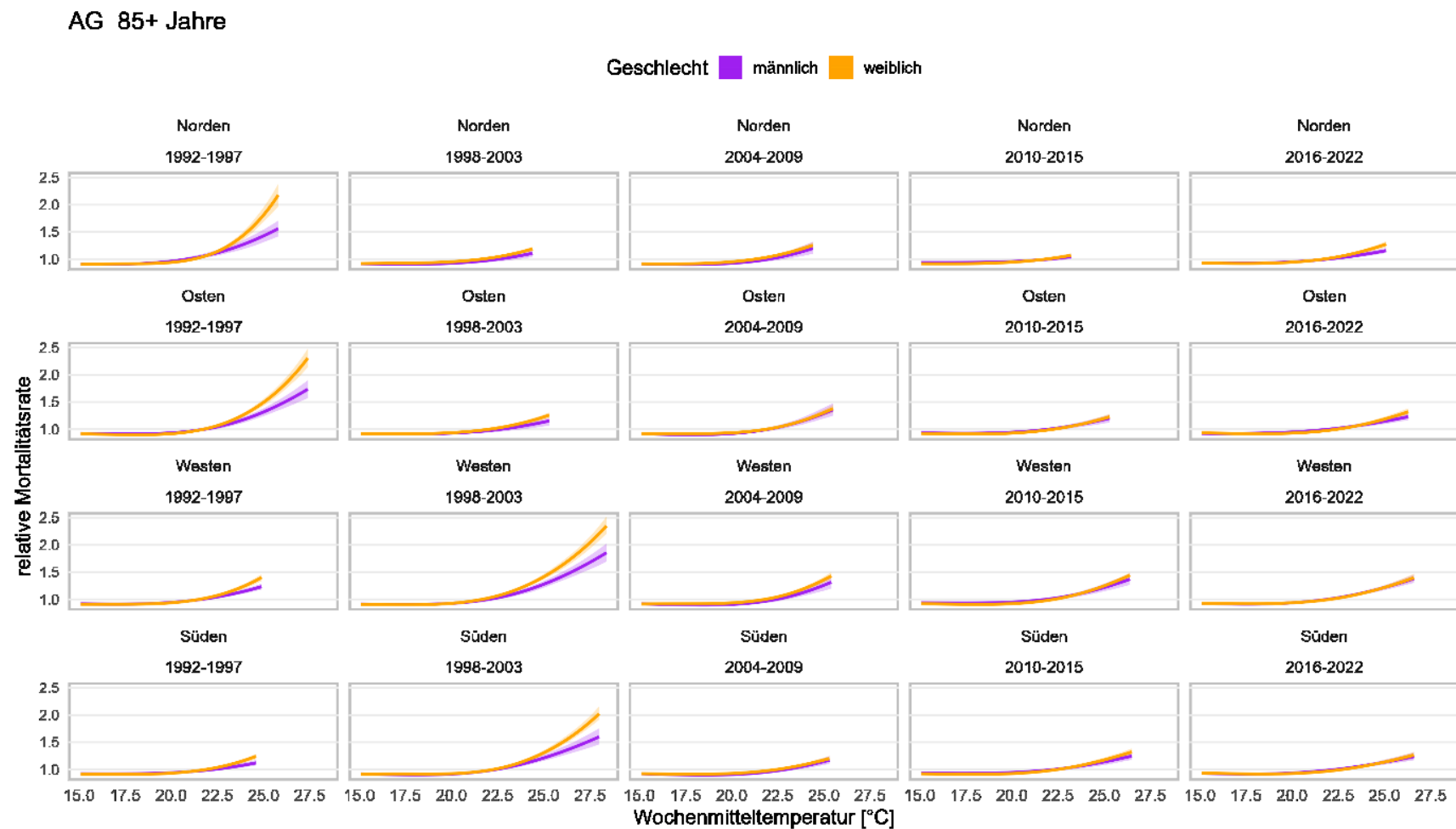
Einfluss der Wochenmitteltemperatur der Vorwoche auf die relative Mortalitätsrate in Altersgruppe 65-74 aufgeteilt nach Region (Zeilen) und Zeitperiode (Spalten) und Geschlecht (Farbe).  
Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

Abbildung 44: Expositions-Wirkungskurven für Altersgruppe 75-84



Einfluss der Wochenmitteltemperatur auf die relative Mortalitätsrate in Altersgruppe 75-84 aufgeteilt nach Region (Zeilen) und Zeitperiode (Spalten) und Geschlecht (Farbe).  
Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

Abbildung 45: Expositions-Wirkungskurven für Altersgruppe 85+



Einfluss der Wochenmitteltemperatur der Vorwoche auf die relative Mortalitätsrate in Altersgruppe 85+ aufgeteilt nach Region (Zeilen) und Zeitperiode (Spalten) und Geschlecht (Farbe).  
Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

### 3.3 Arbeitspaket III

Untersuchung von Trends in der Auswirkung von Hitze auf die Mortalität im Zeitraum 1992 bis 2017 und je nach Datenverfügbarkeit in einzelnen Bundesländern auch darüber hinaus – verändert sich die Expositions-Wirkungsfunktion über die Zeit, das heißt, findet über den Verlauf eines Sommers und über die Jahre eine Anpassung (individuelle körperliche Adaptation, Verhaltens- sowie Verhältnisprävention) an extreme Hitzeereignisse statt? Gibt es unterschiedliche Anpassungen in ländlich und städtisch geprägten Regionen oder in verschiedenen geographischen Regionen Deutschlands?

