

Institut für Medizinische Epidemiologie, Biometrie und Informatik der
Medizinischen Fakultät der Martin-Luther-Universität Halle-Wittenberg
(Direktor: Prof. Dr. rer. nat. habil. Johannes Haerting)

Aufschub von Krebstodesfällen an biografisch wichtigen Tagen

—

Eine Untersuchung aller Krebstodesfälle in Deutschland von 1995 bis 2009

Dissertation

zur Erlangung des akademischen Grades

Doktor der Medizin (Dr. med.)

vorgelegt

der Medizinischen Fakultät

der Martin-Luther-Universität Halle-Wittenberg

von Daniel Medenwald

geboren am 18. September 1985 in Aschersleben

Gutachter: - Prof. Dr. rer. nat. Johannes Haerting
 - PD Dr. rer. net. Jürgen Wellmann
 - apl. Prof. Dr. med. Karin Jordan

Datum der Eröffnung des Verfahrens: 29.04.2014

Datum der öffentlichen Verteidigung: 26.02.2015

Referat

Zielsetzung: Die Arbeit verfolgte das Ziel, zu bestimmen, inwieweit Personen, die an einer Tumorerkrankung verstarben, in der Lage sind, den Tod zu verschieben, um einen biografisch wichtigen Feiertag zu erleben. Dazu im Gegensatz ist eine Zunahme von Todesfällen vor solchen wichtigen Feiertagen denkbar, was mit einer Erhöhung von psychosozial belastenden Faktoren oder einer Reduktion der medizinischen Versorgung im Vorfeld solcher Ereignisse zu begründen wäre.

Methoden: Für die erforderlichen Analysen im Rahmen dieser Arbeit wurde die Todesursachenstatistik des Forschungsdatenzentrums der Länder genutzt. Als biografisch bedeutende Tage wurden in einer ersten Analyse der Geburtstag, das Weihnachtsfest, Ostern sowie der Rosenmontag betrachtet. Im Falle der beiden christlichen Feiertage (Weihnachtsfest, Ostern) wurden nur Personen mit christlicher Konfession bzw. Konfessionslose eingeschlossen; während im Fall von Geburtstag und Rosenmontag der komplette Datensatz genutzt wurde. Zur Quantifizierung der Beobachtung wurden die Krebstodesfälle in einem Zeitfenster von einer Woche vor bzw. nach dem Feiertag gezählt und Effektmaße wie das Relative Risiko (RR; bezogen auf einen Tod nach dem Ereignis) mit entsprechenden 95%-Konfidenzintervallen (KI) berechnet. Es erfolgte eine Adjustierung für Saisonalität sowie eine Berücksichtigung multiplen Testens mittels Korrektur des Signifikanzniveaus nach Bonferroni. Analysen wurden separat in Untergruppen durchgeführt (Geschlecht, Alter, Tumor nach Malignität, Familienstand, Wohnort, Religionszugehörigkeit). Eine zweite Untersuchung betrachtete Muslime und die islamischen Feiertage des Zucker- bzw. Opferfestes, wobei jetzt ein zweiwöchiges Zeitfenster betrachtet wurde und die nicht-muslimische Bevölkerung als Vergleichsgruppe diente.

Ergebnisse: Für das komplette Kollektiv (RR=0,987; 95% KI: 0,982-0,993) und 20 der 31 Untergruppen wurde ein Überwiegen der Todesfälle vor Weihnachten gesehen. Im Fall der anderen Feiertage konnte keine konsistente Verlagerung des Todeszeitpunktes gezeigt werden. In der Analyse nicht-muslimischer Feiertage zeigte sich der deutlichste Effekt eines Aufschubes in der Gruppe der Ledigen nach dem Geburtstag (RR: 1,032; 95% KI: 1,012-1,052). Muslime aus dem Osten Deutschlands zeigten ein RR von 1,321 (95% KI: 1,035-1,57) um das Zuckerfest bzw. 1,284 (95% KI: 1,031-1,511) um das Opferfest, für das Ledige ein RR von 1,26 (95% KI: 1,018-1,481) aufwiesen.

Folgerung: Von den hier genutzten Daten lässt sich eine Fähigkeit, den Tod aufzuschieben, nicht ableiten. Einzig scheinen negative Einflüsse vor dem Weihnachtsfest ein Anstieg der Todesfälle nach Tumorerkrankung zu bewirken.

Bibliographische Angaben:

Medenwald, Daniel: Aufschub von Krebstodesfällen an biografisch wichtigen Tagen – Eine Untersuchung aller Krebstodesfälle in Deutschland von 1995 bis 2009. Halle (Saale), Univ., Med. Fak., Diss, 70 Seiten, 2014

Inhaltsverzeichnis

1 Einleitung.....	1
1.1 Allgemeine Literatur.....	2
1.1.1 Geburtstag.....	2
1.1.2 Weihnachten.....	7
1.1.3 Ostern.....	8
1.1.4 Rosenmontag.....	8
1.1.5 Islamische Feiertage Opferfest (Id al-Adha) und Zuckerfest (Id al-Fitr).....	8
1.2 Allgemeine Aspekte.....	10
2 Zielsetzung.....	11
3 Methoden.....	11
3.1 Einführende Bemerkungen.....	11
3.2 Datenakquirierung und Datensatz.....	12
3.2.1 Allgemeine Bemerkungen und Grundlagen.....	12
3.2.2 Struktur des genutzten Datensatzes und Datennutzung.....	13
3.2.3 Anpassung des Datensatzes.....	14
3.3 Kalendarische Daten der betrachteten Ereignisse.....	19
3.4 Trendkorrektur.....	21
3.5 Statistische Maßzahlen und Berechnungen.....	23
3.5.1 Statistische Maßzahlen.....	23
3.5.2 Statistische Berechnung.....	24
4 Ergebnisse.....	24
4.1 Ergebnisse für christliche Feiertage und Geburtstage.....	24
4.1.1 Ergebnisse für Geburtstage (Abbildung 4).....	25
4.1.2 Ergebnisse für Weihnachten (Abbildung 5).....	27
4.1.3 Ergebnisse für Ostern (Abbildung 6).....	28
4.1.4 Ergebnisse für Rosenmontag (Abbildung 7).....	30
4.1.5 Sensitivitätsanalyse (Abbildung 8-11).....	30
4.2 Ergebnisse für muslimische Feiertage.....	31
4.2.1 Ergebnisse für das Opferfest (Abbildung 12).....	31
4.2.2 Ergebnisse für das Zuckerfest (Abbildung 13).....	32
4.2.3 Sensitivitätsanalyse (Abbildung 14 und 15).....	33
4.2.4 Vergleichsgruppe der Nicht-Muslime.....	34
5 Diskussion.....	47
5.1 Ergebnisse in Bezug auf andere Studien.....	47
5.1.1 Geburtstag.....	47

5.1.2 Weihnachten.....	49
5.1.3 Ostern.....	52
5.1.4 Rosenmontag.....	54
5.1.5 Islamische Feiertage Opferfest (Id al-Adha) und Zuckerfest (Id al-Fitr).....	54
5.2 Stärken und Schwächen.....	55
6 Zusammenfassung und Schlussfolgerung.....	58
Literaturverzeichnis.....	59
Thesen.....	64
Tabellarischer Lebenslauf.....	66
Selbstständigkeitserklärung.....	67
Erklärungen über frühere Promotionsversuche.....	68
Danksagung.....	69
Anhang.....	70

Verzeichnis der Abkürzungen und Symbole

Abkürzungen

DIMDI	Deutsches Institut für Medizinische Dokumentation und Information
FDZ	Forschungsdatenzentrum
ICD	Internationale statistische Klassifikation der Krankheiten und verwandter Gesundheitsprobleme
KI	Konfidenzintervall
NNO	Number needed to observe
RD	Risikodifferenz
RR	Relatives Risiko
SAS	Statistical Analysis Software (Software zur statistischen Analyse)
SD	Standardabweichung
Erg.	Ereignis
VG	Vergleichsgruppe
N.d.	Nicht definiert
J	Jahr
Verwit.	Verwitwet
Verhei.	Verheiratet
Interak.	Interaktion
Reg.	Region
N	Nord
S	Süd
W	West
O	Ost
Musl.	Muslime
Rel.	Relativ
Fisher ex	Fisher exakt Test
Aufg.	Aufgeschoben absolut
absol.	
Relg.	religiös

Symbole

c	Konstante
cos	Cosinus-Funktion
d	Tag innerhalb eines Jahres
p	Signifikanzwert
r ²	Bestimmtheitsmaß
α	Signifikanzniveau
Π	Naturkonstante „Pi“

Tabellenverzeichnis

Tabelle 1: Übersicht der Merkmalstruktur im Datensatz des FDZ.....	14
Tabelle 2: Räumliche Struktur der Daten (Nord-Süd und Ost-West-Orientierung).....	16
Tabelle 3: Krebsneuerkrankungen Frauen und Männer (Husmann et al., 2010).....	17
Tabelle 4: Fünf- Jahres- Überlebensraten der zehn häufigsten Tumoren nach Geschlecht.....	18
Tabelle 5: Übersicht der modifizierten Datenstruktur.....	19
Tabelle 6: Übersicht der Daten für Feiertage mit veränderlichem Datum.....	20

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1: Verlauf der Sterbefallzahlen in Abhängigkeit vom Alter aus Roger 1977.....	6
Abbildung 2: Relative Anteile der Religionszugehörigkeit innerhalb der Todesfälle.....	16
Abbildung 3: Jahresverlauf der Todesfälle mit trendabbildender Sinusfunktion (grün).....	21
Abbildung 4: Ergebnisse Geburtstag (zweiwöchiger Beobachtungszeitraum).....	35
Abbildung 5: Ergebnisse Weihnachten (zweiwöchiger Beobachtungszeitraum).....	36
Abbildung 6: Ergebnisse Ostern (zweiwöchiger Beobachtungszeitraum).....	37
Abbildung 7: Ergebnisse Rosenmontag (zweiwöchiger Beobachtungszeitraum).....	38
Abbildung 8: Ergebnisse Geburtstag (vierwöchiger Beobachtungszeitraum).....	39
Abbildung 9: Ergebnisse Weihnachten (vierwöchiger Beobachtungszeitraum).....	40
Abbildung 10: Ergebnisse Ostern (vierwöchiger Beobachtungszeitraum).....	41
Abbildung 11: Ergebnisse Rosenmontag (vierwöchiger Beobachtungszeitraum).....	42
Abbildung 12: Ergebnisse Opferfest (vierwöchiger Beobachtungszeitraum).....	43
Abbildung 13: Ergebnisse Zuckerfest (vierwöchiger Beobachtungszeitraum).....	44
Abbildung 14: Ergebnisse Opferfest (zweiwöchiger Beobachtungszeitraum).....	45
Abbildung 15: Ergebnisse Zuckerfest (zweiwöchiger Beobachtungszeitraum).....	46
Abbildung 16: Anzahl der täglichen Sterbefälle aus Milne 2005.....	50
Abbildung 17: Anzahl der täglichen Sterbefälle aus Phillips 2004.....	50
Abbildung 18: Verlauf der Todesfallzahlen um Weihnachten (25. Dezember).....	51
Abbildung 19: Anzahl der täglichen Sterbefälle um Ostern nach Milne 2005.....	53

1 Einleitung

Der Wunsch, über den Tod selbst bestimmen zu können, ist ein zentrales Anliegen des Menschen. Gleichzeitig drängt sich aber eine interessante Fragestellung auf: Kann eine Person durch Intention den Todeszeitpunkt verschieben, um wichtige biografische Ereignisse (z.B. Weihnachten, den eigenen Geburtstag) noch einmal erleben zu können? Oder vermindern im Gegensatz dazu solche wichtigen Tage diesen besagten Lebenswillen? Beide Richtungen einer Beeinflussung des Todeszeitpunktes sind demnach möglich: Mit der Aussicht auf ein bestimmtes, biografisches Ereignis wird durch einen Teil der Sterbenden der Tod vorgezogen bzw. verzögert.

Onkologisch-erkrankte Personen sind während der finalen Lebensphase einem besonderen emotionalen Stress ausgesetzt. Gerade in dieser Zeit konnte eine deutliche Zunahme von depressiven Symptomen in einem Kollektiv von Krebspatienten gefunden werden (Butler et al., 2003). Wie eine Arbeit von Allen-Mersh et al. (Allen-Mersh et al., 1994) zeigte, sind depressive Symptome mit einer reduzierten Lebenserwartung assoziiert. Die Autoren der genannten Arbeit erwogen eine Interaktion zwischen psychologischem Befinden und der Aktivität des Immunsystems (Wium-Andersen et al., 2013). Gleichzeitig betonten sie, dass ein solcher Effekt bisher nicht wissenschaftlich nachgewiesen werden konnte. Darüber hinaus wurde ein Einfluss von Stresshormonen und sozialen Faktoren diskutiert. Patienten, die sich dem Gefühl der Hilflosigkeit ausgesetzt sehen, könnten nicht das Maß an medizinischer bzw. pflegerischer Zuwendung erfahren, wie es für das Erreichen eines maximalen Überlebens notwendig ist. Gerade dieser soziale Aspekt könnte sehr stark von biografischen Ereignissen beeinflusst werden. Würde das nahende Ereignis mit einer Abnahme einer möglichen depressiven Stimmungslage einhergehen, sowie Fürsorge und medizinische Versorgung zunehmen, so wäre eine Abnahme der Todesfälle vor dem Ereignis zu beobachten (Boer et al., 1999). Bei einem gegenteiligen Effekt dieser Ereignisse käme es zu einer Zunahme der Todesfallzahlen.

Eine solche Fragestellung soll nun im Rahmen dieser Arbeit untersucht werden, d.h. es soll die Mortalität um biografisch wichtige Feiertage erhoben und auf Verschiebungen in die eine oder andere Richtung überprüft werden. Um einen Einblick in die bisherige Forschung und Datenlage zu erhalten, werden zunächst frühere Forschungsarbeiten besprochen. Schon jetzt sei vorweggenommen, dass zwei Kollektive betrachtet werden. Das erste und größere Kollektiv wird alle Todesfälle in Deutschland umfassen. Aus diesen Daten werden dann als zweite und zugleich separate Analyse Fälle mit Angehörigen muslimischer Religionsgemeinschaften untersucht. Folglich werden im letzten Teil dieser Einführung speziell Studien zitiert, die sich mit Muslimen bzw. Minoritäten allgemein befassen. Für die erstere Gruppe wird die Analyse auf die vier Feiertage des eigenen Geburtstages, Weihnachten, Ostern und Rosenmontag eingehen. Dabei ist bewusst auf eine ausgeglichene Verteilung von religiösen Festen wie

Weihnachten, Ostern und Ereignissen mit primär säkularen Aspekten wie der Geburtstag und Rosenmontag geachtet worden. Als muslimische Feste werden dabei das Opferfest und das Zuckerfest, die beiden bedeutendsten Feste des Islam, dahingehend untersucht. Weitere Feiertage des Islam, wie z.B. das Aschurafest (nur im schiitischen Raum begangen) oder das „Fest der Vergebung“ (Leilat al-barā'a) zeichnen sich durch eine hauptsächlich lokale Bedeutung aus (Schimmel, 2010) oder stehen hinsichtlich ihrer Bedeutung dem Opfer- bzw. Zuckerfest deutlich nach.

1.1 Allgemeine Literatur

Der Überblick über die bisherige Literatur beginnt mit dem Geburtstag und wird dann über die weiteren Feiertage sukzessive fortgeführt.

1.1.1 Geburtstag

In einer der ersten Veröffentlichungen zum Thema Verzögerung des Todes wurden Todesdaten von 1.333 berühmten Persönlichkeiten aus den USA durch Phillips und Feldmann (Phillips und Feldmann, 1973) untersucht. Als Feste, die einen möglichen Aufschub bewirken könnten, wählten die Autoren Präsidentschaftswahlen, den Geburtstag und das jüdische Sühnefest (Jom Kippur). Hier zeigten sich im Falle des Geburtstages deutliche Hinweise auf ein Aufschieben des Todeszeitpunktes. Die stärkste Abnahme von 6,51% (95% Konfidenzintervall [KI]: 0,04%-11,9%) war im Falle der Gruppe der bekanntesten Personen innerhalb einer Abstufung über drei Stufen von sehr bekannt bis wenig bekannt zu verzeichnen. Ausschlaggebend für diese Abstufung war dabei die Häufigkeit der Namensnennung einer Person in biografischen Veröffentlichungen. Gleichzeitig wurde in dieser Gruppe eine Zunahme von Todesfällen im Monat nach dem Geburtstag um 17,34% (95% KI: 11,6%-23,1%) gegenüber dem Zeitraum davor gefunden.

Ähnlich dieser Veröffentlichung führte Angermeyer et al. (Angermeyer et al., 1987) die Betrachtung von berühmten Persönlichkeiten fort. Wie schon aus dem Titel („Birthday and day of death“) zu schließen ist, wurde der Geburtstag allein als beeinflussendes Ereignis getestet. Hier wurden im Vergleich zu Phillips und Feldmann (Phillips und Feldmann, 1973) zusätzlich zu bekannten Personen aus der ganzen Welt Persönlichkeiten aus der Schweiz eingeschlossen. Die Autoren analysierten neben der Summe aller Fälle außerdem in einer separaten Auswertung Persönlichkeiten aus Zentraleuropa sowie Personen mit einem Alter unter 65 Jahren zum Todeszeitpunkt. Der betrachtete Zeitraum eines ganzen Jahres umfasste Subgruppen mit einer jeweiligen Länge von zwei Wochen. Letztlich beschrieben die Autoren aber ihre Daten als, weder die Hypothesen von Stress und damit mehr Todesfällen vor den Ereignissen, noch das Verschieben des Todes, also ein Anstieg von Todesfällen nach den gewählten Tagen, unterstützend. Bis hierher zeichnet sich schon eine recht unsichere Datenlage bei einem

Kollektiv berühmter Personen ab. Die folgenden Arbeiten sind durch ein größeres Kollektiv charakterisiert, welches sich aus der allgemeinen Bevölkerung rekrutiert.

Eine große Fallzahl von 261.226 Personen umfasste die Erhebung von Alderson (Alderson, 1975). Erneut steht hier der Geburtstag im Zentrum der Analyse, wobei der monatsweise Verlauf der Sterbefälle über das gesamte Jahr erhoben wurde. Hier bestätigte sich der Trend einer Verschiebung des Todes, den schon Phillips und Feldmann (Phillips und Feldmann, 1973) fanden, in diesem Beispiel von Alderson aber schwächer ausgeprägt. Der Zuwachs an Todesfällen nach dem Geburtstag liegt bei circa 1% und steigert sich langsam in den folgenden Monaten. Die Daten deuten also einen sehr langsamen Effekt der Verschiebung des Todes durch Intention an, der sein Maximum nach einem Monat erreicht.

1.435.815 Einzelfälle umfasste eine andere Analyse von Shimizu und Pelham (Shimizu und Pelham, 2008). Auffällig an der Methodik dieser Arbeit ist das sehr kurze Zeitfenster, welches sich lediglich zwei Tage weit um ein Ereignis erstreckt, was zu insgesamt fünf einbezogenen Tagen führt. Dies steht im Gegensatz zu den vorher genannten Publikationen. Analysiert wurden vier Feiertage in den USA: der Geburtstag, Thanksgiving, Weihnachten sowie Neujahr. Es wurden zwar Altersgruppen gebildet, jedoch in einer sehr restriktiven Form. Shimizu und Pelham grenzten neben Erwachsenen, eine Gruppe von Kindern und Jugendlichen zwischen fünf und 20 Jahren bzw. unter 13 Jahren ab. Am Geburtstag trat eine Häufung der Fallzahlen auf. Die Autoren sprachen von einer 4% (95% KI: 3,99%-4,04%) größeren Wahrscheinlichkeit am Geburtstag zu versterben, gegenüber einem Tod in dem umgebenden Zeitraum. Wie die Verfasser erwarteten, war der Effekt einer Abnahme der Todesfälle am Geburtstag und einer Zunahme in der Zeit danach bei Kindern stärker als bei Erwachsenen. In einer weiteren Analyse wurden Monatsdaten untersucht. Hier war der Monat vor dem Geburtstag der Monat mit der geringsten Anzahl von Sterbefällen und der Monat des Geburtstags selbst, derjenige mit der höchsten Fallzahl. Dieser Effekt war wiederum in der Gruppe der Kinder mit einem Alter von unter 13 Jahren deutlich ausgeprägter als bei Erwachsenen.

Die Hinweise auf ein Verschieben des Todes nach dem Geburtstag werden durch eine weitere Arbeit von Byers et al. (Byers et al., 1991) erhärtet. Wiederum dient der Geburtstag als Maßstab zur Abschätzung der Todesfallzahlen. Der Zeitraum, der zum Vergleich zwischen der Phase vor dem Geburtstag und danach herangezogen wird, umfasste 30 Tage. Wie schon in den Beispielen zuvor, scheinen die aufgenommenen Personen wahrscheinlicher nach dem Geburtstag zu sterben. Der genutzte Datensatz schloss alle Todesfälle durch natürlichen Tod im US-amerikanischen Bundesstaat Ohio von 1979-1981 und damit 96.622 Fälle ein. Ähnlich wie Alderson (Alderson, 1975) wurde der Familienstand in der Auswertung berücksichtigt. Den Angaben der Autoren zufolge war der Effekt in der Gruppe der Personen, die niemals verheiratet waren, am ausgeprägtesten.

An diesem Punkt ist es Zeit, das bisher Gelesene zu reflektieren, da die folgend aufgelisteten

Publikationen einen etwas anderen Fokus haben werden: Zum einen im Hinblick auf die Fragestellung nach der Struktur der Mortalität, also von der Frage nach einer Verlagerung, hin zu der Frage nach einer Zunahme der Todesfälle an dem betreffenden Feiertag selbst, und zum anderen hinsichtlich des aufgenommenen Kollektivs (Krebstodesfälle). Fasst man die bisherigen Erkenntnisse zusammen, so lässt sich Folgendes feststellen:

- 1.) Es besteht eine Tendenz hin zu einer größeren Wahrscheinlichkeit, nach biografisch wichtigen Ereignissen zu sterben. Dies erscheint jedoch als kleiner Effekt, der sich um einen Wert von 1% bewegt, häufig aber auch gar nicht gesehen werden kann.
- 2.) Eine detaillierte Untersuchung des Alters wurde bisher nicht durchgeführt.
- 3.) Es gibt zwischen verschiedenen Formen des Familienstandes abweichende Effekte.

Im sich anschließenden Teil werden kurz zwei Studien vorgestellt, die sich auf die Mortalität am Geburtstag selbst konzentriert haben, bevor dann auf die Publikationen eingegangen werden soll, die dem Konzept dieser Arbeit methodisch am nächsten stehen.

Saposnik et al. (Saposnik et al., 2006) zeigten, dass eine größere Wahrscheinlichkeit im Vergleich mit anderen Tagen für tödliche kardio-vaskuläre Ereignisse am Geburtstag besteht. Genauer bildeten die Daten eine Abweichung der gefundenen Fälle gegenüber den erwarteten Häufigkeiten von 87 zu 67 für zerebrale Insulte, 58 gegen 44 für transitorisch-ischämische Attacken (TIA) und 97 gegenüber 80 für den akuten Myokardinfarkt (AMI) ab. In anderen Gruppen, die Fälle von Asthma, Kopftumoren sowie Appendizitis enthielten, traten analoge Phänomene nicht auf. Insgesamt wurden 24.315 Notfallaufnahmen nach akutem Schlaganfall, 16.088 Fälle nach einer TIA, sowie 29.090 Fälle nach AMI in die Untersuchung eingeschlossen. Mit den Methoden der Zeitreihenanalyse untersuchten Ajdacic-Gross et al. (Ajdacic-Gross et al., 2012) Sterbestatistiken der Schweiz und fanden dabei ebenfalls einen Anstieg von Todesfällen an Geburtstagen. Der Anstieg am Geburtstag betrug über alle der 2.380.997 einbezogenen Fälle 13,8% (95% KI: 11,4%-16,2%). Auch in dieser Publikation wurde das Alter der Personen in Gruppen gegliedert und separat analysiert. Unter den jüngeren Personen (jünger als 60 Jahre) verzeichneten die Autoren keinen Anstieg. Die Betrachtung diverser Krankheitsentitäten offenbarten einen großen Anstieg unter kardio-vaskulären Todesursachen und einen geringeren von 10,7% (95% KI: 5,9%-15,5%) bei Todesfällen (595.940 Fälle) nach Krebserkrankung.

Die Literatursuche ergab zwei Arbeiten (Brown und Knapp, 1995; Young und Hade, 2004), die in der Methodik mit der hier vorliegenden Arbeit vergleichbar sind.

Die Analyse von Brown und Knapp (Brown und Knapp, 1995) betrachteten Daten aus drei Bundesstaaten bzw. Regionen der USA (Ohio, New York, Rochester) in einem Zeitraum von 1989 bis 1991. Die Fallzahlen schwanken zwischen 2.566 für die Daten aus Rochester und 73.907 für die Zahlen aus Ohio. Hier wird das Kollektiv möglicher Fälle zum ersten Mal

eingegrenzt. In die Studie flossen allein Todesfälle nach malignen Tumoren ein. Ziel war es, akute Krankheitsformen aus der Erhebung herauszuhalten, da anderweitig kurzzeitige Abweichungen durch akute Ereignisse wie Unfälle, Katastrophen oder Pan- bzw. Epidemien nicht zu vermeiden seien. Daraus folgend wurden verschiedene Merkmalsgruppen aufgestellt, wie das Geschlecht; Tumorentitäten (Colon-, Lungen-, Brust- und Prostataprozesse) sowie die Saisonalität mit monatsgenauen Angaben. In dieser Veröffentlichung bricht die Reihe von Hinweisen auf eine Vertagung des Lebensendes ab. Es treten zwar aus der großen Vielzahl einzelner Tests formell signifikante Resultate auf; jedoch sind diese so wenige, dass die Autoren diese auf multiples statistisches Testen zurückführen. Anscheinend ist die Verlagerung des Todes, wie sie noch in den Beispielen der kardio-vaskulären Todesfälle auftraten, hier nicht mehr gültig.

Mit gleichen statistischen Methoden, also der Benutzung des Binomial-Tests zur Kontrolle von Unterschieden der Fallzahlen zwischen zwei vorgegebenen Zeitfenstern, kamen Young und Hade (Young und Hade, 2004) zu vergleichbaren Schlussfolgerungen. Genau wie bei Brown und Knapp (Brown und Knapp, 1995) stammten die Daten aus dem Bundesstaat Ohio bzw. dessen Todesursachen-Register (Ohio Mortality Public Use Statistical File); decken jedoch einen längeren Zeitraum von 1989 bis 2000 ab. Alle eingeschlossenen Fälle summieren sich zu einer Gesamtzahl von 309.221. Young und Hade betrachteten drei Ereignisse: den Geburtstag, Weihnachten sowie das in den USA wichtige Thanksgiving. Als Merkmale wurden das Alter in Form zweier Gruppen von über und unter 70-Jährigen sowie das Geschlecht betrachtet. Eine spezifisch US-amerikanische Gruppenbildung ist eine Unterscheidung zwischen Weißen und Farbigen. Eine Anpassung der Daten an einen jahreszeitlichen Verlauf der Todesfälle mit einer Zunahme im Herbst/Winter, wie er bei der Einbeziehung aller Todesfälle noch gesehen worden war, wurde nicht durchgeführt, da in den Daten für an Krebserkrankungen Verstorbene augenscheinlich kein nennenswerter Trend vorlag. Die Ergebnisse ließen kein Verschieben des Todeszeitpunktes erkennen. Mögliche p-Werte unter der Signifikanzgrenze werden einem multiplen Testen zugeschrieben. Die Autoren schätzten bei einer Power von 90%, eine Zunahme der Todesfälle von bis zu 1,5% in einem der Zeitfenster detektieren zu können. Grundsätzlich sind aber noch kleinere Effekte zu erwarten. Wie einzelne Untersuchungen (Alderson, 1975) zeigen, ist ein kleines Effektmaß wahrscheinlich. Nimmt man einen Effekt von nur 0,5% an, so wird es bei dieser Fallzahl unmöglich, eine Power über 50% einzuhalten.

Ein wichtiger Aspekt muss an dieser Stelle berücksichtigt werden. Roger (Roger, 1977) hat eine Trennung von Altersgruppen an dem Geburtstag selbst scharf kritisiert. Diese Kritik begründet sich mit dem natürlichen Verlauf der Anzahl der Todesfälle in Abhängigkeit vom Lebensalter (Abbildung 1). Unterstützt durch mathematische Analysen erklärte er eine scheinbare Verlagerung des Todes bei Personen über 75 Jahre: Grundsätzlich tritt dieses Phänomen nur bei

der (1) Analyse von Todesfällen um Geburtstag und (2) bei Stratifizierung der Kohorte nach der Altersgruppe auf, wobei beide Voraussetzungen erfüllt sein müssen.



Abbildung 1: Verlauf der Sterbefallzahlen in Abhängigkeit vom Alter aus Roger 1977.

Da die Grenze der Altersgruppen auf den Feiertag selbst fällt, finden sich die jüngsten Verstorbenen unmittelbar nach dem Geburtstag. Z.B. würden alle Personen, die unmittelbar vor ihrem 70. Geburtstag verstarben, in eine Altersgruppe jünger als 70 Jahre sortiert werden. Alle Personen, die nach ihrem 70. Geburtstag verstarben, würden in die entsprechende Altersgruppe mit Todesfällen älter als 70 Jahre eingruppiert. Ab einem Alter von ca. 70 Jahren sterben mit jedem weiteren Lebenstag, absolut gesehen, weniger Personen. Das bedeutet für diesen konkreten Fall, dass sich ein Übergewicht mit jüngeren Todesfällen knapp über 70 Jahre, die kurz nach ihrem Geburtstag gestorben sind, ergibt. Vergleicht man nun einen prä- bzw. post-Zeitraum, dann wird man allein durch den Verlauf der Todesfallzahlen mehr Todesfälle unmittelbar nach dem Geburtstag finden. An der oberen Grenze einer Altersgruppe finden sich Todesfälle, die kurz vor dem Geburtstag gestorben sind. Durch den abnehmenden Verlauf der Sterbefälle mit fortschreitendem Alter werden sich aber weniger Fälle zeigen, als für den korrespondierenden post-Zeitraum. Es ist also dem Verlauf der Sterbezahlen in Abhängigkeit vom Alter geschuldet, wenn man hier eine Verschiebung von Todesfällen finden wird. Alderson selbst bezifferte den Effekt auf eine „scheinbare“ Erhöhung der Todesfälle im Zeitraum nach dem Geburtstag gegenüber dem Zeitraum davor auf ca. 3%. Eine einfache Möglichkeit, dieses Problem zu lösen wäre es, die Grenzen der Altersgruppe außerhalb des Betrachtungszeitraumes zu verschieben. Also nicht mehr eine Grenze von 70 Jahren und null Tagen (70+0), sondern eine Grenze von 70 Jahren und z.B. 15 Tagen (70+15) bei einem Betrachtungszeitraum von 14 Tagen um den Geburtstag festzulegen. Somit würden Betrachtungszeitraum und Grenzen der Altersgruppen sich nicht mehr beeinflussen. Für weitere Studien, die Altersgruppen verwenden, ist es wichtig, diesen Umstand zu berücksichtigen.

Damit sind die nennenswerten Arbeiten zum Thema Mortalität und Geburtstag vorgestellt. Die

Beschreibung wird jetzt die Ergebnisse bisheriger Veröffentlichungen über das Weihnachtsfest und damit verbundener Sterbedaten darlegen.

1.1.2 Weihnachten

Verschiedene Studien untersuchten eine mögliche Verschiebung des Todes um das Weihnachtsfest bzw. eine Erhöhung der Sterbeziffern an diesen Feiertagen selbst.

Wiederum muss Shimizu et al. (Shimizu et al., 2008) erwähnt werden. Im Zusammenhang mit dem Weihnachtsfest wurden tagesgenaue Daten in einem Zeitraum vom 23. bis 27. Dezember untersucht. Eine Verschiebung des Todes und eine Abnahme der Todesfälle am Weihnachtstag war diskret ausgeprägt (0,9%; 95% KI: 0,74%-1,1%). In Zahlen übertrafen die Todeszahlen am 26. und 27. Dezember die Zahlen vom 23. und 24. Dezember (ca. 82.800 Fälle pro Tag) um ungefähr 2.500. Die Abnahme der Todesfälle am 25. Dezember wurde mit 2% errechnet.

Weihnachten ist auch von Young und Hade (Young und Hade, 2004) in die Auswertung einbezogen worden. Die Gruppen wurden wie oben beschrieben eingeteilt. Nennenswerte Effekte fanden sich nicht. Männer zeigten mit 51,1% der Verstorbenen in der Zeit nach Weihnachten die größte Abweichung von einer gleichförmigen Verteilung der Todesfälle.

Folgende Veröffentlichungen berichteten von einer Zunahme der Todesfälle am Weihnachtstag selbst, wenngleich hauptsächlich für kardio-vaskuläre Erkrankungen. An erster Stelle ist hier Phillips et al. (Phillips et al., 2010) zu nennen, die Todesfälle an Weihnachten mit Hilfe von Todesursachenstatistiken in den USA von 1979 bis 2004 analysierten. Im Kontext dieser Erhebung versuchten die Autoren die Frage zu beantworten, ob es eine Zunahme der Sterbefälle an den Tagen Weihnachten und Neujahr gibt und weiterhin, ob dies für die gewählten Krankheitsentitäten gleichermaßen gilt. Die Anzahl der einbezogenen Fälle betrug 57.451.944 Personen. Tatsächlich trat eine deutliche Zunahme an den Festtagen Weihnachten und Neujahr auf. Am markantesten war dieser Anstieg in Notaufnahmen, und dort für Notfälle, welche nicht auf einen Unfall zurückzuführen waren. Der Effekt wurde mit 1.063 (95% KI: 1.055-1.070) Fällen gegenüber dem erwarteten Verlauf errechnet. Bei der Analyse von Todesfällen durch Neoplasien fand sich kein vergleichbarer Anstieg.

Auch schon Jahre zuvor wurde durch Phillips et al. (Phillips et al., 2004) diese Fragestellung untersucht und eine Zunahme der kardio-vaskulären Todesfälle bestätigt. Die Größe dieses Effektes wurde ähnlich eingeschätzt wie in Phillips et al. (Phillips et al., 2010) (4,65% für kardiale Todesfälle und 4,99% für nicht kardiale Todesfälle). Genauso wie in der späteren Publikation war der Anstieg im Zusammenhang mit notfallmäßigen Einlieferungen in Krankenhäuser am ausgeprägtesten.

Um die Aufzählung der Hinweise auf einen Anstieg der Todesfälle an Weihnachten fortzusetzen, sei auf Schwartz et al. (Schwartz et al., 2010) verwiesen. Die Autoren betonten anhand eines

Reviews diverser Arbeiten, dass Weihnachten ein Risikofaktor für kardiale Erkrankungen mit tödlichem Ausgang ist.

Kloner (Kloner, 2004) bezieht sich in seinem Aufsatz auf eine Veröffentlichung aus dem Jahr 1999, die ebenfalls einen Anstieg der kardio-vaskulären Todesfälle in der vorweihnachtlichen Zeit mit dem Maximum zum Weihnachtsfest feststellte. In dem Aufsatz führt er diesen Anstieg, entgegen früheren Vermutungen, nicht auf kalte Temperaturen während dieser Zeit zurück, sondern auf emotionalen Stress.

Es sei noch eine weitere Studie erwähnt: Milne (Milne, 2005) fand überraschenderweise keinen Anstieg der Mortalität im Nord-Osten Englands an Weihnachten, sondern lediglich am Neujahrstag. Der Effekt wurde vom Autor mit einem relativen Anstieg von 8,4% (95% KI: 4,4%-12,4%) gegenüber der durchschnittlichen täglichen Sterberate angegeben.

1.1.3 Ostern

Zum Thema Ostern und Sterbezahlen ergab die Literatursuche nur wenige bisher veröffentlichte Arbeiten. Die schon oben eingeführte Arbeit von Milne (Milne, 2005) ging der Möglichkeit eines Anstiegs der Todesfälle an diesem Feiertag nach, jedoch ohne einen überzeugenden Effekt aufzuzeigen.

Es gibt eine weitere Erhebung, die sich einer möglichen Verlagerung des Todes in Bezug auf Ostern angenommen hat. Walker und Walker (Walker und Walker, 1990) konzentrierten sich auf katholische Geistliche. Die Autoren sahen aber keine überzeugenden Ergebnisse im Sinne einer möglichen Verschiebung des Todes auf eine Zeit nach Ostern.

Somit lässt sich kurz zusammenfassen, dass Ostern die Sterblichkeit nicht zu beeinflussen scheint.

1.1.4 Rosenmontag

Die Suche nach Literatur konnte keine passenden Artikel finden, die Todesdaten am Rosenmontag oder dem Mardi Gras in den USA zum Inhalt hatten.

1.1.5 Islamische Feiertage Opferfest (Id al-Adha) und Zuckerfest (Id al-Fitr)

Soweit die Literaturrecherche ergab, wurde die Struktur der Mortalität von Muslimen bisher nur selten statistisch bzw. empirisch analysiert. Aus diesem Grund soll bei der Darstellung des bisherigen Forschungsstandes auf Studien, die sich auf die Mortalität von Minoritäten allgemein konzentrierten, eingegangen werden.

Eine der wenigen Arbeiten, die sich auf Muslime konzentrierten, ist eine israelische Erhebung von Anson und Anson aus dem Jahr 1997. Die Autoren untersuchten geschlechtsspezifische Unterschiede der Mortalitätsstruktur um das Opferfest (Id al-Adha) bzw. das Zuckerfest (Id al-Fitr) und fanden mehr Todesfälle von Frauen in einem Zeitraum von zwei Wochen vor dem Fest Id al-Adha, als in einem gleichlangen Zeitraum nach dem Fest. Die Autoren untersuchten Daten

von 1983 bis 1992, wobei jedes Jahr separat statistisch getestet wurde. Die Ergebnisse waren aber nicht über den gesamten Betrachtungszeitraum konsistent. In den zehn einbezogenen Jahren war lediglich in sieben ein solcher Effekt zu sehen, während die übrigen Jahre genau einen gegenteiligen Effekt zeigten. Für Männer waren die Effekte recht unübersichtlich. Eine Erhöhung der Todesfälle nach dem Fest war nur in sechs der zehn Jahre zu sehen. Leider konzentrierten sich die Autoren stark auf p-Werte, sodass eine zufriedenstellende Abschätzung des Effekts nicht gelingt. Als mögliche Effektschätzer geben die Autoren keine Fallzahlen für den jeweiligen Beobachtungszeitraum an, stattdessen berichten sie den Median der Residuen vor und nach dem Feiertag. Für jedes Jahr werden nicht-parametrische Tests genutzt und die Richtung des Effekts (Zu- oder Abnahme der Todesfälle nach Feiertagen) verglichen. Zieht man die errechnete Signifikanzniveaus zur Entscheidungsfindung heran, so zeigt sich, dass die Ergebnisse für Männer bzw. Frauen nur in einem Fall signifikant waren. Auch die Mortalität um das Fest Id al-Fitr wurde erfasst. Grundsätzlich lässt sich zu diesem Fest Ähnliches sagen wie zuvor. In sechs aus zehn Jahren starben mehr Frauen vor dem Fest, während in sieben Jahren mehr Männer nach dem Fest starben als im gleichen Zeitraum davor. Grundsätzlich scheinen die Effekte aber keinerlei Verschiebung des Todes anzudeuten, sondern sind wohl durch Zufallsschwankungen der Effekte bzw. multiples Testen bedingt.

Eine weitere Arbeit von Phillips und King (Phillips und King, 1988) untersuchte die Mortalität um das Passahfest für 1.919 Verstorbene mit jüdischen Nachnamen aus dem Gebiet der USA. Die Autoren berichteten, dass die Todesfälle nach dem Fest die Fälle vor diesem um 8,1% (95% KI: 0,02%-16,1%) übertrafen, was nach Aussagen der Autoren für Verstorbene mit „unzweifelhaft“ jüdischen Nachnamen noch übertroffen wurde. Allerdings wurde diese Behauptung mit einer Erhöhung der statistischen Signifikanz begründet, ohne Aussagen über den Effekt selbst zu treffen. Das Einschlusskriterium in dieser Studie war nicht die Zugehörigkeit zu einer jüdischen Religionsgemeinschaft, sondern ein jüdischer Nachname. Inwieweit tatsächlich jüdische Personen erfasst wurden, bleibt fraglich.

Wiederum waren es Anson und Anson (Anson und Anson, 2001), welche die Mortalität um den Shabbat, Rosh Hashana und Sukkot in Israel zum Gegenstand ihrer Forschung machten. Die Autoren analysierten die Mortalität in nach Altersgruppen stratifizierter Form, wobei die Gruppe der Verstorbenen über 75 Jahre mit 18,8 täglichen Todesfällen für Frauen und 18,2 Todesfällen bei Männern die größte Gruppe bildete. Hier zeigte sich eine Abnahme der Todesfälle von Frauen und Männer über und unter 75 Jahren an Freitagen und Samstagen (Shabbat) im Vergleich zu anderen Wochentagen. Die Autoren interpretierten diese Ergebnisse als eine Verlagerung des Todes in einen Zeitraum nach diesem Fest. Ähnliche Strukturen einer Abnahme von Todesfällen vor dem Fest und eine Zunahme danach waren für Frauen über 75 Jahre an den Festen Rosh Hashana, Yom Kippur und Sukkot zu sehen. Signifikant weniger Männer starben vor dem Shabbat und dem Passahfest. Erneut fehlen Aussagen zur Stärke des

Effekts, da sich die Autoren in ihrer Darstellung stark auf statistische Tests fokussierten.

Eine Veröffentlichung von Phillips und Smith aus dem Jahr 1990 schloss 1.288 chinesisch stämmige Verstorbene in den USA ein. Ziel dieser Erhebung war es, die Struktur von Todesfällen in diesem Kollektiv um das Chinesische Mond-Fest¹ zu untersuchen. Die Autoren fanden einen starken Rückgang aller Todesfälle ohne Differenzierung nach der Todesursache vor dem Fest um 35,1% (95% KI: 9,1%-61,1%) und eine Zunahme um 34,6% (95% KI: 9%-60,2%) danach gegenüber der erwarteten Fallzahl. Für Personen, die an malignen Prozessen verstarben, war der Effekt gegenteilig. Hier starben vor und nach dem Mondfest 15,1% (95% KI: -36,4%-48,2%) bzw. 26,6% (95% KI: -31,5%-63,7%) weniger Personen als die Autoren erwarteten. Abgeschwächt werden diese Ergebnisse durch geringe Fallzahlen. Im Fall der Gruppe mit Tod nach malignen Erkrankungen wurden nur 17 Personen in der Untersuchung berücksichtigt. Dies entspricht einer Abnahme der Todesfälle nach dem Fest von 2,9% (95% KI: -13,5%-20,8%).

Analog zu Phillips und Smith (Phillips und Smith, 1990), stand bei Smith (Smith, 2004) die Mortalität von in den USA lebenden Asiaten um das Mond-Fest im Zentrum der Untersuchung. Diese kleine Studie umfasste lediglich 147 Verstorbene. Wurde das Mond-Fest bei einer Unterscheidung eines Zeitraumes vor und nach dem Fest dem letzteren zugeordnet, so konnte ein Aufschieben des Todes durch Personen über 75 Jahre gefunden werden. In Zahlen starben 32 vor und 68 nach dem Mond-Fest.

1.2 Allgemeine Aspekte

Aus den bis dato veröffentlichten Artikeln kann geschlossen werden, dass eine neuere Studie folgende Aspekte erfüllen sollte:

- (1) Es ist essentiell, eine angemessene statistische Power zu erreichen. Wie im Zusammenhang mit der Publikation von Young und Hade (Young und Hade, 2004) schon festgestellt wurde, ist die Power dort nur bedingt geeignet, kleine Effekte nachzuweisen.
- (2) Akute Erkrankungen sollten aus der Erhebung herausgehalten werden, da Verzerrungen durch Tod nach körperlichem Stress nicht vollkommen verhindert werden können. Hier soll es aber um einen willentlichen Aufschub des Todes gehen. Auch Young und Hade (Young und Hade, 2004) haben diesen Aspekt herausgestellt, dass ein willentliches Verschieben des Todes am ehesten mit chronischen Erkrankungen in Einklang zu bringen ist.
- (3) Da, relativ gesehen, mehr Menschen im Winter sterben (Healy, 2003; Keatinge, 2002), kann es zu einer systematischen Verschiebung der Todesfälle in die Winterzeit kommen. Aus diesem Grund ist es notwendig, eine mögliche Trendkurve zu berücksichtigen und die Daten von diesem Trend zu bereinigen.
- (4) Bevorzugt sollten die Daten Fälle aus einem ganzen Land einschließen und nicht nur aus

¹ Das Mond-Fest entspricht dem Erntedankfest und wird im August begangen (Zinzius 2007)

lokalen Registern stammen. Auch diese Notwendigkeit erwächst aus möglichen lokalen Erhöhungen oder Verminderungen der Sterbeziffern.

(5) Diverse Untergruppen, wie z.B. das Alter, Geschlecht usw. sollte in der Auswertung differenziert werden.

(6) Zwischen diesen Untergruppen sollten Tests für mögliche Interaktionen zwischen den Subgruppen innerhalb der übergeordneten Gruppen durchgeführt werden.

(7) Grundsätzlich wäre ein prospektiver Ansatz zu diskutieren, der z.B. den individuellen Lebenswillen oder weitere Parameter wie persönliche Eigenschaften der untersuchten Person mit einbezieht, was aber in dieser Arbeit nicht erfüllt werden konnte. Ein solcher Ansatz wurde schon in früheren Übersichtsarbeiten gefordert (Skala und Freedland, 2004).

(8) Sollten viele einzelne statistische Tests genutzt werden, so sollte dieses multiple Testen in der Auswertung berücksichtigt werden.

Es wurde versucht, in dieser Arbeit die aufgelisteten Anforderungen zu erfüllen. Im nächsten Kapitel, welches methodische Aspekte dieser Arbeit vorstellen wird, werden die konkreten Bestrebungen zur Erfüllung dieser Ansprüche illustriert.

2 Zielsetzung

Unter Berücksichtigung der hier zitierten, früheren Studien lassen sich folgende Hypothesen formulieren:

(1) Für die hier betrachteten Feiertage lässt sich eine Verschiebung der Todesfälle in den Zeitraum nach dem Fest beobachten. Dies führt zu mehr Todesfällen in dem Zeitraum nach dem Fest als in einem gleich langen Zeitraum davor.

(2) Auf der anderen Seite ist auch ein Vorziehen des Todes möglich, was mit einer emotionalen Belastung im Vorfeld eines bedeutenden Feiertages begründbar wäre. Die Proportionen der Todesfälle vor und nach dem Fest wären entgegengesetzt zur Hypothese (1).

(3) In Abhängigkeit von der Bedeutung eines Feiertages finden sich stärkere Effekte für Hypothese (1) und (2) an bedeutenden Feiertagen wie z.B. Weihnachten und Geburtstag.

Ziel dieser Arbeit ist es, diese Hypothesen anhand historischer Daten aus Deutschland zu untersuchen. Methodisch soll ein besonderer Aspekt auf die Beachtung der genannten Schwächen vorheriger Arbeiten gelegt werden. Mit geeigneten Verfahren sollen diese Punkte gelöst werden, um ein möglichst objektives Ergebnis zu erzielen.

3 Methoden

3.1 Einführende Bemerkungen

In diesem Abschnitt soll der allgemeine Aufbau der Analyse dargestellt werden.

Zur Untersuchung einer möglichen Änderung der Todesfallzahlen werden insgesamt sechs jährliche Ereignisse untersucht; zwei dieser Tage sind Feiertage des Islam. Da in Deutschland

die Muslime die zweitgrößte Religionsgemeinschaft nach den christlichen Konfessionen stellt, sind hier noch aussagekräftige Fallzahlen zu erwarten. Eine große Erhebung zum muslimischen Leben in Deutschland im Auftrag der „Deutschen Islam Konferenz“ schätzt die Anzahl auf circa 2,2 Mio Personen (Haug et al., 2009). Es wird also interessant sein, ob gerade in dieser Gruppe Mortalitätseffekte um große Feste zu beobachten sind. Als zu analysierende Feste werden die beiden wichtigsten Tage im islamischen Jahr, das Opfer- und das Zuckerfest, am Ende des Fastenmonats Ramadan gewählt.

Außerdem wurde versucht, religiöse und weltliche Aspekte in die Betrachtung einzubeziehen. Bedeutende Festtage im Jahr wie Ostern und Weihnachten sind kirchliche Feiertage, wenngleich religiöse und weltliche Aspekte nicht klar zu trennen sind. Aus diesem Grund wurde neben den beiden genannten auch der Geburtstag und Rosenmontag aufgenommen.

3.2 Datenakquirierung und Datensatz

3.2.1 Allgemeine Bemerkungen und Grundlagen

Grundlage dieser Arbeit bildet die Erhebung der Todesfälle durch das Forschungsdatenzentrum (FDZ) der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder, welches ein umfassendes Datenangebot aus unterschiedlichen Bereichen wie Sozial-, Wirtschafts-, und Gesellschaftswissenschaften sowie der Medizin zur Verfügung stellt. Die sich anschließende Beschreibung der Merkmale in der Todesursachenstatistik orientiert sich an den Erläuterungen des FDZ (Deutsches Institut für Medizinische Dokumentation und Information, 2012a):

Die sogenannte Todesursachenstatistik selbst bezieht sich auf den Totenschein, wie ihn der den Tod feststellende Arzt ausstellt. Nach Angabe des Forschungsdatenzentrums benennt die Todesursachenstatistik *„(...) das Grundleiden, das heißt den Ausgangspunkt der Kausalkette aller zum Tode führenden Krankheiten, und damit jene Krankheit oder Verletzung, die den Ablauf der direkt zum Tode führenden Krankheitszustände ausgelöst hat (...)“* (Forschungsdatenzentrum, 2012). Für die hier vorliegende Problematik bedeutet dies, dass z.B. einem an Bronchialkarzinom erkrankten Patienten diese Ursache zugeordnet wird, unabhängig von einer möglicherweise durch Immunschwäche entstandenen Pneumonie.

Diese Todesursache wird, wie international durch die Weltgesundheitsorganisation (WHO) bestimmt, mittels der sogenannten „International Statistical Classification of Disease and Related Health Problems“, kurz ICD, verschlüsselt. In den Jahren 1979 bis 1997 wurde dazu die Version 9 dieses Codes benutzt, während seit 1998 die neuere Version 10 Verwendung findet.

Über dieses zentrale Merkmal hinaus beinhaltet diese Datensammlung des Statistischen Bundesamtes weitere demographisch wichtige Informationen, wie das Datum des Sterbefalls, Geschlecht und Alter des Verstorbenen, die Staatsangehörigkeit, Religion sowie den Familienstand, die bis auf die Staatsangehörigkeit im Rahmen dieser Arbeit genutzt werden. War der Verstorbene verheiratet, erweitert sich die Statistik um das Alter des Ehegatten zum

Zeitpunkt des Todes. Todesfälle von Säuglingen enthalten Geburtsgewicht, Körperlänge und deren Alter in Tagen. Als geographische Merkmale stehen Wohn- und Sterbeort zur Verfügung. Der Zeitraum der nutzbaren Daten reicht von 1992 bis 2009. Die Statistik umfasst das gesamte Gebiet der Bundesrepublik Deutschland.

Die Erhebungsjahre seit 1992 sind als On-Site-Zugang, d.h. zur Nutzung als Gastwissenschaftler vor Ort oder per Datenfernverarbeitung verfügbar. Dies bedeutet konkret, dass Gastwissenschaftler direkt mit den faktisch anonymisierten Einzeldaten in den Niederlassungen der Forschungsdatenzentren arbeiten können. Eine Regulierung des Datenzugangs zusammen mit einer „faktischen Anonymisierung“ in den Räumlichkeiten der Zentren ergänzen die Geheimhaltung. An den Standorten sind zum Zweck der Datenbearbeitung PC-Arbeitsplätze eingerichtet, auf denen Software wie SPSS und SAS zur Datenanalyse installiert ist.

Eine Alternative zu dieser Möglichkeit ist die Datenfernverarbeitung. Größter Unterschied zur ersten Form ist der nicht direkte Datenzugriff. Anstelle dessen tritt eine sogenannte Strukturdatei, die nicht reale Personen repräsentiert. Anhand dieser wird ein Script in der Syntax geeigneter Software wie SAS oder SPSS verfasst und zur Auswertung der realen Daten an ein Forschungsdatenzentrum verschickt. Dort wird das Programm ausgeführt und die Resultate nach einer Prüfung auf Geheimhaltung für den Nutzer freigegeben (Forschungsdatenzentrum, 2012). Im Rahmen dieser Arbeit wurde von der Datenfernverarbeitung Gebrauch gemacht.

3.2.2 Struktur des genutzten Datensatzes und Datennutzung

Tabelle 1: Übersicht der Merkmalstruktur im Datensatz des FDZ

Merkmal	Ausprägungen
Geburtsdatum	Tag/Monat/Jahr
Sterbedatum	Tag/Monat/Jahr
Todesursache	ICD-Schlüssel
Wohnort der/des Verstorbenen	Bundesländer
Geschlecht	männlich weiblich
Familienstand	nicht belegt ledig verheiratet verwitwet geschieden unbekannt
Religionszugehörigkeit	ohne Angaben oder ungeklärt evangelische Kirche in Deutschland evangelische Freikirche römisch - katholische Kirche orthodoxe Kirche einschl. orientalisches orthodox altkatholische Kirche und verwandte Gruppen christlich orientierte Sondergemeinschaften jüdische Religionsgemeinschaften islamische Religionsgemeinschaften andere Volks- und Weltreligionen Freireligiöse- und Weltanschauungsgemeinschaften gemeinschaftslos Ostkirchen

Abkürzungen: ICD: *International Classification of Diseases*

Insgesamt umfassen die Daten eine Zeitspanne der Kalenderjahre von 1995 bis 2009. Aus den insgesamt nutzbaren Merkmalen wurden die in der Tabelle 1 aufgeführten zur Nutzung beantragt. Die Ausprägungen dieser Merkmale sind ebenfalls in der Tabelle 1 aufgelistet. Demnach ist der Familienstand eines Verstorbenen bekannt, welcher in sechs denkbaren Ausprägungen auftreten kann. Die Todesursache ist, wie schon erwähnt, per ICD-Code definiert. Geburts- und Sterbedatum sind tagesgenau bezeichnet. Außerdem ist im Datensatz das Bundesland, in dem der Wohnort des Todesfalls lag, zu finden. Anpassung des Datensatzes

Da hier grundsätzlich Daten verwendet werden, die vertraulich sind und damit der Geheimhaltung unterliegen, ist dieser Aspekt bei der Bearbeitung ganz besonders zu berücksichtigen.

Wichtigstes Instrument, um einen adäquaten Grad an Anonymität zu verwirklichen, ist eine angemessene Vergrößerung der Datenstruktur. Einzelne Individuen dürfen in der Ergebnisausgabe nicht mehr identifizierbar sein. Die Umstrukturierung bzw. Umgruppierung muss vor der eigentlichen Analyse stehen. Daneben wurden verschiedene Ausschlusskriterien formuliert, um den Datensatz an die eigentliche Fragestellung anzupassen.

Ausschlusskriterien waren eine nicht passende Todesursache (1) und andererseits ein nicht passendes Geburtsdatum (2), bzw. Religionszugehörigkeit (3).

(1) Da innerhalb dieser Arbeit allein Todesfälle untersucht wurden, deren Ursache primär eine Neoplasie ist, diente der ICD-Code zur Bestimmung solcher Fälle. Konkret umfassen die Neoplasien im dreistelligen ICD-9 die Nummern 140 bis 239 (Deutsches Institut für Medizinische Dokumentation und Information, 2012b). Im ICD-10 werden Neubildungen unter der Bezeichnung C00 bis D48 subsummiert (Deutsches Institut für Medizinische Dokumentation und Information, 2012c).

(2) Außerdem wurden Fälle mit dem Geburtstag an einem 29. Februar ausgeschlossen. Grund hierfür war die nicht sichere Bestimmtheit des Datums, welches die betroffene Person als ihren Geburtstag außerhalb eines Schaltjahres angesehen hatte (Phillips et al., 1992; Young und Hade, 2004).

(3) Im Fall von Weihnachten und Ostern wurden Fälle mit nicht-christlicher Religionszugehörigkeit (hauptsächlich Verstorbene mit islamischen Glauben) ausgeschlossen.

Zur Analyse verschiedener Merkmale wurden Gruppen und Untergruppen anhand der Informationen aus der Todesursachenstatistik formuliert.

Für die Fälle der Nicht-Muslime wurden zehn Altersgruppen gebildet. Beginnend mit der Gruppe der unter 40-Jährigen schließen sich weitere Gruppen sukzessive in fünfjährigen Abständen an, um mit der ältesten Gruppe der Personen über 80 Jahre zu enden. Diese Struktur erfolgte grundsätzlich für alle einbezogenen Ereignisse. Allerdings muss beim Geburtstag der Effekt nach Roger (1977) Berücksichtigung finden. Aus diesem Grund sollen die trennenden Altersgrenzen aus dem Analysezeitraum selbst „herausgehoben“ werden, was hier mittels einer Erhöhung der Altersgrenzen um 15 Tage umgesetzt wird. Dies bedeutet, dass z.B. die Grenze zwischen Personen unter und über 40 Jahren nicht mehr beim Geburtstag selbst, sondern 15 Tage danach, also bei 40 Jahren und 15 Tagen, liegt. Roger hat in seinen Ausführungen keinen konkreten Lösungsvorschlag gegeben. Der hier beschriebene Ansatz wird aber der durch Roger aufgeworfenen Problematik gerecht.

Aufgrund geringer Fallzahlen für Personen islamischen Glaubens ist eine detaillierte Untersuchung verschiedener Subgruppen innerhalb der Hauptgruppe „Alter“ nicht zu realisieren. Deshalb wird zwischen Personen über und unter 70 Jahren unterschieden (Young und Hade, 2004), was außerdem den Vorteil hat, dass der „Roger-Effekt“ nicht zu einer

relevanten Verzerrung der Ergebnisse führt. Diese Grenze wurde auch durch die Definition des geriatrischen Patienten ab einem Alter von 70 Jahren durch die drei großen Fachgesellschaften für Altersmedizin (Deutsche Gesellschaft für Geriatrie e.V., Deutsche Gesellschaft für Gerontologie und Geriatrie e.V., Bundesverband Geriatrie e.V.) motiviert (Deutsche Gesellschaft für Geriatrie, 2011).

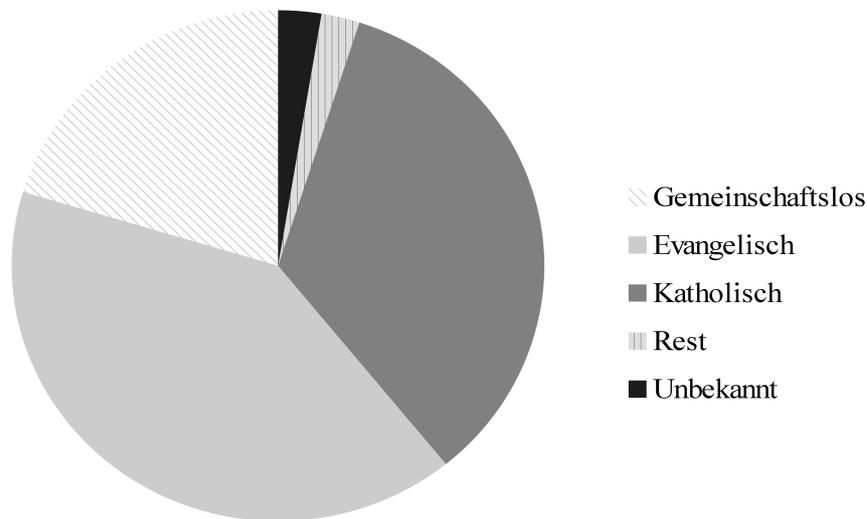


Abbildung 2: Relative Anteile der Religionszugehörigkeit innerhalb der Todesfälle. Gemeinschaftslos 20,3 %; Evangelisch 40,5 %; Katholisch 34,2 %; Rest 2,3 %; Unbekannt 2,6%

Die Motivation zur Reformulierung der Religionszugehörigkeit war eine verbesserte Übersichtlichkeit, da in der Todesursachenstatistik 13 Konfessionen und Religionsgemeinschaften abgegrenzt werden, sowie eine Verbesserung der Geheimhaltung.

Letztlich kennt die genutzte Struktur nur noch vier mögliche Ausprägungen der religiösen

Tabelle 2: Räumliche Struktur der Daten (Nord-Süd und Ost-West-Orientierung)

Nord- Süd			Ost- West			
Nord	Mitte	Süd	Ost	West		
SH, NI, MV, HB, HH	BR, B, ST, SN, TH	H, NRW, W, RP, SL	BW, BY	MV, BR, B, ST, SN, TH	SH, HH, HB, NI, NRW	RP, SL, H, BW, BY

Schleswig-Holstein (SH), Niedersachsen (NI), Mecklenburg-Vorpommern (MV), Hamburg (HH), Bremen (HB), Brandenburg (BR), Berlin (B), Sachsen-Anhalt (ST), Sachsen (SN), Thüringen (TH), Hessen (H), Nordrhein- Westfalen (NRW), Rheinland-Pfalz (RP), Saarland (SL), Baden-Württemberg (BW), Bayern (BY)

Orientierung. Es handelt sich dabei um die evangelische, die römisch-katholische Kirche, Gemeinschaftslose sowie übrige Personen als „Sonstige“. Abbildung 2 stellt die Proportionen der Religionszugehörigkeit im genutzten Datensatz dar. Den größten Anteil umfassen bei weitem die Gemeinschaftslosen, Evangelische sowie Angehörige der katholischen Konfessionen.

Wie schon beschrieben, steht in der beantragten Datenstruktur der Wohnort nicht exakt zur Verfügung, sondern nur das Bundesland, in dem der Wohnort des Verstorbenen lag. Um kleine Fallzahlen bei Bundesländern mit wenigen Einwohnern, wie das Saarland oder Bremen, zu verhindern, wurde eine weitere Vergrößerung durchgeführt. Die neuen Regionen liegen dabei

Tabelle 3: Krebsneuerkrankungen Frauen und Männer (Husmann et al., 2010).