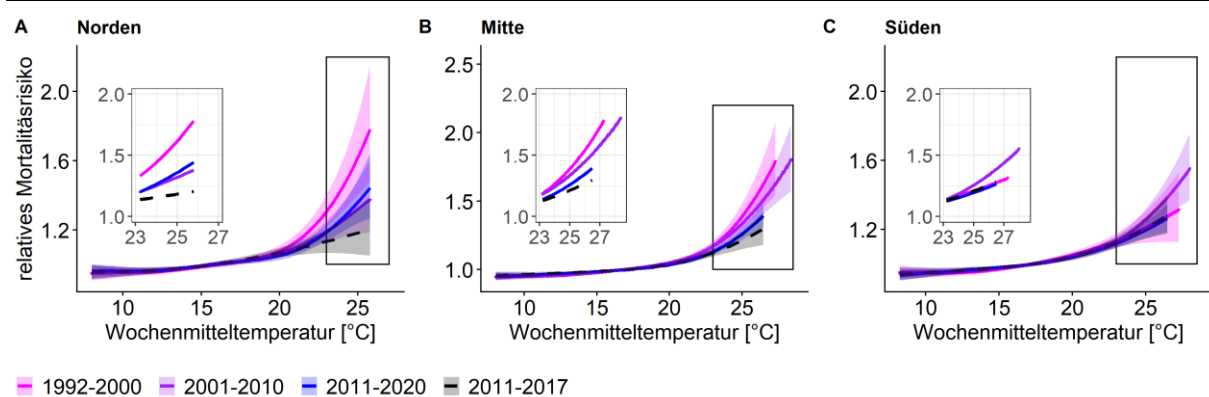
#### 3.3.1 Neuschätzung des Trends der Expositions-Wirkungsfunktion unter Berücksichtigung der Datenjahre 2018 bis 2020

Wir schätzen die Expositions-Wirkungskurven separat in den verschiedenen Dekaden, daher führt die Inklusion der vergleichsweise heißen Jahre 2018 bis 2020 zu einer Anpassung der geschätzten Expositions-Wirkungskurven für die Dekade der Jahre 2011 bis 2020. Diese zeigt nun im Vergleich mit der bisherigen Analyse auf Basis der Daten bis 2017 einen etwas steileren Anstieg der Mortalitätsrate bei hohen Temperaturen.

Abbildung 46 vergleicht die Expositions-Wirkungskurven (in den drei Regionen Norden, Mitte und Süden) über die Dekaden 1992 bis 2000, 2001 bis 2010 und 2011 bis 2020 bzw. 2011 bis 2017. Obwohl die Kurven der Dekade 2011 bis 2020 jetzt steiler ausfallen, bleibt der bereits beobachtete Trend einer sich abschwächenden Expositions-Wirkungsbeziehung über die Dekaden erhalten.

Die ermittelten Expositions-Wirkungskurven werden detailliert in der Veröffentlichung (Winklmayr et al., 2022) beschrieben.

**Abbildung 46: Trend der Expositions-Wirkungskurven über die Dekaden**



Veränderung der Wirkung der Wochenmitteltemperatur auf das relative Mortalitätsrisiko in der Altersgruppe 85+. Die drei Dekaden 1992 bis 2000, 2001 bis 2010 und 2011 bis 2020 zeigen einen leicht abfallenden Trend, der besonders deutlich in der Region Mitte zu sehen ist. Die Schätzung für den Zeitraum 2011 bis 2017 ist in grau dargestellt und liegt leicht unterhalb der Schätzung für 2011 bis 2020 (blau).

Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

#### 3.3.2 Untersuchung der Regionsabhängigkeit des Trends

In bisherigen Untersuchungen zur hitzebedingten Mortalität in Deutschland (an der Heiden, Muthers, et al., 2019; an der Heiden et al., 2020) wurden stets auch mögliche Veränderungen der

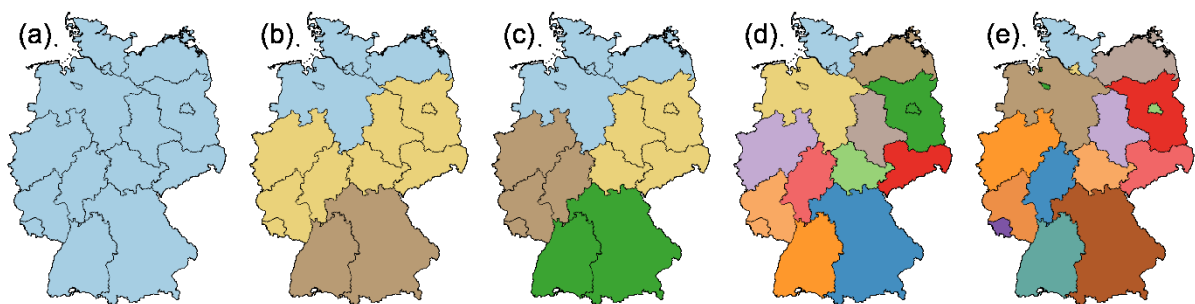
Expositions-Wirkungskurven über die Zeit untersucht, indem die Kurven jeweils separat für die drei Dekaden 1992 bis 2001, 2002 bis 2011 und 2012 bis 2022 geschätzt wurden. Dabei zeigte sich regelmäßig ein abfallender Trend, d.h. ein Abflachen der Expositions-Wirkungskurven über die Zeit. Besonders klar zeigt sich dieser Trend, wenn eine Modellierung verwendet wird, die die Expositions-Wirkungskurven einheitlich für ganz Deutschland schätzt.

Die Expositions-Wirkungskurven quantifizieren Veränderungen in der relativen Mortalitätsrate als Funktion der Wochenmitteltemperatur und können damit Hinweise auf die „Betroffenheit“ oder „Vulnerabilität“ bestimmter Regionen oder Bevölkerungsgruppen geben. Insbesondere stufen wir eine Region oder Bevölkerungsgruppe umso stärker betroffen ein, je früher und steiler ihre Expositions-Wirkungskurve mit der Temperatur ansteigt. Umgekehrt bedeutet ein „Abflachen“ der Kurven über die Zeit, dass dieselbe Wochenmitteltemperatur zu einer weniger ausgeprägten Erhöhung der Mortalitätsrate führt, was dann als Zeichen einer gewissen Anpassung interpretiert werden kann.