Position	Krebsart - Frauen	2004	2006
1	Brustkrebs	57230	57970
2	Darmkrebs	36000	32440
3	Lungenkrebs	13190	14600
4	Gebärmutterkörperkrebs	11700	11140
5	Ovarien u. Adnexe	9660	9670
6	Magenkrebs	7780	7230
7	Malignes Melanom der Haut	8380	8470
8	Harnblasenkrebs	7340	8090
9	Pankreaskrebs	6620	6980
10	Gebärmutterhalskrebs	6190	5470
Summe aller jährlichen Neuerkrankungen		206000	197600

Position	Krebsart - Männer	2004	2006
1	Prostatakrebs	58570	60120
2	Darmkrebs	37250	36300
3	Lungenkrebs	32850	32500
4	Harnblasenkrebs	21410	19360
5	Magenkrebs	11000	10620
6	Nierenkrebs	10750	10050
7	Krebs von Mundhöhle und Rachen	7620	7930
8	Pankreaskrebs	6320	6380
9	Malignes Melanom der Haut	6520	7360
10	Non-Hodgkinlymphome	6780	6410
Summe der Neuerkrankunge pro Jahr		230500	229200

entlang einer Nord-Süd-, sowie Ost-West-Achse. Während erstere in eine Region Süd mit den Ländern Bayern und Baden-Württemberg, eine Region Mitte mit Brandenburg, Sachsen, Sachsen-Anhalt, Thüringen, Hessen, Rheinland-Pfalz, Nordrhein-Westfalen und dem Saarland sowie eine Region Nord mit den übrigen Bundesländern aufgeteilt wurden, lassen sich in Ost-West-Richtung ein Gebiet Ost mit Mecklenburg-Vorpommern, Brandenburg, Berlin, Sachsen-Anhalt, Thüringen und Sachsen sowie die übrigen westlichen Bundesländer unterscheiden.

Zusammenfassend zeigt Tabelle 2 diese Zusammenhänge.

Darüber hinaus wurden Malignitätsgruppen wie folgt gebildet: Grundlegend waren die zehn häufigsten malignen Tumorentitäten (Husmann et al. 2010), vgl. dazu Tabelle 3 und 4.

In einem nächsten Schritt erfolgte die Einteilung in insgesamt drei Malignitätsstufen anhand der Fünf-Jahres-Überlebensrate (Coleman et al., 2004). Coleman et al. analysierten 2,2 Mio. Patienten in den Jahren von 1986 bis 1999 für das Gebiet von England und Wales (Tabelle 4). Unabhängig von dieser Veröffentlichung fand Brenner (Brenner, 2002) in seiner Erhebung diskret differierende Ergebnisse (Tabelle 4). Beide Studien führen zu einer identischen Klassifikation der Malignität. Für Frauen besteht die Gruppe mit der besten Prognose aus dem malignen Melanom, dem Mammakarzinom sowie dem Karzinom des Corpus uteri. In der

Tabelle 4: Fünf- Jahres- Überlebensraten der zehn häufigsten Tumoren nach Geschlecht

Krebsarten (deutsch)	Coleman et al. 2004				Brenner (2002)			
	Frauen		Männer		Frauen		Männer	
	5- Jahres- Überl.	Klasse	5- Jahres- Überl.	Klasse	5- Jahres- Überl.	Klasse	5- Jahres- Überl.	Klasse
Malig. Melanom	89,50%	1	77,9%	1	89,0%	1	89,0%	1
Brustkrebs	79,8%	1			86,4%	1		
Corpus uteri	75,8%	1			84,3%	1		
Prostatakrebs			68,4%	1			98,8%	1
Cervix uteri	65,5%	2			70,5%	2		
Mundhöhle			64,3%	2			56,7%	2
Harnblasenkrebs	56,3%	2	66,5%	1	82,1%	2	82,1%	1
Non-Hodgkin			51,3%	2			57,8%	2
Darmkrebs	47,6%	2	47,4%	2	61,7%	2	61,7%	2
Nierenkrebs			46,1%	2			61,8%	2
Ovarien/ Adnexe	38,1%	2			55,0%	2		
Magenkrebs	14,0%	3	12,9%	3	23,8%	3	23,8%	3
Lungenkrebs	6,5%	3	6,0%	3	15,0%	3	15,0%	3
Pankreaskrebs	2,3%	3	2,7%	3	4,0%	3	4,0%	3

Angabe beziehen sich auf Colemann et al., 2004; sowie Brenner, 2002. Klasse meint die Eingruppierung im Rahmen der hier vorgelegten Arbeit

zweiten Gruppe folgen der Gebärmutterhals-, Harnblasen-, Darmkrebs sowie Tumore der Ovarien und Adnexe. Die aggressivsten Entitäten bilden maligne Erkrankungen des Magens, der Lunge und des Pankreas. Diese letzte Klasse ist bei Männern und Frauen identisch. Männliche Personen zeigen als gutartigste Tumorformen das Melanom, Neubildungen der Prostata und der Harnblase. An zweiter Stelle stehen maligne Prozesse des Rachens, des Darms und der Nieren

und das Non-Hodgkinlymphom.

Damit ist die Umstrukturierung der Merkmale komplettiert. Das Geschlecht des Verstorbenen und der Familienstand wurden nicht modifiziert. Am Ende dieses Abschnitts sind die Merkmale mit ihren Ausprägungen nach der Umstrukturierung vollständig in Tabelle 5 angegeben.

Mit der Benennung und Beschreibung essentieller Punkte soll jetzt fortgefahren werden. Genauer wird sich der nächste Abschnitt mit den kalendarischen Daten der ausgewählten Ereignisse beschäftigen, die zur Beantwortung der Frage nach Aufschub des Todes um diese Ereignisse dienen sollen.

Tabelle 5: Übersicht der modifizierten Datenstruktur

Merkmalsname	Ausprägungen	
Altersgruppen	• Älter 70 Jahre, Jünger 70 Jahre	
Wohnort	Nord-Süd	• Nord, Mitte, Süd
	Ost-West	• Ost, West
Geschlecht	• Männlich, Weiblich	
Malignität	• Hoch, Mittel, Gering, Nicht klassifiziert	
Familienstand	• Nicht belegt, Ledig, Verheiratet, Verwitwet, Geschieden, Unbekannt	
Religionszugehörigkeit	• Katholisch, Evangelisch, Gemeinschaftslos, Rest	

3.3 Kalendarische Daten der betrachteten Ereignisse

Das Spektrum der Feiertage umfasst allgemeine bzw. christliche Feste wie Geburtstag, Weihnachten, Ostern und Rosenmontag sowie muslimische Feste (Opfer- und Zuckerfest, siehe Tabelle 6 mit kalendarischen Daten).

(1) Weihnachten: Das Weihnachtsfest beginnt mit dem ersten Weihnachtsfeiertag am 25. Dezember. Das orthodoxe Weihnachten wird am 07. Januar gefeiert (Basdekis, 2001).

(2) Ostern: Das Osterdatum in Deutschland wird nach dem gregorianischen Kalender festgelegt. Im Gegensatz dazu orientieren sich die orthodoxen Religionsgemeinschaften an dem julianischen Kalender (Physikalisch-Technische Bundesanstalt, 2011; Basdekis, 2001). In der Analyse wird der Ostersonntag nach westlicher bzw. orthodoxer Tradition als Stichtag festgesetzt.

(3) Der Rosenmontag: Der Rosenmontag wird 48 Tage vor Ostern begangen und geht so in die Analyse ein.

(4) Opferfest und Fastenbrechen: Das Opferfest wird als bedeutendstes Fest im Islam angesehen, vergleichbar mit Weihnachten. An zweiter Stelle der Bedeutung islamischer Feiertage liegt das Fastenbrechen oder auch Zuckerfest genannt, am Ende des Fastenmonats Ramadan (Schimmel, 2010).

Wie alle islamischen Feste orientieren sich diese am Mondkalender und „wandern“ aus diesem Grund durch das Sonnenjahr. Das Fest kann deshalb in jeder Jahreszeit und an verschiedenen Tagen des gregorianischen Kalenders liegen.

Tabelle 6: Übersicht der Daten für Feiertage mit veränderlichem Datum

Ostern (West)	Ostern (Ost)	Zuckerfest	Opferfest
12.04.2009	12.04.2009	20.09.2009	28.11.2009
23.03.2008	23.03.2008	01.10.2008	09.12.2008
08.04.2007	08.04.2007	13.10.2007	20.12.2007
16.04.2006	16.04.2006	23.10.2006	31.12.2006
27.03.2005	27.03.2005	03.11.2005	10.01.2006
11.04.2004	11.04.2004	14.11.2004	21.01.2005
20.04.2003	20.04.2003	25.11.2003	02.02.2004
31.03.2002	31.03.2002	05.12.2002	12.02.2003
15.04.2001	15.04.2001	16.12.2001	23.02.2002
23.04.2000	23.04.2000	27.12.2000	06.03.2001
04.04.1999	04.04.1999	08.01.2000	16.03.2000
12.04.1998	12.04.1998	19.01.1999	28.03.1999
30.03.1997	30.03.1997	30.01.1998	08.04.1998
07.04.1996	07.04.1996	09.02.1997	18.04.1997
16.04.1995	16.04.1995	21.02.1996	29.04.1996
		03.03.1995	10.05.1995

Datum des jeweiligen Festtages in der Analyse in absteigender Chronologie

Maßgebend für den Beginn eines Festes ist die erste Sichtung des Neumondes. Dieser Zeitpunkt differiert in Abhängigkeit vom Ort der Beobachtung. Immigrierte Muslime feiern häufig die besagten Feiertage nach der Mondkonstellation in ihren Herkunftsländern. Es musste aber ein einheitliches Datum, welches sich einer weiten Akzeptanz unter Muslimen erfreut, gefunden werden. Deshalb soll hier das Auftauchen der Mondsichel über Mekka den Stichtag für den Beginn der Feste markieren (Schimmel, 2010). Würde man die regionale Erscheinung der Mondsichel bei Neumond als Stichtag verwenden, so kann es durch die Erdbewegung zu einer Abweichung des genauen Datums zwischen zwei Orten von maximal zwei Tagen kommen.

Die Daten für die einzelnen Feiertage im Rahmen dieser Erhebung werden in Tabelle 6 zusammengefasst.

3.4 Trendkorrektur

Wie anhand von Abbildung 3 zu sehen ist, übertreffen die Todesfälle in den Wintermonaten diejenigen im Sommer.

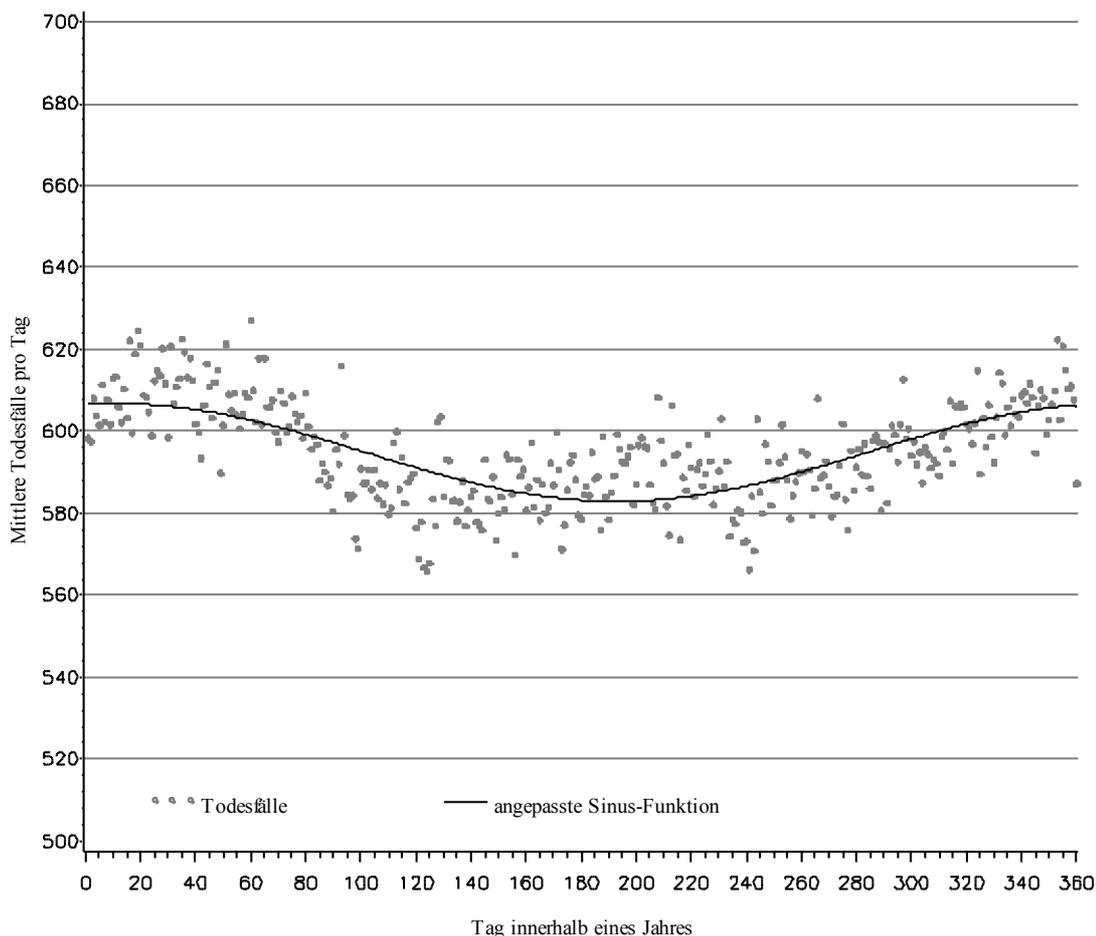


Abbildung 3: Jahresverlauf der Todesfälle mit trendabbildender Sinusfunktion (schwarz) nach Formel 2.

Mittlere Anzahl der Todesfälle pro Tag (grau)

Für diesen saisonalen Trend muss eine Korrektur durchgeführt werden, welche in folgenden Schritten realisiert wurde. (1) Dem Trend wurde eine Sinusfunktion (siehe Formel 2) mit dem Ziel angepasst, dem repetitiven Charakter der Jahresdaten gerecht zu werden. Die Variablen dieser Funktion wurden mit der SAS-Prozedure PROC MODEL nach der Methode der Kleinsten Quadrate geschätzt (SAS Institute, 2008). Für die Jahresdaten in dieser Arbeit nimmt

diese Sinusfunktion eine Wellenlänge von einem Jahr an. In allgemeiner Form ergibt sich die folgende Gleichung:

$$a \cdot \cos\left(2\frac{\pi \cdot d}{365} - b\right) + c \quad (d=\text{Tag innerhalb eines Jahres}); \quad (1)$$

Die Variablen a , b , c dieser Gleichung 1 sind nun zu schätzen. Nach Schätzung wurde Gleichung 2 zur Beschreibung des Trends gefunden.

$$11.96397 \cdot \cos\left(2\frac{\pi \cdot d}{365} - 15312.3\right) + 594.9061 \quad (d=\text{Tag eines Jahres}); r^2=0.48 \quad (2)$$

(2) Die so errechneten Abweichungen von einer Proportion mit jeweils 50% der Todesfälle vor und nach dem jeweiligen Datum wurden ermittelt. Würde man z.B. 52 Todesfälle nach einem Ereignis und 48 davor erwarten, so wäre dies eine Abweichung von einer Gleichverteilung der Todesfälle von zwei Todesfällen.

(3) Die gefundenen absoluten Werte, die sich über alle 15 Jahre für jedes Ereignis aus der geschätzten Funktion ergeben, wurden in relative Werte für erwartete Todesfälle vor und nach dem Ereignis umgesetzt. Die beiden Todesfälle aus dem Beispiel führen zu einer Abweichung von 4%. Ist der Jahrestag immer am gleichen Tag eines Jahres, so ist dieses Verhältnis über alle Jahre gleich. Einzig bei einer Abweichung des Datums von Jahr zu Jahr, wie z.B. im Fall von Ostern oder den islamischen Festen, musste dieses Verhältnis in jedem Jahr erneut bestimmt werden.

(4) Absolute, empirische Todesfallzahlen wurden entsprechend der gefundenen (relativen) Abweichung des Trends von der Gleichverteilung korrigiert. Dieser Schritt wurde für jedes Ereignis und jede Untergruppe separat durchgeführt. Würde man also empirisch 42 Todesfälle vor dem betrachteten Ereignis und 58 danach finden, so muss nun diese Zahl um zwei Todesfälle korrigiert werden. Der Mittelwert ist wiederum 50, davon 4% sind zwei Fälle, die entgegen der erwarteten Proportion korrigiert werden. Es würden also letztlich 44 vor dem entsprechenden Feiertag und 56 danach in die Berechnung eingehen. In einem weiteren Fall mit z.B. 350 prä- und 450 post-Todesfällen mit einem Mittelwert von 400 ($400 \cdot 4\% = 16$) würde man 356 Fälle im Zeitraum vor und 434 Fälle danach in die Berechnung einfließen lassen.

Da das Datum der islamischen Festtage sich von (Sonnen)-Jahr zu (Sonnen)-Jahr ändert und dabei in dem hier analysierten Zeitrahmen von 15 Jahren das komplette Jahresspektrum umfasst, werden mögliche Verzerrungen durch eine saisonale Zunahme von Sterbefällen weniger immanent. Wenn überhaupt, sind nur minimale Saison-Effekte in den Daten zu erwarten. Aus diesem Grund wurde auf eine Korrektur für die saisonale Zunahme von

Sterbefällen bei der Untersuchung islamischer Feiertage verzichtet.

3.5 Statistische Maßzahlen und Berechnungen

3.5.1 Statistische Maßzahlen

Als Maßzahlen sind drei Parameter in dieser Arbeit von Bedeutung, die sich aus einer Vierfeldertafel leicht ableiten lassen (Weiß, 2005):

	Tod vor dem Feiertag	Tod nach dem Feiertag
Beobachte Fallzahlen	a	b
Erwartete Fallzahlen bei Gleichverteilung (c=d)	c	d

Die Risikodifferenz (RD) für einen Tod nach dem Feiertag bezogen auf eine Gleichverteilung vor und nach einem Ereignis (Proportion=50%) erhält man durch folgende Darstellung:

$$RD = \frac{b}{a+b} - \frac{d}{c+d}$$

Aufgrund der unterstellten Gleichverteilung nimmt der Term $\frac{d}{c+d}$ einen Wert von 0,5 an.

Wären z.B. 48 Personen ($a=48$) vor dem Ereignis und 52 ($d=52$) danach verstorben, so betragen die erwarteten Häufigkeiten entsprechend der angenommenen Gleichverteilung c und d jeweils 50 ($c=d=50$) und damit die RD 2%. Das Relative Risiko (RR), wiederum bezogen auf einen Tod nach dem Ereignis, berechnet sich folgendermaßen:

$$RR = \frac{\frac{b}{a+b}}{\frac{d}{c+d}}$$

Für oben genanntes Beispiel berechnet sich die RR auf 1,04. Beim RR werden in den Tabellenausgaben zusätzlich die 95%- Konfidenzintervalle angegeben. Die number needed to observe (NNO) als eine Erweiterung des in der pharmakologischen Forschung bekannten number needed to treat ist der Kehrwert der RD. Sie beschreibt also die Zahl der Todesfälle, die zu beobachten werden, um einen verschobenen Todesfall zu sehen:

$$NNO = \frac{1}{RD}$$

Für das Beispiel wiederum bemisst sich die NNO auf 50. Grafisch werden die Ergebnisse als

Forest-plot² innerhalb der Tabellen abgebildet.

3.5.2 Statistische Berechnung

In Anlehnung an vorherige Studien wurde wie folgt vorgegangen (Brown und Knapp, 1995; Young und Hade, 2004):

Die Anzahl der Todesfälle in dem definierten Zeitraum vor und nach dem Ereignis werden gezählt. Statistische Signifikanz wurde mit einem Binomial-Test unter der Nullhypothese einer Gleichverteilung der Sterbefälle getestet, wobei die Berechnung der Konfidenzintervalle nach dem Verfahren von Clopper/Pearson (Clopper und Pearson, 1934) erfolgte. Mögliche Interaktionen zwischen den Subgruppen wurden mit einem Chi-Quadrat-Test statistisch erhoben.

Zur Testung der muslimischen Feiertage wird ein Fisher-Test³ durchgeführt, wie in der Arbeit von Smith (Smith, 2004). Der Autor dieses Artikels vergleicht damit mögliche Abweichungen der Todesfallzahlen zwischen einer Zielgruppe und einer Kontrollgruppe. Effektschätzer werden mit den zugehörigen 95%-Konfidenzintervallen angegeben.

Zur Datenanalyse wurde die Statistik-Software SAS[®], Version 9.2 (SAS Inc., Cary, NC, USA) genutzt. Als Grenze für die statistische Signifikanz wurde ein α von 5% gewählt. Um multiples Testen in der Datenanalyse zu berücksichtigen, wurde dieses α nach Bonferroni korrigiert. Bei 31 Einzeltests in der Analyse der vier nicht-muslimischen Feiertage und jeweils 18 Subgruppenanalysen im Fall der beiden islamischen Feiertage, ergeben sich 160 unabhängige Tests und somit eine korrigierte Signifikanzgrenze α' von 0,03% (Forestplot mit korrigierten KI: siehe Abbildung A1-A6 im Anhang).

4 Ergebnisse

Die Darstellung der Ergebnisse erfolgt primär für einen prä- bzw. post-Zeitraum von einer Woche um das jeweilige Ereignis (Gesamtzeitraum: zwei Wochen) für nicht-muslimische Feiertage; für beide islamische Feiertage dagegen mit einem Fenster von zwei Wochen um das Ereignis (Gesamtzeitraum: vier Wochen). Im Rahmen einer Sensitivitätsanalyse sollen mögliche Differenzen der Resultate mit einem gesamten Betrachtungszeitraum von vier Wochen im Fall der nicht-islamischen Feiertage bzw. zwei Wochen für die islamischen Feste aufgezeigt werden. In tabellarischer Form bzw. als Forest-Plot werden die Ergebnisse am Ende dieses Kapitels 4 „Ergebnisse“ dargestellt.

4.1 Ergebnisse für christliche Feiertage und Geburtstage

Die Ereignisse werden in der Reihenfolge Geburtstag, Weihnachten, Ostern und Rosenmontag

2 Ein Forest-Plot bezeichnet eine grafische Darstellung, die häufig zur Präsentation von Metaanalysen genutzt wird. Für die Zwecke dieser Arbeit wird der Schätzer, der durch die dazugehörigen Konfidenzintervalle umrahmt wird, dargestellt (Lewis und Clark, 2001).

3 Für weitere Ausführungen zu Fisher-Test siehe Weiß, 2005

besprochen.

4.1.1 Ergebnisse für Geburtstage (Abbildung 4)

Die erwartete Proportion aller Sterbefälle trifft nahezu die Gleichheit, bei einem RR von 0,999 (95% KI: 0,994-1,005).

- **Geschlecht:** Männer und Frauen liefern ein sehr ähnliches Bild. Beide Erwartungswerte des RRs sind mit eins fast identisch, genauer liegen diese für beide Untergruppen bei 0,999 (Männer: 95% KI: 0,992-1,007; Frauen: 95% KI: 0,991-1,007). Die Konfidenzgrenzen lassen es nicht zu, von einer Verschiebung von Todesfällen durch eines der beiden Geschlechter zu sprechen.

- **Altersgruppen:** Nach der Korrektur für den Roger-Effekt (Ergebnisse ohne Berücksichtigung des Roger-Effekts: siehe Abbildung A7 im Anhang) stellen sich die Ergebnisse für die Altersklassen wie in Abbildung 4 angegeben dar. Allgemein findet sich ein schwacher Effekt mit einem RR leicht unter eins in den drei ältesten Altersgruppen. Mit jüngerem Alter zum Todeszeitpunkt nehmen die RRs sukzessive zu. In der jüngsten Altersgruppe verschiebt sich das Konfidenzintervall sogar komplett auf die Seite der Zeit nach dem Geburtstag. Mit einem RR von 1,059 (95% KI: 1,016-1,101) ist hier der Effekt deutlich stärker als in den übrigen Altersgruppen, wobei das untere Konfidenzlimit die Eins nur dezent übertrifft. Schaut man sich die Todesfallzahlen innerhalb der unter 40-Jährigen an, so liegen die Fallzahlen für die zweite Woche vor bzw. nach dem Geburtstag bei 1093 bzw. 1056. Die Fälle der Woche unmittelbar vor dem Geburtstag bemessen sich auf 1009 und die der ersten Woche danach auf 1135. Es scheint tatsächlich, als würde ein Teil der Fälle, die erwartungsgemäß in der Woche vor ihrem Geburtstag verstarben, den Tod in die Woche nach dem Geburtstag verschieben, wie es der Anstieg der Fallzahlen allein in dieser Woche unterstreicht: Die zweite Woche nach dem Geburtstag zeichnet sich durch eine mittlere Fallzahl aus, welche im Vergleich zur Woche davor abnimmt. Bei einer alleinigen Betrachtung der Daten für ein Fenster von einer Woche, könnte man zu dem Schluss kommen, dass in dieser sehr jungen Altersgruppe die Anzahl der Todesfälle mit dem Lebensalter weiter ansteigen (siehe Abbildung 4), was eine größere Fallzahl in der Woche nach dem Geburtstag hervorrufen könnte. Durch den Abfall der Fallzahlen in der zweiten Woche nach dem Geburtstag, kann jedoch diese Erklärung nur noch schwer aufrechterhalten werden.

- **Malignität:** Die RRs aller vier Ausprägungen dieses Merkmals befinden sich in einer Umgebung mit einem maximalen Abstand vom RR der Gleichverteilung von 0,008. Die vorher/nachher-Verteilung ist für die Subgruppen großer und geringer Malignität in die vorausgehende Periode verschoben. Für sehr maligne Tumore wurde der Effekt auf 0,992 (95% KI: 0,982-1,003), bzw. für Tumore mit geringer Malignität auf 0,995 (95% KI: 0,981-1,008) berechnet. Allerdings fallen bis auf die Gruppe der Tumore mit nicht näher spezifizierter

Malignität (RR=1,007; 95% KI: 0,997-1,017) alle Effektschätzer nahezu auf die Gleichverteilung.

- **Familienstand:** Die Proportionen der Geschiedenen und Verheirateten heben sich nicht deutlich von der Gleichverteilung ab. Ein etwas stärkerer Effekt mit einem RR von 0,991 (95% KI: 0,981-1,001) zeichnet sich in der Gruppe der Verwitweten ab. Anders formuliert wären 219 Fälle zu beobachten, um einen Fall eines vorzeitigen Todes zu sehen. Besondere Aufmerksamkeit verlangt die Gruppe der Ledigen. Im Vergleich zu den übrigen Schätzern wird hier der Tod deutlich in die Periode nach dem Geburtstag verschoben. In Zahlen drückt sich dies in einem RR von 1,032 (95% KI: 1,012-1,052) und daraus folgend einer NNO von 62 (95% KI: 39,3-172,1) aus. In dieser Gruppe werden 52 Fälle in den post-Zeitraum verlagert, was gleich bedeutend mit einer Anzahl von 16,1 aus einer Menge von 1000 Verstorbenen ist. Die Subgruppen-Interaktion ist hier statistisch signifikant ($p=0,003$).

- **Religion und Konfession:** Bei der Differenzierung der Angehörigkeit zu einer der aufgenommenen Religionen bzw. Konfessionen liegen die RRs der christlichen Konfessionen der Protestanten, Katholiken sowie Bürger, die keinem Glauben angehören, nahezu bei einem Wert von eins. Der maximale Abstand von der Gleichverteilung mit einem absoluten Wert von 0,002 (95% KI: -0,008-0,012) zeigt sich in der Untergruppe der Katholiken. Die kleinen Gruppen der sich zu einem anderen Glauben Bekennenden bzw. derjenigen, deren Religionszugehörigkeit unbekannt ist, zeigen ein etwas abweichendes Bild. Für beide registriert man gehäufte Sterbefälle im prä-Zeitraum, genauer ein RR von 0,983 (95% KI: 0,946-1,020) bzw. 0,981 (95% KI: 0,946-1,016). Diesem geringen Gruppenumfang sind auch die großen Konfidenzintervalle geschuldet. Ebenso zeigt die Gruppe der Anhänger anderer Religionsgemeinschaften bzw. Personen, deren Religionsgemeinschaft unbekannt ist, ein großes Konfidenzintervall.

- **Regionen (Nord-Süd-Achse):** Die dem Geburtstag vor- bzw. nachgelagerten Todeszahlen bewegen sich nur gering von der Gleichverteilung weg; das RR streut eng um die Eins. Es passt in diesen Kontext, dass kein Konfidenzintervall statistische Signifikanz andeutet. Im Süden Deutschlands starben etwas mehr Menschen vor ihrem Geburtsdatum (16.043 vs. 15.836), auf die Mitte trifft Ähnliches mit anderen Zahlen von 34.583 Fällen vor und 34.607 nach dem Geburtstag zu.

- **Regionen (Ost-West-Achse):** Bezüglich der Differenzierung nach Ost und West sind die Daten nicht wesentlich anders. Zwar überwiegen für die östlichen Gebiete Deutschlands die Todesfälle des Betrachtungszeitraums im Vorfeld des Geburtstages mit 120 Sterbefällen, doch kommt dieses schwache Übergewicht nicht über eine RR von 0,991 (95% KI: 0,979-1,003) hinaus. In der Region West kann man mithin die prä/post-Zahlen als homogen bezeichnen, vergegenwärtigt durch eine große NNO von über 1.393 zu beobachtenden Fällen.

Als Fazit lässt sich aus diesen Ausführungen festhalten, dass es nur in zwei Subgruppen zu einer diskreten Verschiebung des Todeszeitpunktes kam. Dies sind Personen unter 40 Lebensjahren und Ledige. Auch hier muss aber wiederum ein Zufallseffekt durch multiples Testen in Betracht gezogen werden. Untermuert wird dieser Aspekt, da somit das Signifikanzniveau nach Bonferroni-Korrektur in keiner der betrachteten Subgruppen unterschritten wird.

4.1.2 Ergebnisse für Weihnachten (Abbildung 5)

Schon der grobe Blick auf den Forest Plot in Abbildung 5 deckt einen Trend vorzeitiger Sterbefälle über nahezu alle (Sub-)gruppen auf. Bei der Analyse aller eingeschlossenen Fälle wird dieser Eindruck bestätigt. Bei einem engen Konfidenzintervall liegt das erwartete RR bei 0,987 (95% KI: 0,982-0,993). Unter allen einzuschließenden Krebspatienten müssen lediglich 157 betrachtet werden, um einen zusätzlichen Fall vor Weihnachten zu sehen.

- **Geschlecht:** Erneut bestätigt sich das Verhältnis zugunsten der vorweihnachtlichen Phase. Das RR führt mit 0,984 (95% KI: 0,976-0,992) für Frauen zu einer NNO von 128. Die untere bzw. obere Konfidenzgrenze ist jeweils kleiner als das Pendant für Männer (0,976 vs. 0,982 und 0,992 vs. 0,997). Doch kann wiederum nicht von einem relevanten Unterschied zwischen Männern und Frauen gesprochen werden (p für Interaktionen = 0,332).

- **Altersgruppen:** Ebenfalls besteht eine Tendenz zur Verlagerung des Todes in die erste Woche innerhalb der Altersgruppen. Die Konfidenzgrenzen des RRs der drei ältesten Untergruppen, also mit einem Todesalter über 70 Jahren, sind kleiner als das eine Gleichverteilung markierende RR. Es wären weiterhin, je nach Altersgruppe, zwischen 103 und 129 Todesfälle zu beobachten, um einen weiteren vorverlagerten Todesfall zu finden. Geht man nun die Leiter der Altersgruppen weiter hinab, so verlieren sich die sehr deutlichen Ergebnisse. Eine Ausnahme ist die Gruppe der 40 bis 45-Jährigen. Hier wird der Zeitpunkt des Todes recht klar in die Prä-Phase verlegt. Dies geht mit einem weit vor der Eins liegenden RR einher (0,939; 95% KI: 0,893-0,985), was sich ebenso in einer NNO von nur 33 wiederfindet. Wie man es erwarten würde, ist die Gruppe nur dünn besetzt, sodass die Konfidenzgrenzen weit gestreut sind. Bei einem p -Wert für Interaktionen von 0,267 ist von einer insgesamt homogenen Gruppe auszugehen.

- **Malignität:** Menschen versterben in allen Untergruppen dieses Merkmals häufiger vor dem ersten Weihnachtstag. Todesfälle nach Tumoren geringer Malignität weisen ein ähnliches RR (0,986; 95% KI: 0,976-0,999) wie die Gruppe der bösartigsten Tumoren auf. Die beiden malignesten Formen differieren untereinander gering, doch scheint der Effekt einer Vorverlagerung in der Subgruppe der mittleren Malignität stärker (NNO: 152 vs. 101) zu sein. Die verbleibende Untergruppe der nicht näher bestimmten Malignitäten variiert nur minimal von einer identischen prä/post-Verteilung. Übereinstimmend damit müssten über 200 Beobachtungen getätigt werden, um einen weiteren vorgezogenen Todesfall zu finden.

- **Familienstand:** Die ausgeprägtesten Effekte einer Vorverlagerung des Todeszeitpunktes finden sich in den Subgruppen der Verwitweten und Verheirateten, wobei sich das RR für Verwitwete auf 0,984 (95% KI: 0,974-0,994) und für Verheiratete auf 0,986 (95% KI: 0,979-0,994) bemisst. Aus dem großen Kollektiv der Verheirateten mit 34.665 Fällen vor und 33.738 Fällen nach Weihnachten sterben 464 Patienten früher, als es bei gleicher Verteilung der Fälle zu erwarten wäre; bei den Verwitweten sind es 315 Fälle. Im Gegensatz dazu schließen die Konfidenzintervalle der Geschiedenen und Ledigen die Eins ein.

- **Religion und Konfession:** Für Nicht-Religiöse und die beiden christlichen Konfessionen sind alle oberen Konfidenzgrenzen kleiner eins. Unter diesen drei Subgruppen trifft man auf das kleinste beobachtete RR (0,979; 95% KI: 0,967-0,991) bei Nicht-Religiösen. Bei Mitgliedern anderer Religionsgemeinschaften wird die Eins vom Konfidenzintervall eingeschlossen. Gleiches, doch mit umgekehrten prä/post-Verhältnis, trifft auf Fälle unbekannter Religionsangehörigkeit zu, hier liegt das RR bei 1,023 (95% KI: 0,988-1,057).

- **Regionen (Nord-Süd-Achse):** Für alle Ausprägungen gibt es eine Häufung vorzeitiger Tode; mit einer ähnlichen NNO zwischen 146 und 152. Eine Heterogenität der Gruppe konnte nicht gefunden werden (p für Interaktionen = 0,979).

- **Regionen (Ost-West-Achse):** In der Unterscheidung zwischen West- und Ostdeutschland heben sich die RR der einzelnen Subgruppen nicht grundlegend voneinander ab. Die NNO (126 und 168) bzw. die RD (7,9 bzw. 6 pro 1000) liegen, im Vergleich zu anderen Ausprägungen, auf einem mittleren Niveau.

Zusammenfassend bleibt über fast alle Gruppen bzw. Subgruppen der Trend hin zu einem Tod vor dem 25. Dezember konsistent. Subgruppen, die in ihrer Effektstärke stark von den übrigen Subgruppen abweichen, konnten nicht gefunden werden. Unter Einbeziehung des Bonferroni-korrigierten α' bleiben die Tests für alle einbezogenen Fälle und in den Subgruppen der Frauen, Verheirateten sowie der Region West statistisch signifikant, sodass diese Resultate grundsätzlich nicht auf multiples Testen zurückzuführen sind.

4.1.3 Ergebnisse für Ostern (Abbildung 6)

Die Summe aller Betrachtungen zeigt mehr Tode vor dem Osterfest, wobei der Effekt selbst mit einem RR von 0,993 (95% KI: 0,988-0,999) gering ist. Somit errechnet sich die NNO auf über 300 zu beobachtenden Fälle.

- **Geschlecht:** Bei beiden Geschlechtern setzt sich das schon mehrfach bezüglich anderer Festtage gesehene Überwiegen der Todesfälle vor dem Feiertag fort. Allerdings bleiben die oberen Konfidenzgrenzen nicht unter einem RR von eins (1,001 für Männer und 1,002 für Frauen). Zwischen den Geschlechtern ließ sich selbst kein erheblicher Unterschied der Proportionen hinsichtlich der Todeshäufigkeiten um das Osterfest (p für Interaktion = 0,836)

finden.

- **Altersgruppen:** In der Unterscheidung nach Altersgruppen undulieren die meisten Werte um eine Gleichverteilung. Einzig in der Spanne von 75 bis 80 Jahren findet sich eine deutliche Abweichung hin zu einem Überwiegen der Tode vor Ostern. Mit einem RR von 0,978 (95% KI: 0,963-0,992) ist diese Abweichung von der Annahme einer zeitlichen Homogenität der Todesfälle deutlich; von 1000 Personen sterben 11,2 früher als erwartet.

- **Malignität:** In nahezu allen Abstufungen verstirbt eine größere Personenzahl vor dem Ereignis, wobei die Gruppe der Tumoren geringer Malignität unter allen Ausprägungen dieser Gruppe den stärksten Effekt mit einem RR von 0,988 (95% KI: 0,974-1,001) zeigt. Gleichzeitig repräsentiert diese Subgruppe allerdings diejenige mit der geringsten Fallzahl.

- **Familienstand:** Zwischen den betrachteten Familienständen finden sich abweichende Effekte, was auch statistisch bestätigt wird (p für Interaktionen = 0,047). Hervorgerufen wird dieser Punkt u.a. durch den Kontrast zwischen Geschiedenen auf der einen Seite und Ledigen, Verheirateten bzw. Verwitweten auf der anderen Seite. Für die erste Gruppe ist eine Dominanz der post-Tode auffällig, während letztere entgegengesetzt dominiert werden. In der Subgruppe der Verheirateten ziehen z.B. 5,2 von 1000 (95% KI: 1,4-9,3) Personen ihren Tod vor.

- **Religion und Konfession:** Nennenswerte Resultate treten in den Untergruppen der Katholiken, Verstorbenen unklarer Religionszugehörigkeit und Protestanten auf. Unter Mitgliedern der katholischen Konfession sterben mit einem RR von 0,990 (95% KI: 0,981-1) signifikant häufiger Menschen vor Ostern als danach. Den größten Effekt dagegen zeigt die Gruppe unbekannter Religionszugehörigkeit mit einem RR von 0,965 (95% KI: 0,930-1) und einer deutlich kleineren NNO von 58. Die Gruppe unbekannter Konfession ist gleichzeitig die kleinste unter den Dreien, was zu einem großen Konfidenzintervall führt. Eine ähnliche Situation besteht unter den Protestanten mit einem RR von 0,992 (95% KI: 0,983-1).

- **Regionen (Nord-Süd-Achse):** Untersucht man den Ort des Todes in Nord-Süd-Richtung, so liegt der geschätzte Wert des RRs für die Region Zentral (0,990; 95% KI: 0,983-0,998) und Süd (0,992; 95% KI: 0,981-1,004) unter eins. Letztlich sind aber alle Erwartungswerte in dieser Kategorie nah bei eins, was sich auch in einer NNO von über 200 für alle drei Ausprägungen abbildet. Unterschiede zwischen den Subgruppen können nicht festgestellt werden ($p=0,224$).

- **Regionen (Ost-West-Achse):** Betrachtet man eine östliche und westliche Region, so setzt sich die häufigere Sterberate vor Ostern fort. Beide Todesfallzahlen sind im ersten Teil des Zeitraums größer, wobei in der Region West das Signifikanzniveau unterschritten wird.

Zusammenfassend treten mehr Sterbefälle vor dem Ostersonntag auf. In insgesamt sieben Subgruppen ist das Resultat signifikant. Abweichend davon finden sich merklich weniger Gruppen, die ein Aufschieben des Todes zeigen. Kein Test erfüllt für diesen Feiertag die Anforderung eines signifikantes Ergebnisses nach der Bonferroni-Korrektur.

4.1.4 Ergebnisse für Rosenmontag (Abbildung 7)

Über alle Fälle ist mit einem RR von 1,003 (95% KI: 0,998-1,009) von einer nahezu gleichen Verteilung der Todesfälle vor und nach dem Rosenmontag auszugehen. Sieben Gruppen weisen mehr Sterbefälle vor dem Rosenmontag auf. Einzig in der Subgruppe mit unbekannter Religionszugehörigkeit sind beide Konfidenzgrenzen größer eins (dies gilt nicht nach Bonferroni-Korrektur). In dieser Gruppe verlagern 66 Personen den Tod in den Zeitraum nach dem Rosenmontag. Man müsste ca. 54 Fälle betrachten, um eine Verlagerung des Todeszeitpunktes festzustellen. Darüber hinaus hat die Gruppe der „anderen Religionsgemeinschaften“ ein hohes RR von 1,033 (95% KI: 0,996-1,069) und daraus folgend einer geringen NNO von nur 61 Fällen.

Personen unter 40 Jahre zeigen ebenso eine Verlagerung des Todes mit einem RR von 1,023 (95% KI: 0,978-1,067) bzw. mit einer NNO von 88. Allerdings hat diese Gruppe einen Umfang von lediglich 1.985 Fällen, was sich in weiten Konfidenzintervallen niederschlägt.

Das Merkmal Malignität zeigt beobachtete RR, die in einer engen Umgebung um die Gleichverteilung streuen. Eine nennenswerte Verschiebung von Todesfällen kann nicht festgestellt werden. Über alle Hauptgruppen kann man keine signifikanten Interaktionen zwischen Subgruppen feststellen.

Zusammenfassend kann man kaum relevante Effekte für diesen Feiertag beobachten.

4.1.5 Sensitivitätsanalyse (Abbildung 8-11)

Für den Geburtstag unterscheiden sich die RR des längeren Beobachtungsfensters nur minimal von denen des engeren Zeitfensters und Änderungen der grundsätzlichen Aussagen zu geschätzten Effektstärken ergeben sich nicht.

Zum Weihnachtsfest ist zu sagen, dass allgemein die Effekte in einem weiteren Beobachtungszeitraum schwächer erscheinen, was den kurzfristigen Charakter dieser Effekte unterstreicht. So nähert sich das RR für die Katholiken mit einem Wert von 0,999 (95% KI: 0,992-1,005) der Eins an. In der Gruppe der über 80-Jährigen verringert sich die Effektstärke bei einem RR von 0,994 (95% KI: 0,986-1,001). Der in der ersten Analyse gesehene starke Effekt der 40- bis 45-Jährigen (RR=0,939) minimiert sich auf ein RR von 0,984 (95% KI: 0,952-1,017). Ebenso erscheint das Vorziehen des Todes durch Personen mit Tumoren mit günstiger Prognose jetzt schwächer (RR=0,994; 95% KI: 0,985-1,004). Auch das RR für Frauen nähert sich der Eins an (RR=0,995; 95% KI: 0,989-1,001), welches in der vorherigen Untersuchung noch 0,984 betrug.

Die Resultate für das Osterfest sind in beiden Beobachtungszeiträumen ähnlich. Nur einige Untergruppen lohnen, erwähnt zu werden. Die Untergruppe der 75- bis 80-Jährigen bildet ein erhöhtes RR von 0,983 (95% KI: 0,972-0,993) ab. Die Subgruppe der Geschiedenen verliert den im engeren Zeitfenster noch beschriebenen Effekt einer Verschiebung des Todes. Jetzt bemisst

sich das RR auf 0,997 (95% KI: 0,983-1,011), was der Gleichverteilung sehr nah kommt. Die prä- bzw. post-Proportion der Subgruppe mit Personen aus dem Süden Deutschlands wird statistisch signifikant, ohne die Effektstärke selbst in einem relevanten Umfang zu verändern.

Auch am Rosenmontag trifft man nicht auf grundsätzliche Veränderungen. Die Träger des Merkmals „unbekannte Religionszugehörigkeit“ sterben jetzt vor und nach dem Fest nahezu gleich häufig (RR=1,015; 95% KI: 0,992-1,039). Die schon nominal genannten Effektstärken für Geschiedene, Verstorbene aus der zentralen Region Deutschlands und Fälle mit nicht definierter Malignität werden statistisch signifikant, was aber mehr die Fragwürdigkeit der Bemessung von p-Werten reflektiert als bedeutsame neue Erkenntnisse.

4.2 Ergebnisse für muslimische Feiertage

Die Präsentation der Resultate soll mit einem Zeitfenster von einer Woche vor und nach den jeweiligen Feiertagen beginnen und anschließend mit der Betrachtung des zweiten Zeitfensters von zwei Wochen in Form einer Sensitivitätsanalyse fortgeführt werden.

4.2.1 Ergebnisse für das Opferfest (Abbildung 12)

Über alle an Krebs verstorbenen Muslime trifft das erwartete RR nahezu einen Wert von eins - die Nullhypothese einer Gleichverteilung der Todesfälle kann nicht verworfen werden. Auch in der Kontrollgruppe der Nicht-Muslime wird eine ähnlich gleichförmige Verteilung angetroffen.

- **Geschlecht:** Die Analyse beider Geschlechter deckt ebenfalls keine relevanten Verschiebungen der Todesfälle vor oder nach dem Feiertag auf. Es sterben zwar mehr Frauen vor dem Opferfest, doch ist dieser Effekt nur dezent ausgeprägt. Die NNO beträgt 169 und liegt damit ähnlich hoch wie bei der Betrachtung aller Fälle, wobei das RR selbst 0,988 (95% KI: 0,891-1,086) beträgt. Das Verhältnis männlicher Verstorbener vor und nach dem Fest ist nahezu identisch (RR= 1,025; 95% KI: 0,959-1,09).

- **Altersgruppen:** Die über 70-Jährigen sind schwach repräsentiert, was zu einem sehr großen Konfidenzintervall führt. Letztlich trifft diese Untergruppe nahezu exakt die Gleichverteilung mit 133 zu 132 Todesfällen vor bzw. nach dem Festtag. Die Subgruppe der jungen Muslime, welche einen klar größeren Umfang aufweist, zeigt ebenfalls ähnliche prä/post-Todesziffern von 530 bzw. 549. Konsequenterweise ist es nicht möglich, die Homogenität der Gruppe zu verneinen (p für Interaktionen = 0,755).

- **Malignität:** Unter den Fällen mit sehr malignen Tumoren treten weder im prä- noch im post-Intervall signifikant häufiger Todesfälle auf. Das ermittelte RR ist im Vergleich zu anderen untersuchten Merkmalen mit 1,055 (95% KI: 0,971-1,139) groß. Etwas deutlicher stellen sich die Verhältnisse im Fall von Erkrankungen an Tumoren mit mittlerer Malignität dar, hier müssten lediglich 19 Merkmalsträger betrachtet werden, um einen verlagerten Fall anzutreffen. Doch auch hier ist die untere Konfidenzgrenze kleiner eins und somit ist ebenso ein Vorziehen

des Todes nicht auf dem gewählten Konfidenzniveau auszuschließen. In der Untergruppe mit Tumoren geringer Malignität ziehen Muslime den Tod vor (RR=0,901; 95% KI: 0,739-1,069). Seltener Tumoren treffen in Näherung die Gleichverteilung mit 240 Fällen vor und 224 Fällen nach dem Opferfest.

- **Familienstand:** Geschiedene, verwitwete und verheiratete Personen weisen eine recht homogene Sterberate zwischen beiden Zeitfenstern auf. In den drei Untergruppen bemisst sich das RR auf 1,043 (95% KI: 0,830-1,254), 1,063 (95% KI: 0,853-1,268) bzw. 1,016 (95% KI: 0,955-1,077). Dagegen trifft man auf mehr Sterbefälle in der ersten Woche vor dem Opferfest in der Gruppe der ledigen Personen (RR=0,905; 95% KI: 0,7-1,116), unter 21 Fällen findet sich ein vorgezogener Todesfall. Doch wiederum sind die Konfidenzintervalle weit und ein klares Überwiegen hin zu der prä- oder post-Periode ist nicht zu finden. Daraus folgend lassen sich anhand des Tests für Interaktionen auch keine Unterschiede der Proportionen innerhalb der Gruppe bestätigen.

- **Regionen (Nord-Süd-Achse):** Ebenso wie in verschiedenen anderen Untergruppierungen kann man eine Verlagerung des Todes in eine Periode nicht erkennen. Im Gegenteil, die Verhältnisse der Sterbezahlen divergieren vor und nach dem Opferfest nur dezent von der Gleichverteilung. Dabei beziffert sich die größte absolute Abweichung des RRs bei Verstorbenen aus dem Süden Deutschlands auf 0,047 (95% KI: -0,053-0,146), was gleichbedeutend mit einer „negativen“ NNO von 42 ist. Bildet man die lokale Verteilung von Muslimen für ein Gebiet Ost und ein Gebiet West ab, so kann man zumindest für den ersten Fall von einer deutlichen Verschiebung des Todes sprechen (RR=1,284; 95% KI: 1,051-1,511). In dieser Untergruppe verschieben rund 142 Personen von 1000 ihren Tod. Dieses unterschiedliche Verhalten beider Subgruppen ist auch statistisch zu bestätigen (p für Interaktionen = 0,023).

4.2.2 Ergebnisse für das Zuckerfest (Abbildung 13)

Im Zeitraum nach dem Fest starben 609 Personen, im Zeitraum davor 662. Dieser leichte Unterschied ist nicht groß genug, auch bedingt durch die kleine Fallzahl, um anhand des Konfidenzintervalls von einer Verlagerung des Todes zu sprechen.

- **Geschlecht:** In der Untergruppe der Frauen offenbart sich eine Verlagerung des Todes auf einen Zeitpunkt nach dem Fest, was durch das untere Konfidenzlimit von 1,017 bestätigt wird. Der geschätzte Effekt dagegen ist mit einer NNO von 17 oder einem RR von 1,117 (95% KI: 1,017-1,216) schwächer als in anderen Untergruppen (Ledige, Region-Ost). Ein tatsächlicher Unterschied zwischen Männern und Frauen lässt sich aber nicht erkennen.

- **Malignität:** Betrachtet man den Forest-Plot für die getroffenen Abstufungen nach Malignität, so bewegen sich die Proportionen um eine Gleichverteilung. Diese Ausschläge scheinen dabei weiter als in den vorherigen Gruppen. So ist das erwartete RR für Krebstote mit mittlerer Malignität 1,108 (95% KI: 0,946-1,267) und 1,086 (95% KI: 0,989-1,181) für die Untergruppe

mit einem Tod durch seltene, nicht definierte Formen. Doch schließen die weiten Konfidenzintervalle die Möglichkeit mit ein, dass der Tod vorgezogen wird. Beide übrigen Formen der Malignität zeigen schließlich kaum eine Abweichung von der Gleichförmigkeit der Fallzahlen über die beobachteten Zeiträume.

- **Familienstand:** Die folgende Gruppe des Familienstandes zeigt die deutlichsten Effekte in der Untergruppe der ledigen Personen. Hier wurde ein RR von 1,260 (95% KI: 1,018-1,481) gefunden, während das untere Konfidenzlimit mit 1,018 nicht die Eins unterschreitet. Weiterhin kann die Nullhypothese von homogenen prä-post-Proportionen zwischen den Ausprägungen des Familienstandes nicht unter den getroffenen Signifikanzannahmen verworfen werden.

- **Regionen (Nord-Süd-Achse):** Die Nord-Süd-Achse offenbart zwei gegensätzliche Effekte: Ein Überwiegen der Fallzahlen in der Periode vor dem Zuckerfest für Verstorbene aus den südlichen Gebieten. Im Gegensatz dazu findet sich eine größere Zahl von Krebstoten in der Woche nach dem Fest für Muslime aus den zentralen Gebieten bzw. dem Norden. Allerdings ist ein Vorziehen des Todes unter den gewählten Konfidenzgrenzen nicht ausgeschlossen. Die Region Nord wiederum trifft eine Homogenität der Sterbefälle gut.

- **Regionen (Ost-West-Achse):** Die Gruppe der Muslime aus der östlichen Region zeigt einen markanten Effekt mit einem RR von 1,321 (95% KI: 1,035-1,570), wobei der quantitative Gruppenumfang gering ist. Sie umfasst nur 53 Fälle, was einen statistisch noch überzeugenderen Effekt nicht zulässt. Die Fälle aus dem westlichen Teil Deutschlands sind fast identisch auf beide Zeiträume verteilt.

Trotz einzelner statistisch signifikanter Ergebnisse, können falsche positive Resultate durch Einbeziehung eines α' nach Bonferroni-Korrektur für beide Festtage nicht widerlegt werden.

4.2.3 Sensitivitätsanalyse (Abbildung 14 und 15)

Grundsätzlich sind die Resultate für einen Zeitraum von zwei Wochen denen für den einwöchigen prä- bzw. post-Zeitraum sehr ähnlich. Für die Summe aller Fälle um das Opferfest und die Merkmale Geschlecht und Alter finden sich keine nennenswerten Abweichungen in beiden Zeitfenstern. Der Trend eines Aufschiebens des Todes in der Untergruppe der Personen mit mittelgradig malignen Prozessen wird für dieses Fest im kürzeren Fenster sogar stärker. Im Falle eines das Fest umgebenden Zeitraumes von einer Woche beträgt der Schätzer für den Effekt selbst 1,215 (95% KI: 0,983-1,431). Die weiteren Ergebnisse reflektieren wiederum die schon für das längere Zeitfenster gezeigten Ergebnisse. Stärker wird ebenfalls der Effekt für die Subgruppe der Muslime aus der östlichen Region. Der Effekt selbst ist aber an dieser Stelle mit 1,333 stärker als im vorherigen Fall (1,284) und die NNO vermindert sich nun auf sechs. Letztlich bleibt die gesehene Heterogenität innerhalb der Gruppe nach der Erweiterung des Betrachtungszeitfensters statistisch bestehen.

Untersucht man alle Fälle im Zusammenhang mit dem Zuckerfest, so ergibt sich für das engere

Zeitfenster ein kleineres RR von 1,017 (95% KI: 0,939-1,094), was aber im Vergleich zu anderen Ergebnissen der Untersuchung muslimischer Feiertage klein erscheint. Auch beide Geschlechter und beide gebildeten Altersgruppen weisen ähnliche Todesfallzahlen vor und nach dem Fest auf. Für die Verstorbenen mit einem Alter über 70 Jahre findet man um diesen Feiertag ähnliche Ergebnisse wie im vierwöchigen Zeitfenster. Für jüngere Personen offenbart sich ein schwächeres Übergewicht der Todeszahlen im Zeitraum nach dem Feiertag als im Fall eines längeren Zeitfensters. In den Gruppen verschiedener Malignitätsstufen spiegeln sich die Ergebnisse des längeren Fensters wider. Einzig für die nicht näher definierten Tumoren kann man keinen Trend mehr zu einer Verlagerung des Todes finden, wie es für das größere Zeitfenster noch der Fall war. Unter den Ausprägungen des Familienstandes haben ledige Personen einen großen Schätzer (RR=1,231; 95% KI: 0,892-1,533), welcher jedoch schwächer ist als bei der Betrachtung des vorherigen Zeitraums. Unter den 39 Todesfällen, die dieses Merkmal erfüllen, sterben 24 in der Woche nach dem Zuckerfest. Dem entgegen ist ein wirklicher Unterschied zwischen den einzelnen Ausprägungen anhand des Tests für Interaktionen statistisch nicht zu bestätigen. Entlang der Nord-Süd-Achse lässt sich in keiner Subgruppe eine Verlagerung des Konfidenzbereichs in den Zeitraum vor oder nach dem Fest erkennen. Einzig zeichnet sich ein Trend zur Verschiebung des Todes für die Subgruppe der zentralen Region ab, wobei der Effekt selbst ein RR von 1,091 (95% KI: 0,987-1,194) zeigt. Wie schon bei der Analyse des Opferfestes, zögern Muslime aus den östlichen Bundesländern ihren Tod hinaus. Mit einem hohen RR verschieben mehr als 120 aus 1000 beobachteten Fällen den Tod.

4.2.4 Vergleichsgruppe der Nicht-Muslime

In manchen Gruppen stößt man auf statistisch signifikante Resultate für die Vergleichsgruppe, doch sind diese Abweichungen von einer homogenen Verteilung sehr gering und in fast allen Erscheinungen kleiner als 1,010. Mögliche Effekte könnten sich aus dem Phänomen der Saisonalität ergeben, da ja hier die Zahlen der Vergleichsgruppe nicht für Saisoneffekte angepasst wurden. Außerdem ist die Kontrollgruppe sehr groß, sodass kleine Unterschiede statistisch signifikant werden, ohne zwangsläufig einen wirklichen Effekt abzubilden. Die Vergleichsgruppe soll allein zur Kontrolle der hier analysierten Stichprobe von Muslimen dienen und auf eine nähere Besprechung dieser Ergebnisse wird verzichtet.

Gruppen	Untergruppen	Vor Erg.	Nach Erg.	Rel. Risiko [KI]	Fälle davor	danach	Aufg. Fälle absol. 1/1000	NNO	p-Wert Binomial	p-Wert Interak.
Alle	Alle			0.999 [0.994, 1.005]	62372	62275	-48.5 -0.4	-2570	0.786	
	Frauen			0.999 [0.991, 1.007]	29710	29651	-29.5 -0.5	-2012	0.812	0.946
	Männer			0.999 [0.992, 1.007]	32663	32623	-20 -0.3	-3264	0.879	
Alter	> 80 J.			0.996 [0.985, 1.007]	16769	16638	-65.5 -2	-510	0.477	<0.001
	75-80 J.			0.998 [0.984, 1.012]	9583	9547	-18 -0.9	-1063	0.800	
	70-75 J.			0.996 [0.982, 1.010]	9687	9616	-35.5 -1.8	-544	0.614	
	65-70 J.			0.987 [0.972, 1.002]	8736	8515	-110.5 -6.4	-156	0.094	
	60-65 J.			0.997 [0.980, 1.014]	6545	6509	-18 -1.4	-725	0.759	
	55-60 J.			1.009 [0.988, 1.029]	4565	4647	41 4.5	225	0.399	
	50-55 J.			1.014 [0.988, 1.040]	2795	2876	40.5 7.1	140	0.288	
	45-50 J.			1.015 [0.982, 1.048]	1755	1809	27 7.6	132	0.375	
	40-45 J.			1.027 [0.981, 1.072]	930	981	25.5 13.3	75	0.253	
	< 40 J.			1.059 [1.016, 1.101]	1009	1135	63 29.4	34	0.007*	
Malignität	Hoch			0.992 [0.982, 1.003]	18779	18499	-140 -3.8	-266	0.148	0.194
	Mittel			1.001 [0.989, 1.013]	13633	13653	10 0.4	2729	0.908	
	Gering			0.995 [0.981, 1.008]	10869	10752	-58.5 -2.7	-370	0.430	
Familienst.	Nicht def.			1.007 [0.997, 1.017]	19091	19371	140 3.6	275	0.155	0.003
	Geschieden			0.989 [0.968, 1.009]	4679	4575	-52 -5.6	-178	0.284	
	Verwitwet			0.991 [0.981, 1.001]	19027	18683	-172 -4.6	-219	0.077	
	Verheiratet			1.001 [0.993, 1.008]	34094	34139	22.5 0.3	3033	0.866	
	Ledig			1.032 [1.012, 1.052]	4555	4858	151.5 16.1	62	0.002*	
Religion	Nicht-relig.			0.999 [0.987, 1.012]	12792	12779	-6.5 -0.3	-3934	0.940	0.705
	Andere			0.983 [0.946, 1.020]	1476	1427	-24.5 -8.4	-118	0.373	
	Kathol.			1.002 [0.992, 1.012]	21208	21294	43 1	988	0.680	
	Evangel.			0.999 [0.990, 1.008]	25270	25210	-30 -0.6	-1683	0.793	
	Unbekannt			0.981 [0.946, 1.016]	1626	1565	-30.5 -9.6	-105	0.288	
Reg.: N-S	Nord			1.004 [0.991, 1.017]	11745	11833	44 1.9	536	0.571	0.447
	Zentral			1.000 [0.993, 1.008]	34583	34607	12 0.2	5766	0.930	
	Süd			0.994 [0.982, 1.005]	16043	15836	-103.5 -3.2	-308	0.249	
Reg.: W-O	Ost			0.991 [0.979, 1.003]	13336	13098	-119 -4.5	-222	0.145	0.132
	West			1.001 [0.995, 1.008]	49036	49177	70.5 0.7	1393	0.655	

Abbildung 4: Ergebnisse Geburtstag (zweiwöchiger Beobachtungszeitraum)

Abkürzungen: Erg.= Ereignis, Nicht def.=Nicht definiert, Aufg. absol.= Aufgeschoben absolut, Nicht-relig.=Nicht-religiös, J.=Jahr, KI=95% Konfidenzintervall, NNO=number needed to observe, Reg.=Region, W=West, N=Nord, S=Süd, W=West, O=Ost, Interak.=Interaktion, *=signifikant nach Bonferroni-Korrektur