Bei der Interpretation der Expositions-Wirkungskurven ist jedoch auch Vorsicht geboten. Da die Kurven stets aus den verfügbaren Daten geschätzt werden, kann es vorkommen, dass in einem bestimmten Zeitraum oder einer bestimmten Region keine ausgeprägten Hitzeperioden auftreten. In diesem Fall wäre dann auch keine entsprechende Hitzemortalität zu beobachten und die geschätzten Expositions-Wirkungskurven würden flacher bzw. im theoretischen Extremfall, konstant verlaufen. Eine solche Kurve kann aber nicht als Hinweis auf eine vollkommen gelungene Anpassung gedeutet werden, da eben keine Hitze aufgetreten ist, die eine Anpassung erfordert hätte. Umgekehrt können einzelne extreme Datenpunkte (besonders hohe Wochenmitteltemperatur und/oder besonders hohe Mortalität) die Form der Expositions-Wirkungskurven stark beeinflussen und zu einem insgesamt steileren Anstieg führen.

Im Folgenden vergleichen wir verschiedene Modellierungsansätze, die die regionale Auflösung und die Abhängigkeit von den Zeitperioden in unterschiedlicher Weise berücksichtigen. Alle betrachteten Modelle verwenden Mortalitätsdaten auf Bundeslandebene, sie unterscheiden sich aber dahingehend, ob die Modellkomponenten einheitlich für ganz Deutschland (1), separat für vier Regionen (2: Norden, Osten, Westen, Süden) oder pro Bundesland (4) geschätzt werden. Das Zwischenmodell (3) fasst außerdem die „kleinen“ Bundesländer Bremen, Hamburg, Berlin und Saarland mit den sie umgebenden Bundesländern Niedersachsen, Schleswig-Holstein, Brandenburg und Rheinland-Pfalz zusammen (siehe Abbildung 47).

**Abbildung 47: Überblick der verschiedenen Regionsunterteilungen**



Überblick über die Untersuchungseinheiten. Von links nach rechts: (a) Deutschland insgesamt; (b) Regionen: Norden, Mitte, Süden; (c) Regionen: Norden, Osten, Westen, Süden; (d) Zusammengefasste Bundesländer: Brandenburg + Berlin, Niedersachsen + Bremen, Schleswig-Holstein + Hamburg, Rheinland-Pfalz + Saarland; (e) alle 16 Bundesländer.  
Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut



Um die Vielzahl verschiedener Modelle zu unterscheiden verwenden wir ein fünfstelliges Abkürzungssystem, das für jede Modellkomponente angibt, welche regionale Auflösung  $r$  zwischen 0 und 4 verwendet wird und ob der jeweilige Term von den Zeitperioden ( $p$ ) abhängt. Als Zeitperioden werden 1992-1997, 1998-2003, 2004-2009, 2010-2015 und 2016-2022 vorgegeben. Diese Wahl der Zeitperioden erlaubt es den Mortalitätsverlauf besser als gröbere Einteilungen nachzubilden.

Jedes Modell wird über die Komponenten Saisonalität ( $S$ ), Temperatur derselben Woche ( $T_0$ ), Temperatur der Vorwoche ( $T_1$ ), Temperatur der zweiten Vorwoche ( $T_2$ ) und Temperatur der dritten Vorwoche ( $T_3$ ) beschrieben und erhält damit eine eindeutige Kennung der Form  $S\_T_0\_T_1\_T_2\_T_3$  wobei eine Komponente für die räumliche Auflösung den Wert  $r$  erhält und für die Zeitabhängigkeit den Buchstaben  $p$ .

Beispiele:

- Das Modell  $p1\_p2\_p1\_1\_1$  hat eine saisonale Komponente, die deutschlandweit von der Zeitperiode abhängt und die Wochenmitteltemperatur einer Woche wirkt abhängig von der Zeitperiode und den 4 Regionen (Norden, Osten, Westen, Süden) auf die Mortalitätsrate dieser Woche. Die Wochenmitteltemperatur der Vorwoche wirkt zeitabhängig deutschlandweit auf die Mortalitätsrate und die der zweiten und dritten Vorwoche zeitkonstant deutschlandweit.
- Das Modell  $1\_p1\_1\_1\_0$  hat eine zeitkonstante saisonale Komponente ohne Regionsabhängigkeit, die Wochenmitteltemperatur einer Woche wirkt abhängig von der Zeitperiode auf die Mortalitätsrate dieser Woche. Die Wochenmitteltemperatur der Vorwoche und der zweiten Vorwoche wirken zeitkonstant deutschlandweit auf die Mortalitätsrate und die dritte Vorwoche wird nicht berücksichtigt.

Um die Anzahl der möglichen Modelle einzuschränken machen wir für die weitere Untersuchung folgenden Annahme: Die Regions- und Zeitabhängigkeit der Expositions-Wirkungskurven ist gestuft, sodass die Kurven von weiter zurückliegenden Wochen nur dann eine Abhängigkeit berücksichtigen, wenn auch alle Kurven, die näher an der aktuellen Woche liegen diese berücksichtigen.

Um die verschiedenen Modelle miteinander zu vergleichen betrachten wir das AIC-Kriterium (siehe den Abschnitt „Sensitivitätsanalysen – Vergleich von AIC und BIC“ im Kapitel 3.2.2).

Die Ergebnisse des Modellvergleichs sind in Abbildung 48 zusammengefasst: für die Altersgruppe 85+ ist das oben beschriebene  $p1\_p2\_p1\_1\_1$  das geeignetste Modell, für die jüngeren Altersgruppen eignen sich jeweils einfachere Modelle, für die Altersgruppe <65 schließlich das Modell  $1\_p1\_1\_1\_0$ , das keine Regionsabhängigkeit mehr beinhaltet und in dem nur die Wochenmitteltemperatur der gleichen Woche von den Zeitperioden abhängt.