Gruppen	Untergruppen	Vor Erg.	Nach Erg.	Rel. Risiko [KI]	Fälle davor	danach	Aufg. Fälle absol. 1/1000	NNO	p-Wert Binomial	p-Wert Interak.
Alle	Alle			0.987 [0.982, 0.993]	63817	62209	-804	-6.4	<0.001**	
	Frauen			0.984 [0.976, 0.992]	30492	29554	-469	-7.8	<0.001**	0.332
	Männer			0.990 [0.982, 0.997]	33325	32655	-335	-5.1	0.009*	
Alter	> 80 J.			0.984 [0.974, 0.995]	18383	17821	-281	-7.8	0.003*	0.267
	75-80 J.			0.983 [0.969, 0.997]	10070	9739	-165.5	-8.4	0.019*	
	70-75 J.			0.981 [0.967, 0.995]	9961	9583	-189	-9.7	0.007*	
	65-70 J.			0.995 [0.980, 1.010]	8499	8412	-43.5	-2.6	0.508	
	60-65 J.			0.992 [0.974, 1.009]	6402	6295	-53.5	-4.2	0.347	
	55-60 J.			0.990 [0.969, 1.011]	4378	4293	-42.5	-4.9	0.367	
	50-55 J.			1.013 [0.986, 1.040]	2616	2685	34.5	6.5	0.350	
	45-50 J.			0.998 [0.964, 1.033]	1644	1639	-2.5	-0.8	0.944	
	40-45 J.			0.939 [0.893, 0.985]	981	868	-56.5	-30.6	0.009*	
	< 40 J.			0.996 [0.949, 1.043]	882	875	-3.5	-2	0.886	
Malignität	Hoch			0.987 [0.977, 0.997]	18952	18460	-246	-6.6	0.011*	0.430
	Mittel			0.980 [0.968, 0.992]	13960	13420	-270	-9.9	0.001*	
	Gering			0.986 [0.973, 0.999]	11207	10897	-155	-7	0.038*	
	Nicht def.			0.993 [0.983, 1.003]	19698	19432	-133	-3.4	0.180	
Familienst.	Geschieden			0.988 [0.967, 1.008]	4797	4680	-58.5	-6.2	0.233	0.267
	Verwitwet			0.984 [0.974, 0.994]	19616	18987	-314.5	-8.1	0.001*	
	Verheiratet			0.986 [0.979, 0.994]	34665	33738	-463.5	-6.8	<0.001**	
	Ledig			1.006 [0.986, 1.026]	4731	4790	29.5	3.1	0.552	
Religion	Nicht-relig.			0.979 [0.967, 0.991]	13436	12886	-275	-10.4	<0.001*	0.177
	Anderer			0.976 [0.931, 1.020]	1014	966	-24	-12.1	0.291	
	Kathol.			0.988 [0.979, 0.998]	21979	21473	-253	-5.8	0.015*	
	Evangel.			0.989 [0.980, 0.997]	25781	25202	-289.5	-5.7	0.010*	
	Unbekannt			1.023 [0.988, 1.057]	1607	1682	37.5	11.4	0.197	
	Nord			0.986 [0.973, 0.999]	11875	11554	-160.5	-6.9	0.037*	0.979
Reg.: N-S	Zentral			0.988 [0.980, 0.995]	35610	34747	-431.5	-6.1	0.001*	
	Süd			0.987 [0.976, 0.998]	16332	15908	-212	-6.6	0.018*	
	Ost			0.984 [0.972, 0.996]	13644	13217	-213.5	-7.9	0.009*	0.562
Reg.: W-O	West			0.988 [0.982, 0.994]	50173	48992	-590.5	-6	<0.001**	

Abbildung 5: Ergebnisse Weihnachten (zweiwöchiger Beobachtungszeitraum)

Abkürzungen: Erg.= Ereignis, Nicht def.=Nicht definiert, Aufg. absol.= Aufgeschoben absolut, Nicht-relig.=Nicht-religiös, J.=Jahr, KI=95% Konfidenzintervall, NNO=number needed to observe, Reg.=Region, W=West, N=Nord, S=Süd, W=West, O=Ost, Interak.=Interaktion, *=signifikant nach Bonferroni-Korrektur

Gruppen	Untergruppen	Vor Erg.	Nach Erg.	Rel. Risiko [KI]	Fälle davor	danach	Aufg. Fälle absol. 1/1000	NNO	p-Wert Binomial	p-Wert Interak.	
Alle	Alle			0.993 [0.988, 0.999]	61189	60381	-404	-3.3	-301	0.021*	
	Geschlecht	Frauen		0.993 [0.985, 1.001]	29248	28826	-211	-3.6	-275	0.081	
		Männer		0.994 [0.986, 1.002]	31941	31555	-193	-3	-329	0.127	
Alter	> 80 J.			0.998 [0.988, 1.009]	17421	17362	-29.5	-0.8	-1179	0.756	
	75-80 J.			0.978 [0.963, 0.992]	9588	9167	-210.5	-11.2	-89	0.002*	
	70-75 J.			1.004 [0.990, 1.019]	9259	9335	38	2	489	0.582	
	65-70 J.			0.994 [0.978, 1.009]	8390	8285	-52.5	-3.1	-318	0.421	
	60-65 J.			0.980 [0.963, 0.998]	6290	6047	-121.5	-9.8	-102	0.029*	
	55-60 J.			0.994 [0.973, 1.016]	4244	4194	-25	-3	-338	0.594	
	50-55 J.			1.003 [0.976, 1.031]	2592	2609	8.5	1.6	612	0.824	
	45-50 J.			0.974 [0.939, 1.008]	1653	1568	-42.5	-13.2	-76	0.139	
	40-45 J.			1.015 [0.967, 1.063]	843	869	13	7.6	132	0.546	
	< 40 J.			1.018 [0.972, 1.064]	910	944	17	9.2	109	0.443	
	Malignität	Hoch			0.992 [0.982, 1.003]	18168	17887	-140.5	-3.9	-257	0.140
		Mittel			0.993 [0.981, 1.005]	13453	13254	-99.5	-3.7	-268	0.226
Gering				0.988 [0.974, 1.001]	10810	10550	-130	-6.1	-164	0.076	
Nicht def.				0.998 [0.988, 1.008]	18758	18690	-34	-0.9	-1101	0.729	
Familienst.	Geschieden			1.020 [0.999, 1.040]	4375	4550	87.5	9.8	102	0.065	
	Verwitwet			0.991 [0.981, 1.002]	18742	18422	-160	-4.3	-232	0.098	
	Verheiratet			0.990 [0.982, 0.997]	33454	32767	-343.5	-5.2	-193	0.008*	
	Ledig			1.002 [0.982, 1.023]	4608	4629	10.5	1.1	880	0.835	
	Nicht-relig.			1.004 [0.991, 1.016]	12439	12536	48.5	1.9	515	0.544	
Religion	Andere			1.017 [0.970, 1.064]	880	910	15	8.4	119	0.493	
	Kathol.			0.990 [0.981, 1.000]	21224	20816	-204	-4.9	-206	0.047*	
	Evangel.			0.992 [0.983, 1.000]	25003	24586	-208.5	-4.2	-238	0.062	
	Unbekannt			0.965 [0.930, 1.000]	1643	1533	-55	-17.3	-58	0.053	
	Nord			1.004 [0.990, 1.017]	11374	11454	40	1.8	571	0.601	
Reg.: N-S	Zentral			0.990 [0.983, 0.998]	34143	33490	-326.5	-4.8	-207	0.012*	
	Süd			0.992 [0.981, 1.004]	15672	15437	-117.5	-3.8	-265	0.185	
	Ost			0.995 [0.983, 1.007]	13088	12962	-63	-2.4	-413	0.439	
Reg.: W-O	West			0.993 [0.987, 0.999]	48101	47419	-341	-3.6	-280	0.028*	

Abbildung 6: Ergebnisse Ostern (zweiwöchiger Beobachtungszeitraum)

Abkürzungen: Erg.= Ereignis, Nicht def.=Nicht definiert, Aufg. absol.= Aufgeschoben absolut, Nicht-relig.=Nicht-religiös, J.=Jahr, KI=95% Konfidenzintervall, NNO=number needed to observe, Reg.=Region, W=West, N=Nord, S=Süd, W=West, O=Ost, Interak.=Interaktion, *=signifikant nach Bonferroni-Korrektur

Gruppen	Untergruppen	Vor Erg.	Nach Erg.	Rel. Risiko [KI]	Fälle davor	danach	Aufg. Fälle absol. 1/1000	NNO	p-Wert Binomial	p-Wert Interak.
Alle	Alle			1.003 [0.998, 1.009]	63506	63901	197.5	1.6	0.270	
	Geschlecht	Frauen		1.005 [0.997, 1.013]	30488	30777	144.5	2.4	0.245	0.575
		Männer			1.002 [0.994, 1.009]	33019	33123	52	0.8	0.689
Alter	> 80 J.			0.999 [0.989, 1.010]	18298	18278	-10	-0.3	0.921	0.640
	75-80 J.			1.006 [0.992, 1.020]	9586	9708	61	3.2	0.384	
	70-75 J.			0.998 [0.984, 1.012]	9711	9679	-16	-0.8	0.824	
	65-70 J.			1.010 [0.995, 1.025]	8611	8791	90	5.2	0.175	
	60-65 J.			0.994 [0.977, 1.011]	6503	6425	-39	-3	0.498	
	55-60 J.			1.017 [0.996, 1.037]	4502	4656	77	8.4	0.110	
	50-55 J.			1.012 [0.985, 1.039]	2647	2713	33	6.2	0.375	
	45-50 J.			0.987 [0.953, 1.021]	1734	1689	-22.5	-6.6	0.452	
	40-45 J.			1.001 [0.955, 1.046]	945	946	0.5	0.3	1.000	
	< 40 J.			1.023 [0.978, 1.067]	970	1015	22.5	11.3	0.323	
Malignität	Hoch			1.002 [0.992, 1.012]	18825	18893	34	0.9	0.730	0.906
	Mittel			1.004 [0.992, 1.015]	13859	13962	51.5	1.9	0.541	
	Gering			1.007 [0.994, 1.020]	11216	11379	81.5	3.6	0.281	
	Nicht def.			1.002 [0.992, 1.011]	19607	19666	29.5	0.8	0.770	
Familienst.	Geschieden			1.017 [0.997, 1.037]	4659	4822	81.5	8.6	0.096	0.225
	Verwitwet			1.003 [0.993, 1.013]	19387	19514	63.5	1.6	0.523	
	Verheiratet			0.999 [0.992, 1.007]	34756	34704	-26	-0.4	0.847	
	Ledig			1.015 [0.995, 1.036]	4688	4835	73.5	7.7	0.135	
	Nicht-relig.			1.000 [0.988, 1.013]	12678	12688	5	0.2	0.955	0.128
	Anderer			1.033 [0.996, 1.069]	1436	1533	48.5	16.3	0.078	
Religion	Kathol.			1.002 [0.993, 1.012]	21770	21871	50.5	1.2	0.632	
	Evangel.			1.001 [0.992, 1.010]	25910	25963	26.5	0.5	0.819	
	Unbekannt			1.037 [1.004, 1.070]	1713	1845	66	18.5	0.028*	
	Nord			0.998 [0.985, 1.011]	11960	11913	-23.5	-1	0.766	0.380
	Zentral			1.007 [0.999, 1.014]	35040	35504	232	3.3	0.081	
Reg.: N-S	Süd			0.999 [0.989, 1.010]	16506	16484	-11	-0.3	0.908	
	Ost			1.009 [0.997, 1.021]	13194	13432	119	4.5	0.146	0.284
	West			1.002 [0.995, 1.008]	50312	50469	78.5	0.8	0.623	

Abbildung 7: Ergebnisse Rosenmontag (zweiwöchiger Beobachtungszeitraum)

Abkürzungen: Erg.= Ereignis, Nicht def.=Nicht definiert, Aufg. absol.= Aufgeschoben absolut, Nicht-relig.=Nicht-religiös, J.=Jahr, KI=95% Konfidenzintervall, NNO=number needed to observe, Reg.=Region, W=West, N=Nord, S=Süd, W=West, O=Ost, Interak.=Interaktion, *=signifikant nach Bonferroni-Korrektur

Gruppen	Untergruppen	Vor Erg.	Nach Erg.	Rel. Risiko [KI]	Fälle davor	danach	Aufg. Fälle absol. 1/1000	NNO	p-Wert Binomial	p-Wert Interak.
Alle	Alle	124780	125090	155	0.6	1612	0.536			
	Geschlecht	Frauen	59647	59633	-7	-0.1	-17040	0.970	0.946	
Alter	Männer	65133	65457	162	1.2	806	0.371			
	> 80 J.	33533	33518	-7.5	-0.1	-8940	0.957	<0.001		
	75-80 J.	19116	19392	138	3.6	279	0.161			
	70-75 J.	19263	19250	-6.5	-0.2	-5925	0.951			
	65-70 J.	17415	17207	-104	-3	-333	0.266			
	60-65 J.	13121	12871	-125	-4.8	-208	0.122			
	55-60 J.	9084	9390	153	8.3	121	0.025*			
	50-55 J.	5644	5724	40	3.5	284	0.459			
	45-50 J.	3591	3609	9	1.3	800	0.841			
	40-45 J.	1911	1938	13.5	3.5	285	0.675			
Malignität	< 40 J.	2102	2191	44.5	10.4	96	0.179			
	Hoch	37218	37345	63.5	0.9	1174	0.644	0.194		
	Mittel	27459	27300	-79.5	-1.5	-689	0.500			
	Gering	21959	21658	-150.5	-3.5	-290	0.151			
	Nicht def.	38144	38787	321.5	4.2	239	0.021*			
	Geschieden	9279	9164	-57.5	-3.1	-321	0.401	0.003		
	Verwitwet	37931	37728	-101.5	-1.3	-745	0.463			
	Verheiratet	68260	68431	85.5	0.6	1599	0.646			
	Ledig	9278	9732	227	11.9	84	0.001*			
	Nicht-relig.	25724	25658	-33	-0.6	-1557	0.774	0.705		
Religion	Andere	2910	2877	-16.5	-2.9	-351	0.674			
	Kathol.	42426	42879	226.5	2.7	377	0.122			
	Evangel.	50477	50507	15	0.1	6732	0.927			
	Unbekannt	3244	3168	-38	-5.9	-169	0.349			
	Nord	23476	23707	115.5	2.4	409	0.290	0.447		
	Zentral	69243	69342	49.5	0.4	2800	0.792			
	Süd	32062	32040	-11	-0.2	-5827	0.934			
	Ost	26514	26528	7	0.1	7577	0.955	0.132		
	West	98267	98561	147	0.7	1339	0.509			

Abbildung 8: Ergebnisse Geburtstag (vierwöchiger Beobachtungszeitraum)

Abkürzungen: Erg.= Ereignis, Nicht def.=Nicht definiert, Aufg. absol.= Aufgeschoben absolut, Nicht-relig.=Nicht-religiös, J.=Jahr, KI=95% Konfidenzintervall, NNO=number needed to observe, Reg.=Region, W=West, N=Nord, S=Süd, W=West, O=Ost, Interak.=Interaktion, *=signifikant nach Bonferroni-Korrektur

Gruppen	Untergruppen	Vor Erg.	Nach Erg.	Rel. Risiko [KI]	Fälle davor	danach	Aufg. Fälle absol. 1/1000	NNO	p-Wert Binomial	p-Wert Interak.
Alle	Alle			0,993 [0,989, 0,996]	126938	125059	-939,5	-3,7	<0,001**	
	Frauen			0,995 [0,989, 1,001]	60470	59884	-293	-2,4	0,092	0,332
	Männer			0,990 [0,985, 0,996]	66468	65175	-646,5	-4,9	<0,001**	
Alter	> 80 J.			0,994 [0,986, 1,001]	36501	36038	-231,5	-3,2	0,086	0,267
	75-80 J.			0,979 [0,969, 0,989]	20114	19289	-412,5	-10,5	<0,001**	
	70-75 J.			0,990 [0,980, 1,000]	19500	19107	-196,5	-5,1	0,046*	
	65-70 J.			0,997 [0,986, 1,007]	17083	16968	-57,5	-1,7	0,537	
	60-65 J.			1,002 [0,989, 1,014]	12684	12726	21	0,8	0,797	
	55-60 J.			0,992 [0,977, 1,006]	8779	8632	-73,5	-4,2	0,269	
	50-55 J.			1,011 [0,992, 1,030]	5272	5385	56,5	5,3	0,278	
	45-50 J.			0,995 [0,971, 1,019]	3327	3293	-17	-2,6	0,685	
	40-45 J.			0,984 [0,952, 1,017]	1851	1794	-28,5	-7,8	0,354	
	< 40 J.			1,000 [0,967, 1,033]	1827	1827	0	0	1,000	
Malignität	Hoch			0,990 [0,982, 0,997]	37802	37026	-388	-5,2	0,005*	0,430
	Mittel			0,988 [0,980, 0,997]	27665	27024	-320,5	-5,9	0,006*	
	Gering			0,994 [0,985, 1,004]	22357	22112	-122,5	-2,8	0,247	
	Nicht def.			0,997 [0,990, 1,004]	39114	38897	-108,5	-1,4	0,439	
Familienst.	Geschieden			0,993 [0,979, 1,008]	9402	9278	-62	-3,3	0,368	0,267
	Verwitwet			0,998 [0,991, 1,005]	38638	38460	-89	-1,2	0,524	
	Verheiratet			0,989 [0,984, 0,994]	69299	67767	-766	-5,6	<0,001**	
	Ledig			0,997 [0,983, 1,012]	9580	9528	-26	-1,4	0,712	
	Nicht-relig.			0,977 [0,968, 0,985]	26964	25746	-609	-11,6	<0,001**	0,177
Religion	Anderer			0,986 [0,954, 1,018]	1945	1891	-27	-7	0,392	
	Kathol.			0,999 [0,992, 1,005]	43268	43148	-60	-0,7	0,686	
	Evangel.			0,994 [0,988, 1,000]	51562	50957	-302,5	-3	0,059	
	Unbekannt			1,018 [0,994, 1,043]	3199	3317	59	9,1	0,147	
	Nord			0,991 [0,982, 1,000]	23930	23495	-217,5	-4,6	0,046*	0,979
Reg.: N-S	Zentral			0,992 [0,986, 0,997]	70730	69563	-583,5	-4,2	0,002*	
	Süd			0,996 [0,988, 1,003]	32278	32001	-138,5	-2,2	0,276	
	Ost			0,986 [0,978, 0,995]	27245	26499	-373	-6,9	0,001*	0,562
Reg.: W-O	West			0,994 [0,990, 0,999]	99693	98560	-566,5	-2,9	0,011*	

Abbildung 9: Ergebnisse Weihnachten (vierwöchiger Beobachtungszeitraum)

Abkürzungen: Erg.= Ereignis, Nicht def.=Nicht definiert, Aufg. absol.= Aufgeschoben absolut, Nicht-relig.=Nicht-religiös, J.=Jahr, KI=95% Konfidenzintervall, NNO=number needed to observe, Reg.=Region, W=West, N=Nord, S=Süd, W=West, O=Ost, Interak.=Interaktion, *=signifikant nach Bonferroni-Korrektur

Gruppen	Untergruppen	Vor Erg.	Nach Erg.	Rel. Risiko [KI]	Fälle davor	Aufg. Fälle absol. 1/1000	NNO	p-Wert Binomial	p-Wert Interak.
Alle	Alle	123483	121346	0.991 [0.987, 0.995]	123483	-1068.5	-4.4	<0.001**	
	Geschlecht								
	Frauen	58777	58015	0.993 [0.988, 0.999]	58777	-381	-3.3	0.026*	0.836
Alter	Männer	64706	63331	0.989 [0.984, 0.995]	64706	-687.5	-5.4	<0.001**	
	> 80 J.	35452	34770	0.990 [0.983, 0.998]	35452	-341	-4.9	0.010*	0.140
	75-80 J.	19135	18507	0.983 [0.973, 0.993]	19135	-314	-8.3	0.001*	
	70-75 J.	18590	18553	0.999 [0.989, 1.009]	18590	-18.5	-0.5	0.008	0.852
	65-70 J.	16853	16630	0.993 [0.983, 1.004]	16853	-111.5	-3.3	0.025	0.225
	60-65 J.	12684	12329	0.986 [0.973, 0.998]	12684	-177.5	-7.1	0.025*	
	55-60 J.	8596	8514	0.995 [0.980, 1.010]	8596	-41	-2.4	0.536	
	50-55 J.	5277	5231	0.996 [0.976, 1.015]	5277	-23	-2.2	0.661	
	45-50 J.	3328	3161	0.974 [0.950, 0.999]	3328	-83.5	-12.9	0.039*	
	40-45 J.	1740	1767	1.008 [0.974, 1.041]	1740	13.5	3.8	0.661	
Malignität	< 40 J.	1829	1883	1.015 [0.982, 1.047]	1829	27	7.3	0.384	0.661
	Hoch	36530	36089	0.994 [0.987, 1.001]	36530	-220.5	-3	0.103	
	Mittel	27302	26719	0.989 [0.981, 0.998]	27302	-291.5	-5.4	0.012*	
	Gering	21812	21047	0.982 [0.973, 0.992]	21812	-382.5	-8.9	<0.001**	
	Nicht def.	37839	37491	0.995 [0.988, 1.003]	37839	-174	-2.3	0.206	0.047
	Geschieden	8994	8932	0.997 [0.982, 1.011]	8994	-31	-1.7	0.649	
	Verwitwet	37840	37033	0.989 [0.982, 0.996]	37840	-403.5	-5.4	0.003*	
	Verheiratet	67262	66175	0.992 [0.986, 0.997]	67262	-543.5	-4.1	0.003*	
	Ledig	9365	9182	0.990 [0.976, 1.005]	9365	-91.5	-4.9	0.181	
	Nicht-relig.	25245	25048	0.996 [0.987, 1.005]	25245	-98.5	-2	0.382	0.148
Religion	Andere	1793	1837	1.012 [0.979, 1.045]	1793	22	6.1	0.475	
	Kathol.	42621	41836	0.991 [0.984, 0.997]	42621	-392.5	-4.6	0.007*	
	Evangel.	50563	49523	0.990 [0.983, 0.996]	50563	-520	-5.2	0.001*	
	Unbekannt	3261	3102	0.975 [0.950, 1.000]	3261	-79.5	-12.5	0.048*	
	Nord	23072	22897	0.996 [0.987, 1.005]	23072	-87.5	-1.9	0.417	0.224
Reg.: N-S	Zentral	68673	67342	0.990 [0.985, 0.996]	68673	-665.5	-4.9	<0.001**	
	Süd	31738	31107	0.990 [0.982, 0.998]	31738	-315.5	-5	0.012*	
	Ost	26345	25966	0.993 [0.984, 1.001]	26345	-189.5	-3.6	0.098	0.742
Reg.: W-O	West	97138	95380	0.991 [0.986, 0.995]	97138	-879	-4.6	<0.001**	

Abbildung 10: Ergebnisse Ostern (vierwöchiger Beobachtungszeitraum)

Abkürzungen: Erg.= Ereignis, Nicht def.=Nicht definiert, Aufg. absol.= Aufgeschoben absolut, Nicht-relig.=Nicht-religiös, J.=Jahr, KI=95% Konfidenzintervall, NNO=number needed to observe, Reg.=Region, W=West, N=Nord, S=Süd, W=West, O=Ost, Interak.=Interaktion, *=signifikant nach Bonferroni-Korrektur

Gruppen	Untergruppen	Vor Erg.	Nach Erg.	Rel. Risiko [KI]	Fälle davor	danach	Aufg. Fälle absol. 1/1000	NNO	p-Wert Binomial	p-Wert Interak.
Alle	Alle			1.003 [0.999, 1.007]	126942	127764	411	1.6	620	0.104
	Geschlecht	Frauen		1.003 [0.997, 1.008]	60885	61191	153	1.3	798	0.383
		Männer		1.004 [0.999, 1.009]	66056	66574	259	2	512	0.156
Alter	> 80 J.			1.000 [0.992, 1.007]	36446	36424	-11	-0.2	-6625	0.640
	75-80 J.			1.008 [0.998, 1.018]	19230	19534	152	3.9	255	0.124
	70-75 J.			1.001 [0.991, 1.011]	19428	19475	23.5	0.6	1655	0.816
	65-70 J.			1.006 [0.995, 1.017]	17294	17502	104	3	335	0.267
	60-65 J.			1.002 [0.990, 1.014]	12932	12978	23	0.9	1127	0.780
	55-60 J.			1.007 [0.992, 1.022]	8989	9114	62.5	3.5	290	0.357
	50-55 J.			1.004 [0.985, 1.023]	5416	5463	23.5	2.2	463	0.659
	45-50 J.			1.001 [0.978, 1.025]	3426	3435	4.5	0.7	1525	0.923
	40-45 J.			0.999 [0.967, 1.032]	1835	1832	-1.5	-0.4	-2445	0.974
	< 40 J.			1.015 [0.984, 1.047]	1946	2007	30.5	7.7	130	0.340
	Malignität	Hoch			1.001 [0.994, 1.008]	37632	37694	31	0.4	2430
Mittel				1.001 [0.992, 1.009]	27843	27885	21	0.4	2654	0.862
Gering				1.008 [0.999, 1.018]	22237	22618	190.5	4.2	235	0.073
Nicht def.				1.004 [0.997, 1.011]	39230	39567	168.5	2.1	468	0.231
Familienst.	Geschieden			1.015 [1.001, 1.030]	9316	9609	146.5	7.7	129	0.034*
	Verwitwet			1.001 [0.994, 1.008]	38746	38833	43.5	0.6	1783	0.758
	Verheiratet			1.003 [0.997, 1.008]	69369	69734	182.5	1.3	762	0.329
	Ledig			1.004 [0.990, 1.018]	9475	9552	38.5	2	494	0.582
	Nicht-relig.			1.002 [0.993, 1.010]	25264	25346	41	0.8	1234	0.719
Religion	Anderer			1.023 [0.998, 1.048]	2953	3092	69.5	11.5	87	0.076
	Kathol.			1.002 [0.995, 1.008]	43730	43874	72	0.8	1217	0.629
	Evangel.			1.003 [0.997, 1.010]	51590	51942	176	1.7	588	0.275
	Unbekannt			1.015 [0.992, 1.039]	3404	3511	53.5	7.7	129	0.202
	Nord			0.997 [0.988, 1.006]	23913	23769	-72	-1.5	-662	0.513
Reg.: N-S	Zentral			1.007 [1.002, 1.012]	70131	71085	477	3.4	296	0.011*
	Süd			1.000 [0.993, 1.008]	32898	32910	6	0.1	10968	0.966
	Ost			1.007 [0.998, 1.015]	26474	26845	185.5	3.5	287	0.109
Reg.: W-O	West			1.002 [0.998, 1.007]	100467	100920	226.5	1.1	889	0.314

Abbildung 11: Ergebnisse Rosenmontag (vierwöchiger Beobachtungszeitraum)

Abkürzungen: Erg.= Ereignis, Nicht def.=Nicht definiert, Aufg. absol.= Aufgeschoben absolut, Nicht-relig.=Nicht-religiös, J.=Jahr, KI=95% Konfidenzintervall, NNO=number needed to observe, Reg.=Region, W=West, N=Nord, S=Süd, W=West, O=Ost, Interak.=Interaktion, *=signifikant nach Bonferroni-Korrektur

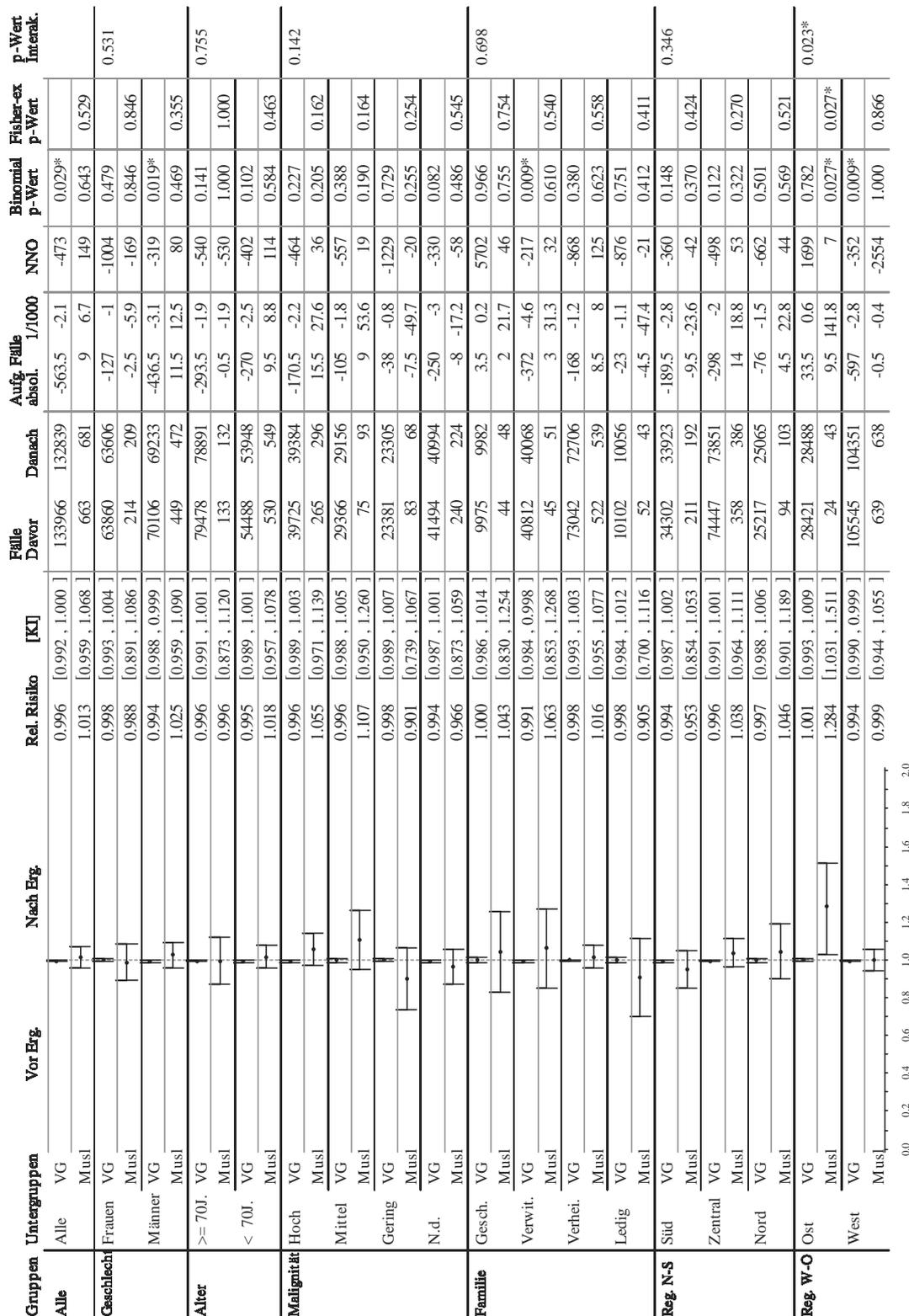


Abbildung 12: Ergebnisse Opferfest (vierwöchiger Beobachtungszeitraum)

Abkürzungen: Erg.= Ereignis, Aufg. absol.= aufgeschoben absolut, KI=95%

Konfidenzintervall, Rel.=Relativ, NNO=number needed to observe, Fisher ex.=Fisher exakt

Test, Interak.=Interaktion, J.=Jahr, Verwit.=Verwitwet, Verhei.=Verheiratet, N.d.=nicht

definiert, VG=Vergleichsgruppe, Musl.=Muslime, Reg.=Region, W=West, N=Nord,

S=Süd, W=West, O=Ost, *=signifikant nach Bonferroni-Korrektur

Gruppen	Untergruppen	Vor Erg.	Nach Erg.	Rel. Risiko [KI]	Fälle Davor	Danach	Aufg. Fälle absol.	1/1000	NNO	Binomial p-Wert	Fisher-ex p-Wert	p-Wert Interak.
Alle	Alle VG	1.004 [1.001, 1.008]	133455	134639	592	2.2	453	0.022*				
	Musl	1.042 [0.986, 1.097]	609	662	26.5	20.8	48	0.145			0.186	
Geschlecht	Frauen VG	1.003 [0.997, 1.008]	64012	64360	174	1.4	738	0.333				
	Musl	1.117 [1.017, 1.216]	177	224	23.5	58.6	17	0.021*			0.024*	0.067
Alter	Männer VG	1.006 [1.001, 1.011]	69443	70279	418	3	334	0.025*				
	Musl	1.007 [0.939, 1.074]	432	438	3	3.4	290	0.865			1.000	
Malignität	>= 70J. VG	1.006 [1.001, 1.011]	79213	80209	498	3.1	320	0.013*				0.626
	Musl	1.013 [0.881, 1.145]	115	118	1.5	6.4	155	0.896			0.948	
Malignität	< 70J. VG	1.002 [0.996, 1.008]	54242	54430	94	0.9	1156	0.571				
	Musl	1.048 [0.986, 1.110]	494	544	25	24.1	42	0.128			0.143	
Malignität	Hoch VG	0.999 [0.992, 1.006]	39850	39750	-50	-0.6	-1592	0.726				0.406
	Musl	0.993 [0.907, 1.078]	275	271	-2	-3.7	-273	0.898			0.898	
Malignität	Mittel VG	1.004 [0.996, 1.012]	29104	29325	110.5	1.9	529	0.363				
	Musl	1.108 [0.946, 1.267]	70	87	8.5	54.1	18	0.201			0.201	
Malignität	Gering VG	1.011 [1.002, 1.020]	23233	23768	267.5	5.7	176	0.014*				
	Musl	1.022 [0.848, 1.195]	67	70	1.5	10.9	91	0.864			0.932	
Malignität	N.d. VG	1.006 [1.000, 1.013]	41268	41796	264	3.2	315	0.067				
	Musl	1.086 [0.989, 1.181]	197	234	18.5	42.9	23	0.083			0.101	
Familie	Gesch. VG	1.004 [0.990, 1.018]	9973	10046	36.5	1.8	548	0.611				0.289
	Musl	1.000 [0.727, 1.273]	28	28	0	0		1.000			1.000	
Familie	Verwit. VG	1.005 [0.998, 1.012]	40641	41076	217.5	2.7	376	0.129				
	Musl	1.032 [0.820, 1.242]	45	48	1.5	16.1	62	0.836			0.836	
Familie	Verhei. VG	1.005 [0.999, 1.010]	72668	73327	329.5	2.3	443	0.085				
	Musl	1.030 [0.968, 1.091]	509	540	15.5	14.8	68	0.354			0.421	
Familie	Ledig VG	1.001 [0.987, 1.015]	10138	10159	10.5	0.5	1933	0.888				
	Musl	1.260 [1.018, 1.481]	27	46	9.5	130.1	8	0.034*			0.034*	
Reg. N-S	Süd VG	1.005 [0.997, 1.012]	34261	34583	161	2.3	428	0.221				0.371
	Musl	0.981 [0.878, 1.085]	191	184	-3.5	-9.3	-107	0.757			0.679	
Reg. N-S	Zentral VG	1.004 [0.999, 1.009]	74291	74943	326	2.2	458	0.092				
	Musl	1.071 [0.995, 1.146]	322	371	24.5	35.4	28	0.068			0.087	
Reg. N-S	Nord VG	1.004 [0.995, 1.013]	24903	25113	105	2.1	476	0.350				
	Musl	1.054 [0.912, 1.195]	96	107	5.5	27.1	37	0.483			0.483	
Reg. W-O	Ost VG	1.004 [0.996, 1.012]	28262	28478	108	1.9	525	0.367				0.038*
	Musl	1.321 [1.035, 1.570]	18	35	8.5	160.4	6	0.027*			0.027*	
Reg. W-O	West VG	1.005 [1.000, 1.009]	105193	106161	484	2.3	437	0.035*				
	Musl	1.030 [0.973, 1.086]	591	627	18	14.8	68	0.316			0.389	

Abbildung 13: Ergebnisse Zuckerfest (vierwöchiger Beobachtungszeitraum)

Abkürzungen: Erg.= Ereignis, Aufg. absol.= aufgeschoben absolut, KI=95% Konfidenzintervall, Rel.=Relativ, NNO=number needed to observe, Fisher ex.=Fisher exakt Test, Interak.=Interaktion, J.=Jahr, Verwit.=Verwitwet, Verhei.=Verheiratet, N.d.=nicht definiert, VG=Vergleichsgruppe, Musl.=Muslime, Reg.=Region, W=West, N=Nord, S=Süd, W=West, O=Ost, *=signifikant nach Bonferroni-Korrektur

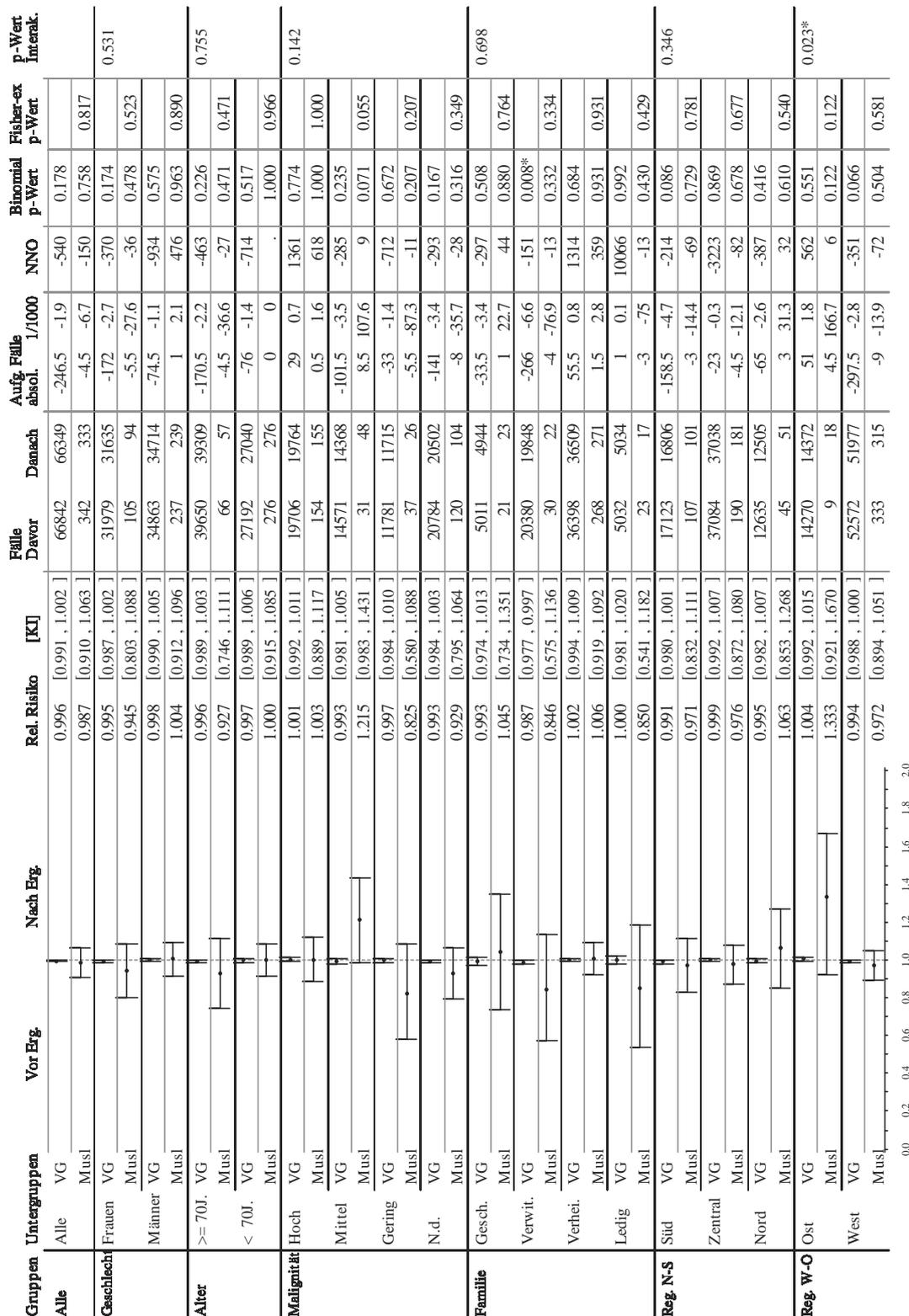


Abbildung 14: Ergebnisse Opferfest (zweiwöchiger Beobachtungszeitraum)

Abkürzungen: Erg.= Ereignis, Aufg. absol.= aufgeschoben absolut, KI=95% Konfidenzintervall, Rel.=Relativ, NNO=number needed to observe, Fisher ex.=Fisher exakt Test, Interak.=Interaktion, J.=Jahr, Verwit.=Verwitwet, Verhei.=Verheiratet, N.d.=nicht definiert, VG=Vergleichsgruppe, Musl.=Muslime, Reg.=Region, W=West, N=Nord, S=Süd, W=West, O=Ost, *=signifikant nach Bonferroni-Korrektur

Gruppen	Untergruppen	Vor Erg.		Nach Erg.		Rel. Risiko [KI]	Fälle		Aufg. Fälle absol. /1000	NNO	Binomial p-Wert	Fisher-ex p-Wert	p-Wert Interak.
		Davor	Danach	Davor	Danach								
Alle	VG	67105	67314	1.002	[0.996, 1.007]	67105	67314	104.5	0.8	1286	0.570		
	Musl	325	336	1.017	[0.939, 1.094]	325	336	5.5	8.3	120	0.697	0.726	
Geschlecht	Frauen VG	32160	32301	1.002	[0.994, 1.010]	32160	32301	70.5	1.1	914	0.581		
	Musl	96	102	1.030	[0.886, 1.173]	96	102	3	15.2	66	0.722	0.722	0.067
	Männer VG	34945	35013	1.001	[0.994, 1.008]	34945	35013	34	0.5	2058	0.800		
	Musl	229	234	1.011	[0.918, 1.104]	229	234	2.5	5.4	185	0.853	0.852	
Alter	>= 70J. VG	39928	39957	1.000	[0.993, 1.007]	39928	39957	14.5	0.2	5509	0.921		0.626
	Musl	62	62	1.000	[0.818, 1.182]	62	62	0	0	.	1.000	1.000	
	< 70J. VG	27177	27357	1.003	[0.995, 1.012]	27177	27357	90	1.7	606	0.443		
	Musl	263	274	1.020	[0.934, 1.107]	263	274	5.5	10.2	98	0.666	0.697	
Malignität	Hoch VG	19963	19794	0.996	[0.986, 1.006]	19963	19794	-84.5	-2.1	-470	0.399		0.406
	Musl	149	155	1.020	[0.904, 1.135]	149	155	3	9.9	101	0.774	0.687	
	Mittel VG	14602	14690	1.003	[0.992, 1.014]	14602	14690	44	1.5	666	0.611		
	Musl	29	37	1.121	[0.866, 1.365]	29	37	4	60.6	17	0.389	0.389	
	Gering VG	11675	11930	1.011	[0.998, 1.024]	11675	11930	127.5	5.4	185	0.098		
	Musl	36	28	0.875	[0.627, 1.134]	36	28	-4	-62.5	-16	0.382	0.317	
N.d.	VG	20865	20900	1.001	[0.991, 1.010]	20865	20900	17.5	0.4	2387	0.868		
	Musl	111	116	1.022	[0.888, 1.155]	111	116	2.5	11	91	0.791	0.790	
Familie	Gesch. VG	4970	5068	1.010	[0.990, 1.029]	4970	5068	49	4.9	205	0.333		0.289
	Musl	14	18	1.125	[0.753, 1.473]	14	18	2	62.5	16	0.597	0.597	
Verwit.	VG	20318	20470	1.004	[0.994, 1.013]	20318	20470	76	1.9	537	0.455		
	Musl	28	22	0.880	[0.600, 1.175]	28	22	-3	-60	-17	0.480	0.399	
Verhei.	VG	36696	36699	1.000	[0.993, 1.007]	36696	36699	1.5	0	48930	0.994		
	Musl	268	272	1.007	[0.921, 1.093]	268	272	2	3.7	270	0.897	0.897	
Ledig	VG	5102	5062	0.996	[0.977, 1.016]	5102	5062	-20	-2	-508	0.699		
	Musl	15	24	1.231	[0.892, 1.533]	15	24	4.5	115.4	9	0.200	0.152	
Reg. N-S	Süd VG	17163	17301	1.004	[0.993, 1.015]	17163	17301	69	2	499	0.461		0.371
	Musl	104	82	0.882	[0.737, 1.031]	104	82	-11	-59.1	-17	0.123	0.106	
Zentral	VG	37404	37527	1.002	[0.994, 1.009]	37404	37527	61.5	0.8	1218	0.656		
	Musl	169	203	1.091	[0.987, 1.194]	169	203	17	45.7	22	0.087	0.086	
Nord	VG	12538	12486	0.998	[0.985, 1.010]	12538	12486	-26	-1	-962	0.747		
	Musl	52	51	0.990	[0.790, 1.191]	52	51	-0.5	-4.9	-206	1.000	1.000	
Ost	VG	14252	14216	0.999	[0.987, 1.010]	14252	14216	-18	-0.6	-1582	0.836		0.038*
	Musl	13	22	1.257	[0.898, 1.571]	13	22	4.5	128.6	8	0.175	0.132	
West	VG	52853	53098	1.002	[0.996, 1.008]	52853	53098	122.5	1.2	865	0.453		
	Musl	312	314	1.003	[0.923, 1.083]	312	314	1	1.6	626	0.968	1.000	

Abbildung 15: Ergebnisse Zuckerfest (zweiwöchiger Beobachtungszeitraum)

Abkürzungen: Erg.= Ereignis, Aufg. absol.= aufgeschoben absolut, KI=95% Konfidenzintervall, Rel.=Relativ, NNO=number needed to observe, Fisher ex.=Fisher exakt Test, Interak.=Interaktion, J.=Jahr, Verwit.=Verwitwet, Verhei.=Verheiratet, N.d.=nicht definiert, VG=Vergleichsgruppe, Musl.=Muslime, Reg.=Region, W=West, N=Nord, S=Süd, W=West, O=Ost, *=signifikant nach Bonferroni-Korrektur

5 Diskussion

Im vierten und letzten Hauptkapitel der Arbeit werden die Ergebnisse diskutiert und dabei die hier vorliegenden Resultate mit anderen, ähnlichen Studien verglichen. Weiterhin werden Stärken und Schwächen der Untersuchung aufgezeigt. Am Schluss der Diskussion sollen zukünftig zu erforschende Fragen aufgezeigt und klinische Implikationen genannt werden.

5.1 Ergebnisse in Bezug auf andere Studien

5.1.1 Geburtstag

Über nahezu alle Altersgruppen kann eine Verschiebung oder ein Vorziehen des Todes nicht gesehen werden. Allein die Gruppe der jüngsten Verstorbenen scheint den Tod nach dem Geburtstag aufzuschieben.

Alderson (Alderson, 1975) fand für Daten aus England und Wales gleichsam eine Verlagerung von Todesfällen nach dem Geburtstag. Hier wurden aber ausschließlich Personen mit einem Alter von mindestens 75 Jahren eingeschlossen. Die Autoren untersuchten dabei ebenfalls verschiedene Formen des Familienstandes. Es fand sich der größte Effekt einer Abnahme der Todesfallzahlen vor und eine Zunahme nach dem Geburtstag bei Verstorbenen, die zum Todeszeitpunkt verheiratet waren. In schwächerer Form zieht sich diese Struktur über alle Familienstände in der Arbeit von Alderson, wobei die Abweichung der Sterbezahlen von einem homogenen Verlauf lediglich ca. 1% beträgt. Es war aber gerade die Klassifikation des Alters in dieser Arbeit, die den Anstoß zur Kritik durch Roger gab, was die Aussagekraft der Ergebnisse sehr stark einschränkt. Es wäre interessant, die Ergebnisse von Alderson unter diesem neuen Gesichtspunkt zu betrachten.

Die Arbeit von Angermeyer et al. (Angermeyer et al., 1987) offenbart ebenfalls mehr Todesfälle vor Geburtstagen innerhalb des Personenkreises der Personen unter 65 Jahren. Dieser Sachverhalt trat aber nur in Erscheinung, wenn die Autoren nach Saisonalität korrigierten. Jedoch berichteten die Autoren ihre Daten monatsweise und gingen nicht auf ein kurzes Zeitfenster von zwei Wochen (wie in der hier vorliegenden Arbeit) ein.

Ebenso wie in den vorgelegten Ergebnissen, konnten Young und Hade (Young und Hade, 2004) im Rahmen einer umfassenden Analyse keine relevanten sich von einer konstanten Mortalität unterscheidenden Strukturen aufdecken. Young und Hade konzentrierten sich hauptsächlich auf statistische Tests und weniger auf Effektschätzer und Konfidenzintervalle. Die wenigen signifikanten Resultate spiegeln wohl falsch positive Effekte durch multiples Testen wider. Genauer sind aus den insgesamt 21 separat durchgeführten Tests nur zwei statistisch signifikant. Jedoch ist zu bemerken, dass die Autoren lediglich zwischen Fällen über und unter 70 Jahren differenzierten.

Auch in der Arbeit von Brown und Knapp (Brown und Knapp, 1995) zeichnet sich ein ähnliches Bild ab. Die vielen statistischen Tests sind in dem Umfang signifikant, den die gewählte Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% vorgibt. Trotzdem finden sich in diversen Subgruppen deutliche Effekte mit über 60% der Todesfälle in der Woche nach dem jeweiligen Festtag. Doch sind die Fallzahlen im Vergleich zu der hier vorliegenden Studie gering, sodass große Effekte wenigstens zum Teil durch diesen geringen Umfang begründbar sind. Erneut könnten durch nicht ausreichende statistische Power kleine Effekte nicht zu Tage treten. Darüber hinaus wurden Merkmale wie das Alter, Malignität, u. a. gar nicht analysiert und ein größerer Schwerpunkt auf die Auswertung nach Monaten gelegt.

Ein Unterschied hinsichtlich einer Verlagerung des Todeszeitpunktes zwischen Frauen und Männern konnte im Rahmen dieser hier vorgelegten Arbeit nicht überzeugend festgestellt werden. Andererseits wurde für Frauen ein Aufschub des Todes durch Philipps et al. (Philipps et al., 1992) gefunden. Wiederum wurde aber der Verlauf über ein gesamtes Jahr betrachtet und ist aus diesem Grund nicht vollkommen auf die Ergebnisse der hier vorgelegten Arbeit übertragbar. Allenfalls ist ein leichter Effekt in einem einwöchigen Fenster aus der geglätteten Abbildung, die in der Veröffentlichung von Philipps et al. dargestellt wurde, zu erkennen. Leider wurden genauere Zahlen nicht angegeben, sodass eine numerische Abschätzung nicht möglich ist.

In einer frühen Studie (Phillips und Feldman, 1973) hob sich die Anzahl der Verstorbenen in der Periode nach dem Ereignis sehr von dem Pendant der vorherigen Phase ab. Letztlich sollten diese Ergebnisse aber mit Vorsicht interpretiert werden, da hier eine kleine Stichprobe berühmter Personen eingeschlossen wurde. Deshalb sind die Ergebnisse erstens nicht grundsätzlich zu verallgemeinern und zweitens tauchen große relative prä-post-Unterschiede tendenziell häufiger in kleinen Kollektiven auf.

Die nächste Hauptaussage dieser Arbeit bezüglich des Geburtstages ist ein augenscheinliches Verlagern des Todes in der Untergruppe der Ledigen, was in Einklang mit Byers et al. (Byers et al., 1991) steht. Die Autoren berichteten, dass die markanteste Zunahme der Anzahl der Verstorbenen nach dem Geburtstag unter ledigen Personen auftrat. Im Gegensatz zu der hier vorliegenden Arbeit wurden alle Fälle durch einen natürlichen Tod aufgenommen. Vielleicht ist es gerade die Gruppe der ledigen Personen, für die das soziale Ereignis des Geburtstages einen sehr hohen Stellenwert hat. Ähnliche sozio-psychologische Argumente legte Stumpfe (Stumpfe, 1983) vor. Jedoch konnte diese Untersuchung von 2000 Todesanzeigen in Tageszeitungen einen solchen Effekt in dem Kollektiv der Unverheirateten nicht finden. Allerdings halten die Autoren einen individuellen Effekt weiterhin für möglich. Die außerordentliche Bedeutung von sozialer Unterstützung und dem Überleben von Tumorerkrankungen wurde in diversen Studien eruiert. Ein umfassendes Review von 70 Studien aus 40 Jahren zum Thema psycho-soziale Faktoren und Überleben von Tumorerkrankungen publizierte Garssen (Garssen, 2004). Dem Faktor soziale Unterstützung wurde lediglich eine helfende Rolle zugesprochen, einen wirklichen

suffizienten Hinweis konnte der Verfasser jedoch nicht sehen. Trotzdem sollte der Einfluss von sozialen Komponenten nicht komplett ausgeschlossen werden. Schließlich soll noch die Arbeit von Grigsby (Grigsby, 1985) an dieser Stelle Erwähnung finden. Indem er die Mortalität im Monat des Geburtstages mit allen anderen Monaten verglich, zeigte der Autor einen größeren Effekt des Monats innerhalb der unverheirateten Fälle, als es bei Verheirateten der Fall war, was also hauptsächlich die Vulnerabilität am Geburtstag innerhalb dieser sozialen Gruppe darlegt. Neben den genannten Veröffentlichungen gibt es aber auch widersprüchliche Ergebnisse. Wie schon erwähnt, dokumentierte Alderson (Alderson, 1975) gerade den schwächsten Effekt in der Gruppe der Ledigen und den stärksten Effekt innerhalb der verheirateten Verstorbenen. Es ist zu hinterfragen, ob der erwähnte Wille zum Überleben nur für einen begrenzten Zeitraum anhält und eben nicht monatsweise, wie bei Alderson, abbildbar ist.

5.1.2 Weihnachten

Im Rahmen der Ergebnisse der hier vorgelegten Arbeit zeichnet sich eine Dominanz der Wahrscheinlichkeit, in der vorweihnachtlichen Woche zu sterben, ab. Überhaupt erstreckt sich dieses Phänomen über verschiedene Merkmals- und Subgruppen. Genauer findet man einen signifikanten Effekt in 20 der insgesamt 31 Untergruppen. Auch das RR selbst bleibt über weite Strecken konstant, was den Effekt konsistent erscheinen lässt. Eine mögliche Begründung ist ein erhöhter Distress. Dass solche Verstimmungen tatsächlich vermehrt in der Weihnachtszeit auftreten, wurde von Hillard und Buckmann (Hillard und Buckmann, 1982) beschrieben. Auch andere Forscher bestätigten diese Aussage. So etwa Latimer (Latimer, 1985), der die hohe Bedeutung des Weihnachtsfestes für schwerwiegend Erkrankte herausstellte und dabei die Adventszeit als eine Phase der „Introspektion“ und des „Rückblickes“ charakterisierte. Während grundsätzlich keine Zunahme von psychiatrischen Einweisungen bzw. damit zusammenhängenden Erkrankungen vor Weihnachten zu verzeichnen ist (Hillard et al., 1981), so können die Wochen vor Weihnachten doch für Kranke Stress induzieren. Ähnliche Zusammenhänge stellt Hairon (Hairon, 2008) heraus. In diesem Aufsatz unterstreicht er den außerordentlichen Stress für Schwerkranke und deren Familien um Weihnachten.

Daneben ist es möglich, dass lediglich rein empirische Ursachen dem hier angetroffenen Vorziehen des Todes zugrunde liegen. Ein Gipfel der täglichen Sterbefälle zu Silvester wurde durch Milne (Milne, 2005) beschrieben, wie es Abbildung 16 zeigt. Allerdings bildete sich kein entsprechender Gipfel in diesen Daten am ersten Weihnachtsfeiertag ab.

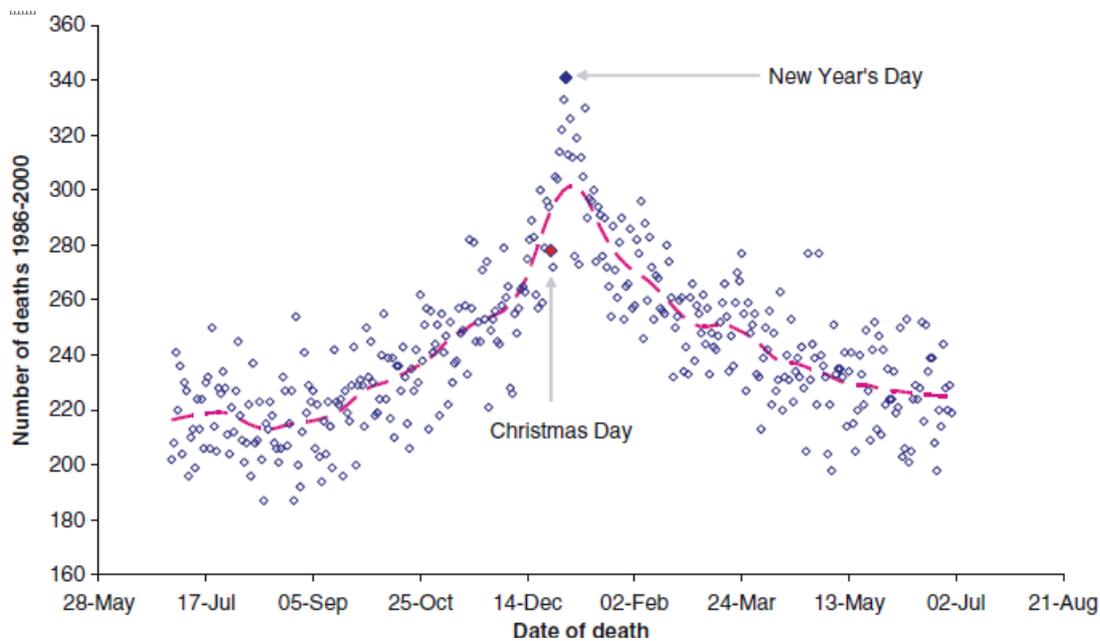


Abbildung 16: Anzahl der täglichen Sterbefälle aus Milne 2005

Dazu im Gegensatz übertrifft der Peak an diesem Tag sogar den Silvester-Peak in den Daten von Phillips et al. (Phillips et al., 2004) (siehe Abbildung 17). Es muss darauf hingewiesen werden, dass beide Studien nicht gesondert Todesfälle nach malignen Prozessen analysierten und die Studie von Phillips et al. vielmehr explizit auf kardio-vaskuläre Todesfälle Bezug nimmt. Kurzfristige Ausschläge sind natürlich bei akuten Todesursachen viel wahrscheinlicher und nachvollziehbarer als bei chronischen Erkrankungen, wie zum Beispiel Tumorerkrankungen.

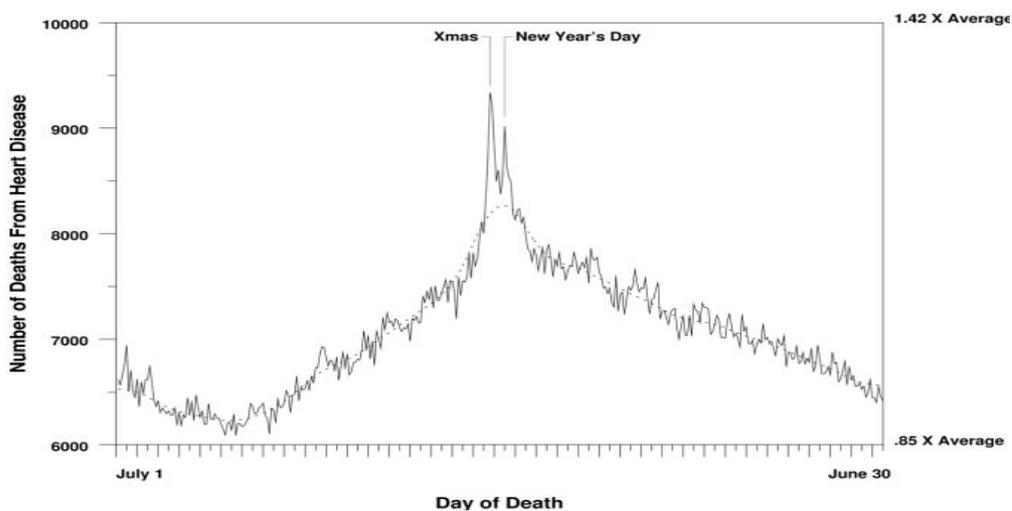


Abbildung 17: Anzahl der täglichen Sterbefälle aus Phillips 2004

Trotzdem könnten diese steilen Gipfel einen Teil der Ergebnisse erklären.

Da der 25. Dezember zu der Phase vor dem Weihnachtsfest gerechnet wurde, fiel diese große

Zahl von Todesfällen gerade in jene Periode und würde das beobachtete Vorziehen des Todeszeitpunktes erklären. Natürlich müsste dann der Peak am Silvestertag kleiner ausfallen. Da dies aber von Milne (Milne, 2005) nicht beobachtet wurde und, wie gesagt, kardio-vaskuläre Todesfälle ausgeschlossen wurden, erscheint diese Erklärung der Ergebnisse nicht schlüssig. Die tagesgenaue Darstellung der Todesfallzahlen lässt in den Daten dieser Arbeit ebenfalls keinen Gipfel wie in den beschriebenen Studien erkennen (siehe Abbildung 18).

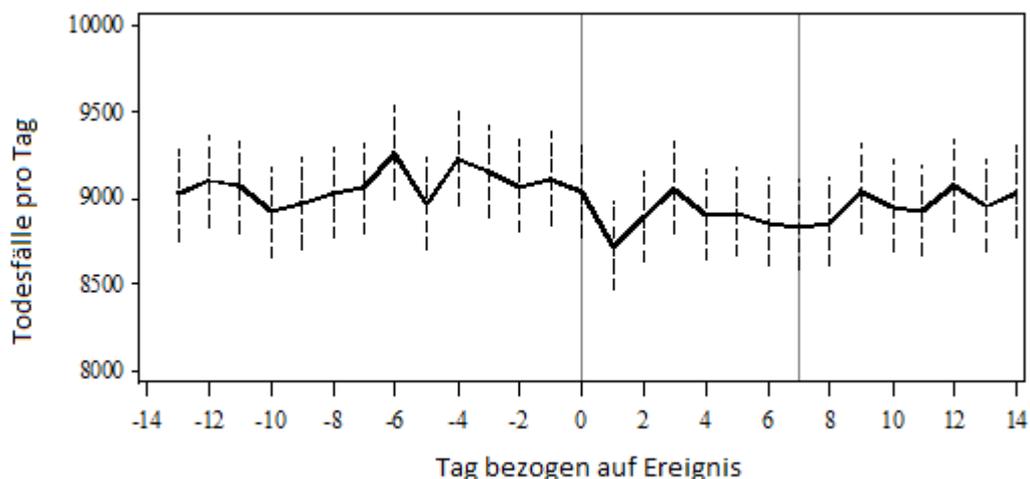


Abbildung 18: Verlauf der Todesfallzahlen um Weihnachten (25. Dezember)
Die gestrichelten Linien markieren 95%-Konfidenzintervalle, berechnet mit der SAS-Procedure PROC GENMOD mit Poisson-Verteilung.

Weiterhin widersprechen die Ergebnisse der hier beschriebenen Arbeit den Resultaten in der Arbeit von Shimizu und Pelham (Shimizu und Pelham, 2008), in der mehr Todesfälle nach Weihnachten auftraten. Die Ursachen für diese Unterschiede könnten zum einen unterschiedlichen emotionalen Attributionen bezüglich Weihnachten zwischen Deutschland und den USA geschuldet sein. Andererseits könnten erneut abweichende Verläufe zwischen chronischen Todesursachen und akuten Ursachen diese differierenden Ergebnisse hervorrufen. Außerdem wurde durch Shimizu und Pelham ein noch kürzeres Zeitfenster von fünf Tagen angenommen, sodass ein Großteil der Todesfälle, die zwischen dem Beginn der einwöchigen vorweihnachtlichen Phase und dem Beginn dieses Zeitfensters in Shimizu und Pelham (2008) liegen, keine Beachtung fanden.