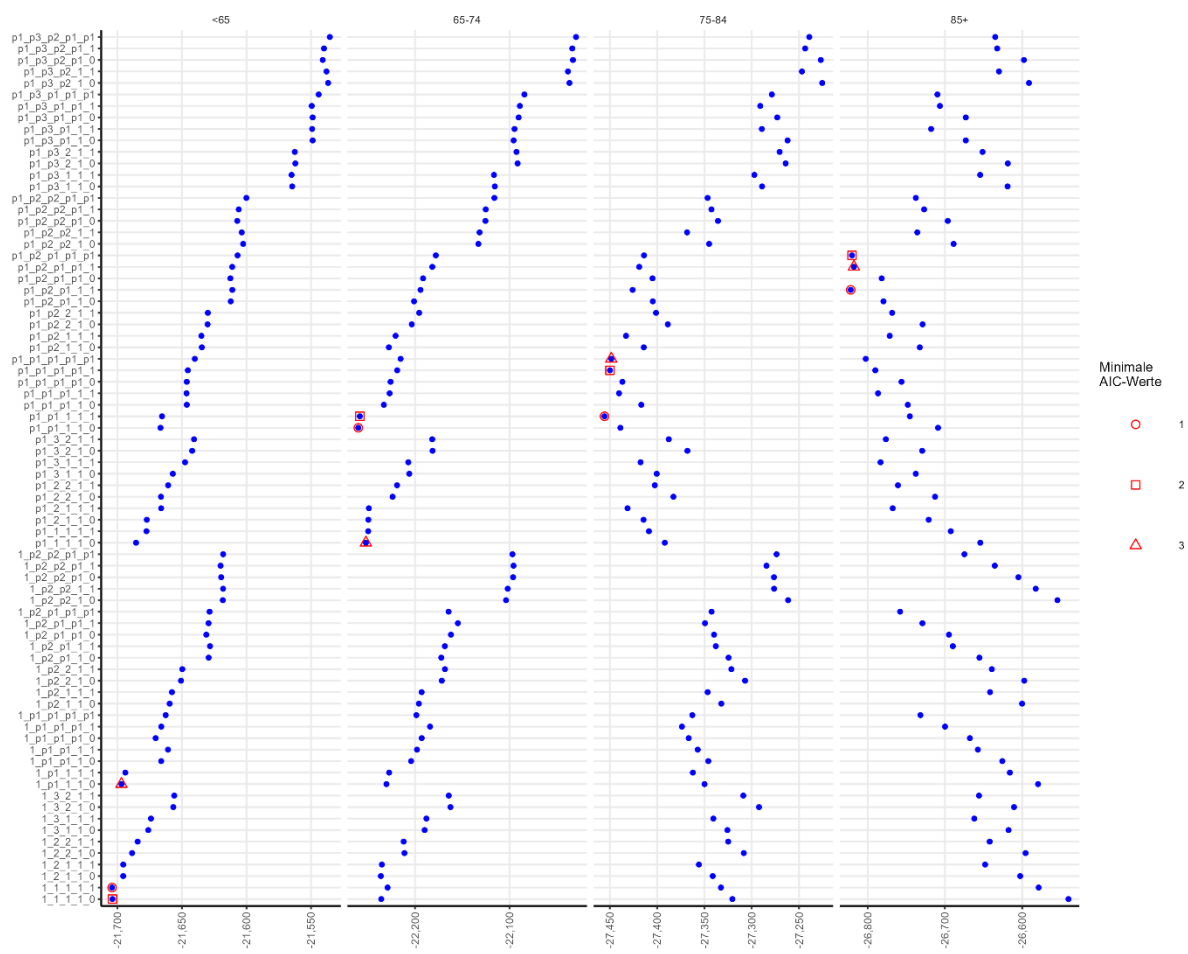
Diese Ergebnisse bestätigen sich bei Betrachtung eines wöchentlichen Modells ohne Altersgruppen über den Zeitraum 1992 bis 2023 und auch im Zeitraum 2000 bis 2023. In diesem Fall kann das Modell  $p1\_p2\_p1\_p1\_p1$  am effektivsten den Verlauf der Mortalität nachbilden, so dass sich also wieder die Hitzewirkung über die Zeit etwas abschwächt und kleine Unterschiede zwischen den 4 Regionen bestehen.

Dagegen zeigt eine Analyse von täglichen Modellen im Zeitraum 2000 bis 2023 ohne Altersgruppen ein anderes Muster: hier eignen sich Modelle am besten, die keine Abhängigkeit der Hitzewirkung über die Zeit annehmen, sondern Unterschiede zwischen den einzelnen

Bundesländern. Dieses Ergebnis sollte auf der Basis von täglichen Daten auf Bundesland-Ebene mit Informationen zum Sterbealter weiter analysiert werden um zu verstehen, welche Rolle demographische Unterschiede zwischen den Bundesländern hier spielen.

Insgesamt zeigt dieser detaillierte Modellvergleich, dass sich bei der wöchentlichen Analyse die Hitzewirkung über längere Zeiträume von den 1990er Jahren bis zu den 2020er Jahren in Deutschland etwas abgeschwächt hat. Kleinere regionale Unterschiede zeigen sich zwischen den Regionen Norden, Osten, Westen und Süden, aber eine differenziertere Abhängigkeit der Hitzewirkung etwa von den Bundesländern führt für diese Modelle nicht zu einer relevanten Verbesserung.

**Abbildung 48: Ergebnisse des Modellvergleichs nach AIC-Kriterium**



Vergleich verschiedener Modellierungsansätze für die Berücksichtigung von regionalen und zeitlichen Unterschieden der Hitzewirkung auf die Mortalität bezüglich AIC für die vier Altersgruppen (<65, 65-74, 75-84, 85+). Die Modelle mit minimalen AIC-Werten sind rot umrandet.

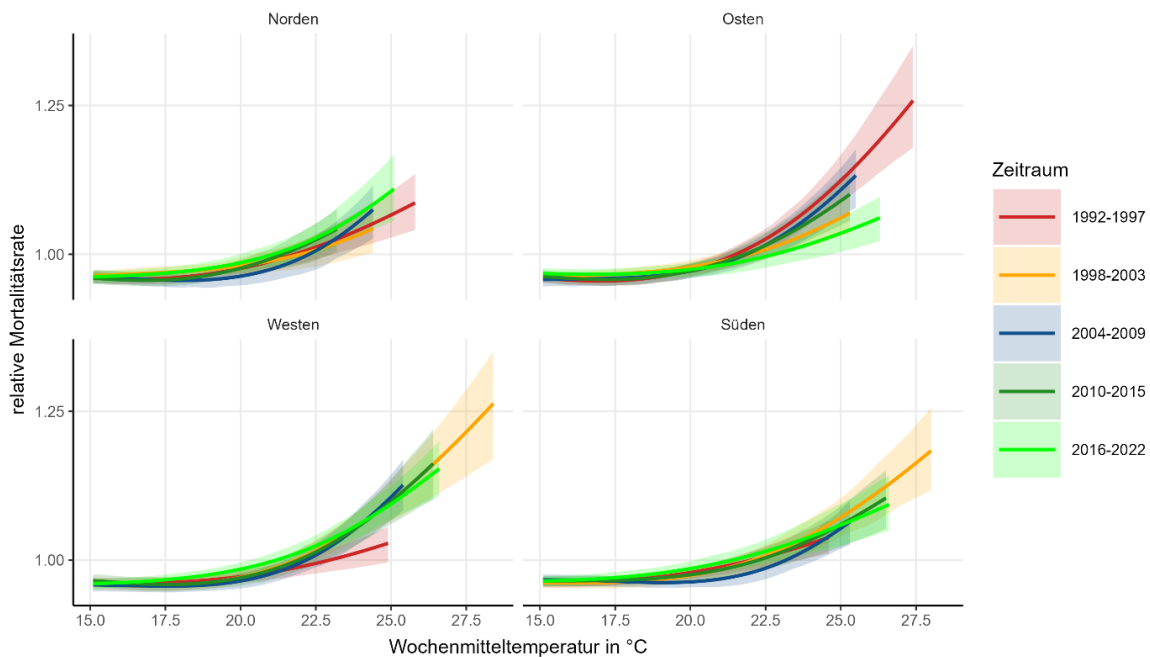
Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

Abbildung 49 bis Abbildung 52 zeigen den Verlauf der Expositions-Wirkungskurven über die fünf Zeitperioden 1992-1997, 1998-2003, 2004-2009, 2010-2015 und 2016-2022.

In der Altersgruppe unter 65 Jahren lässt sich kein eindeutiger Trend feststellen. Auch in der Altersgruppe 65 bis 74 Jahre finden wir relativ ähnliche Hitzewirkungskurven, allerdings zeigt sich im Osten und Norden für den Zeitraum 1992 bis 1997 eine stärkere Hitzewirkung.

In den Altersgruppen 75 bis 84 Jahre und über 85 Jahren beobachten wir nach 1997 (im Norden und Osten) oder nach 2003 (im Westen und Süden) eine Abflachung der Hitzewirkung. Danach stabilisiert sich die Hitzewirkung eher. Diese unterschiedlichen Dynamiken hängen mit der jeweiligen Hitzebetroffenheit zusammen: während die höchsten Wochenmitteltemperaturen im Osten und Norden im Sommer 1994 gemessen wurden, waren im Westen und Süden die Wochenmitteltemperaturen im Sommer 2003 deutlich höher. Diese Expositionsunterschiede zeigen sich auch deutlich in der Kartendarstellung in Abbildung 53.

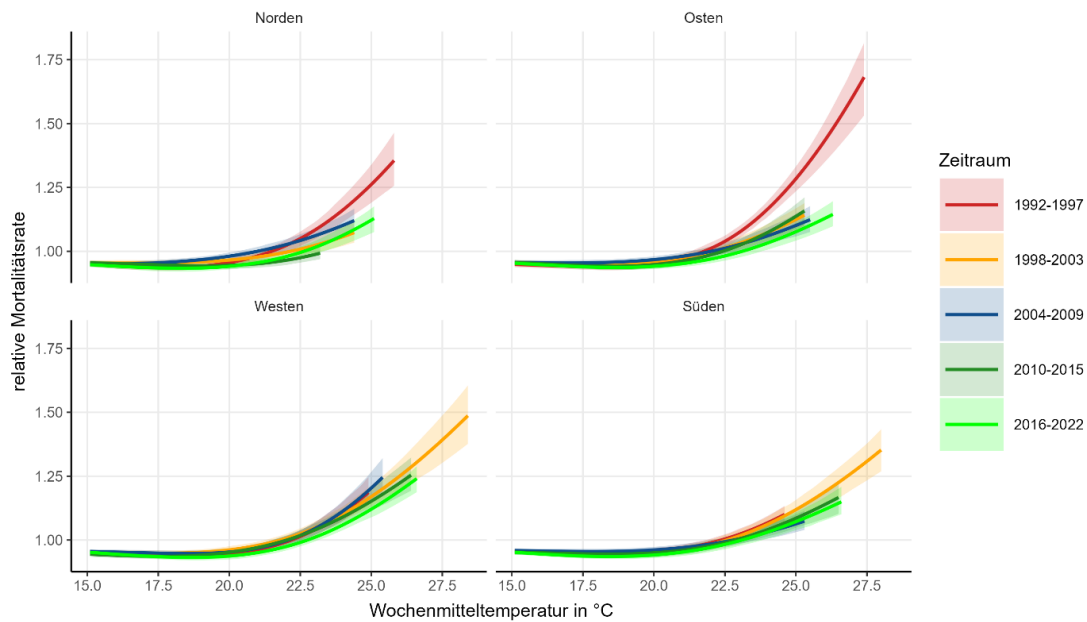
**Abbildung 49: Trend der Expositions-Wirkungskurven im Zeitraum 1992 bis 2022 für Altersgruppe <65**



Trend der Expositions- Wirkungskurven der Wochenmitteltemperatur über verschiedenen Zeitperioden für die Altersgruppe <65 in den vier Regionen Norden, Osten, Westen, Süden.

Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

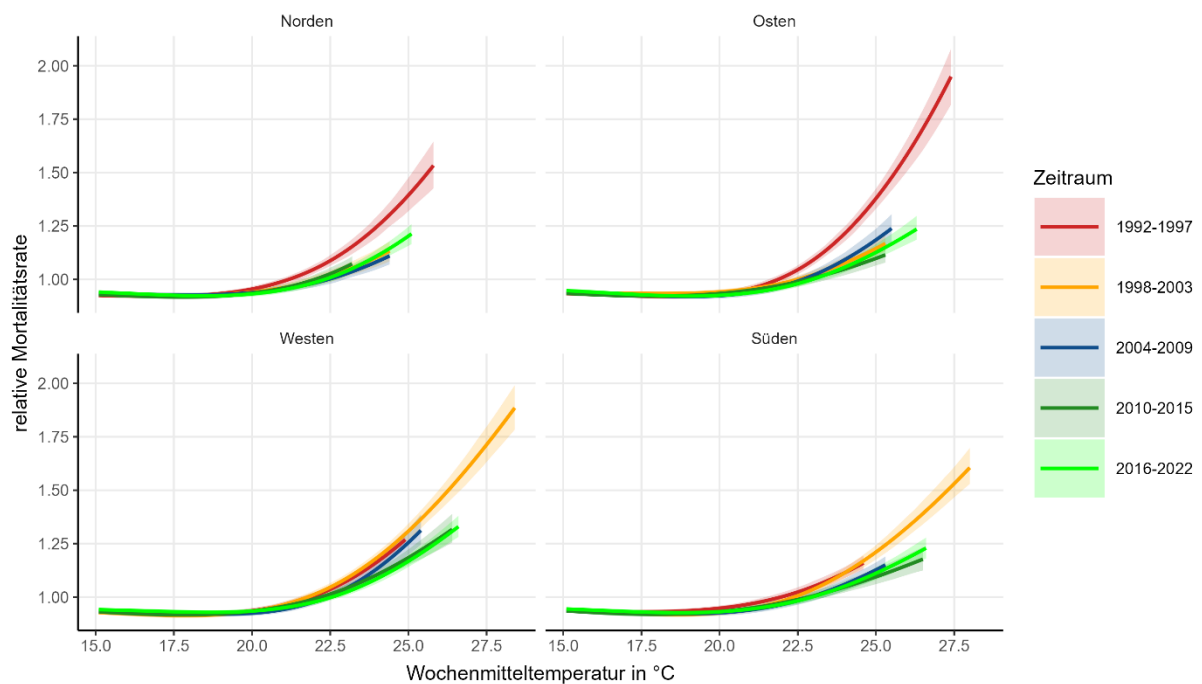
**Abbildung 50: Trend der Expositions-Wirkungskurven im Zeitraum 1992 bis 2022 für Altersgruppe 65-74**



Trend der Expositions- Wirkungskurven der Wochenmitteltemperatur über verschiedenen Zeitperioden für die Altersgruppe 65-74 in den vier Regionen Norden, Osten, Westen, Süden.

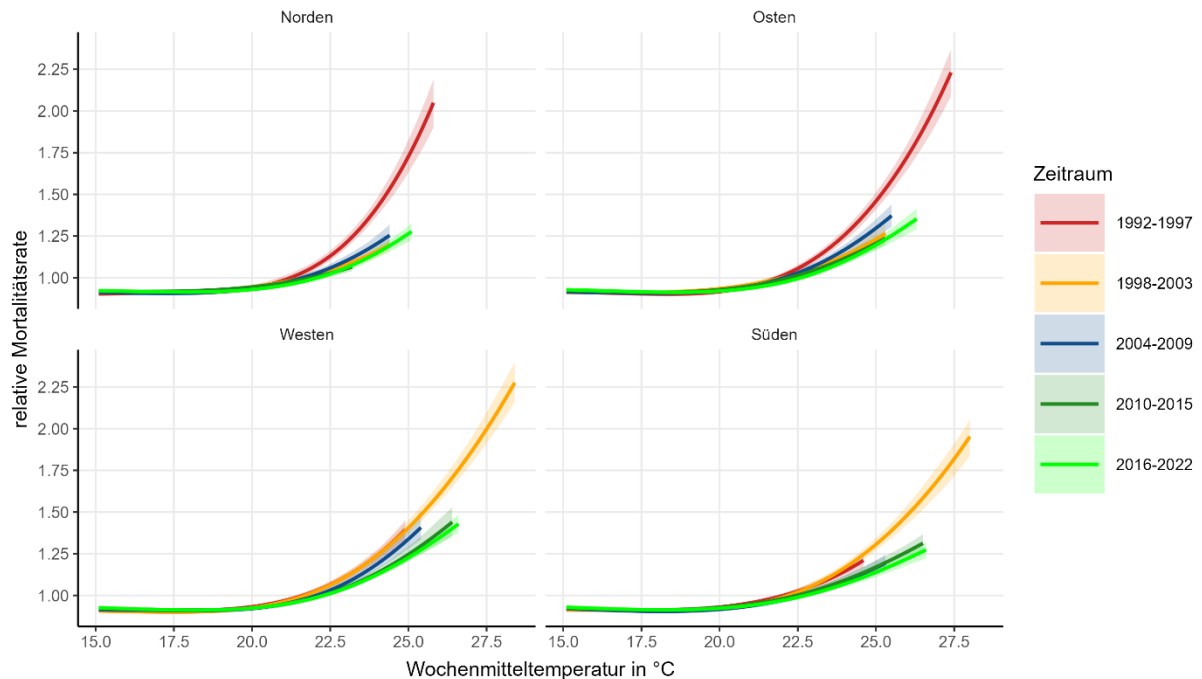
Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