Wie schon erwähnt, konnten durch Young und Hade (Young und Hade, 2004) keine relevanten Ergebnisse einer Verschiebung des Todes gefunden werden. Wiederum könnten geringere Fallzahlen und ein unterschiedlicher soziokultureller Umgang mit Weihnachten in den USA und Deutschland diese Abweichungen begründen.

Neben den genannten psychosozialen Begründungen ist es ebenso denkbar, dass medizinische Therapien in der Zeit vor Weihnachten reduziert werden. Tatsächlich zeigten Keating und Donaldson (Keating und Donaldson, 2005) für Atemwegserkrankungen, dass an Wochenenden

die Sterberate in Krankenhäusern höher ist als während der regulären Arbeitswoche, was ebenso für die Zeit vom 19. bis 24. Dezember zutrifft. Grundsätzlich sind zwei Möglichkeiten realistisch: (1) Das medizinische Personal bzw. dessen Arbeitszeit könnte an diesen Tagen verringert sein. Mit einem großen Umfang von über 3,7 Millionen Krankenhauseinweisungen kam Bell et al. (Bell et al., 2001) zu einem ähnlichen Schluss. Für diverse akute Entitäten, wie Aortenaneurysma, akute Epiglottitis usw., fanden die Autoren einen Anstieg der Mortalität im Krankenhaus an Feiertagen. Außerdem wurde eine Reduktion des Personals an Feiertagen bestätigt. Jedoch soll darauf hingewiesen werden, dass hier akute Leiden thematisiert wurden. (2) Auch eine Forderung von Seiten des Patienten nach einer reduzierten medizinischen Therapie käme in Betracht, um eventuell Weihnachten bewusster zu erleben. Trotz der augenscheinlichen negativen Beeinflussung des Gesundheitszustandes der hier betrachteten Fälle durch Weihnachten, ließ sich eine abschließende Ursache für dieses Phänomen nicht finden, sodass die in der Diskussion eingeführten möglichen Mechanismen unbeantwortet bleiben. Jedoch zeigten die Daten von Hillard et al. (Hillard et al., 1981), dass es nicht zu einer relevanten Zunahme von psychologischen Störungen im Zusammenhang mit dem Weihnachtsfest kam. Allerdings wurden hier nicht explizit onkologische Patienten untersucht; in diesem (onkologischen) Kollektiv könnten andere Mechanismen wie chronische Entzündungsreaktionen (Wium-Andersen et al., 2013; Lowe und Storkus, 2011) oder Besonderheiten im sozialen Umfeld der Erkrankten (Wright et al., 2005) vorliegen. Die Wichtigkeit sozialer Beziehungen im Fall von Tumorpatienten wurde bereits gezeigt (Hanratty et al., 2013). Ohne ein unterstützendes soziales Umfeld waren die Patienten abhängiger von der Gegenwart des medizinischen Personals. Eine Reduktion der medizinischen Arbeitskräfte um Weihnachten würde eine Verschlechterung des psycho-sozialen Befindens erklären.

5.1.3 Ostern

Ähnlich wie bei den Ergebnissen hinsichtlich des Weihnachtsfestes, scheinen vor Ostern manche Personen früher zu sterben, als es zu erwarten wäre. Dies trifft besonders auf die Subgruppen der Katholiken, Protestanten und Personen mit unbekannter Religionszugehörigkeit zu. Da Ostern primär ein religiöses Fest darstellt, ist diese Präferenz bestimmter religiöser Gruppen nachzuvollziehen.

Dagegen ist es nicht zu verstehen, warum gerade die Gruppe der 60- bis 65-Jährigen und die 70- bis 75-Jährigen besonders anfällig für einen Tod vor dem Osterfest sein sollen. Es ist sicherlich möglich, dass eine gewisse Tendenz für einen vorzeitigen Tod besteht, aber die Möglichkeit von falsch signifikanten Resultaten ausschließlich durch multiples Testen darf nicht außer Acht gelassen werden. Ähnliches könnte auch auf Fälle aus dem Zentrum Deutschlands zutreffen, da eine Verschiebung allein in dieser Region schwer zu begründen ist.

Weiterhin scheinen verheiratete Personen anfällig für einen vorgezogenen Tod zu sein. Über die

Ursachen lässt sich natürlich nur spekulieren. Möglich wäre, dass Verheiratete innerhalb der Familie einen hohen emotionalen Druck und emotionale Belastung erfahren. Doch wiederum bleibt das Argument von falscher Signifikanz durch multiple Tests bestehen.

Andererseits zeigen Geschiedene eine Verlagerung ihres Todes. Möglicherweise erfahren diese gerade nicht die genannte psychische Belastung und assoziieren positive Aspekte, im Sinne einer Zunahme sozialer Kontakte, mit Ostern.

Nur wenige Studien haben bisher die Frage nach der Struktur des Mortalitätsverlaufs und Ostern behandelt. Die Ausarbeitungen von Milne (Milne, 2005) konnten keine nennenswerte Veränderung des Verlaufs der Mortalität um Ostern finden, wie es noch für Weihnachten der Fall war (siehe dazu Abbildung 19).

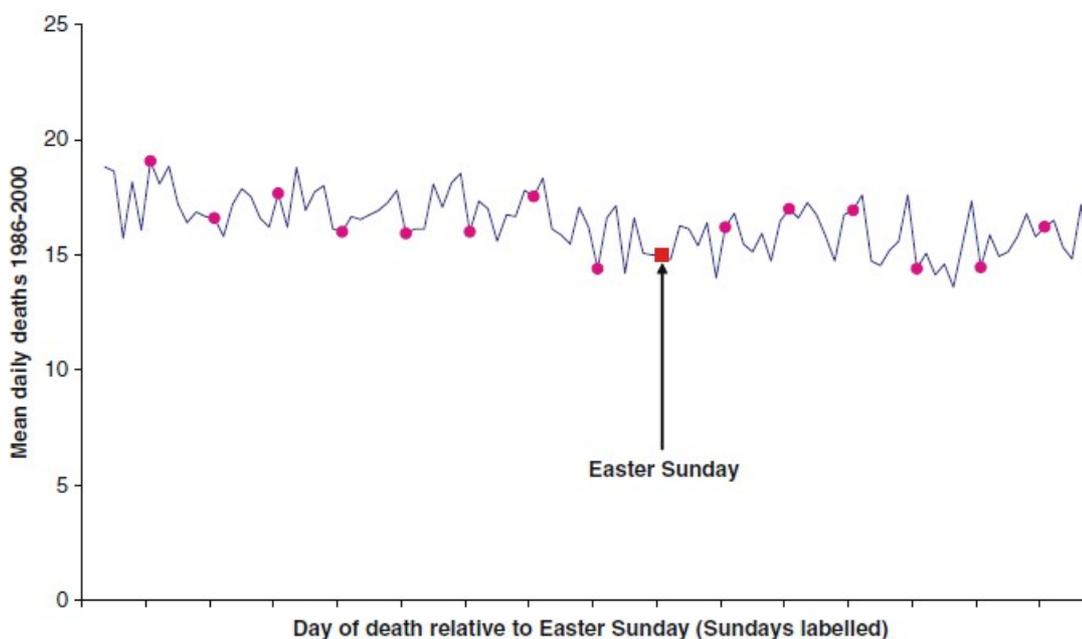


Abbildung 19: Anzahl der täglichen Sterbefälle um Ostern nach Milne 2005

Die Analyse eines Kollektivs katholischer Priester durch Walker und Walker (Walker und Walker, 1990) eröffnete ebenfalls keine Häufung von Todesfällen für die Gruppe zu oder um Ostern. Grundsätzlich war es auch in den hier bearbeiteten Daten nicht möglich überzeugende, konsistente und einheitliche Ergebnisse für diesen Feiertag zu beschreiben.

5.1.4 Rosenmontag

Für diesen Tag kann hier keine zufriedenstellende Aussage bezüglich einer Verschiebung des Todeszeitpunktes über mehrere Untergruppen getroffen werden. Das einzige Resultat für Anhänger nicht näher bezeichneter Religionsgemeinschaften ist schwer zu erklären. Die beste Begründung ist erneut multiples Testen. Dieses Ergebnis entspricht auch der Erwartung, da der Rosenmontag für den Großteil der deutschen Bevölkerung bezüglich seiner Bedeutung nicht mit

anderen Ereignissen wie Weihnachten oder dem Geburtstag vergleichbar ist.

5.1.5 Islamische Feiertage Opferfest (Id al-Adha) und Zuckerfest (Id al-Fitr)

Da die Datenlage für beide Feiertage sehr dünn ist, kann ein wirklicher Vergleich der Ergebnisse mit anderen Arbeiten und folglich eine Diskussion nur bedingt realisiert werden. Um das Fest Id al-Fitr konnte in der hier vorliegenden Arbeit eine Verschiebung des Todes für weibliche Personen gezeigt werden. Das Zuckerfest wird in der Familie begangen. Es ist nur zu spekulieren, ob das Zuckerfest durch seinen familiären Charakter für Frauen eine größere Bedeutung hat als für Männer, was sich in einer Verschiebung des Todes niederschlagen würde. Nicht für Frauen, sondern für Männer berichteten Anson und Anson (Anson und Anson, 1997) als eine der wenigen Studien, die sich mit dem Thema beschäftigten, von einer Zunahme der Todesfälle nach diesem Festtag. Auch in dieser Studie wurde beim Vergleich der Zeiträume vor und nach dem Fest ein Fenster von zwei Wochen betrachtet und für einen Trend sowie einen Saison-Zyklus korrigiert. Die Autoren konzentrierten sich zum großen Teil auf die bloßen Signifikanz-Tests, ohne die Effektstärke selbst explizit anzugeben. Und auch diese statistische Signifikanz wurde nicht für alle Jahre nachgewiesen. Immerhin zeigte sich eine Struktur der Abnahme und sich anschließender Zunahme allein in einem Jahr der zehn getesteten Jahre. Zusätzlich stammen die Daten aus Israel, wo die islamische Bevölkerung eine indigene Bevölkerungsschicht ist und nicht eine zu einem großen Teil immigrierte Gruppe wie in Deutschland. Hier könnte eine Erklärung für die Abweichung der Ergebnisse beider Arbeiten liegen. Damit erschöpft sich auch schon die Auswahl an Studien zu diesem Thema. Minoritäten chinesischer Herkunft wurden noch in weiteren Erhebungen untersucht.

Phillips und Smith (Phillips und Smith, 1990) stellten in Einklang mit der hier gefundenen Struktur heraus, dass Frauen mit chinesischem Hintergrund den Tod hinauszögern. Da aber in dieser Studie die Fallzahl pro Woche für diese Gruppe der Chinesinnen immer unter 70 Fällen blieb und damit sehr klein ist, ist ein großer Effekt nicht ungewöhnlich. Überhaupt wurde der Effekt aber bei weitem am stärksten für Todesfälle nach kardio-vaskulären Todesursachen gesehen. Waren aber maligne Neoplasien die Ursache, so starben in der Woche vor dem chinesischen Mond-Fest, welches hier als Ereignis gewählt wurde, lediglich neun Personen und danach acht. An dieser Stelle lässt sich natürlich nicht von einer markanten Struktur der Mortalität sprechen. Nach einer Reevaluation der Daten durch Smith (Smith, 2004) 14 Jahre später mit aktuelleren Daten konnten die älteren Ergebnisse nicht mehr bestätigt werden. Der Zusammenhang zwischen Frauen und einem Aufschieben des Todes wurde in der Studie von Phillips et al. (Phillips et al., 1992) ebenfalls beschrieben. Hier wurde aber keine religiöse bzw. ethnische Minderheit analysiert.

Fasst man die erwähnten Resultate aus früheren Daten zusammen, so erscheint eine

Verschiebung des Todes durch Frauen in mehreren Arbeiten bestätigt worden zu sein. Frauen hätten demnach einen starken Lebenswillen im Zusammenhang mit biografischen Ereignissen, der in einer Verlagerung des Todeszeitpunktes mündet. Eventuell bewerten Frauen generell Familienfeste höher als Männer, wodurch dieser Sachverhalt erklärbar wäre. Wie schon bei der Beschreibung des Geburtstages sind es wiederum mehr Ledige, die nach dem Fest Id al-Fitr sterben. Dazu sei wieder die Arbeit von Byers et al. (Byers et al., 1991) genannt. Ebenso, wie oben für Frauen schon erwähnt, ist an diesem Punkt mit einer hohen Bewertung von sozialen Kontakten zu argumentieren.

Neben diesen schon dargestellten Merkmalen ist eine Häufung von Todesfällen in der Zeit nach dem Fest für Muslime aus dem östlichen Teil Deutschlands markant. Grundsätzlich ist dieser Sachverhalt aber nur schwer zu verstehen, warum ausgerechnet Personen aus dieser Region einen so starken Effekt zeigen. Eine Untersuchung regionaler Unterschiede soziopsychologischer Aspekte der Muslime in Deutschland ist, soweit es die Literatursuche ergab, bisher nicht durchgeführt worden, sodass es nicht möglich ist, sich auf frühere Arbeiten zu beziehen.

Es ist erstaunlich, dass sich keine weiteren Untergruppen mit signifikanten bzw. stärkeren Effekten für das höchste Fest des Islam Id al-Adha finden, was ja zumindest in einigen Subgruppen bei der Analyse des Fests Id al-Fitr noch zu sehen war. Es ist zu hinterfragen, warum nicht nach der langen Zeit des Fastens das Ende des Monats Ramadan das Überleben bzw. den Willen dazu stärker beeinflusst, als es hier zu Tage kam. Da dieser Monat und das Fasten an sich eine Belastung für den Körper ist, besonders von Schwerkranken, könnten sich in dieser Zeit Todesfälle häufen und eine noch deutlichere Abnahme mit nachfolgender Zunahme um das Ende des Ramadan verschleiern. Und tatsächlich hat die Untersuchung von Anson und Anson (Anson und Anson, 1997) gezeigt, dass die Todesfälle zur Zeit des Ramadan höher sind als in allen übrigen Monaten. Auf der anderen Seite wurden in der hier vorgestellten Arbeit allein Todesursachen nach einer Krebserkrankung aufgenommen und das Fasten ist im Islam kranken Personen untersagt, sodass eine solche mögliche Verzerrung weniger schwer ins Gewicht fallen würde.

5.2 Stärken und Schwächen

Wie in anderen Veröffentlichungen, hier sind besonders Young und Hade (Young und Hade, 2004) und Brown und Knapp (Brown und Knapp, 1995) zu nennen, wurden ebenfalls in dieser Arbeit ausschließlich Todesfälle mit einer onkologischen Todesursache aufgenommen. Eine Verschiebung des Todes durch alleinige Intention ist am ehesten bei chronischen Erkrankungen, wie z.B. Krebserkrankungen, nachzuvollziehen.

Eine wichtige Stärke dieser hier vorliegenden Arbeit ist die große Fallzahl von über drei Millionen Todesfällen. Die nächstgrößere Arbeit von Young und Hade (Young und Hade, 2004)

hatte einen Umfang von etwas über 300.000 Fällen, also lediglich ein Zehntel der vorgelegten Arbeit. Wie schon beschrieben, führt dieser Umstand zu der Möglichkeit, kleine, absolute Änderungen der Proportion von Todesfällen im Umfeld eines biografischen Ereignisses, von z.B. 1%, zu detektieren. Es sei noch einmal betont, dass hier allenfalls kleine Effekte zu erwarten sind, was also eine entsprechende Power verlangt, um diese überhaupt nachweisen zu können. Die Tatsache, dass die größte Abweichung von einer prä/post-Verteilung in dieser hier vorliegenden Arbeit nur 5,1% war, unterstreicht die geringe Größe der Effekte.

Durch die Verwendung des Binominal-Tests, der ja für jede Untergruppe separat berechnet wird, ist eine große Zahl von Einzeltests schnell erreicht. Manche Studien führten über 100 Tests durch (Brown und Knapp, 1995). Es ist dann ganz natürlich, dass bei einem Signifikanzniveau von z.B. 5% dieses für mehrere Tests unterschritten wird, auch wenn keine tatsächlichen Effekte vorliegen. Deshalb ist ein korrigierendes Verfahren notwendig, wie die hier genutzte und gleichzeitig konservative Bonferroni-Korrektur.

Eine weitere Stärke dieser Arbeit ist die Korrektur für einen Trend, wie es hier durch die Bestimmung einer Sinus-Funktion mittels kleinster Quadrate und der Anpassung der Fallzahlen als finalen Schritt vor der eigentlichen Analyse erreicht wurde.

Im Gegensatz zu anderen Veröffentlichungen beziehen sich die Daten der Todesursachenstatistik auf ganz Deutschland und nicht auf einzelne Bundesländer bzw. -staaten (Brown und Knapp, 1995). Regionale Effekte bzw. Verzerrungen der Daten durch lokale Ereignisse, man denke an eine auf wenige Krankenhäuser beschränkte Pandemie, wären andernfalls nicht auszuschließen. Weiterhin wurde versucht, verschiedene Merkmale wie Malignität oder Familienstand detailliert zu analysieren.

Trotz des Versuches, mögliche Schwächen auszugleichen, bleiben manche Kritikpunkte bestehen. Da diese Studie retrospektiv durchgeführt wurde, konnten individuelle Daten (z.B. der Lebenswille) nicht in die Analyse einbezogen werden. Es wäre eine Herausforderung, solche Daten in eine Erhebung aufzunehmen. Eine derartige Aufstellung individueller Daten sollte bzw. könnte weitere Punkte umfassen: Zum einen das letzte Umfeld, in dem der Patient/ die Patientin verstarb, also ob er oder sie in häuslicher Umgebung oder im Krankenhaus den letzten Abschnitt des Lebens verbrachte. Weiterhin sind Parameter wie das Stadium der Erkrankung, die erhaltene Therapie - hier ist die Frage nach eventuellen Operationen essentiell - oder der mentale Zustand des Erkrankten entscheidend.

Daneben bestehen weitere Ereignisse, die nicht allgemein gefeiert werden und einen noch stärkeren Willen, diese zu erleben, induzieren könnten. Beispiele dafür sind Einschulungen von Kindern oder Enkeln, oder deren Geburtstag und Hochzeiten. Hier könnten sich weit stärkere Effekte offenbaren, doch ließen sich solche Aspekte wiederum besser in einer prospektiven Studie berücksichtigen.

Ein weiterer entscheidender Kritikpunkt betrifft die angegebenen Todesursachen. Wie

verschiedene Untersuchungen fanden, sind diese nur in 25% bzw. bis zu 65% der Fälle mit der tatsächlichen Ursache kongruent. Dies zeigten Nielsen et al. (Nielsen et al., 1991), in dem die Todesursachen für 433 Fälle nach einer Autopsie reevaluiert wurden und Diskrepanzen in 50% der Fälle zu finden waren. In einer weiteren Untersuchung (Hunt et al., 1993) wurden Todesursachen mit Hilfe von Krankengeschichten durch Ärzte mit passenden fachlichen Qualifikationen bewertet und eine Sensitivität von 42% bei einer Spezifität von 99% berichtet. Eine große Autopsiestudie (Modelmog et al., 1992) verglich die Angaben im Todesschein mit der im Rahmen einer Autopsie identifizierten Ursache in 78.848 Todesfällen. In dieser Arbeit beschrieben die Autoren eine Übereinstimmung von Autopsie und Todesschein von 47%. Mit anderen Worten, es ist zu unterstellen, dass ein nicht unerheblicher Teil der hier einbezogenen Todesfälle gar nicht an einer malignen Erkrankung verstarben. Es ist damit nicht abwegig, zu behaupten, dass sich viele akute Todesursachen in den als chronisch bezeichneten Todesursachen verbergen und somit kurzfristige Verzerrungen der Daten nicht zu verhindern sind.

Es wird eine Herausforderung für zukünftige Forschungen sein, eine prospektive Studie durchzuführen. In einem Review von 18 Arbeiten aus mehr als 30 Jahren (Skala und Freedland, 2004) fanden die Autoren in den bis zu diesem Zeitpunkt durchgeführten Arbeiten keinen überzeugenden Beweis für die Fähigkeit, den Tod zu verschieben. In den bisherigen Veröffentlichungen wiesen nur einzelne Untergruppen eine signifikante Verlagerung des Todeszeitpunktes auf und die Angaben zwischen verschiedenen Arbeiten waren widersprüchlich. Außerdem hat es bisher keine schlüssigen Erklärungen anhand eines biopsychologischen Modells gegeben. Gleichzeitig unterstrichen Skala und Freedland, dass diese Problematik kaum in einer retrospektiv gestalteten Studie zu lösen wäre. Sie halten also eine prospektive Studie mit im Vorfeld aufgestellten Hypothesen für unerlässlich. Diese Notwendigkeit steht außer Frage, doch wäre ein derartiges Protokoll sehr aufwendig und eine erforderliche große Fallzahl kaum zu realisieren. Außerdem ist es fraglich, ob eine ausreichend große Patientenzahl in eine solche Erhebung einwilligen würde. Aus diesem Grund ist es notwendig, Subgruppen und Feiertage zu detektieren, die ein Potential für überzeugende Effekte in einer prospektiven Arbeit haben. Hier kann der Beitrag dieser Arbeit liegen.

6 Zusammenfassung und Schlussfolgerung

Bezug nehmend auf die eingangs aufgestellten Hypothesen lässt sich anhand der hier untersuchten Daten schlussfolgern, dass zumindest für die Ereignisse Geburtstag, Ostern und Rosenmontag, sowie der islamischen Feste keine Hinweise für ein Verschieben des Todes gefunden werden konnte (Hypothese 1). Im Gegenteil, für Weihnachten wurde ein Vorziehen des Todeszeitpunktes beobachtet, was im Einklang mit der Hypothese 2 ist. Im Fall von Weihnachten als bedeutendes Fest sind die Effekte am konsistentesten, während Rosenmontag

mit einer deutlich geringeren Popularität nahezu keine Effekte offenbarte (Hypothese 3). Bei der geringen Anzahl von untersuchten Festtagen lässt sich diese Hypothese allerdings nicht abschließend nachvollziehen. Für alle Feiertage wurde eine geringe Effektgröße geschätzt, die deutlich hinter anderen Arbeiten zurückbleibt. Wenn also ein Vorziehen des Todes, wie im Fall von Weihnachten, vorliegt, so erscheint der Effekt anhand der hier genutzten Daten gering. Über alle onkologischen Todesfälle zeigen nur 0,64 % der Todesfälle um Weihnachten ein Vorziehen des Todes.

Zur praktischen Bedeutung der Ergebnisse lässt sich festhalten, dass eine angemessene Gestaltung der Umgebung von Sterbenden und die Vermeidung von Disstress vor Feiertagen von außerordentlicher Bedeutung sind. Die Aussicht auf positiv bewertete Ereignisse bzw. das Treffen der Familie kann hoffnungsvolle Gefühle implizieren. Die Gedanken des Sterbenden über die Zukunft und soziale Beziehungen sind also von zentraler Wichtigkeit. Besonders die Wochen vor Weihnachten scheinen für Sterbende eine sehr vulnerable Phase zu sein. Hier ist es unerlässlich, Pflege und Therapie nicht zu unterbrechen und sich mit dem emotionalen Erleben des Sterbenden eingehender zu befassen.

Literaturverzeichnis

Ajdacic-Gross V, Knöpfli D, Landolt K, Gostynski M, Engelter S T, Lyrer P A, et al. (2009) Death has a preference for birthdays-an analysis of death time series. *Ann Epidemiol* 22(3): 603-606.

Alderson M (1975) Relationship between month of birth and month of death in the elderly. *Br J Prev Soc Med* 29:151–156.

Allen-Mersh T, Earlam S, Fordy C, Abrams K, Houghton J (1994) Quality of life and survival with continuous hepatic-artery floxuridine infusion for colorectal liver metastases. *The Lancet* 344:1255-1260.

Angermeyer M C, Kühn L, Osterwald P (1987) Birthday and date of death. *J Epidemiol Community Health* 41:121–126.

Anson J, Anson O (2001) Death rests a while: holy day and Sabbath effects on Jewish mortality in Israel. *Soc Sci Med* 52:83-97.

Anson O, Anson J (1997) Surviving the holidays: gender differences in mortality in the context of three Moslem holidays. *Sex Roles* 37:381–399.

Basdekis A. *Die Orthodoxe Kirche. Eine Handreichung für nicht-orthodoxe und orthodoxe Christen und Kirchen.* 4. Aufl. Lembeck, Frankfurt, 2001, S.11-76.

Bell C M, Redelmeier D A (2001) Mortality among patients admitted to hospitals on weekends as compared with weekdays. *N. Engl. J. Med* 345:663–668.

Boer MF de, Ryckman RM, Pruyn JF, van den Borne HW (1999) Psychosocial correlates of cancer relapse and survival: a literature review. *Patient Educ Couns* 37: 215–30.

Brenner H (2002) Long-term survival rates of cancer patients achieved by the end of the 20th century: a period analysis. *Lancet* 360:1131–1135.

Brown J K, Knapp T R (1995) Do people with cancer postpone death to celebrate special occasions? *Cancer Pract* 3:351–355.

Butler LD, Koopman C, Cordova MJ, Garlan RW, DiMiceli S, Spiegel D (2003) Psychological distress and pain significantly increase before death in metastatic breast cancer patients. *Psychosom Med* 65:416-426.

Byers B, Zeller R A, Byers P Y (1991) Birthdate and mortality: an evaluation of the death-dip/death-rise. *Sociol Focus* 24:13–28.

Clopper CJ, Pearson ES. The use of confidence or fiducial limits illustrated in the case of the binomial. *Biometrika* 1934;26: 404–13.

Coleman M P, Rachet B, Woods L M, Mitry E, Riga M, Cooper N, et al. (2004) Trends and socioeconomic inequalities in cancer survival in England and Wales up to 2001. *Br. J. Cancer* 90:1367–1373.

Deutsche Gesellschaft für Geriatrie. Was ist Geriatrie? Online verfügbar unter <http://www.dggeriatrie.de/nachwuchs/was-ist-geriatrie.html>. zuletzt geprüft am 23.11.2011.

Deutsches Institut für Medizinische Dokumentation und Information [a]. ICD-10 Internationale Klassifikation der Krankheiten 10. Revision. Online verfügbar unter <http://www.dimdi.de/static/de/klassi/diagnosen/icd10/index.htm>. zuletzt geprüft am 14.02.2012.

Deutsches Institut für Medizinische Dokumentation und Information [b]. ICD-9 - Internationale Klassifikation der Krankheiten, 9. Revision. Online verfügbar unter <http://www.dimdi.de/static/de/klassi/diagnosen/alt/basis9.htm>, zuletzt geprüft am 25.02.2012.

Deutsches Institut für Medizinische Dokumentation und Information [c]. Internationale statistische Klassifikation der Krankheiten und verwandter Gesundheitsprobleme 10. German Modification Version 2011. Online verfügbar unter <http://www.dimdi.de/static/de/klassi/diagnosen/icd10/htmlgm2011/index.htm>, zuletzt geprüft am 25.02.2012..

Forschungsdatenzentrum. Datenangebot | Todesursachenstatistik. Online verfügbar unter <http://www.forschungsdatenzentrum.de/bestand/todesursachen/index.asp>. zuletzt aktualisiert am 04.10.2012.

Garssen B (2004) Psychological factors and cancer development: evidence after 30 years of research. *Clin Psychol Rev* 24:315–338.

Grigsby J (1985) Special occasions, stress, and mortality: do people tend to die during their birth month? *Soc Biol* 32:102–114.

Hairon N (2008) How christmas festivities and pressures can damage health and well-being. *Nurs Times* 104:33–34.

Hanratty B, Addington-Hall J, Arthur A, Cooper L, Grande G, Payne S et al. (2013) What is different about living alone with cancer in older age? A qualitative study of experiences and preferences for care. *BMC Fam Pract* 14:22.

Haug S, Müssig S, Sticks A. *Muslimisches Leben in Deutschland*. 1. Aufl. Bundesamt für Migration und Flüchtlinge, Nürnberg, 2009, S. 59-84.

- Healy J D (2003) Excess winter mortality in Europe: a cross country analysis identifying key risk factors. *J Epidemiol Community Health* 57:784–789.
- Hillard J R, Buckman J (1982) Christmas depression. *JAMA* 248:3175–3176.
- Hunt L W, Silverstein M D, Reed C E, O'Connell E J, O'Fallon W M, Yunginger J W (1993) Accuracy of the death certificate in a population-based study of asthmatic patients. *JAMA* 269:1947–1952.
- Husmann G, Kaatsch P, Katalinic A, Bertz J, Haberland J, Kraywinkel K et al.: Krebs in Deutschland 2005/2006 In: Robert-Koch-Institut und die Gesellschaft der epidemiologischen Krebsregister in Deutschland e.V. (Hrsg): Häufigkeiten und Trends 7.Aufl. Gesundheitsberichterstattung des Bundes, Berlin, 2010, S. 19-104
- Hillard JR, Holland JM, Ramm D (1981) Christmas and psychopathology. Data from a psychiatric emergency room population. *Archives of general psychiatry*. 38:1377-1381.
- Keatinge W R (2002) Winter mortality and its causes. *Int J Circumpolar Health* 61:292–299.
- Keatinge W R, Donaldson G C (2005) Changes in mortalities and hospital admissions associated with holidays and respiratory illness: implications for medical services. *J Eval Clin Pract* 11:275–281.
- Kloner R A (2005) The "Merry Christmas Coronary" and "Happy New Year Heart Attack" phenomenon. *Circulation* 110:3744–3745.
- Latimer E (1985) The meaning of christmas to the seriously ill. *Can Fam Physician* 31:2212–2213.
- Lewis S, Clarke M (2001) Forest plots: trying to see the wood and the trees. *BMJ* 322:1479-1480.
- Lowe DB, Storkus WJ (2011) Chronic inflammation and immunologic-based constraints in malignant disease. *Immunotherapy*. 3:1265-1274.
- Milne E M G (2005) Mortality spike at New Year but not Christmas in North East England. *Eur. J. Epidemiol* 20:849–854.
- Modelmog D, Rahlenbeck S, Trichopoulos D (1992) Accuracy of death certificates: a population-based, complete-coverage, one-year autopsy study in East Germany. *Cancer Causes Control* 3:541–546.
- Nielsen G P, Björnsson J, Jonasson J G (1991) The accuracy of death certificates. Implications for health statistics. *Virchows Arch A Pathol Anat Histopathol* 419:143–146.