**Abbildung 51: Trend der Expositions-Wirkungskurven im Zeitraum 1992 bis 2022 für Altersgruppe 75-84**



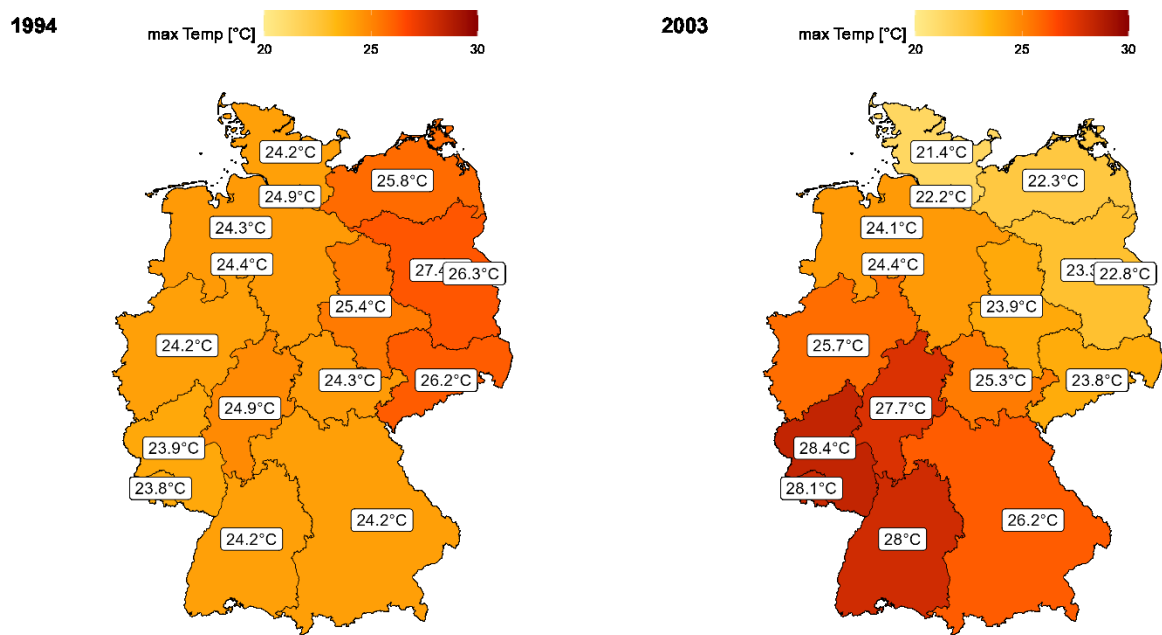
Trend der Expositions- Wirkungskurven der Wochenmitteltemperatur über verschiedenen Zeitperioden für die Altersgruppe 75-84 in den vier Regionen Norden, Osten, Westen, Süden.  
Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

**Abbildung 52: Trend der Expositions-Wirkungskurven im Zeitraum 1992 bis 2022 für Altersgruppe 85+**



Trend der Expositions- Wirkungskurven der Wochenmitteltemperatur über verschiedenen Zeitperioden für die Altersgruppe 85+ in den vier Regionen Norden, Osten, Westen, Süden.  
Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

**Abbildung 53: Maximale Wochenmitteltemperatur pro Bundesland in den Jahren 1994 und 2003**



Quelle: eigene Darstellung, Robert Koch-Institut

## 4 Veranstaltungen

### 4.1 Projekttreffen und Workshops

#### 4.1.1 Kickoff-Meeting am 12. Februar 2021

Das Projekt wurde wegen der COVID-19 Pandemie in virtueller Form den Teilnehmerinnen und Teilnehmern aus UBA, BMU und RKI vorgestellt. Die Statistik-Stelle des Projekts konnte am 01.02.2021 mit Frau Claudia Winklmayr besetzt werden. Gemeinsam werden die Schwerpunkte und der Ablauf des Projekts diskutiert.

Das Protokoll der Veranstaltung ist als Anhang A.1 beigelegt.

#### 4.1.2 Workshop „Hitze und Mortalität“ am 1. Juni 2021

Die Meteorologie-Stelle des Projekts konnte am 10.05.2021 mit Herrn Sebastian Buchien besetzt werden. Zunächst wurde das Projekt abermals virtuell den Teilnehmerinnen und Teilnehmern aus UBA, RKI, DWD und den Bundesländern Hessen, Brandenburg und Bayern vorgestellt. Im Rahmen des Workshops wurden von den Teilnehmern eigene Vorträge zum Thema Hitze und Mortalität gehalten. Die Themen waren im Einzelnen: „Schätzung der hitzebedingten Übersterblichkeit in Berlin und Brandenburg“ (Dr. Helmut Uphoff, HLPUG), „Hitzeauswirkungen im Stadt/Land-Vergleich“ (Andreas Larem, HLPUG), „Erfahrungen mit dem Monitoring und der Analyse hitzebedingter Mortalität in der Schweiz“ (Dr. Martina Ragetti, Swiss TPH, Basel) und „Hitzebedingte Mortalität aus der Perspektive des Arbeits- und umweltbezogenen Gesundheitsschutzes“ (Veronika Weinhhammer, LGL, München).

Im Anschluss erfolgte eine Diskussion über die Themenkomplexe Anpassung an Hitze, Hitzeauswirkungen im Stadt-/Land-Vergleich, Luftverschmutzung sowie Harmonisierung der verschiedenen methodischen Ansätze.

Das Protokoll der Veranstaltung ist als Anhang A.2 beigelegt.

#### 4.1.3 Workshop „Hitze und Mortalität“ am 17. November 2022

Der Workshop fand in hybridem Format am Robert Koch-Institut statt, beteiligt waren neben den Projektnehmer auch Kolleginnen und Kollegen des UBA, DWD und der Bundesländer (Niedersachsen, Hessen, Berlin, Brandenburg, Nordrhein-Westfalen, Baden-Württemberg, Bayern). Der Fokus lag auf der Vorstellung der Entwicklung des Projekts und der Präsentation neuer Ergebnisse u.a. zu Geschlechterunterschieden in der Hitzemortalität, Unterschieden zwischen städtischen und ländlichen Kreistypen, regionaler Aspekte von Trends in der hitzebedingten Mortalität und neuen Entwicklungen im Bereich der Mortalitätssurveillance. Zusätzlich wurden von zwei externen Teilnehmern eigene Projekte zum Thema Hitzemortalität vorgestellt: „Hitzebedingte Morbidität in Berlin und Brandenburg: Ein Werkstattbericht“ (Dr. Holger Leerhoff, Amt für Statistik Berlin-Brandenburg) und „Der Einfluss des Klimawandels auf beobachtete Trends der hitzebedingten Mortalität in deutschen Großstädten“ (Dr. Veronika Huber, Helmholtz Zentrum München).

Das Protokoll der Veranstaltung ist als Anhang A.3 beigelegt.