- Phillips D P, Feldman K A (1973) A dip in deaths before ceremonial occasions: some new relationships between social integration and mortality. *Am Sociol Rev* 38:678–696.
- Phillips DP, King EW (1988) Death takes a holiday: mortality surrounding major social occasions. *Lancet* 2:728-732.
- Phillips D P, Smith D G (1990) Postponement of death until symbolically meaningful occasions. *JAMA* 263:1947–1951.
- Phillips D P, van Voorhees C A, Todd R E (1992) The Birthday: Lifeline or Deadline? *Psychosom Med* 66:532–542.
- Phillips D P, Jarvinen J R, Abramson I S, Phillips R R (2004) Cardiac mortality is higher around Christmas and New Year's than at any other time: the holidays as a risk factor for death. *Circulation* 110:3781–3788.
- Phillips D, Barker G E, Brewer K M (2010) Christmas and New Year as risk factors for death. *Soc Sci Med* 71:1463–1471.
- Physikalisch-Technische Bundesanstalt. Wann ist Ostern? Online verfügbar unter <http://www.ptb.de/cms/fachabteilungen/abt4/fb-44/ag-441/darstellung-der-gesetzlichen-zeit/wann-ist-ostern.html>, 2011, zuletzt geprüft am 06.12.2011.
- Roger J H (1977) An explanation for the observed increase in mortality after a birthday in people over 75 years old. *Br J Prev Soc Med* 31:62–64.
- Saposnik G, Baibergenova A, Dang J, Hachinski V (2006) Does a birthday predispose to vascular events? *Neurology* 67:300–304.
- SAS Institute Inc.: SAS/Genetics 9.2 user's guide. 2nd ed. SAS Institute Inc., Cary, N.C., 2008, S. 970-985.
- Schimmel A, Das islamische Jahr. Zeiten und Feste. 3. Aufl. Beck, München, 2010, S. 11-96.
- Schwartz B G, Mayeda G S, Burstein S, Economides C, Kloner R A (2010) When and why do heart attacks occur? Cardiovascular triggers and their potential role. *Hosp Pract (Minneap)* 38:144–152.
- Shimizu M, Pelham B W (2008) Postponing a Date with the Grim Reaper: Ceremonial Events and Mortality. *Basic and Applied Social Psychology* 30:36–45.
- Skala J A, Freedland K E (2004) Death takes a raincheck. *Psychosom Med* 66:382–386.
- Smith G (2004) Asian-American deaths near the Harvest Moon Festival. *Psychosom Med* 66:378–381.
- Stumpfe K D (1983) Psychosomatische Beziehung zwischen Todestag und Geburtstag. Aktuelle

Gerontol 13:244–247.

Time and Date. Orthodox Easter Day in Russia. Online verfügbar unter <http://www.timeanddate.com/holidays/russia/easter-day>, zuletzt geprüft am 06.12.2011.

Walker L, Walker L D (1990) Anniversary Reaction: Important Events and Timing of Death in a Group of Roman Catholic Priests. *Omega (Westport)* 21:69–74.

Weiß C. Basiswissen Medizinische Statistik. 3. Aufl. Springer Medizin Verlag, Berlin, Heidelberg, 2005, S.235-247.

Wium-Andersen MK, Ørsted DD, Nielsen SF, Nordestgaard BG (2013) Elevated C-reactive protein levels, psychological distress, and depression in 73, 131 individuals. *JAMA psychiatry*. 70:176-184.

Wright P, Smith A, Booth L, Winterbottom A, Kiely M, Velikova G et al. (2005) Psychosocial difficulties, deprivation and cancer: three questionnaire studies involving 609 cancer patients. *Br J Cancer*. 93:622-626.

Young D C, Hade E M (2004) Holidays, birthdays, and postponement of cancer death. *JAMA* 292:3012–3016.

Zinzius B. China-Handbuch für Manager: Kultur, Verhalten und Arbeiten im Reich der Mitte. Springer, Berlin, 2007, S.65-67

Anhang

Gruppen	Untergruppen	Vor Erg.	Nach Erg.	Rel. Risiko [KI]	Fälle davor	danach	Aufg. Fälle absol. 1/1000	NNO	p-Wert Binomial	p-Wert Interak.
Alle	Alle			0.999 [0.989, 1.009]	62372	62275	-48.5	-2570	0.786	
	Geschlecht			0.999 [0.985, 1.013]	29710	29651	-29.5	-2012	0.812	0.946
Alter	Männer			0.999 [0.986, 1.013]	32663	32623	-20	-3264	0.879	
	> 80 J.			0.996 [0.977, 1.015]	16769	16638	-65.5	-510	0.477	0.087
Malignität	75-80 J.			0.998 [0.973, 1.023]	9583	9547	-18	-1063	0.800	
	70-75 J.			0.996 [0.971, 1.021]	9687	9616	-35.5	-544	0.614	
	65-70 J.			0.987 [0.961, 1.013]	8736	8515	-110.5	-156	0.094	
	60-65 J.			0.997 [0.967, 1.027]	6545	6509	-18	-725	0.759	
	55-60 J.			1.009 [0.973, 1.045]	4565	4647	41	225	0.399	
	50-55 J.			1.014 [0.968, 1.060]	2795	2876	40.5	140	0.288	
	45-50 J.			1.015 [0.957, 1.073]	1755	1809	27	132	0.375	
	40-45 J.			1.027 [0.947, 1.106]	930	981	25.5	75	0.253	
	< 40 J.			1.059 [0.984, 1.133]	1009	1135	63	34	0.007*	
	Hoch			0.992 [0.975, 1.010]	18779	18499	-140	-266	0.148	0.194
Familienst.	Mittel			1.001 [0.980, 1.022]	13633	13653	10	4	0.908	
	Gering			0.995 [0.971, 1.018]	10869	10752	-58.5	-370	0.430	
	Nicht def.			1.007 [0.990, 1.025]	19091	19371	140	275	0.155	0.003
	Geschieden			0.989 [0.953, 1.025]	4679	4575	-52	-178	0.284	
Religion	Verwitwet			0.991 [0.973, 1.009]	19027	18683	-172	-219	0.077	
	Verheiratet			1.001 [0.987, 1.014]	34094	34139	22.5	3033	0.866	
	Ledig			1.032 [0.997, 1.068]	4555	4858	151.5	62	0.002*	
	Nicht-relig.			0.999 [0.978, 1.021]	12792	12779	-6.5	-3934	0.940	0.705
Reg.: N-S	Andere			0.983 [0.919, 1.047]	1476	1427	-24.5	-118	0.373	
	Kathol.			1.002 [0.985, 1.019]	21208	21294	43	988	0.680	
	Evangel.			0.999 [0.983, 1.014]	25270	25210	-30	-1683	0.793	
	Unbekannt			0.981 [0.920, 1.042]	1626	1565	-30.5	-105	0.288	
	Nord			0.994 [0.974, 1.013]	16043	15836	-103.5	-308	0.249	0.447
Reg.: W-O	Zentral			1.000 [0.987, 1.013]	34583	34607	12	5766	0.930	
	Süd			1.004 [0.981, 1.026]	11745	11833	44	536	0.571	
	Ost			0.991 [0.970, 1.012]	13336	13098	-119	-222	0.145	0.132
	West			1.001 [0.990, 1.012]	49036	49177	70.5	1393	0.655	

Abbildung A1: Ergebnisse Geburtstag nach Bonferroni-Korrektur (zweiwöchiger Beobachtungszeitraum)

Abkürzungen: Erg.= Ereignis, Nicht def.=Nicht definiert, Aufg. absol.= Aufgeschoben absolut, Nicht-relig.=Nicht-religiös, J.=Jahr, KI=95% Konfidenzintervall, NNO=number needed to observe, Reg.=Region, W=West, N=Nord, S=Süd, W=West, O=Ost, Interak.=Interaktion, *=signifikant nach Bonferroni-Korrektur

Gruppen	Untergruppen	Vor Erg.	Nach Erg.	Rel. Risiko [KI]	Fälle davor	danach	Aufg. Fälle absol. 1/1000	NNO	p-Wert Binomial	p-Wert Interak
Alle	Alle			0.987 [0.978, 0.997]	63817	62209	-804 -6.4	-157	<0.001**	
	Frauen			0.984 [0.970, 0.998]	30492	29554	-469 -7.8	-128	<0.001**	0.332
	Männer			0.990 [0.976, 1.003]	33325	32655	-335 -5.1	-197	0.009*	
Alter	> 80 J.			0.984 [0.966, 1.003]	18383	17821	-281 -7.8	-129	0.003*	0.267
	75-80 J.			0.983 [0.959, 1.008]	10070	9739	-165.5 -8.4	-120	0.019*	
	70-75 J.			0.981 [0.956, 1.005]	9961	9583	-189 -9.7	-103	0.007*	
	65-70 J.			0.995 [0.968, 1.021]	8499	8412	-43.5 -2.6	-389	0.508	
	60-65 J.			0.992 [0.961, 1.022]	6402	6295	-53.5 -4.2	-237	0.347	
	55-60 J.			0.990 [0.953, 1.027]	4378	4293	-42.5 -4.9	-204	0.367	
	50-55 J.			1.013 [0.966, 1.060]	2616	2685	34.5 6.5	154	0.350	
	45-50 J.			0.998 [0.938, 1.059]	1644	1639	-2.5 -0.8	-1313	0.944	
	40-45 J.			0.939 [0.859, 1.019]	981	868	-56.5 -30.6	-33	0.009*	
	< 40 J.			0.996 [0.913, 1.079]	882	875	-3.5 -2	-502	0.886	
Malignität	Hoch			0.987 [0.969, 1.005]	18952	18460	-246 -6.6	-152	0.011*	0.430
	Mittel			0.980 [0.959, 1.001]	13960	13420	-270 -9.9	-101	0.001*	
	Gering			0.986 [0.963, 1.009]	11207	10897	-155 -7	-143	0.038*	
	Nicht def.			0.993 [0.976, 1.011]	19698	19432	-133 -3.4	-294	0.180	
Familienst.	Geschieden			0.988 [0.952, 1.023]	4797	4680	-58.5 -6.2	-162	0.233	0.267
	Verwitwet			0.984 [0.966, 1.001]	19616	18987	-314.5 -8.1	-123	0.001*	
	Verheiratet			0.986 [0.973, 1.000]	34665	33738	-463.5 -6.8	-148	<0.001**	
	Ledig			1.006 [0.971, 1.042]	4731	4790	29.5 3.1	323	0.552	0.177
	Nicht-relig.			0.979 [0.958, 1.000]	13436	12886	-275 -10.4	-96	<0.001*	
Religion	Andere			0.976 [0.898, 1.054]	1014	966	-24 -12.1	-83	0.291	
	Kathol.			0.988 [0.972, 1.005]	21979	21473	-253 -5.8	-172	0.015*	
	Evangel.			0.989 [0.973, 1.004]	25781	25202	-289.5 -5.7	-176	0.010*	
	Unbekannt			1.023 [0.962, 1.083]	1607	1682	37.5 11.4	88	0.197	
	Nord			0.987 [0.968, 1.006]	16332	15908	-212 -6.6	-152	0.018*	0.979
Reg.: N-S	Zentral			0.988 [0.975, 1.001]	35610	34747	-431.5 -6.1	-163	0.001*	
	Süd			0.986 [0.964, 1.009]	11875	11554	-160.5 -6.9	-146	0.037*	
	Ost			0.984 [0.963, 1.005]	13644	13217	-213.5 -7.9	-126	0.009*	0.562
Reg.: W-O	West			0.988 [0.977, 0.999]	50173	48992	-590.5 -6	-168	<0.001**	

Abbildung A2: Ergebnisse Weihnachten nach Bonferroni-Korrektur (zweiwöchiger Beobachtungszeitraum)

Abkürzungen: Erg.= Ereignis, Nicht def.=Nicht definiert, Aufg. absol.= Aufgeschoben absolut, Nicht-relig.=Nicht-religiös, J.=Jahr, KI=95% Konfidenzintervall, NNO=number needed to observe, Reg.=Region, W=West, N=Nord, S=Süd, W=West, O=Ost, Interak.=Interaktion, *=signifikant nach Bonferroni-Korrektur

Gruppen	Untergruppen	Vor Erg.	Nach Erg.	Rel. Risiko [KI]	Fälle davor	danach	Aufg. Fälle absol. 1/1000	NNO	p-Wert Binomial	p-Wert Interak.
Alle	Alle			0.993 [0.983, 1.003]	61189	60381	-404 -3.3	-301	0.021*	
	Geschlecht			0.993 [0.978, 1.007]	29248	28826	-211 -3.6	-275	0.081	0.836
	Männer			0.994 [0.980, 1.008]	31941	31555	-193 -3	-329	0.127	
Alter	> 80 J.			0.998 [0.980, 1.017]	17421	17362	-29.5 -0.8	-1179	0.756	0.140
	75-80 J.			0.978 [0.952, 1.003]	9588	9167	-210.5 -11.2	-89	0.002*	
	70-75 J.			1.004 [0.979, 1.029]	9259	9335	38 2	489	0.582	
	65-70 J.			0.994 [0.967, 1.020]	8390	8285	-52.5 -3.1	-318	0.421	
	60-65 J.			0.980 [0.949, 1.011]	6290	6047	-121.5 -9.8	-102	0.029*	
	55-60 J.			0.994 [0.956, 1.032]	4244	4194	-25 -3	-338	0.594	
	50-55 J.			1.003 [0.955, 1.051]	2592	2609	8.5 1.6	612	0.824	
	45-50 J.			0.974 [0.913, 1.035]	1653	1568	-42.5 -13.2	-76	0.139	
	40-45 J.			1.015 [0.931, 1.099]	843	869	13 7.6	132	0.546	
	< 40 J.			1.018 [0.938, 1.099]	910	944	17 9.2	109	0.443	
Malignität	Hoch			0.992 [0.974, 1.010]	18168	17887	-140.5 -3.9	-257	0.140	0.661
	Mittel			0.993 [0.971, 1.014]	13453	13254	-99.5 -3.7	-268	0.226	
	Gering			0.988 [0.964, 1.011]	10810	10550	-130 -6.1	-164	0.076	
Familienst.	Nicht def.			0.998 [0.980, 1.016]	18758	18690	-34 -0.9	-1101	0.729	
	Geschieden			1.020 [0.983, 1.056]	4375	4550	87.5 9.8	102	0.065	0.047
	Verwitwet			0.991 [0.974, 1.009]	18742	18422	-160 -4.3	-232	0.098	
	Verheiratet			0.990 [0.976, 1.003]	33454	32767	-343.5 -5.2	-193	0.008*	
	Ledig			1.002 [0.966, 1.038]	4608	4629	10.5 1.1	880	0.835	
Religion	Nicht-relig.			1.004 [0.982, 1.026]	12439	12536	48.5 1.9	515	0.544	0.148
	Andere			1.017 [0.935, 1.098]	880	910	15 8.4	119	0.493	
	Kathol.			0.990 [0.973, 1.007]	21224	20816	-204 -4.9	-206	0.047*	
	Evangel.			0.992 [0.976, 1.007]	25003	24586	-208.5 -4.2	-238	0.062	
Reg.: N-S	Unbekannt			0.965 [0.904, 1.027]	1643	1533	-55 -17.3	-58	0.053	
	Nord			0.992 [0.973, 1.012]	15672	15437	-117.5 -3.8	-265	0.185	0.224
	Zentral			0.990 [0.977, 1.004]	34143	33490	-326.5 -4.8	-207	0.012*	
Reg.: W-O	Süd			1.004 [0.981, 1.026]	11374	11454	40 1.8	571	0.601	
	Ost			0.995 [0.974, 1.017]	13088	12962	-63 -2.4	-413	0.439	0.742
	West			0.993 [0.982, 1.004]	48101	47419	-341 -3.6	-280	0.028*	

Abbildung A3: Ergebnisse Ostern nach Bonferroni-Korrektur (zweiwöchiger Beobachtungszeitraum)

Abkürzungen: Erg.= Ereignis, Nicht def.=Nicht definiert, Aufg. absol.= Aufgeschoben absolut, Nicht-relig.=Nicht-religiös, J.=Jahr, KI=95% Konfidenzintervall, NNO=number needed to observe, Reg.=Region, W=West, N=Nord, S=Süd, W=West, O=Ost, Interak.=Interaktion, *=signifikant nach Bonferroni-Korrektur

Gruppen	Untergruppen	Vor Erg.	Nach Erg.	Rel. Risiko [KI]	Fälle davor	danach	Aufg. Fälle absol. 1/1000	NNO	p-Wert Binomial	p-Wert Interak
Alle	Alle			1.003 [0.993, 1.013]	63506	63901	197.5	1.6	645	0.270
	Geschlecht									
	Frauen			1.005 [0.991, 1.019]	30488	30777	144.5	2.4	424	0.245
	Männer			1.002 [0.988, 1.015]	33019	33123	52	0.8	1272	0.689
Alter	> 80 J.			0.999 [0.981, 1.017]	18298	18278	-10	-0.3	-3658	0.921
	75-80 J.			1.006 [0.981, 1.031]	9586	9708	61	3.2	316	0.384
	70-75 J.			0.998 [0.974, 1.023]	9711	9679	-16	-0.8	-1212	0.824
	65-70 J.			1.010 [0.984, 1.036]	8611	8791	90	5.2	193	0.175
	60-65 J.			0.994 [0.964, 1.024]	6503	6425	-39	-3	-331	0.498
	55-60 J.			1.017 [0.981, 1.053]	4502	4656	77	8.4	119	0.110
	50-55 J.			1.012 [0.965, 1.059]	2647	2713	33	6.2	162	0.375
	45-50 J.			0.987 [0.928, 1.046]	1734	1689	-22.5	-6.6	-152	0.452
	40-45 J.			1.001 [0.921, 1.080]	945	946	0.5	0.3	3782	1.000
	< 40 J.			1.023 [0.945, 1.100]	970	1015	22.5	11.3	88	0.323
Malignität	Hoch			1.002 [0.984, 1.020]	18825	18893	34	0.9	1109	0.730
	Mittel			1.004 [0.983, 1.024]	13859	13962	51.5	1.9	540	0.541
	Gering			1.007 [0.984, 1.030]	11216	11379	81.5	3.6	277	0.281
	Nicht def.			1.002 [0.984, 1.019]	19607	19666	29.5	0.8	1331	0.770
	Geschieden			1.017 [0.982, 1.053]	4659	4822	81.5	8.6	116	0.096
Familienst.	Verwitwet			1.003 [0.986, 1.021]	19387	19514	63.5	1.6	613	0.523
	Verheiratet			0.999 [0.986, 1.012]	34756	34704	-26	-0.4	-2672	0.847
	Ledig			1.015 [0.980, 1.051]	4688	4835	73.5	7.7	130	0.135
	Nicht-relig.			1.000 [0.979, 1.022]	12678	12688	5	0.2	5073	0.955
	Andere			1.033 [0.969, 1.096]	1436	1533	48.5	16.3	61	0.078
Religion	Kathol.			1.002 [0.986, 1.019]	21770	21871	50.5	1.2	864	0.632
	Evangel.			1.001 [0.986, 1.016]	25910	25963	26.5	0.5	1957	0.819
	Unbekannt			1.037 [0.979, 1.095]	1713	1845	66	18.5	54	0.028*
	Nord			0.999 [0.980, 1.018]	16506	16484	-11	-0.3	-2999	0.908
	Zentral			1.007 [0.994, 1.020]	35040	35504	232	3.3	304	0.081
Reg.: N-S	Süd			0.998 [0.976, 1.020]	11960	11913	-23.5	-1	-1016	0.766
	Ost			1.009 [0.988, 1.030]	13194	13432	119	4.5	224	0.146
	West			1.002 [0.991, 1.012]	50312	50469	78.5	0.8	1284	0.623
	West			1.002 [0.991, 1.012]	50312	50469	78.5	0.8	1284	0.623
	West			1.002 [0.991, 1.012]	50312	50469	78.5	0.8	1284	0.623

Abbildung A4: Ergebnisse Rosemontag nach Bonferroni-Korrektur (zweiwöchiger Beobachtungszeitraum)

Abkürzungen: Erg.= Ereignis, Nicht def.=Nicht definiert, Aufg. absol.= Aufgeschoben absolut, Nicht-relig.=Nicht-religiös, J.=Jahr, KI=95% Konfidenzintervall, NNO=number needed to observe, Reg.=Region, W=West, N=Nord, S=Süd, W=West, O=Ost, Interak.=Interaktion, *=signifikant nach Bonferroni-Korrektur

Gruppen	Untergruppen	Vor Erg.	Nach Erg.	Rel. Risiko	[KI]	Fälle Davor	Danach	Aufg. Fälle absol.	1/1000	NNO	Binomial p-Wert	Fisher-ex p-Wert	p-Wert Interak.
Alle	Alle VG			0.996	[0.989, 1.002]	133966	132839	-563.5	-2.1	-473	0.029*		
	Musl			1.013	[0.919, 1.108]	663	681	9	6.7	149	0.643	0.529	
Geschlecht	Frauen VG			0.998	[0.988, 1.008]	63860	63606	-127	-1	-1004	0.479		
	Musl			0.988	[0.820, 1.157]	214	209	-2.5	-5.9	-169	0.846	0.846	
	Männer VG			0.994	[0.985, 1.003]	70106	69233	-436.5	-3.1	-319	0.019*		
	Musl			1.025	[0.911, 1.139]	449	472	11.5	12.5	80	0.469	0.355	
Alter	>= 70J. VG			0.996	[0.988, 1.005]	79478	78891	-293.5	-1.9	-540	0.141		0.755
	Musl			0.996	[0.784, 1.209]	133	132	-0.5	-1.9	-530	1.000	1.000	
Malignität	< 70J. VG			0.995	[0.985, 1.005]	54488	53948	-270	-2.5	-402	0.102		
	Musl			1.018	[0.912, 1.123]	530	549	9.5	8.8	114	0.584	0.463	
Malignität	Hoch VG			0.996	[0.983, 1.008]	39725	39384	-170.5	-2.2	-464	0.227		0.142
	Musl			1.055	[0.908, 1.201]	265	296	15.5	27.6	36	0.205	0.162	
Malignität	Mittel VG			0.996	[0.982, 1.011]	29366	29156	-105	-1.8	-557	0.388		
	Musl			1.107	[0.837, 1.367]	75	93	9	53.6	19	0.190	0.164	
Malignität	Gering VG			0.998	[0.982, 1.014]	23381	23305	-38	-0.8	-1229	0.729		
	Musl			0.901	[0.627, 1.185]	83	68	-7.5	-49.7	-20	0.255	0.254	
Malignität	N.d. VG			0.994	[0.982, 1.006]	41494	40994	-250	-3	-330	0.082		
	Musl			0.966	[0.805, 1.127]	240	224	-8	-17.2	-58	0.486	0.545	
Familie	Gesch. VG			1.000	[0.976, 1.025]	9975	9982	3.5	0.2	5702	0.966		0.698
	Musl			1.043	[0.683, 1.396]	44	48	2	21.7	46	0.755	0.754	
Familie	Verwit. VG			0.991	[0.979, 1.003]	40812	40068	-372	-4.6	-217	0.009*		
	Musl			1.063	[0.708, 1.406]	45	51	3	31.3	32	0.610	0.540	
Familie	Verhei. VG			0.998	[0.989, 1.007]	73042	72706	-168	-1.2	-868	0.380		
	Musl			1.016	[0.910, 1.122]	522	539	8.5	8	125	0.623	0.558	
Familie	Ledig VG			0.998	[0.973, 1.022]	10102	10056	-23	-1.1	-876	0.751		
	Musl			0.905	[0.564, 1.263]	52	43	-4.5	-47.4	-21	0.412	0.411	
Reg. N-S	Süd VG			0.994	[0.981, 1.008]	34302	33923	-189.5	-2.8	-360	0.148		0.346
	Musl			0.953	[0.781, 1.126]	211	192	-9.5	-23.6	-42	0.370	0.424	
Reg. N-S	Zentral VG			0.996	[0.987, 1.005]	74447	73851	-298	-2	-498	0.122		
	Musl			1.038	[0.910, 1.164]	358	386	14	18.8	53	0.322	0.270	
Reg. N-S	Nord VG			0.997	[0.982, 1.012]	25217	25065	-76	-1.5	-662	0.501		
	Musl			1.046	[0.798, 1.290]	94	103	4.5	22.8	44	0.569	0.521	
Reg. W-O	Ost VG			1.001	[0.987, 1.016]	28421	28488	33.5	0.6	1699	0.782		0.023*
	Musl			1.284	[0.850, 1.648]	24	43	9.5	141.8	7	0.027*	0.027*	
Reg. W-O	West VG			0.994	[0.987, 1.002]	105545	104351	-597	-2.8	-352	0.009*		
	Musl			0.999	[0.902, 1.096]	639	638	-0.5	-0.4	-2554	1.000	0.866	

Abbildung A5: Ergebnisse Opferfest nach Bonferroni-Korrektur (vierwöchiger Beobachtungszeitraum)

Abkürzungen: Erg.= Ereignis, Aufg. absol.= aufgeschoben absolut, KI=95%

Konfidenzintervall, Rel.=Relativ, NNO=number needed to observe, Fisher ex.=Fisher

exakt Test, Interak.=Interaktion, J.=Jahr, Verwit.=Verwitwet, Verhei.=Verheiratet,

N.d.=nicht definiert, VG=Vergleichsgruppe, Musl.=Muslime, Reg.=Region, W=West,

N=Nord, S=Süd, W=West, O=Ost, *=signifikant nach Bonferroni-Korrektur

Gruppen	Untergruppen	Vor Erg.	Nach Erg.	Rel. Risiko [KI]	Fälle Davor	Danach	Aufg. Fälle absol.	1/1000	NNO	Binomial p-Wert	Fisher-ex p-Wert	p-Wert Interak.
Alle	Alle VG			1.004 [0.998, 1.011]	133455	134639	592	2.2	453	0.022*		
	Musl			1.042 [0.944, 1.138]	609	662	26.5	20.8	48	0.145	0.186	
Geschlecht	Frauen VG			1.003 [0.993, 1.012]	64012	64360	174	1.4	738	0.333		
	Musl			1.117 [0.943, 1.287]	177	224	23.5	58.6	17	0.021*	0.024*	0.067
Alter	Männer VG			1.007 [0.997, 1.015]	69443	70279	418	3	334	0.025*		
	Musl			1.006 [0.889, 1.124]	432	438	3	3.4	290	0.865	1.000	
Malignität	>= 70J. VG			1.006 [0.998, 1.015]	79213	80209	498	3.1	320	0.013*		0.626
	Musl			1.013 [0.786, 1.239]	115	118	1.5	6.4	155	0.896	0.948	
Malignität	< 70J. VG			1.002 [0.991, 1.012]	54242	54430	94	0.9	1156	0.571		
	Musl			1.048 [0.940, 1.155]	494	544	25	24.1	42	0.128	0.143	
Malignität	Hoch VG			0.999 [0.987, 1.011]	39850	39750	-50	-0.6	-1592	0.726		0.406
	Musl			0.993 [0.844, 1.141]	275	271	-2	-3.7	-273	0.898	0.898	
Malignität	Mittel VG			1.004 [0.990, 1.018]	29104	29325	110.5	1.9	529	0.363		
	Musl			1.108 [0.829, 1.376]	70	87	8.5	54.1	18	0.201	0.201	
Malignität	Gering VG			1.011 [0.995, 1.027]	23233	23768	267.5	5.7	176	0.014*		
	Musl			1.022 [0.726, 1.315]	67	70	1.5	10.9	91	0.864	0.932	
Malignität	N.d. VG			1.006 [0.994, 1.018]	41268	41796	264	3.2	315	0.067		
	Musl			1.086 [0.918, 1.251]	197	234	18.5	42.9	23	0.083	0.101	
Familie	Gesch. VG			1.004 [0.979, 1.028]	9973	10046	36.5	1.8	548	0.611		0.289
	Musl			1.000 [0.550, 1.450]	28	28	0	0	.	1.000	1.000	
Familie	Verwit. VG			1.005 [0.993, 1.017]	40641	41076	217.5	2.7	376	0.129		
	Musl			1.032 [0.675, 1.384]	45	48	1.5	16.1	62	0.836	0.836	
Familie	Verhei. VG			1.005 [0.995, 1.014]	72668	73327	329.5	2.3	443	0.085		
	Musl			1.030 [0.922, 1.136]	509	540	15.5	14.8	68	0.354	0.421	
Familie	Ledig VG			1.001 [0.977, 1.025]	10138	10159	10.5	0.5	1933	0.888		
	Musl			1.260 [0.846, 1.617]	27	46	9.5	130.1	8	0.034*	0.034*	
Reg. N-S	Süd VG			1.005 [0.992, 1.018]	34261	34583	161	2.3	428	0.221		0.371
	Musl			0.981 [0.803, 1.161]	191	184	-3.5	-9.3	-107	0.757	0.679	
Reg. N-S	Zentral VG			1.004 [0.995, 1.013]	74291	74943	326	2.2	458	0.092		
	Musl			1.071 [0.939, 1.201]	322	371	24.5	35.4	28	0.068	0.087	
Reg. N-S	Nord VG			1.004 [0.989, 1.020]	24903	25113	105	2.1	476	0.350		
	Musl			1.054 [0.810, 1.294]	96	107	5.5	27.1	37	0.483	0.483	
Reg. W-O	Ost VG			1.004 [0.989, 1.018]	28262	28478	108	1.9	525	0.367		0.038*
	Musl			1.321 [0.832, 1.712]	18	35	8.5	160.4	6	0.027*	0.027*	
Reg. W-O	West VG			1.005 [0.997, 1.012]	105193	106161	484	2.3	437	0.035*		
	Musl			1.030 [0.930, 1.129]	591	627	18	14.8	68	0.316	0.389	

Abbildung A6: Ergebnisse Zuckerfest nach Bonferroni-Korrektur (vierwöchiger Beobachtungszeitraum)

Abkürzungen: Erg.= Ereignis, Aufg. absol.= aufgeschoben absolut, KI=95% Konfidenzintervall, Rel.=Relativ, NNO=number needed to observe, Fisher ex.=Fisher exakt Test, Interak.=Interaktion, J.=Jahr, Verwit.=Verwitwet, Verhei.=Verheiratet, N.d.=nicht definiert, VG=Vergleichsgruppe, Musl.=Muslime, Reg.=Region, W=West, N=Nord, S=Süd, W=West, O=Ost, *=signifikant nach Bonferroni-Korrektur

Tabellarischer Lebenslauf

Geburtsdatum: 18.September 1985 in Aschersleben

Staatsangehörigkeit: Deutsch

Familienstand: ledig, ein Kind (geb. Juni 2013)

Seit 2013 Wissenschaftlicher Mitarbeiter, Institut für medizinische
Epidemiologie, Biometrik und Informatik, Universität Halle/Saale

Seit 2013 Assistenzarzt, Klinik für Strahlentherapie. Uniklinikum Halle/Saale

Seit 2010 Doktorand, Institut für medizinische Epidemiologie, Biometrik und
Informatik

2011 Praktisches Jahr, u.a. Universitätsklinikum Poznan, Polen

2007-2013 Studium der Wirtschaftswissenschaft, Fernuniversität Hagen;
Abschluss als Bachelor of Science

2007-2012 Studium der Medizin, Universität Halle/Saale, Abschluss Staatsexamen
- Medizin

2005-2007 Studium der Humanmedizin, Universität Würzburg

2005 Zivildienst im Krankenhaus Aschersleben

1996-2005 Gymnasium Aschersleben

Selbstständigkeitserklärung

Hiermit versichere ich, Daniel Medenwald, dass ich diese hier vorliegende Doktorarbeit nur unter Verwendung der angegebenen Quellen und Hilfsmittel angefertigt und wörtliche sowie inhaltliche Zitate als solche kenntlich gemacht habe.

Die Arbeit wurde bisher in gleicher oder ähnlicher Form keiner anderen Prüfungsbehörde vorgelegt und auch noch nicht veröffentlicht.

Daniel Medenwald, Halle/Saale, den 17. April 2014

Erklärungen über frühere Promotionsversuche

Hiermit erkläre ich, dass bei mir keine früheren Promotionsversuche vorliegen.

Daniel Medenwald, Halle/Saale, den 17. April 2014