## 5 Quellenverzeichnis

- Akaike, H. (1998). Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle. In E. Parzen, K. Tanabe, & G. Kitagawa (Eds.), *Selected Papers of Hirotugu Akaike* (pp. 199-213). Springer New York. [https://doi.org/10.1007/978-1-4612-1694-0\\_15](https://doi.org/10.1007/978-1-4612-1694-0_15)
- an der Heiden, M., Buchholz, U., & Uphoff, H. (2019). Schätzung der Zahl hitzebedingter Sterbefälle infolge der Hitzewelle 2018. *Epidemiologisches Bulletin*, 23, 193-197. <https://doi.org/10.25646/6178>
- an der Heiden, M., Muthers, S., Niemann, H., Buchholz, U., Grabenhenrich, L., & Matzarakis, A. (2019). Schätzung hitzebedingter Todesfälle in Deutschland zwischen 2001 und 2015. *Bundesgesundheitsblatt-Gesundheitsforschung-Gesundheitsschutz*, 62(5), 571-579. <https://doi.org/10.1007/s00103-019-02932-y>
- an der Heiden, M., Muthers, S., Niemann, H., Buchholz, U., Grabenhenrich, L., & Matzarakis, A. (2020). Heat-Related Mortality: An Analysis of the Impact of Heatwaves in Germany Between 1992 and 2017. *Deutsches Ärzteblatt International*, 117(37), 603. <https://doi.org/10.3238/arztebl.2020.0603>
- Axnick, M. (2021). Hitzebedingte Mortalität in Berlin. *Stadtforschung und Statistik: Zeitschrift des Verbandes Deutscher Städtestatistiker*, 34(1), 92-97. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssaoar-72550-7>
- Copernicus Climate Change Service. *E-OBS Database*. [https://surfobs.climate.copernicus.eu/dataaccess/access\\_eobs.php#datafiles](https://surfobs.climate.copernicus.eu/dataaccess/access_eobs.php#datafiles), besucht am 2025-01-27
- Cornes, R. C., van der Schrier, G., van den Besselaar, E. J., & Jones, P. D. (2018). An ensemble version of the E-OBS temperature and precipitation data sets. *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, 123(17), 9391-9409. <https://doi.org/10.1029/2017JD028200>
- Deutscher Wetterdienst. *Stickoxide*. [https://www.dwd.de/DE/forschung/atmosphaerenbeob/zusammensetzung\\_atmosphaere/spurengase/inh\\_na\\_v/nox\\_node.html](https://www.dwd.de/DE/forschung/atmosphaerenbeob/zusammensetzung_atmosphaere/spurengase/inh_na_v/nox_node.html), besucht am 2025-01-27
- Huber, V., Breitner-Busch, S., He, C., Matthies-Wiesler, F., Peters, A., & Schneider, A. (2024). Heat-related mortality in the extreme summer of 2022: an analysis based on daily data. *Deutsches Ärzteblatt International*, 121(3), 79. <https://doi.org/10.3238/arztebl.m2023.0254>
- Huber, V., Krummenauer, L., Peña-Ortiz, C., Lange, S., Gasparrini, A., Vicedo-Cabrera, A. M., Garcia-Herrera, R., & Frieler, K. (2020). Temperature-related excess mortality in German cities at 2° C and higher degrees of global warming. *Environmental research*, 186, 109447. <https://doi.org/10.1016/j.envres.2020.109447>
- Kahlenborn, W., Porst, L., Voß, M., Fritsch, U., Renner, K., Zebisch, M., Wolf, M., Schönthaler, K., & Schauser, I. (2021). *Climate impact and risk analysis for Germany 2021. Executive summary*. <https://www.umweltbundesamt.de/publikationen/KWRA-English-Summary>, besucht am 2025-01-27
- Li, Y., Odamne, E. A., Silver, K., & Zheng, S. (2017). Comparing urban and rural vulnerability to heat-related mortality: a systematic review and meta-analysis. *Journal of Global Epidemiology and Environmental Health*. <https://dc.etsu.edu/etsu-works/2625/>, besucht am 2025-01-27
- Petitti, D. B., Hondula, D. M., Yang, S., Harlan, S. L., & Chowell, G. (2016). Multiple trigger points for quantifying heat-health impacts: new evidence from a hot climate. *Environmental health perspectives*, 124(2), 176-183. <https://doi.org/10.1289/ehp.1409119>
- Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *The annals of statistics*, 6(2), 461-464.
- Siebert, H., Uphoff, H., & Grewe, H. A. (2019). Monitoring hitzebedingter Sterblichkeit in Hessen. *Bundesgesundheitsblatt-Gesundheitsforschung-Gesundheitsschutz*, 62(5), 580-588. <https://doi.org/10.1007/s00103-019-02941-x>



Statistisches Bundesamt (DESTATIS). *Auswertung der unterjährigen Sterbefallzahlen seit 2020.*

<https://www.destatis.de/DE/Themen/Gesellschaft-Umwelt/Bevoelkerung/Sterbefaelle-Lebenserwartung/sterbefallzahlen.html>, besucht am 2025-01-27

Statistisches Landesamt Baden-Württemberg. (2019). *Baden-Württemberg: Annähernd 2 000 »Hitzetote« im Sommer 2018* <https://www.statistik-bw.de/Presse/Pressemitteilungen/2019190>, besucht am 2025-01-27

Steul, K., Schade, M., & Heudorf, U. (2018). Mortality during heatwaves 2003–2015 in Frankfurt-Main—the 2003 heatwave and its implications. *International journal of hygiene and environmental health*, 221(1), 81-86. <https://doi.org/10.1016/j.ijheh.2017.10.005>

Umweltbundesamt (Hrsg.). (2019). *Monitoringbericht 2019 zur Deutschen Anpassungsstrategie an den Klimawandel - Bericht der Interministeriellen Arbeitsgruppe Anpassungsstrategie der Bundesregierung.* <https://www.umweltbundesamt.de/publikationen/umweltbundesamt-2019-monitoringbericht-2019-zur>, besucht am 2025-01-27

Winklmayr, C., & an der Heiden, M. (2022). Hitzebedingte Mortalität in Deutschland 2022. *Epidemiologisches Bulletin*(42), 3 - 9. <https://doi.org/DOI 10.25646/10695>

Winklmayr, C., Muthers, S., Niemann, H., Mücke, H. G., & an der Heiden, M. (2022). Heat-Related Mortality in Germany From 1992 to 2021. *Dtsch Arztebl Int*, 119(26), 451-457. <https://doi.org/10.3238/arztebl.m2022.0202>